

**El Préstamo de Valores en España:
Relevancia de la venta en corto y el estado de
ánimo de los inversores en la rentabilidad de
la Bolsa Española.**

**Tesis Doctoral Presentada por:
Raúl Gómez Martínez**

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

Dña. Ana Belén Alonso Conde, Profesora Titular de Universidad de Economía Financiera y Contabilidad, adscrita al Departamento de Economía de la Empresa de la Universidad Rey Juan Carlos; en cumplimiento de lo dispuesto en la normativa vigente que regula el tercer Ciclo de estudios universitarios, la obtención del título de Doctor y otros Estudios de Postgrado, emite el siguiente informe sobre la Tesis Doctoral *“El Préstamo de Valores en España: Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.”*, presentada por el doctorando D. Raúl Gómez Martínez:

Considero que la Tesis Doctoral, por sus aspectos formales y por su contenido, puede ser defendida por el doctorando. Por lo tanto, autorizo al doctorando a llevar a cabo su depósito por cumplir con los requisitos y condiciones necesarias para ello.

Para que conste y surta los efectos oportunos firmo este informe en Madrid a 2 de noviembre de 2011.



Fdo. Dra. Ana Belén Alonso Conde

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

El Préstamo de Valores en España: Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de la Bolsa Española.

**Tesis Doctoral Presentada por:
Raúl Gómez Martínez
Noviembre 2011**

**Universidad Rey Juan Carlos
Madrid**

Facultad de Ciencias Jurídicas y Sociales
Departamento de Economía de la Empresa

Dirección: Dra. Ana Belén Alonso Conde

*El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de
ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.*

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

Índice

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

Índice de Contenidos

CAPÍTULO 1.	INTRODUCCIÓN	15
CAPÍTULO 2.	EL PRÉSTAMO DE VALORES Y LAS VENTAS EN CORTO	25
2.1.	FUNCIONAMIENTO Y CARACTERÍSTICAS DEL PRÉSTAMO DE VALORES.....	27
2.1.1.	<i>Breve historia del préstamo de valores</i>	36
2.1.2.	<i>Concepto de préstamo de valores</i>	42
2.1.3.	<i>Operaciones de préstamo de valores</i>	44
2.1.4.	<i>Prestamistas, intermediarios y tomadores</i>	53
2.1.5.	<i>Formalización del préstamo de valores</i>	65
2.1.6.	<i>Riesgos asociados al préstamo de valores</i>	69
2.2.	SERVICIO DE PRÉSTAMO DE VALORES OFRECIDO POR LAS ENTIDADES ESPAÑOLAS Y COMPARATIVA CON EL ÁMBITO INTERNACIONAL.....	73
2.2.1.	<i>Mercados Nacionales</i>	73
2.2.2.	<i>Mercados Globales</i>	78
2.3.	NORMATIVA DEL PRÉSTAMO DE VALORES.....	100
2.3.1.	<i>Ordenamiento Jurídico</i>	100
2.3.2.	<i>Restricciones a la venta en corto</i>	108
2.3.3.	<i>Penalizaciones</i>	112
2.3.4.	<i>Fiscalidad</i>	116
2.4.	SITUACIÓN ACTUAL DEL PRÉSTAMO DE VALORES.....	117
CAPÍTULO 3.	ANTECEDENTES DEL ESTUDIO	123
3.1.	ESTUDIOS QUE CONSIDERAN EL ESTADO DE ÁNIMO DE LOS INVERSORES Y LAS ANOMALÍAS EN EL COMPORTAMIENTO DE LOS MERCADOS BURSÁTILES.....	125
3.1.1.	<i>Artículos que estudian las anomalías en el comportamiento de los mercados financieros por causas no económicas</i>	125
3.1.2.	<i>Artículos que estudian las anomalías en el comportamiento de los mercados financieros en relación al estado de ánimo de los inversores</i>	129
3.2.	ANTECEDENTES DEL ESTUDIO SOBRE LAS VENTAS EN CORTO.....	135
3.2.1.	<i>Primeros artículos relacionados con la venta en corto</i>	135

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

3.2.2.	<i>Artículos que estudian la relación existente entre la venta en corto y el rendimiento de los valores</i>	144
3.2.3.	<i>Artículos que estudian la relación de la venta en corto y sus restricciones con la eficiencia de los mercados</i>	162
3.2.4.	<i>Artículos que estudian las ventas en corto fuera del mercado americano</i>	174
CAPÍTULO 4. MERCADOS FINANCIEROS Y ESTADO DE ÁNIMO DE LOS INVERSORES		179
4.1.	ESTADÍSTICAS DE BÚSQUEDAS DE GOOGLE (EBG)	182
4.2.	MODELO PROPUESTO: EVOLUCIÓN DE LOS MERCADOS BURSÁTILES EN FUNCIÓN DE EBG	187
4.2.1.	<i>Descripción de las Variables que Componen el Modelo</i>	187
4.2.2.	<i>Datos</i>	190
4.2.3.	<i>Análisis de multicolinealidad entre variables</i>	192
4.2.4.	<i>Estimación y análisis de los modelos definidos</i>	193
4.2.4.1.	Modelo lineal explicativo del índice Dow Jones	193
4.2.4.2.	Modelo lineal explicativo del índice S&P 500	196
4.2.4.3.	Modelo lineal explicativo del índice Nasdaq 100	197
4.2.4.4.	Modelo lineal explicativo del índice Ibex 35	199
4.2.4.5.	Modelo lineal explicativo del índice Dax 30	201
4.2.4.6.	Modelo lineal explicativo del índice Eurostoxx 50	202
4.2.4.7.	Modelo lineal explicativo del índice Nikkei	204
4.2.5.	<i>Resumen de resultados</i>	205
4.3.	REFORMULACIÓN DEL MODELO: EVOLUCIÓN DE LOS MERCADOS BURSÁTILES EN FUNCIÓN DE EBG (SÓLO VARIABLES SIGNIFICATIVAS)	209
4.3.1.	<i>Análisis de multicolinealidad entre variables seleccionadas</i>	209
4.3.2.	<i>Estimación y análisis de los nuevos modelos definidos</i>	211
4.3.2.1.	Modelo lineal ajustado explicativo del índice Dow Jones	211
4.3.2.2.	Modelo lineal ajustado explicativo del índice S&P 500	213
4.3.2.3.	Modelo lineal ajustado explicativo del índice Nasdaq 100	214
4.3.2.4.	Modelo lineal ajustado explicativo del índice Ibex 35	216
4.3.2.5.	Modelo lineal ajustado explicativo del índice Dax 30	218
4.3.2.6.	Modelo lineal ajustado explicativo del índice Eurostoxx 50	219
4.3.2.7.	Modelo lineal ajustado explicativo del índice Nikkei	221
4.3.3.	<i>Resumen de Resultados</i>	223
4.4.	EXTENSIÓN DEL MODELO A LAS VENTAS EN CORTO: EVOLUCIÓN DE LA BOSA EN FUNCIÓN DE EBG “SHORTSELLING”	228

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

4.4.1.	<i>Reformulación del modelo añadiendo la variable "Short Selling"</i>	228
4.4.2.	<i>Estimación y análisis de los nuevos modelos definidos añadiendo la variable "Short Selling"</i>	229
4.4.3.	<i>Resumen de resultados</i>	243
4.5.	ANÁLISIS DE CAUSALIDAD DE GRANGER ENTRE EBG Y LOS MERCADOS BURSÁTILES	245
CAPÍTULO 5. RELEVANCIA DE LA VENTA EN CORTO EN LA RENTABILIDAD DE LA BOLSA ESPAÑOLA.		
	253
5.1.	MODELO PROPUESTO: EVOLUCIÓN DE LOS MERCADOS BURSÁTILES EN FUNCIÓN DEL SALDO DE TÍTULOS PRESTADOS.....	255
5.1.1.	<i>Formulación matemática</i>	259
5.1.2.	<i>Datos</i>	263
5.1.3.	<i>Estimación del modelo propuesto y resultados</i>	264
5.1.3.1.	Estudio del Modelo I para el IBEX-35	264
5.1.3.2.	Estudio del Modelo II para el IBEX-35	269
5.1.3.3.	Estudio del Modelo III para el IBEX-35	271
5.1.3.4.	Estudio del Modelo I para los componentes del IBEX-35.....	273
5.1.3.4.1.	Toda la muestra	274
5.1.3.4.2.	Periodo Alcista	279
5.1.3.4.3.	Periodo Bajista	282
5.1.4.	<i>Interpretación de resultados</i>	285
CAPÍTULO 6. CONCLUSIONES		289
CAPÍTULO 7. BIBLIOGRAFÍA.....		303
CAPÍTULO 8. ANEXOS.....		321
8.1.	ANEXO 1: IBEX 35 AGREGADO. OUTPUT DE REGRESIONES REALIZADAS MODELO I $Y_T = \alpha + \beta X_T + \varepsilon_T$	322
8.2.	ANEXO 2: IBEX 35 AGREGADO. OUTPUT DE REGRESIONES REALIZADAS MODELO II $Y_T = \alpha + \delta X_{T-1} + \varepsilon_T$	325
8.3.	ANEXO 3: IBEX 35 AGREGADO. OUTPUT DE REGRESIONES REALIZADAS MODELO III $Y_T = \alpha + \beta X_T + \delta X_{T-1} + \varepsilon_T$	328
8.4.	ANEXO 4: COMPONENTES DEL IBEX 35. OUTPUT DE REGRESIONES REALIZADAS	332
8.5.	ANEXO 5: TEST DE CAUSALIDAD DE GRANGER.....	418

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

Índice de Ilustraciones

ILUSTRACIÓN 1: RESUMEN DE LA HISTORIA DEL PRÉSTAMO DE VALORES	41
ILUSTRACIÓN 2: OPERACIONES GARANTIZADAS CON VALORES. INICIO DEL PRÉSTAMO	49
ILUSTRACIÓN 3: OPERACIONES GARANTIZADAS CON VALORES. CANCELACIÓN DEL PRÉSTAMO	49
ILUSTRACIÓN 4: OPERACIONES GARANTIZADAS CON EFECTIVO. INICIO DEL PRÉSTAMO	50
ILUSTRACIÓN 5: OPERACIONES GARANTIZADAS CON EFECTIVO. CANCELACIÓN DEL PRÉSTAMO	50
ILUSTRACIÓN 6: PÉRDIDAS Y GANANCIAS DEL PRÉSTAMO DE VALORES	52
ILUSTRACIÓN 7: RENDIMIENTO IBEX Y AEX EN LA WORLD CUP 2010	130
ILUSTRACIÓN 8: MODELO DE DIAMOND Y VERRECCHIA.....	166
ILUSTRACIÓN 9: INTERFACE DE ESTADÍSTICAS DE BÚSQUEDA DE GOOGLE.....	182
ILUSTRACIÓN 10: UTILIDADES DE EBG	184
ILUSTRACIÓN 11: IBEX35 VS EBG “MARKET CRASH”	186
ILUSTRACIÓN 12: RELACIÓN ESPERADA ENTRE SALDO DE TÍTULOS PRESTADOS Y LA BOLSA	261

Índice de Tablas

TABLA 1: RIESGOS ASOCIADOS AL PRÉSTAMO DE VALORES	72
TABLA 2: INFRACCIONES SOBRE ENTREGA FALLIDA DE TÍTULOS	115
TABLA 3: INFRACCIONES SOBRE MANIPULACIÓN DEL MERCADO	116
TABLA 4: PRIMEROS ARTÍCULOS QUE ESTUDIAN LA RELACIÓN DE LA VENTA EN CORTO CON EL RENDIMIENTO DE LOS VALORES	145
TABLA 5: SEGMENTOS UTILIZADOS POR McDONALD (1973).....	147
TABLA 6: PROBABILIDADES RESULTANTES DEL MODELO DE DIAMOND Y VERRECCHIA.....	166
TABLA 7: MATRIZ DE CORRELACIONES EBG MODELO A.....	192
TABLA 8: R ² OBTENIDOS MODELO A.....	206
TABLA 9: RESUMEN DE PARÁMETROS ESTIMADOS MODELO A.....	206
TABLA 10: ORDEN DE RELEVANCIA DE LAS VARIABLES DEL MODELO A	207
TABLA 11: TABLA DE CORRELACIONES MODELO B	210
TABLA 12: RESUMEN DE RESULTADOS MODELO B	223
TABLA 13: ANÁLISIS DE COINTEGRACIÓN “SHORT SELLING”	247
TABLA 14: ANÁLISIS DE COINTEGRACIÓN “CRASH MARKET”	248
TABLA 15: ANÁLISIS DE COINTEGRACIÓN “FINANCIAL MARKET” Y “FINANCIAL ETF”	249

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

TABLA 16: ANÁLISIS DE COINTEGRACIÓN “ECONOMIC CRISIS”	250
TABLA 17: ANÁLISIS DE COINTEGRACIÓN “BEAR MARKET”	250
TABLA 18: RESUMEN ARTÍCULOS SOBRE VENTAS EN CORTO	256
TABLA 19: DESAGREGACIÓN DEL ANÁLISIS SOBRE LA VENTA EN CORTO	263
TABLA 20: RESULTADOS MODELO I DATOS EN €.....	266
TABLA 21: RESULTADOS MODELO I DATOS EN %.....	268
TABLA 22: RESULTADOS MODELO II DATOS EN €.....	270
TABLA 23: RESULTADOS MODELO II DATOS EN %.....	270
TABLA 24: RESULTADOS MODELO III DATOS EN €.....	271
TABLA 25: RESULTADOS MODELO III DATOS EN %.....	273
TABLA 26: RESULTADOS MODELO I COMPONENTES DEL IBEX35 TODA LA MUESTRA	276
TABLA 27: AGRUPACIÓN POR CAPITALIZACIÓN	277
TABLA 28: AGRUPACIÓN POR SECTOR	278
TABLA 29: AGRUPACIÓN POR VOLATILIDAD	278
TABLA 30: RESULTADOS MODELO I COMPONENTES DEL IBEX35 PERIODO ALCISTA	280
TABLA 31: AGRUPACIÓN POR CAPITALIZACIÓN	280
TABLA 32: AGRUPACIÓN POR SECTOR	281
TABLA 33: AGRUPACIÓN POR VOLATILIDAD	281
TABLA 34: RESULTADOS MODELO I COMPONENTES DEL IBEX35 PERIODO BAJISTA	283
TABLA 35: AGRUPACIÓN POR CAPITALIZACIÓN	283
TABLA 36: AGRUPACIÓN POR SECTOR	284
TABLA 37: AGRUPACIÓN POR VOLATILIDAD	284

Índice de Listados

LISTADO 1: MODELO A DJI VS EBG.....	194
LISTADO 2: MODELO A SP500 VS EBG.....	196
LISTADO 3: MODELO A NADAQ100 VS EBG	198
LISTADO 4: MODELO A IBEX35 VS EBG	200
LISTADO 5: MODELO A DAX VS EBG.....	201
LISTADO 6: MODELO A EUOSTOXX50 VS EBG	203
LISTADO 7: MODELO A NIKKEI VS EBG	204
LISTADO 8: MODELO B DJI VS EBG SELECCIONADAS.....	211

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

LISTADO 9: MODELO B SP500 VS EBG SELECCIONADAS.....	213
LISTADO 10: MODELO B NASDAQ100 VS EBG SELECCIONADAS.....	215
LISTADO 11: MODELO B IBEX35 VS EBG SELECCIONADAS.....	216
LISTADO 12: MODELO B DAX VS EBG SELECCIONADAS.....	218
LISTADO 13: MODELO B EUROSTOXX50 VS EBG SELECCIONADAS.....	220
LISTADO 14: MODELO B NIKKEI VS EBG SELECCIONADAS.....	221
LISTADO 15: MODELO C DJI VS EBG + SHORT SELLING.....	231
LISTADO 16: MODELO C SP500 VS EBG + SHORT SELLING	233
LISTADO 17: MODELO C NASDAQ100 VS EBG + SHORT SELLING.....	235
LISTADO 18: MODELO C NIKKEI VS EBG + SHORT SELLING	237
LISTADO 19: MODELO C IBEX, DAX EUROSTOXX VS EBG + SHORT SELLING	242
LISTADO 20: PARÁMETROS OBTENIDOS PARA “SHORT SELLING”	244

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

Capítulo 1. Introducción

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

A partir del año 2008, como consecuencia de la crisis financiera llamada “Crisis Subprime” y de la quiebra de Lehman Brothers, en paralelo a las bruscas caídas de los mercados bursátiles experimentadas, ha ido incrementándose el interés del público en general sobre las ventas en corto y el préstamo de valores (la operativa que las soporta). Este incremento de interés normalmente viene acompañado de una vieja polémica centrada en el papel de los especuladores y su capacidad para influir en la evolución de los mercados, llegándose a prohibir la operativa en corto en algunos mercados o al menos a elevarse el control sobre dichas posiciones cortas, como ocurrió en España.

El estudio de esta tesis doctoral surge a partir de la curiosidad por responder a la siguiente pregunta fruto de la mencionada polémica:

¿Los especuladores tienen capacidad de influir en la evolución de los mercados y provocar la caída de los mismos utilizando posiciones cortas?

En esta tesis doctoral pretendemos realizar un riguroso análisis sobre la operativa del préstamo de valores y las ventas en corto que se instrumentan sobre él. Las conclusiones obtenidas serán fruto de los resultados de modelos econométricos propuestos ad hoc para esta tesis doctoral.

Nuestro análisis estará estructurado en tres niveles:

1. Estudiar en profundidad el préstamo de valores y la venta en corto conociendo la operativa en detalle para identificar las posibilidades y restricciones que ésta ofrece al inversor. Este

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

análisis descriptivo pretende analizar la hipótesis de si el mercado de préstamo de valores español es maduro o presenta restricciones.

Sin perder una perspectiva global, particularizando el estudio para el mercado español, pretendemos identificar:

- a. Oferta de servicios de agentes españoles relacionados con el préstamo de valores y la venta en corto.
- b. Grado de eficiencia del mercado financiero nacional.
- c. Diferencias regulatorias con el ámbito internacional y restricciones a la venta en corto.
- d. Nivel de liquidez de este producto, volumen de operaciones, etc.

Para ello realizaremos una amplia revisión de la literatura económica existente al respecto y seguiremos un método comparativo entre los servicios relacionados con el préstamo de valores ofrecidos por las entidades nacionales y los servicios ofrecidos por entidades internacionales en mercados globales.

Las fuentes a las que hemos recurrido quedan referenciadas a la información publicada por las propias entidades financieras que han sido analizadas, así como a la literatura económica existente al respecto.

Este análisis nos lleva a la conclusión de que el mercado local de préstamo de valores, aunque esta operativa se puede considerar una práctica habitual, no es un mercado maduro. El préstamo de valores no es una práctica extendida y presenta restricciones a su

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

operativa. Esta interpretación coincide con la obtenida en estudios anteriores que valoraban el grado de madurez de distintos mercados (Bris 2003).

2. Ya que hemos comenzado hablando de la opinión pública intentaremos medir la relación entre el estado de ánimo de los inversores (investors mood) y la evolución de los mercados para identificar de una manera analítica cuáles son las pulsiones que determinan la percepción del público de una determinada operativa.

Para ello proponemos un análisis basado en un modelo econométrico en el que las variables explicativas surgen del interés de la población mundial medido a través de las estadísticas de las búsquedas en Internet que se realizan sobre ciertos términos. Las variables explicadas serán los principales índices bursátiles mundiales.

La hipótesis a validar en este análisis sería comprobar si las estadísticas de búsquedas en internet como métrica del sentimiento de preocupación u optimismo de los inversores (investors mood) tienen capacidad explicativa sobre la evolución de los mercados.

Para este análisis utilizamos datos extraídos del servicio gratuito de Estadísticas de Búsquedas de Google (EBG), y datos de cotizaciones de mercado de proveedores como Infobolsa.

Encontramos que las estadísticas de búsquedas en internet tienen una evidente capacidad explicativa si atendemos a los estadísticos R^2 obtenidos en nuestras regresiones, los cuales promedian el 80%, describiendo una clara relación causal en términos de Granger desde las variables explicativas hacia las variables explicadas.

A partir de la conclusión anterior aplicamos el modelo a la relación entre las búsquedas en internet del término “short selling” y la evolución de los mercados, para valorar la hipótesis de si el interés de los inversores por las ventas en corto tiene una relación positiva o negativa sobre la evolución de los mercados.

Las regresiones realizadas para diversos índices bursátiles ofrecen evidencias claras de que existe una relación negativa y estadísticamente significativa entre el interés de los inversores por las ventas en corto y la evolución de los mercados. Es decir, si los inversores se interesan por las ventas en corto, observándose este interés mediante un incremento en las búsquedas en internet del término “short selling”, entonces la bolsa cae y se registran rentabilidades negativas en la evolución de los índices bursátiles analizados.

3. Por último, atendiendo a los resultados del modelo anterior, estudiamos si ese sentimiento del inversor se corresponde con lo que finalmente ocurre en el mercado bursátil español, con el objetivo de validar la hipótesis de una relación negativa entre el

incremento de posiciones cortas y la evolución de los índices bursátiles.

Para ello proponemos un modelo econométrico que analiza la relación existente entre la evolución del mercado bursátil español (variables explicadas), representado a través de las series históricas de las cotizaciones del Ibex35 de manera agregada y de las acciones que lo componen, y el saldo de títulos prestados (variable explicativa), y por tanto las posiciones abiertas de ventas en corto.

Los datos utilizados para las cotizaciones de acciones y del Ibex35 han sido obtenidos a partir de Six Telekurs, mientras que los saldos de títulos prestados (variable explicativa) han sido recogidos del Boletín de Bolsa de Madrid, disponible de forma gratuita a través de la web de Bolsa de Madrid (<http://www.bolsamadrid.es>) cargando manualmente los datos en nuestra base de datos. Manejamos por tanto una muestra de frecuencia diaria que comienza el 2 de Enero de 2006 y finaliza el 31 de Octubre de 2008 (720 observaciones de cada serie temporal) la cual puede subdividirse en un primer periodo alcista (hasta Noviembre de 2007) y una submuestra para el periodo bajista desde Octubre de 2007 hasta el final de la misma.

Pensamos que la muestra es adecuada ya que por un lado es suficientemente amplia teniendo en cuenta el número de observaciones que contiene, y por otro lado ofrece diversidad de contextos ya que en ella alternan tendencias alcistas y bajistas.

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

Los resultados de las regresiones realizadas no validan la hipótesis planteada, observándose una clara relación positiva entre títulos prestados y la evolución de los mercados, resultados que coinciden con análisis previos realizados por otros autores para otros mercados (Woolridge 1994, Ko 2006). Incluso se aprecia que en entornos de mercados bajistas la relación sigue siendo negativa y más intensa que analizando toda la muestra o el periodo alcista por separado.

La primera interpretación que procede es que, en general, los especuladores no obtienen rentabilidades positivas en sus estrategias de inversión bajistas ya que se observa que en la sesión que se incrementan las posiciones cortas (se incrementa el saldo de títulos prestados) la bolsa cierra con subidas.

Concluimos por tanto que el incremento de títulos prestados es una fuente de liquidez para el mercado, un instrumento que surte de títulos en momentos de fuerte demanda de acciones, no pudiéndose validar que las ventas en corto sean capaces de influir en los mercados provocando la caída de los mismos. Estos resultados coinciden con los obtenidos en estudios previos para el Mercado Americano (Woolridge, 1994).

Esta tesis doctoral propone las siguientes aportaciones:

- Identifica una nueva variable con capacidad explicativa sobre la evolución de los mercados bursátiles, las Estadísticas de Búsquedas en Google (EBG) de determinados términos financieros, como indicador del estado de ánimo para de los inversores.

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

- Muestra evidencias de una relación negativa entre el interés por las ventas en corto y la evolución de los mercados.
- Muestra evidencias para el mercado bursátil español de la relación positiva entre títulos prestados y la evolución de los mercados, interpretación que no coincide con la opinión pública y que sí se corresponde con análisis hechos para otros mercados pero que hasta la fecha no se habían aplicado para España.

En lo sucesivo, el trabajo se estructura de la siguiente manera:

- En el Capítulo 2 se estudia en detalle la operativa de préstamos de valores y las ventas en corto.
- En el Capítulo 3 se realiza un amplio análisis de los estudios previos sobre la materia a tratar.
- En el Capítulo 4 se propone un modelo econométrico capaz de medir la relación del estado de ánimo de los inversores sobre los mercados financieros, aplicando dicho análisis a la percepción sobre la venta en corto y la relación de ésta sobre el mercado.
- En el Capítulo 5 se propone un modelo econométrico que estudia la relación entre los saldos de títulos prestados y la evolución del mercado bursátil español.
- En el Capítulo 6 se muestran las conclusiones de la presente tesis doctoral.

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

- En el Capítulo 7 se recoge la bibliografía utilizada.
- En el Capítulo 8 se incluye un Anexo con el detalle de los listados utilizados en el análisis econométrico de esta tesis.

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

Capítulo 2. El Préstamo de Valores y las Ventas en Corto

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

En la primera parte de este trabajo de investigación, vamos a analizar qué es el préstamo de valores y qué son las ventas en corto. Estudiaremos qué operaciones podemos realizar, quienes son los intervinientes, como se formalizan estas operaciones y qué normativa siguen.

Todo ello bajo el enfoque de qué sucede en España y en el extranjero para poder ver desde una perspectiva comparativa las diferencias existentes en este servicio ofrecido en España y en otras plazas financieras relevantes como Londres o Nueva York. Analizaremos así el diferente grado de implantación y popularización del servicio de préstamo de valores en cada una de las plazas analizadas.

En paralelo analizaremos la función económica que cumple el préstamo de valores en los mercados financieros al ser una fuente de liquidez para el mercado. Por supuesto, no podríamos hablar de productos financieros sin perder de vista el antes y el después de la llamada “Crisis Subprime” estallada en 2008 y analizando la influencia de las ventas en corto, y por consiguiente del préstamo de valores, en las bruscas caídas bursátiles experimentadas durante el año 2008.

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

2.1. Funcionamiento y características del préstamo de valores

El préstamo de valores es una actividad financiera que consiste en el traspaso temporal de títulos por parte del prestamista, a cambio de una comisión, a un prestatario (tomador) que tendrá que devolver esos títulos cuando le sean solicitados o cuando finalice el plazo de tiempo acordado. (Faulkner, 2006)

Según describe la International Securities Lending Association (ISLA)¹ en sus paper divulgativos, este tipo de actividad financiera, habitualmente restringida a los inversores del tramo institucional y poco conocida para el público en general o los inversores del tramo minorista, mejora el funcionamiento de los mercados si tenemos en cuenta que permiten que un vendedor tenga los títulos necesarios para liquidar su posición en corto, ofrecen financiación a las carteras de valores y favorecen estrategias de negociación.

Podemos poner como muestra de la relevancia de la actividad del préstamo de valores que es uno de los criterios a lo hora de identificar la madurez de un mercado y el grado de eficiencia del mismo. Algunos proveedores de índices bursátiles observan el buen funcionamiento del mercado de préstamo de valores de un país, para calificar o no a dicho

¹ La International Securities Lending Association (ISLA) es una asociación comercial creada en 1989 con el objetivo de representar los intereses comunes de los participantes en la industria de los préstamos de valores. ISLA trabaja en colaboración con los reguladores europeos principalmente el Banco de Inglaterra.

país como mercado desarrollado (ISLA, 2009). Por ejemplo, la empresa FTSE Group (FTSE) dedicada principalmente a la creación y mantenimiento de índices sobre acciones en las más importantes plazas financieras como Londres, Frankfurt, Hong Kong, Shanghái, Madrid, Milán, Paris, New York, Sidney o Tokio (el más conocido el FTSE 100 de la Bolsa de Londres), emite informes sobre la evolución y desarrollo de los mercados financieros, utilizando como criterio de referencia la extensión del uso del préstamos de valores para el avance en el desarrollo de los mercados financieros²

El préstamo de valores viene reconocido en el ordenamiento jurídico español en el art. 312 del Código de Comercio de la siguiente forma: *“En los préstamos de títulos o valores, pagará el deudor devolviendo otros tantos de la misma clase e idénticas condiciones o sus equivalentes si aquéllos se hubiesen extinguido, salvo pacto en contrario”*. (Morena, 2010).

Cuando hablamos de préstamo nos referimos a la transferencia total de la propiedad de un título, contra garantía de devolución de valores equivalentes, teniendo el tomador que garantizar la operación aportando efectivo u otros activos de igual o mayor valor que los prestados, protegiéndose así el prestamista contra el riesgo crediticio asociado al tomador.

Las consecuencias de las operaciones de préstamo de valores son:

² FTSE International Limited es una compañía de responsabilidad limitada registrada en Inglaterra y Gales cuyos accionistas principales son The Financial Times y la Bolsa de Londres. Para más información visitar <http://www.ftse.com>

- La titularidad de los valores prestados y la de los valores que sirven como garantía se transfiere de forma total entre las partes, por lo que estos valores pueden venderse o volver a prestarse.
- El prestatario puede disfrutar de los beneficios económicos derivados de la propiedad de los títulos como por ejemplo los dividendos, pero en el acuerdo de préstamo que firmó con el prestamista se habrá establecido un sistema de pagos equivalentes para compensar a éste último.
- El prestamista también pierde los derechos de voto en junta de accionistas, por lo que suele reservarse el derecho a solicitar al prestatario la devolución de títulos equivalentes y así ejercer el derecho a votar. Aunque normalmente los valores prestados continúan figurando en el balance financiero. (ISLA, 2009).

Las operaciones de préstamos de valores deben tener asociada una garantía (se aplica un colateral) con otros activos financieros o con efectivo. Cuando la garantía se constituye mediante una pignoración de activos financieros, el prestatario pagará al prestamista una comisión o “fee”. Si la garantía se constituye como un depósito en efectivo, el prestamista deberá pagar al tomador un tipo de interés (normalmente inferior al de mercado) ya que invertirá ese efectivo y obtendrá un rendimiento. Por todo esto, la fijación del precio en el préstamo de valores es resultado de tener en cuenta distintas variables como:

- La oferta y la demanda de los títulos que se van a prestar.
 - Las garantías que se van a aportar.
 - Los posibles dividendos a abonar por las acciones prestadas.
 - La probabilidad de que el prestamista solicite la devolución de los títulos por anticipado.
-

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

Sobre los prestamistas cabe destacar que la oferta de valores a prestar proviene de las carteras de los propietarios finales, normalmente clientes institucionales que conservan posiciones en renta variable a muy largo plazo como pueden ser fondos de pensiones, fondos de inversión, carteras de inversión de grandes corporaciones, etc.

Los principales prestatarios o demandantes de títulos prestados son los intermediarios financieros y los *hedge funds* (fondos de inversión libre según la terminología española).

Entre los ofertantes de títulos prestados y demandantes de préstamos están los intermediarios que ofrecen servicios como la mejora del crédito y la provisión de liquidez (al tomar prestados valores a la vista, a la vez que los prestan a plazo). Los intermediarios son los depositarios o también llamados bancos custodios y los gestores de activos que actúan como prestamistas de títulos en nombre de los propietarios finales de éstos. También hay agentes especializados en el préstamo de valores que reparten los beneficios derivados del préstamo con los prestamistas originales ofreciendo indemnizaciones por la cobertura de ciertos riesgos, por ejemplo, el incumplimiento de pago de un prestatario.

Los propietarios de los valores pueden acceder al préstamo de valores a través de un agente (banco custodio, gestora de activos o broker) o a través de la subasta directa de su cartera a posibles prestatarios. También pueden prestar directamente en el mercado, o bien utilizar una combinación de alguna de estas estrategias (Faulkner, 2006).

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

Sobre la operativa del mercado y su liquidación cabe destacar inicialmente que el mercado de préstamo de valores es un mercado intermedio que podríamos calificar como a caballo entre un mercado informal y un mercado cotizado.

Hace unos años las operaciones de préstamo de valores se negociaban directamente como transacciones OTC entre prestamista y prestatario por vía telefónica. En paralelo al desarrollo de este tipo de operativa cada vez es más frecuente el uso de plataformas electrónicas que agilizan la intermediación entre prestamistas y prestatarios. Estas plataformas están más implantadas en plazas financieras como Londres o Nueva York, siendo muy precarias en el caso español, como veremos más adelante.

En cuanto a la instrumentación del contrato de préstamo de valores existe mucha versatilidad. Los préstamos pueden tener fecha de vencimiento identificada de forma explícita o pueden estar sujetos a una solicitud de devolución por parte del prestamista (préstamo de valores abierto). El cierre de estas operaciones es muy rápido, incluso pueden ser liquidadas el mismo día de la contratación, lo que permite tomar prestados títulos para una operación de venta.

En el caso español, Iberclear³ establece un mecanismo para la liquidación y control de las operaciones de préstamo de valores, con objetivo de evitar el riesgo intradía sobre descubierto de títulos.

³ IBERCLEAR es el Depositario Central de Valores español encargado del registro contable y de la compensación y liquidación de los valores admitidos a negociación en las Bolsas de Valores españolas (Bolsas de Madrid, Barcelona, Valencia y Bilbao), en el Mercado de Deuda Pública en Anotaciones, en AIAF Mercado de Renta Fija, así como en Latibex. Para ello, utiliza dos plataformas técnicas SCLV y CADE, que se caracterizan por el automatismo en sus

Por *descubierto de títulos* entendemos aquella situación de mercado en la que un agente debe entregar títulos a una contrapartida pero no dispone de los mismos en sus cuentas teniendo que acudir al mercado para adquirir esos títulos, con posterioridad al cierre de la operación de entrega primera, ya sea comprándolos o tomándolos en préstamo.

Siguiendo el procedimiento marcado por Iberclear:

- La operación de préstamo de valores se entrega libre de pago.
- La liquidación de la garantía se realiza posteriormente de forma independiente a la entrega de títulos.

De esta manera existe un intervalo de tiempo (desde que se produce la entrega libre de pago hasta que se constituye la garantía) en el que el prestamista no tiene garantías reales sobre la operación, pero al desvincularse la entrega de títulos a la entrega de colateral se pretende asegurar que no hay *default* en la entrega de títulos motivados por carencias puntuales de los efectivos a constituir como colateral.

Otro aspecto a tener en cuenta es la transparencia que recibe el préstamo de valores. En el mercado español las operaciones de préstamos de valores tienen una divulgación diaria. Iberclear publica diariamente a través del Diario de la Bolsa de Madrid el número de acciones prestadas, el saldo de títulos correspondiente a las operaciones de préstamo de valores que se han abierto, el saldo de títulos de las

procedimientos y conectividad con las entidades participantes vía intercambio de ficheros on-line y batch, tanto en formatos preestablecidos definidos por Iberclear (plataforma SCLV) como siguiendo estándares internacionales de mensajería como es la ISO 15022 de SWIFT.

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

operaciones de préstamo de valores que se han cerrado y el saldo total de títulos prestados vigente para cada valor.

Por último, como cualquier actividad financiera, el préstamo de valores conlleva unos riesgos que analizaremos con detalle más adelante.

La motivación de un préstamo de valores suele estar apoyado en la necesidad de cubrir una posición corta, la llamada *venta en corto*, *venta en descubierto* o *short selling* en su terminología inglesa, utilizando esos valores para liquidar la operación de la venta.

Pero esta posición en corto no significa que tenga que ser simplemente una estrategia especulativa de esperar a comprar el título a un precio inferior una vez expira el préstamo. Lo normal es que esa estrategia en corto forme parte de una estrategia de arbitraje basada en beneficiarse de diferencias percibidas en el precio de activos relacionados como por ejemplo:

- Arbitraje de bonos convertibles: La compra de un bono convertible a la vez que se adopta una posición corta para el valor de referencia del bono.
- Arbitraje de valores relacionados: Hay que identificar dos empresas con las mismas características y que no estén cotizando con el equilibrio con el que lo harían normalmente, lo que hacemos es comprar acciones de la empresa que creemos infravalorada y ponernos cortos en la que estaría sobrevalorada.
- Arbitraje sobre índices: Posiciones a corto en los valores de un índice y posiciones largas en los futuros de ese índice.

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

- Arbitraje sobre fusiones: Toma de posiciones cortas en la empresa que ha realizado la oferta de adquisición y posiciones largas en la empresa que sería absorbida.

Las posiciones cortas también se generan como resultado de operaciones de liquidación que fallan, cuando un custodio debe liquidar una operación de venta que se ha cerrado en el mercado y no dispone de saldo de títulos suficiente para cubrirla. Estas operaciones de préstamo de valores no tienen un origen especulativo ni arbitrajista. Se trata de operaciones de origen operativo y están asociadas al riesgo operativo ligado a la actividad diaria de un custodio.

Así mismo, se realizan operaciones de préstamo de valores cuando los intermediarios necesitan tomar valores prestados para casar las peticiones de compra de sus clientes para operaciones en las que hay precios de compra y venta diferentes. En este caso, las operaciones no son especulativas ni arbitrajistas, ni fruto de errores operativos en la gestión de saldos disponibles de títulos, en este caso, el préstamo de valores es una fuente de liquidez para el mercado cubriendo órdenes de compra y venta para las que no existe contrapartida. Esta operativa suele ser habitual en entornos fuertemente alcistas en los que no se encuentra contrapartida vendedora siendo el préstamo de valores una fuente alternativa de liquidez.

Otra motivación de operaciones basadas en el préstamo de valores, que no está relacionada con las posiciones en corto, es la fiscal. Se da cuando la intención del préstamo es transferir la propiedad de las acciones temporalmente en el caso de que el prestamista esté sometido a retención fiscal sobre el dividendo y el prestatario no lo esté. Así el

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

prestatario recibiría el dividendo libre de impuestos. En este tipo de operaciones los beneficios fiscales se comparten entre prestamista y prestatario a través de una mayor comisión. Digamos que la operativa de préstamo de valores permite, ante operaciones corporativas de pago de dividendo, realizar en cierto modo un “lavado de cupón” semejante al que se da en valores de renta fija.

También el préstamo de valores permite a los accionistas cierta versatilidad a la hora de instrumentar otras operaciones financieras o corporativas (corporate action). Por ejemplo cuando una entidad emisora ofrece a los accionistas la posibilidad de elegir entre recibir un dividendo en efectivo o reinvertir el equivalente en acciones, normalmente acciones procedentes de una ampliación de capital liberadas o un precio inferior al de mercado. En estas circunstancias algunos fondos no pueden beneficiarse de las emisiones liberadas ya que esto podría aumentar sus posiciones en un valor y sobrepasar los límites impuestos por la política del fondo. Una estrategia para evitar esta restricción es que el fondo (prestamista) puede prestar sus acciones a un prestatario que elegirá la emisión liberada de acciones vendiéndolas posteriormente. El beneficio de la venta en mercado de esas acciones liberadas o por debajo del precio de mercado se compartiría entre prestamista y prestatario a través de la comisión pactada. (Faulkner, 2006)

Por lo tanto, podemos enumerar los siguientes motivos o circunstancias del mercado que originan operaciones basadas en el préstamo de valores:

- Venta en corto.
- Arbitraje.

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

- Riesgo Operativo. Descubierta de títulos.
- Falta de liquidez en el mercado.
- Motivos fiscales: Evitar retención fiscal sobre dividendos.
- Operaciones corporativas.

Desde la perspectiva del prestamista, no todas las operaciones de préstamo de valores vienen de la venta a crédito, sino también vienen de la búsqueda de financiación, es decir, el prestamista necesita efectivo para lo que presta parte de los títulos que mantiene en cartera y que considera que no va a mover en el medio o largo plazo, a cambio de obtener una rentabilidad y un efectivo en base a la garantía ligada al préstamo del que puede disponer durante la vida del préstamo y puede ayudarle en su financiación.

2.1.1. Breve historia del préstamo de valores

El préstamo de valores utilizado para la venta en corto ha sido una práctica controvertida desde sus comienzos en Amsterdam a principios del s. XVII cuando los comerciantes de las acciones de la Compañía Holandesa de las Indias Orientales vieron una oportunidad de ganar dinero no sólo por compra de acciones cuando los precios estaban subiendo, sino también por la venta en corto cuando los precios estaban cayendo. Esta práctica fue prohibida a solicitud de la Compañía Holandesa de las Indias Orientales en 1610 (incluso antes de inaugurar el edificio de la Bolsa de Amsterdam en 1611). Más tarde volvieron a permitirse las ventas en corto estableciendo el gobierno holandés un impuesto sobre las ganancias de las ventas en corto. Esta simple reseña

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

histórica nos es muy útil para ilustrar que desde que existen los valores negociados y las bolsas existen las figuras de la venta en corto y del préstamo de valores. (Angel, 2009)

El préstamo de valores va desarrollándose según lo hace el mercado de valores. En el s. XIX ya existían en Reino Unido intermediarios especializados en conseguir títulos de deuda para los creadores de mercado. Con estos préstamos se intercambiaban los bonos para aprovechar las ventajas fiscales de cada una de las partes según cuando fuera el pago de dividendos, aquí están los orígenes del arbitraje impositivo. Ya desde los inicios de esta operativa se empezaron a diferenciar dos niveles de préstamos, uno relacionado con la financiación y otro específico de títulos.

Ya en el S.XX, en los años 60, se realizan en Londres las primeras operaciones formales de préstamo de valores. Se desarrolla un mercado entre *brokers*, por ejemplo, cuando un broker no disponía de suficientes títulos para cerrar una operación de venta porque su cliente hubiera traspapelado los títulos físicos o porque no los hubiera presentado en fecha de cierre de la operación. Simultáneamente aumenta el volumen de negocio del mercado de valores en Estados Unidos.

En los años 70 el mercado de valores de los Estados Unidos alcanza un volumen comparable con el actual, en Reino Unido no lo hará hasta la liberalización de los años 80. En estos años se crea el DTC (US Depository Trust Company) que redujo el volumen de demanda para la liquidación de operaciones, pero permitió que el volumen global de negociación se incrementase. Se produjo un aumento de la demanda de préstamo de valores para realizar operaciones de arbitraje (arbitraje de

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

bonos convertibles, impositivo, operaciones relacionadas con ofertas públicas de venta), y los bancos custodios de EEUU empezaron a prestar títulos de sus clientes como fundaciones, aseguradoras o fondos de pensiones. Aumentó el uso de derivados y del apalancamiento por el potencial de amplificar los beneficios con el respaldo de los bancos que les proporcionaban la financiación necesaria. Se dan las primeras operaciones internacionales de préstamo de valores entre EEUU y Reino Unido, haciendo de este último el eje internacional del préstamo de valores gracias a su experiencia en gestión internacional de fondos y a su zona horaria.

En los años 80 se dio un rápido crecimiento del préstamo internacional gracias a la expansión al exterior de los bancos custodios y brokers de EEUU. También hubo un crecimiento del préstamo institucional de valores internacionales, un crecimiento de la deuda de los países del G10 que impulsó los mercados de deuda y de repos. La demanda del préstamo de valores siguió aumentando al crecer el mercado de derivados utilizando estrategias de cobertura de posiciones cortas en derivados, con el arbitraje fiscal gracias a las diferencias fiscales entre distintos países que se podían aprovechar y con la creación de *hedge funds*. En estos años se introduce el sistema de anotaciones en cuenta lo que permitió aumentar el volumen negociado incrementando el control de las operaciones realizadas. Se desarrollaron acuerdos legales para dar cierta estandarización al préstamo de valores estableciendo por ejemplo el deber de informar quién es el prestamista y el tomador por parte de los bancos custodios.

En los años 90 fue cuando se dio un mayor aumento del volumen de préstamo de valores. Con los avances tecnológicos se tenía acceso a los

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

precios en tiempo real y se podían ejecutar órdenes de forma automática. Los bancos de inversiones desarrollan departamentos de *prime Brokerage* para dar apoyo a sus *hedge funds* a través de operaciones de préstamo y financiación en valores. Se eliminan barreras regulatorias, fiscales y legales al préstamo de valores en todo el mundo. Por ejemplo, en 1994, cuando subieron rápidamente los tipos de interés a corto plazo en EEUU, muchos prestamistas de valores tuvieron pérdidas al reinvertir el efectivo que les habían dejado los tomadores como garantía, este suceso llevó a mejorar la gestión de los riesgos con unas directrices de reinversión más claras y una necesaria mejora documental de las operaciones. En la crisis asiática de 1997 y 1998, las autoridades de algunos países pusieron restricciones a la toma de posiciones cortas vinculadas con la especulación monetaria.

Las tendencias actuales son la mayor segmentación del mercado dando lugar a especialistas de ámbitos regionales, agentes prestamistas de valores, y la desaparición de las oportunidades de arbitraje fiscal debido a la mayor armonización de la normativa entre los distintos países. Cabe destacar el continuo proceso de liberalización y cambios fiscales en nuevos mercados de préstamo de valores como Brasil, India, Corea o Taiwán. También se realizan nuevos tipos de operaciones como repo sobre acciones, contratos sobre diferencias (CFD), y los *swaps* de rentabilidad total. (Faulkner, 2006)

Pero, ¿qué ocurrió cuando quebró Lehman Brothers en 2008? Según la ISLA la respuesta inmediata fue una acción defensiva de prohibición de la venta en corto que rompe la tendencia de liberalización seguida durante los años precedentes. Podemos resumir lo ocurrido de la

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

siguiente forma. Lehman Brothers⁴, en las semanas anteriores a su quiebra, muchos prestamistas habían eliminado o reducido ya las posiciones en préstamos de valores que mantenían en el banco, aprovechando el hecho de que la mayoría de préstamos son rescatables, obligando al prestatario a devolver los títulos prestados mientras que otros prestamistas habían endurecido las garantías que exigían al prestatario. El día 15 de septiembre de 2008, se nombraron administradores para Lehman Brothers International Europe (Lehman) y la mayoría de prestamistas de valores declararon inmediatamente un supuesto de incumplimiento, basándose en el nombramiento del administrador o en el hecho de que Lehman había admitido su incapacidad para cumplir sus obligaciones estipuladas en el contrato de préstamo. Otros vendieron la garantía para recomprar los títulos prestados en el mercado, y muchos de ellos obtuvieron un superávit que deben devolver a Lehman. Sin embargo, algunos pueden haberse encontrado en una posición deficitaria y tener, por tanto, un derecho de cobro sobre Lehman en liquidación. En algunos casos no se podían vender los valores aportados en garantía y/o recomprar los títulos prestados en el mercado, normalmente debido a la falta de liquidez de los mercados donde se negociaban estos títulos. Al igual que antes, los prestamistas que contaban con indemnizaciones de los agentes estaban protegidos frente a cualquier riesgo derivado de esta situación.

⁴ Lehman Brothers Holdings Inc, fundada en 1850, fue una compañía global de servicios financieros de Estados Unidos. Destacaba en banca de inversión, gestión de activos financieros e inversiones en renta fija, banca comercial, gestión de inversiones y servicios bancarios en general. Sus principales empresas dependientes del grupo fueron Lehman Brothers Inc., Neuberger Berman Inc., Aurora Loan Services Inc., SIB Mortgage Corporation, Lehman Brothers Bank, FSB, y el Grupo Crossroads. El holding tenía su sede social en la ciudad de Nueva York, con sedes regionales en Londres y Tokio, así como oficinas ubicadas en todo el mundo. El 15 de septiembre de 2008, la compañía anunció la presentación de quiebra.



Ilustración 1: Resumen de la Historia del Préstamo de Valores

Según la ISLA, el caso Lehman demuestra que a pesar de haber sido el mayor incumplimiento de contraparte en la historia del préstamo de valores los mecanismos de protección del prestamista como la garantía prendaria, depósitos en garantía o el proceso de compensación de saldos contemplado en el contrato funcionaron correctamente, a pesar de lo cual se prohibieron las ventas en corto sobre valores de instituciones financieras para intentar sostener las cotizaciones, lo que no tuvo el resultado esperado ya que siguieron bajando y al prohibir las

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

ventas en corto se produjo una disminución de la liquidez del mercado de valores (ISLA, 2009).

Por lo anteriormente expuesto podemos ver que el préstamo sigue en constante evolución como veremos más detalladamente en los epígrafes Normativa y Situación Actual.

2.1.2. Concepto de préstamo de valores

Como ya hemos visto en la introducción, el préstamo de valores es una actividad financiera que consiste en el traspaso temporal de títulos por parte del prestamista, a cambio de una comisión, a un prestatario (tomador) que tendrá que devolver esos títulos cuando le sean solicitados (préstamo de valores abierto) o cuando finalice el plazo de tiempo acordado (préstamo de valores cerrado) aportando garantías para proteger al prestamista en caso de impago del tomador, o lo que es lo mismo, la venta de valores vinculada a la posterior recompra de valores equivalentes según un acuerdo entre las partes, siendo común la venta o préstamo de los valores tomados prestados creando complicadas cadenas que no dejan ver de quién es la propiedad real. (Arenillas, 2010)

Una definición muy completa del préstamo de valores sería la aportada por Concheiro del Río, J. (2001) en la que dice que el préstamo de valores es *“un negocio jurídico por el que una de las partes, el prestamista, transmite la titularidad de unos valores mobiliarios a favor de otra, el prestatario, que adquiere la obligación de satisfacer la*

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

remuneración estipulada a cambio de la cesión en préstamo, y a realizar la correspondiente liquidación de la operación, una vez llegado el momento de su vencimiento, efectuando la entrega de otros valores de la misma especie y calidad, sin tener en cuenta que el valor de los mismos sea diferente del que ostentaban en el momento de la cesión”.

Hay que destacar que tanto la titularidad de los valores tomados prestados como de la garantía se transfiere entre las partes; los beneficios económicos derivados de la titularidad como por ejemplo el cobro de dividendos, recaen sobre el tomador que es el que tiene la titularidad, pero que se repercutirán al prestamista, según lo acordado previamente. El prestamista pierde sus derechos como propietario, por ejemplo, pierde el derecho al voto, y si quisiera ejercitarlo tendría que pedirle al tomador la devolución de los títulos. En cuanto a las implicaciones fiscales del préstamo de valores, en España, por ejemplo, no existen impuestos por la transmisión de acciones prestadas (Faulkner, 2006). Los rendimientos del capital mobiliario vienen originados por la compraventa de títulos o por los rendimientos que estos generen (por ejemplo vía dividendos).

No podemos hablar del préstamo de valores sin definir la venta en corto (una de sus principales aplicaciones). El regulador del mercado de valores de EEUU, la Securities Exchange Commission (SEC)⁵, define una

⁵ La Securities and Exchange Commission de los Estados Unidos (comúnmente conocida como la SEC) es una agencia independiente del gobierno de Estados Unidos que tiene la responsabilidad principal de hacer cumplir las leyes federales de los valores y regular la industria de los valores, los mercados financieros de la nación, así como las bolsas de valores, de opciones y otros mercados de valores electrónicos. La SEC fue creada por la sección 4 de la Securities Exchange Act de 1934 (ahora codificada como 15 U.S.C. § 78d y es comúnmente referida como la 1934 Act). Además de la 1934 Act que la creó, la SEC hace cumplir la Securities Act de 1933, la Trust Indenture Act de 1939, la Investment Company Act de 1940, la Investment Advisers Act de 1940, la Sarbanes-Oxley Act de 2002 y otras leyes.

venta en corto o short selling como “*cualquier venta de un valor que el vendedor no tiene o cualquier venta que se realiza mediante la entrega de un valor que ha sido tomado a préstamo por, o por cuenta de, el vendedor*”.

Una posición corta es la que se beneficia de una evolución a la baja del precio del valor. Si un agente económico tiene expectativas de que el precio de un activo financiero va a bajar puede actuar de dos formas, si posee el activo financiero puede venderlo o contratar un producto derivado que le permita inmunizarse de la caída del precio, o si no lo posee puede tomarlo en préstamo para luego venderlo o contratar algún producto derivado para apostar a la baja en el precio de dicho activo. Al instrumentarse a través de un préstamo de valores, las ventas en corto “aumentan” temporalmente el número de valores disponibles para la venta. De hecho el prestador de acciones no las vende, las “presta”. Por eso es importante conocer el short interest o valores prestados sobre el saldo total negociado de un valor. (Arenillas, 2010)

2.1.3. Operaciones de préstamo de valores

En España existen tres modalidades de préstamos de valores reguladas. La primera son los préstamos de valores amparados por el art. 36.3 de la Ley del Mercado de Valores, la segunda son los préstamos de valores vinculados a operaciones de crédito al mercado y la tercera es el préstamo centralizado de valores a efectos del sistema de liquidación y compensación de valores.

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

1. El préstamo de valores amparado por el art. 36.3 de la LMV tiene la finalidad de poner a los valores a disposición para su enajenación posterior, para ser objeto de préstamo o para servir como garantía en una operación financiera. Antes de este art. 36.3, estaba el 36.7 que solicitaba muchos más requisitos para que los valores pudieran ser prestados, ahora el requisito sólo consiste en que el prestatario asegure la devolución del préstamo mediante las correctas garantías.
2. En los préstamos de valores vinculados a operaciones de crédito al mercado las sociedades de valores cuya declaración de actividades lo prevea, así como entidades de crédito podrán otorgar créditos de valores y de efectivo directamente relacionados con operaciones de compra y venta de valores admitidos a negociación. Estas entidades podrán prestar los valores de su cartera y los de sus clientes que manifiesten su autorización por escrito. Los préstamos tendrán que identificarse correctamente en un contrato en el que indique también la duración del préstamo. Los prestamistas de los valores percibirán los derechos económicos que se generen durante el periodo de vida del préstamo incluidas las primas de asistencia a Juntas Generales, al igual que los derechos de suscripción preferente o acciones liberadas que se reconozcan durante la vida del préstamo salvo pacto en contrario. Es importante recalcar que según la legislación vigente en el caso español si el prestamista es una sociedad o fondo de inversión de carácter financiero sólo puede ceder como máximo el 50% de su cartera, esta legislación está bajo revisión y se espera que este límite quede ampliado hasta el 75% (Morena, 2010).

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

3. Sobre el préstamo de valores a efectos del sistema de compensación y liquidación bursátil debemos destacar que tiene como finalidad asegurar la entrega de los valores al comprador de una operación bursátil en la fecha de liquidación cuando el vendedor no cumpla con la entrega de los títulos. Podrán ser prestamistas del sistema de liquidación y compensación bursátil las entidades participantes del sistema que suscriban con Iberclear el correspondiente contrato de préstamo, así como los clientes de estas que lo manifiesten por escrito. Iberclear remunerará diariamente al prestamista al tipo de interés que se publique mensualmente. Estos tipos se aplicarán al equivalente en efectivo de los valores prestados según su cotización media ponderada correspondiente a la sesión del día anterior, y al igual que cualquier prestatario Iberclear reconocerá a sus prestamistas los derechos económicos que se devenguen durante el periodo del préstamo los cuales restará de lo que tenga que abonar al vendedor. (Morena, 2010)

Nos vamos a centrar en las dos primeras modalidades en las que los valores se prestan, ya sea para ponerlos a disposición para su enajenación posterior, para ser objeto de préstamo o para servir como garantía en una operación financiera o los vinculados a operaciones de crédito. Así podemos hacer una distinción de las operaciones de préstamos de valores distinguiéndolas por el tipo de garantía.

Según este criterio de clasificación de los préstamos de valores encontramos:

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

1. Operaciones cuya garantía son otros valores o activos financieros
2. Operaciones cuya garantía es efectivo
3. Operaciones cuya garantía se constituye como una combinación de entrega de efectivo y de pignoración de títulos. (Arenillas, 2010)

a) Operaciones garantizadas contra otros valores o activos:

Estos valores o activos suelen ser bonos del Estado, bonos de empresas, bonos convertibles, acciones, cartas de crédito, certificados de depósito, *warrants*, y otros instrumentos del mercado monetario.

En la negociación de préstamos de valores prestamista y prestatario deben acordar:

- La garantía elegida
- El valor actual de cada activo que va a ser aceptado como garantía.
- El margen inicial que debe abonar el prestamista al prestatario y la forma de pago del mismo.
- El margen de mantenimiento a lo largo de la vida del préstamo.
- El límite de concentración entendiendo éste como el porcentaje máximo de la garantía total que puede suponer un mismo valor o los valores de un mismo emisor.

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

El agente o tercero suele ser un banco custodio o una central depositaria de valores que actualiza diariamente el valor de las garantías aportadas por el tomador. El agente informa puntualmente sobre la evolución de las garantías constituidas para el préstamo y si éstas son suficientes o no. Por este servicio el tomador o prestatario abona una comisión al agente.

Para el cálculo de la comisión que el tomador le tiene que abonar al prestamista, se tendrán en cuenta distintos aspectos como:

- *Oferta y demanda de los valores prestados*: Lógicamente a menor oferta del título a prestar, mayor será la comisión que podrá cobrar el prestamista. En otras palabras, el préstamo de títulos poco líquidos es más caro que el préstamo de títulos líquidos o de empresas de gran capitalización bursátil.
- Las *garantías* a constituir por el préstamo.
- El *dividendo* que podría haber cobrado el prestamista de no haber prestado el título.
- El *plazo* de la operación. La operación puede ser:
 - Cerrada: Se sabe el día del vencimiento
 - Abierta: El prestamista puede exigir en cualquier momento (o en intervalo de tiempo determinado previamente) la devolución de los títulos prestados (Mendoza, 2007).

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

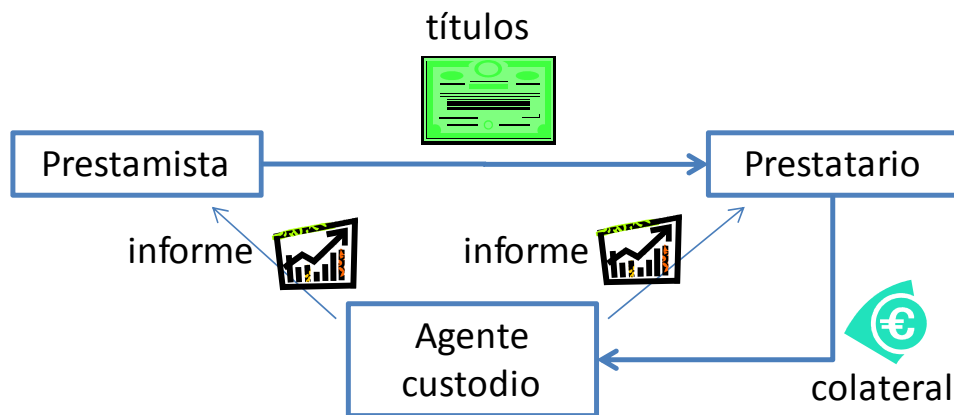


Ilustración 2: Operaciones garantizadas con valores. Inicio del Préstamo

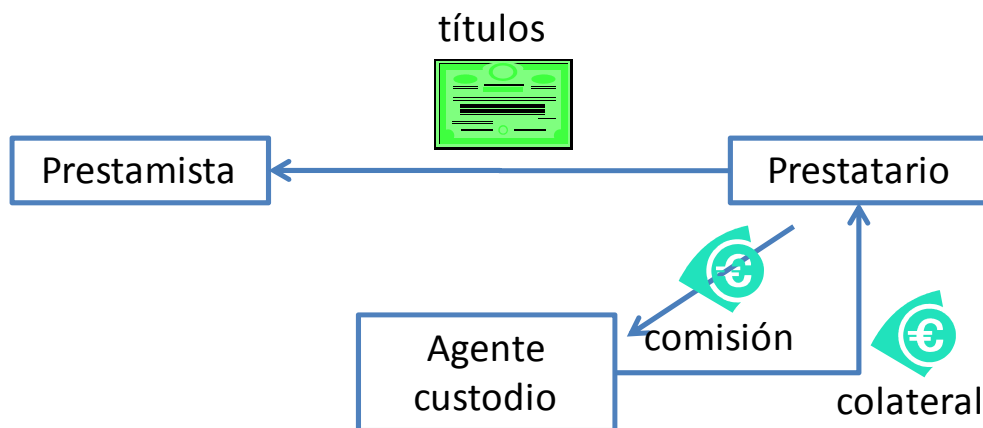


Ilustración 3: Operaciones garantizadas con valores. Cancelación del Préstamo

b) Operaciones garantizadas contra efectivo:

Los ingresos generados de una operación de préstamo de valores con efectivo como garantía son distintos a los que tienen a otros activos financieros como garantía. Si la garantía se constituye mediante aportaciones de efectivo el rendimiento de la operación viene determinado por el diferencial o *spreads* entre el tipo de interés pagado al prestatario y el recibido por el prestamista en la reinversión del efectivo (Faulkner, 2006).

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

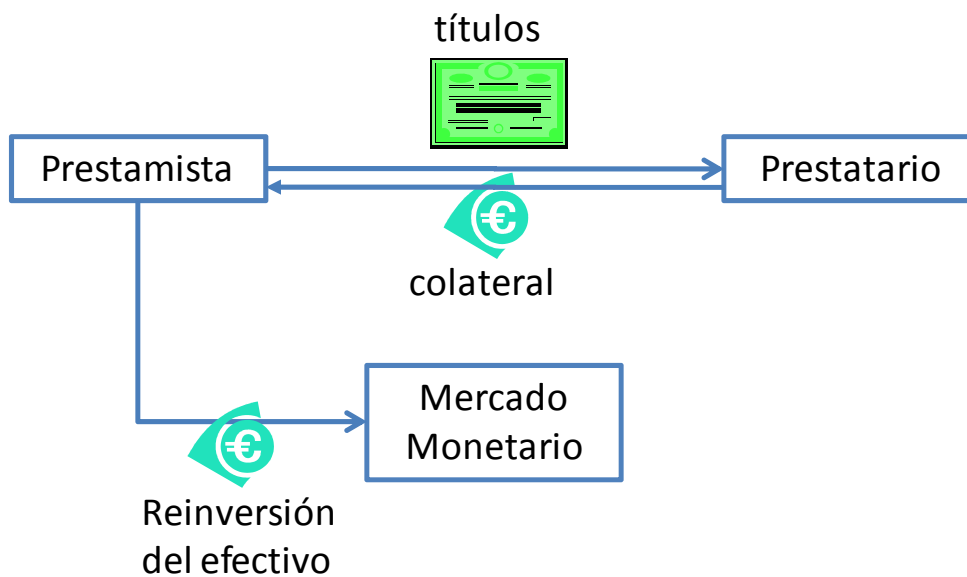


Ilustración 4: Operaciones garantizadas con efectivo. Inicio del Préstamo

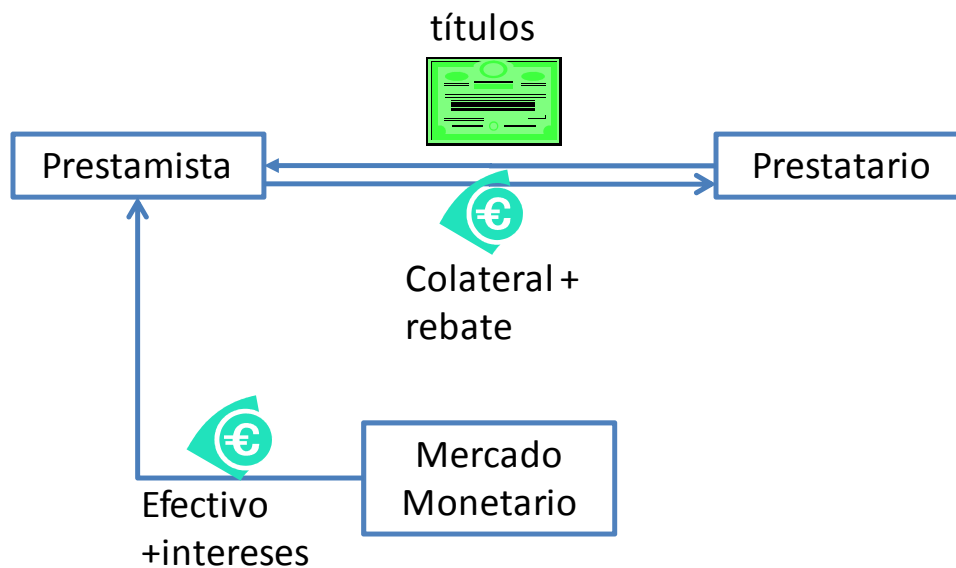


Ilustración 5: Operaciones garantizadas con efectivo. Cancelación del Préstamo

El mercado de préstamo de valores es un mercado básicamente OTC. Al tratarse de una contratación bilateral de operaciones no es fácil conseguir información centralizada y homogénea sobre el precio de

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

mercado para los diferentes préstamos de valores. Tampoco resulta fácil encontrar información sobre el reparto entre los prestamistas y los intermediarios de los ingresos que el préstamo de valores genera.

Aumentar la transparencia de las operaciones de préstamo de valores provocando que el mercado conozca los volúmenes y precios que se negocian en el mercado, facilitaría la formación de precios de tal manera que el prestamista podría conocer claramente cuáles son los costes y riesgos que está asumiendo, a qué está renunciando y qué precio obtiene a cambio (Arenillas, 2010).

Generalmente una operación de préstamo de valores lleva asociada una venta en corto. El tomador del préstamo es bajista, tiene expectativas a la baja sobre la evolución del precio del valor. Al igual que el prestamista tiene que ser alcista, tiene expectativas de que el precio del valor subirá o por lo menos no descenderá en el plazo en el que se está estipulando la operación de préstamo de valores. Si no pensara así, estaría dejando que alguien apostara contra sus valores con sus propios títulos.

En la *Ilustración 6* se describe gráficamente una operación de préstamo de valores relacionada con una venta en corto, con beneficio para el vendedor a corto y al mismo tiempo tomador del préstamo, y una pérdida para el prestamista del valor (si el precio del valor prestado aumentara el resultado sería el contrario).

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

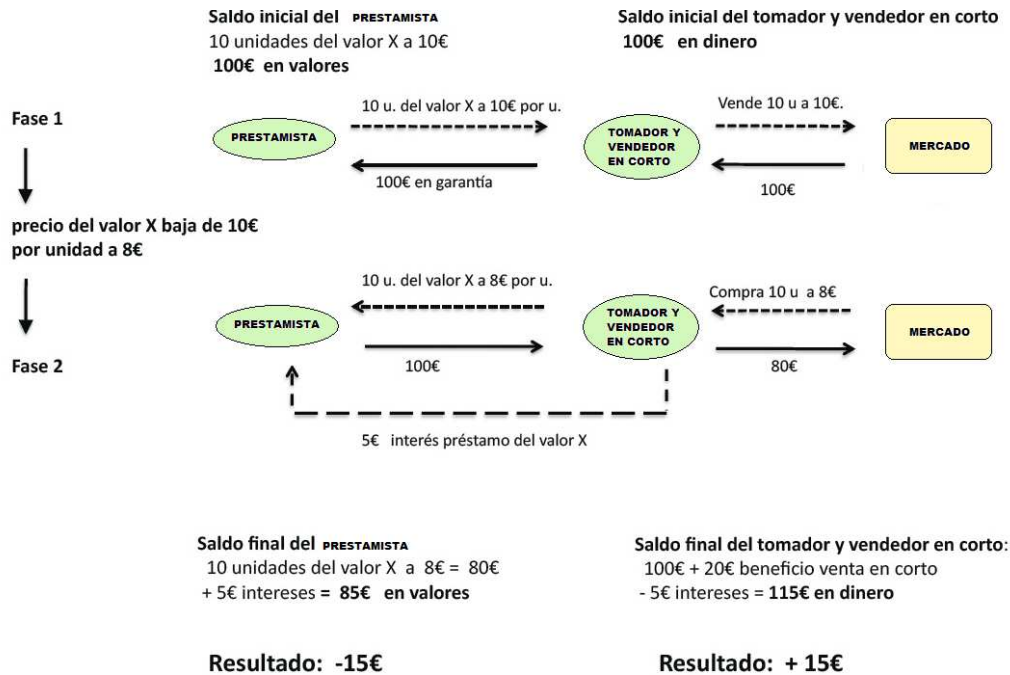


Ilustración 6: Pérdidas y ganancias del préstamo de valores

En la fase 1 el prestamista entrega 10 títulos del valor X que cotiza a 10 € por acción. En este caso la operación exige un colateral del 100% por lo que el prestatario debe entregar una garantía de 100 € en este caso en efectivo. A continuación el prestatario vende esos títulos a precio de mercado por lo que ingresa 100 €.

En este ejemplo la estrategia de venta en corto ha sido exitosa y el valor se ha depreciado un 20% pasando a cotizar a 8,00 € por título. El prestamista cierra su posición corta comprando dichos títulos en mercado por 80 € y entrega dicho títulos al prestamista cancelando el préstamo de valores por lo que recibe la garantía entregada de 100 €.

El prestamista ha cerrado su posición ganando 20 € a los que habría que restar las comisiones e intereses correspondientes (en este caso 5 €) mientras que el prestatario mantiene su posición y ha recibido esos

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

5 €. La posición valorada ha perdido valor pero las minusvalías sólo se materializan cuando se cierra la posición y lo normal es que la inversión de prestamista sea a muy largo plazo.

Aunque hay otros riesgos asociados al préstamo de valores, el principal riesgo para el prestamista y para el tomador (y vendedor en corto) es el del precio. Hay prestamistas que prestando sus valores creen que van a obtener una rentabilidad extra para su cartera de valores gracias a los retornos que le ofrece el tomador pero sin tener en cuenta el riesgo de precio del valor prestado, es decir, que cuando nos devuelvan nuestros 10 títulos éstos ya no valgan 10 € sino 8 € según el ejemplo descrito en la Ilustración 6 (Arenillas, 2010).

Más adelante desarrollaremos con detenimiento los distintos riesgos en que incurren los intervinientes de una operación de préstamo de valores.

2.1.4. Prestamistas, intermediarios y tomadores

La oferta de valores para prestar (prestamistas) procede normalmente de inversores institucionales como fondos de inversión, fondos de pensiones y compañías de seguros, los inversores particulares tienen poco peso. El perfil del inversor que está dispuesto a ceder sus títulos en préstamo es aquel que mantiene posiciones de acciones a largo plazo en sus carteras de inversión y que no tiene expectativas de cerrar esas posiciones.

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

Por otra parte, la demanda de valores a préstamo (prestatarios) se genera por cuenta propia o por cuenta de clientes de intermediarios financieros como bancos, *broker/dealers* y *hedge funds*.

Las actividades de creador de mercado son también una fuente de demanda. En los últimos años han aparecido nuevos agentes como demandantes de préstamo de valores como los Exchange Trade Funds (ETF), y los llamados *High Frequency Trading* (HFT)⁶. (Arenillas, 2010)

Si clasificamos a los prestamistas por el tipo de institución, nos encontramos con que las características organizativas son las que marcan la diferencia. Los tipos de inversores que ofrecen sus valores en préstamo con más frecuencia son:

- Fondos de inversión.
- Fondos de pensiones.
- Compañías de seguros.
- Inversores particulares.

Las motivaciones de los gestores para prestar los valores de sus carteras suelen ser no tener gastos de custodia y obtener rendimientos con estas operaciones. Hay que considerar la inversión tecnológica que realicen que les permita operar en este mercado, y la propensión al riesgo crediticio de cada propietario.

⁶ Por HTF entendemos la ejecución mediante sistemas informatizados de estrategias de inversión que se caracterizan por mantener posiciones durante un corto espacio de tiempo aprovechando las ineficiencias de mercado. Los HFT utilizan programas de ordenador y, a veces hardware especializado para mantener posiciones tanto largas como cortas, a corto plazo, en acciones, opciones, futuros, ETFs, divisas y otros instrumentos financieros.

Si la distinción anterior la hacemos por tipo de cartera, las carteras pueden discriminarse por su tamaño, por el tamaño de la operación, por la estrategia de inversión de esa cartera, por la diversificación, el régimen fiscal que soporte, y el atractivo de la cartera (que contenga títulos con una demanda elevada).

Los prestatarios o tomadores prefieren carteras de gran tamaño, que el tamaño de las operaciones sea elevado, que la estrategia de inversión sea pasiva para que haya menos posibilidades de que el propietario les solicite la devolución anticipada.

Los demandantes de títulos prestados son:

- Todo participante del mercado que negocie ventas en corto o cuenta propia o por cuenta de sus clientes.
- Sistemas de compensación y liquidación.
- Creadores de mercado.

Entre oferentes y demandantes habitualmente hay una serie de intermediarios. La importancia de estos intermediarios es grande y se debe a que la gestión del préstamo de valores es secundaria para la mayoría de los propietarios y para los tomadores principales como los *hedge funds*. Los intermediarios suministran servicios de crédito y liquidez, tomando valores a préstamo a plazos cortos y prestándolos a plazos largos (y viceversa). Se benefician de economías de escala, como la inversión en la tecnología necesaria para llevar adelante este tipo de operativa, acuerdos institucionales con depositarios, etc.

Entre los intermediarios financieros que ofrecen el servicio de préstamo de valores encontramos:

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

- Intermediarios financieros que negocien por cuenta propia o por cuenta de sus clientes en mercados organizados u OTC.
- Depositarios o custodios.
- Intermediarios que presten servicios de prime broker.
- Sistemas de liquidación y compensación.

Estos servicios, conocidos como de *prime brokerage*, satisfacen las necesidades de los *hedge funds* y otros inversores e intermediarios relacionadas con el préstamo de valores. (Arenillas, 2010)

Existen varios agentes intermediarios que beneficiados por el incremento del volumen de las operaciones de préstamo de valores posibilitan a pequeños prestamistas y tomadores el acceder a este mercado que no les sería posible de otra forma.

Los gestores de activos cada vez están más interesados en el préstamo de valores por la reinversión que pueden hacer del efectivo recogido como garantía en el préstamo.

Los bancos custodios como intermediarios tienen la ventaja de que ya tienen una base de clientes, capacidad de agrupar activos de varios prestamistas y la experiencia en los distintos mercados en los que opere. Como bancos realizan una gestión de las garantías en efectivo, de posibles indemnizaciones, y custodian los valores que le entrega un tercero, por este motivo es tan importante la figura del depositario. Pueden ser depositarios varios tipos de intermediarios financieros, como entidades de crédito, bancos de inversión o sociedades de valores. Y puede ser depositario para sus clientes particulares o institucionales, o para otros depositarios que subcontratan con él este servicio de

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

depositaría. Un depositario no debería prestar los valores de sus clientes que tiene en custodia sin la autorización de éstos. Aunque parezca obvio no siempre es así, con la actual configuración de los mercados, para realizar operaciones internacionales, incluidas las ventas en corto, intervienen varios intermediarios y depositarios, creándose cadenas de intermediarios, depositarios y sub-depositarios, que aumentan los riesgos y enturbian el proceso.

La práctica habitual cuando se adquieren valores negociados en mercados extranjeros es que el depositario nacional abra una cuenta (denominada cuenta global) a su nombre en otro depositario (depositario global). Esto implica riesgos para el propietario último de los valores ya que puede conllevar la restricción temporal en la disponibilidad, el deterioro del valor o incluso pérdida de los instrumentos financieros de los titulares o de los derechos derivados de esos instrumentos. Esto ocurre porque en las cuentas globales, lo normal es que la cuenta está abierta a nombre del banco depositario y no atribuye al titular derechos de propiedad, y sólo reconoce un derecho de crédito a favor del titular de la cuenta global. Esto puede implicar que los valores puedan ser prestados sin conocimiento del propietario cuando los custodios utilizan *cuentas ómnibus* donde acumulan los saldos de una pluralidad de clientes y no hay una trazabilidad clara entre los saldos de cada cliente y el saldo total de la cuenta ómnibus. En estos casos es cuando los custodios prestan títulos procedentes de sus cuentas ómnibus sin que sea posible la aceptación del cliente final. (Arenillas, 2010)

Los agentes prestamistas o terceros se ofrecen como alternativa a los bancos custodios gracias a nuevos sistemas técnicos. Muchos

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

prestamistas prefieren subcontratar sus programas de préstamo para disminuir su trabajo operativo y aprovecharse de las economías de escala que pueden obtener estos agentes prestamistas por las relaciones que mantienen con los prestatarios. Los servicios ofrecidos por estos agentes son demandados sobre todo por pequeños prestamistas. Hay que tener en cuenta que al trabajar con un gran número de prestatarios diversifican el riesgo de contraparte. Entre las labores que realizan estos agentes está la de evaluar a los prestatarios según su solvencia, facilitar estudios sobre la realización de ajustes diarios al valor de mercado para garantizar una cobertura de garantías suficiente; cobrar las comisiones a los prestatarios; hacer un seguimiento de las cuentas de clientes para comprobar la existencia de operaciones de venta y facilitar a los clientes informes sobre préstamos pendientes de amortizar y los beneficios (o pérdidas) percibidos por estas carteras. En caso de impago o incumplimiento de las obligaciones del prestatario, la mayoría de agentes prestamistas pueden ofrecer indemnizaciones que normalmente cubrirán la devolución íntegra al prestamista de los títulos prestados o el pago de una cantidad en efectivo equivalente al valor de dichos títulos en el momento del impago. En una relación típica con un agente prestamista, el beneficiario puede establecer límites para determinar qué contrapartes pueden tomar en préstamo sus valores, qué tipo de garantía se exigirá a cambio y qué *haircuts* (descuentos sobre el valor de mercado que se aplican a los títulos entregados como garantía) y los niveles de depósito que se requieren para los distintos tipos de garantías y contrapartes. (ISLA, 2009)

Hay que destacar que los intermediarios principales son los brokers, los intermediarios especializados y los prime brokers. A diferencia de los

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

agentes intermediarios vistos anteriormente, éstos pueden asumir riesgos, ofrecer intermediación crediticia y tomar posiciones en los valores que les prestan. Cuando hablamos de asumir riesgos nos referimos a que el intermediario asumiría el riesgo de impago del tomador, por ejemplo, un fondo con baja calidad crediticia al que en principio nadie le prestaría. Los intermediarios también asumen el riesgo de liquidez. Lo que hacen es tomar prestado con plazo abierto, y prestar con plazo cerrado con la seguridad de que podrán cubrir sus posiciones cortas. Para minimizar el riesgo de que uno de sus prestamistas le solicite la devolución a uno de los tomadores a plazo, este riesgo se controla con stocks internos de títulos o también tomando prestados valores de gestoras de activos asociadas siendo los principales demandantes de títulos como tomadores los fondos de gestión alternativa.

Los brokers pueden tomar valores prestados ya sea para generar mercado, apoyar operaciones de sus titulares o en nombre de sus clientes.

Los intermediarios especializados pueden ser los que intervienen en la relación entre prestamistas de valores y creadores de mercado.

Los *prime brokers* son los que tienen por clientes a los fondos de gestión alternativa (hedge funds) y otros gestores de inversión alternativa. Las actividades que realizan son el préstamo de valores (coste para el cliente por la compensación de las operaciones) donde pueden hacer operaciones de compra-venta de valores y el arbitraje de bonos convertibles, el apalancamiento para la provisión de financiación

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

(coste de custodia) y la ejecución de operaciones (coste por la provisión de informes).

Las formas de acceder al mercado de préstamo de valores pueden ser que su agente sea gestor de activos, o un banco custodio, o un tercero que actúa como agente especializado, o a través de subastar su cartera entre posibles tomadores, o seleccionando un tomador principal, o incluso realizando el propio titular el préstamo por sí mismo o mediante una combinación de estas opciones.

Los tomadores no tienen por qué informar a sus agentes o prestamistas de por qué realizan el préstamo de valores. Pero las razones de los tomadores pueden agruparse en tres bloques.

- Primero, tomar los valores en préstamo para cobertura de una posición corta (cobertura de operaciones de liquidación, ventas en corto al desnudo, creación de mercado, arbitraje).
- Segundo, para tomar los valores prestados como parte de una operación cuyo objetivo final es el préstamo de efectivo.
- Tercero, la toma de préstamo de valores para transferir temporalmente la titularidad para que sea ventajoso para prestamista y tomador (arbitraje impositivo, arbitraje sobre planes de reinversión de dividendos). (Faulkner, 2006)

Los contextos de mercado en el que se motivan las operaciones de préstamos de valores son los que se describen a continuación (Faulkner, 2006):

- Ventas en corto: Se toman valores prestados para venderlos y recomprarlos a menor precio en el momento de devolución al
-

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

prestamista. Aquí lo que se hace es especular con que los precios van a bajar, es una estrategia con un riesgo elevado en las que normalmente se envía la orden de venta al mercado antes de que se hayan recibido los títulos en préstamo.

Debemos distinguir entre dos tipos de venta en corto:

1. En el primer caso el vendedor dispone previamente de los títulos que va a vender ya sea porque los haya adquirido o porque los haya tomado en préstamo (venta en corto o short selling)
 2. En el segundo tipo el vendedor no dispone previamente de los títulos (venta en corto descubierta o al desnudo o *naked short selling*). El carácter de estas operaciones es eminentemente especulativo y pueden tener fundamento en la observación de diferencias de precios con activos comparables. Por ejemplo, una serie de activos comparables que nos indica que el valor que estamos considerando está fuertemente sobrevalorado sobre la media de su sector. (Morena, 2010).
- Cobertura de operaciones de liquidación: La sociedad de compensación y liquidación de valores correspondiente toma valores en préstamo para evitar que una liquidación deje de ejecutarse llegando a remunerar a los clientes que ponen a disposición de su depositario los valores que necesite para evitar liquidaciones fallidas. Así se reduce el plazo de liquidación de las operaciones bursátiles y con ello el riesgo

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

sistémico de las operaciones sin liquidar ya que el incumplimiento de una obligación de entrega puede contagiar a otra operación que el comprador haya concertado a su vez sobre ese mismo valor pudiendo producirse fallos en cadena. (Morena, 2010)

- Creación de mercado (market making): Los creadores de mercado dan liquidez a los precios de venta y de compra, toman prestados títulos para liquidar órdenes de compra de clientes acercando los precios de compra y de venta. Si un creador de mercado adopta una posición corta y luego no hay disponibilidad de préstamo, tendrá que volver a comprar esos títulos.
- Arbitraje: Se toman títulos prestados para cubrir posiciones cortas tomadas que compensan posiciones largas en una estrategia de arbitraje. Los casos más típicos de arbitraje son los siguientes:
 - Arbitraje de bonos convertibles: En estas operaciones lo que hacemos es comprar un bono convertible y al mismo tiempo vender la acción de referencia tomándola prestada para poder cubrir la posición corta.
 - En el caso de arbitraje de valores relacionados lo que se hace es buscar dos empresas similares con cotizaciones divergentes comprando el valor aparentemente infravalorado a la vez que se toman posiciones cortas en el valor sobrevalorado tomando estos títulos a préstamo para cubrir la posición corta.

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

- También existe el arbitraje sobre índices, donde se compra y se vende a la vez un mismo título o commodity en dos mercados distintos para beneficiarse de la diferencia que haya entre los dos, se toma prestado el título en el mercado que esté más barato y se vende en el que esté más caro.
- El arbitraje en fusiones aparece cuando se anuncia una fusión con intercambio de acciones y la cotización de las acciones de empresa oferente es superior a la de la empresa que se va a absorber, la operación a realizar sería si el tomador tiene acciones de la empresa objeto de la fusión tomaría en préstamo acciones de la empresa oferente para venderlas y comprar acciones de la que va a ser absorbida y aprovechar ese diferencial positivo. (Faulkner, 2006)
- Transferencia de Titularidad Temporal: Por último, la toma de valores en préstamo para transferir la titularidad. Puede ser por motivos fiscales derivados de que no todos los inversores tengan los mismos tipos impositivos, el prestamista prefiere que los valores estén en manos del tomador cuando haya que cobrar dividendos si éste último tiene un tipo impositivo más favorable que el prestamista negociando cuál será el margen para cada uno. Otro motivo de transferir la titularidad es el arbitraje que se puede aprovechar cuando por ejemplo una empresa ofrece a sus accionistas el cobro de dividendos o la reinversión en títulos con descuento, aquí está el arbitraje, en tomar prestadas contra garantía en efectivo las acciones que van a reinvertir próximamente el dividendo en acciones nuevas

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

con descuento para vender las acciones nuevas generando una plusvalía por la diferencia entre el precio de mercado y el precio al descuento y luego devolver las acciones tomadas en préstamo y darle al prestamista su dividendo en efectivo.

Las razones de un propietario de valores que le llevan a prestar sus valores también son varias, lo que buscan como cualquier agente económico es aumentar la rentabilidad de su cartera, y en el caso de inversores institucionales esos títulos prestados no se dan de baja en el activo de su balance. Lo habitual como ya hemos visto es que el prestamista reciba, si la garantía recibida son valores, una comisión que suele calcularse como un porcentaje diario sobre el valor de los títulos prestados, o si la garantía recibida es efectivo, la diferencia entre el tipo de reinversión del efectivo que recibe el prestamista y el tipo de interés pagado al tomador. Incluso el Comité de Reguladores Europeos considera que la práctica de cesión de valores en préstamo por parte de las instituciones de inversión colectiva y otros inversores como fondos de pensiones o entidades aseguradoras es una herramienta adecuada para una buena gestión de sus carteras ya que poseen un elevado número de títulos y porque a veces tienen limitadas sus posibilidades de inversión ya sea por porcentaje de una clase de valor o por el riesgo que éstos conlleven. Sin embargo en España esta operatoria está muy restringida (Bris 2003), lo cual analizaremos en detalle más adelante.

Pero la obtención de rentabilidad no es la única motivación de los prestamistas, también destaca la búsqueda de financiación, que se obtiene cuando la garantía del préstamo es efectivo. Que un prestamista tenga un tipo impositivo superior al de un posible tomador, también le da un motivo al primero para prestar sus valores, el acuerdo al que

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

llegarán es que el tomador tendrá que pagarle una comisión mayor al prestamista que la normal en caso de reparto de dividendos, esta práctica ha sido en ocasiones calificada por el Tribunal Económico Administrativo Central (TEAC) como operación simulada realizada en fraude de ley permitiendo a la Administración tributaria gravar el hecho imponible según su auténtica naturaleza jurídica. (Morena, 2010)

2.1.5. Formalización del préstamo de valores

Como ocurre en la contratación de cualquier producto o servicio financiero el primer paso es la negociación. La negociación de préstamos de valores habitualmente es una negociación Over The Counter (OTC) y se hacía tradicionalmente por vía telefónica contactando directamente ambas contrapartidas:

- Prestamista: Entrega títulos.
- Prestatario: Recibe títulos.

Debido al desarrollo de este producto y a la inversión en tecnologías de la información (TI) del sector financiero cada vez es más habitual que la negociación de préstamos de valores se realice de forma electrónica, utilizando plataformas de contratación.

Cuando se haya cerrado la operación (por la vía que sea) ésta debe ser confirmada. La confirmación incluiría la siguiente información:

- Fecha de contratación.
- Fecha de liquidación.
- Fecha de vencimiento (si procede).

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

- Detalles sobre los títulos prestados:
 - Descripción del valor.
 - Código ISIN.
- Identidad del prestamista.
- Identidad del prestatario o tomador del préstamo.
- Garantías y porcentajes de margen, condiciones y tipos aplicables.
- Cuentas bancarias de liquidación de prestamista y tomador.
- Cuentas de valores para la recepción y entrega de títulos.

El plazo del préstamo puede ser fijo, abierto, o sujeto a solicitud de devolución (préstamo de valores abierto). Al igual que sucede con las condiciones operativas (term trade) puede establecerse que al ser el préstamo a plazo fijo el prestamista no tenga por qué aceptar la devolución anticipada de los títulos, o que el prestamista no pueda vender los títulos durante ese plazo, por ejemplo.

También puede darse la puesta de títulos “en espera” o también llamado “*icing*” que consiste en que el prestamista reserva unos títulos a petición de un tomador que cree que los va a necesitar próximamente. Normalmente esta reserva dura un día y el prestamista no cobra ninguna comisión por la reserva de los títulos. Se trata de una “deferencia comercial” ya que puede prestar estos títulos a otra contrapartida siempre que previamente se los ofrezca al tomador inicial que los había reservado. Existe otra modalidad donde el prestamista sí cobra comisión por la reserva y no puede prestar los valores a terceros, es el “*pay to hold*”.

La liquidación de los préstamos de valores suele hacerse a través del banco custodio del prestamista. Lo normal es que el préstamo se realice

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

como una operación libre de pago y la garantía se tome aparte. Los valores y las garantías pueden pertenecer a sistemas de liquidación diferentes, incluso de distintas franjas horarias dando lugar a riesgo intradía⁷. Para evitar este riesgo algunos prestamistas solicitan garantías previas transfiriendo el riesgo al tomador. El sistema CREST⁸ para la liquidación de títulos en Reino Unido e Irlanda es una excepción ya que las garantías están disponibles dentro del mismo sistema.

El préstamo finaliza, si la operación es de préstamo abierto, cuando el tomador devuelva los títulos al prestamista en el momento que éste lo solicite. El tomador devuelve los títulos cuando ha cubierto sus posiciones cortas. A veces un tomador puede refinanciar los títulos que tomó prestados si los consigue más baratos devolviendo los iniciales.

Para que estas operaciones finalicen correctamente, los prestamistas han tenido que tener en cuenta la seguridad de obtener la devolución de los títulos cuando lo soliciten, y si existían soluciones legales adecuadas para reclamar si la devolución de los títulos no se produjera. Normalmente en el contrato inicial ya se recoge qué hacer en caso de incumplimiento. Puede establecerse incluso una compensación económica si el tomador no devuelve los títulos prestados en fecha o si el prestamista no devuelve la garantía en la fecha de liquidación. Además se pueden incluir costes como los intereses por el descubierto generado, los costes justificables por el incumplimiento de la devolución

⁷ Riesgo que se produce cuando existe una franja horaria en la que la operación no queda completamente cerrada y que es el periodo de tiempo en el que la operación de préstamo no está cubierta.

⁸ CREST es el sistema de compensación en tiempo real para valores y bonos del tesoro del Reino Unido, Irlanda e internacionales. Cuenta con más de 10.000 miembros. El servicio CREST SWIFT se creó para aumentar la automatización y conectividad con los depositarios extranjeros para el sistema de liquidación CREST.

y los costes sufridos por el prestamista como consecuencia de que haya tenido que realizar una compra forzosa de los títulos.

En la liquidación influyen más factores. El prestamista tiene derechos sobre acciones corporativas como el pago de dividendos por los que el tomador tiene la obligación de realizar pagos equivalentes al prestamista a través “dividendos fabricados”. Sin embargo el derecho al voto no puede fabricarse, lo pierde, tiene la posibilidad de solicitar la devolución al tomador antes de la votación. Hay varios mercados que están valorando el peligro que entraña la posibilidad de pedir títulos prestados para hacerse con un porcentaje importante de acciones de cara a una votación. (Faulkner, 2006)

Para concluir no podemos olvidar que, desde un punto de vista jurídico, se trata de un contrato de mutuo, al ser un contrato real que se perfecciona con la entrega de los valores y traslativo del dominio del prestamista al prestatario. Recalcar que no es formalmente una operación de mercado secundario oficial, pero sí un contrato del mercado de valores aunque no exista negociación bursátil de estos contratos. (Cachón, 1996)

Existen contratos marco para los préstamos de valores donde se recogen las condiciones fundamentales para el desarrollo continuado de esta actividad. Podemos citar como referencia el Contrato Marco Europeo (CME) para operaciones financieras con Anexo para Préstamos de Valores. Este anexo nos detalla toda la información que debe contener un contrato de préstamo de valores como la entrega inicial, la devolución, operaciones con vencimiento indeterminado, consecuencias de retraso en la entrega, incumplimiento del prestatario, entrega parcial,

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

derechos, supuestos especiales, distribuciones y derechos de suscripción, distribuciones de efectivo, retenciones de impuestos, y demás cláusulas. También está el contrato marco de préstamo de valores global, el GMSLA (Global Master Securities Lending agreement) facilitado por la ISLA.

2.1.6. Riesgos asociados al préstamo de valores

Ya hemos visto que una forma de clasificar operaciones es según el tipo de garantía que las acompañan, y esta distinción también nos sirve para introducirnos en el concepto de riesgo del préstamo de valores. Los prestamistas que elijan efectivo como colateral y luego lo reinviertan buscando mayores rendimientos o los que acepten activos como garantía sin unos criterios inflexibles en su calidad crediticia asumen más riesgos que otros tomadores más conservadores (ISLA, 2009). A continuación desarrollamos los riesgos asociados a una operación de préstamo de valores en función de las garantías tomadas.

Si la garantía tomada es en efectivo el prestamista va a tener que pagar al tomador unos intereses, para lo que si el prestamista quiere obtener beneficios con esta operación tendrá que reinvertirlos a un tipo más alto del que tiene que pagar al tomador. La reinversión del efectivo conlleva una serie de riesgos como el mayor riesgo crediticio en caso de impago o que el plazo de reinversión del efectivo sea superior al plazo del préstamo o que el tomador solicite liquidar la operación por anticipado. Históricamente las mayores pérdidas en operaciones de préstamo de valores se han producido por la reinversión del efectivo. Lo normal es

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

que los prestamistas deleguen en sus agentes prestamistas la reinversión del efectivo, y estos lo habitual es que establezcan valoraciones *value-at-risk* para cada rentabilidad esperada según distintos perfiles de reinversión. (Faulkner, 2006)

La inversión de este efectivo en ocasiones se realiza a un tipo de interés variable lo que condiciona la rentabilidad de la operación a la evolución de los tipos de interés del mercado, por lo tanto la operación tendrá claramente un riesgo de mercado asociado.

Si la garantía no se constituye mediante un depósito de efectivo sino mediante la entrega o pignoración de otros activos financieros, el riesgo más importante que asume el prestamista es el riesgo crediticio o de contraparte que es la posibilidad de que el tomador no devuelva los títulos prestados cuando debe. Si el tomador no cumple el contrato, el prestamista no tendría por qué tener pérdidas a no ser que la garantía depositada sea insuficiente para recomprar los valores prestados. Esto puede ocurrir si es un mercado muy volátil y hay fluctuaciones desde el último requerimiento de garantía al tomador y la liquidación de la misma. Los prestamistas también podrían tener pérdidas si los mercados donde se negocian las garantías o los valores prestados son poco líquidos en ese momento (riesgo de liquidez). Por este motivo de posible pérdida para el prestamista se deben recoger garantías si es en forma de activo que sean lo más líquidos posibles incluso sumándole un *haircuts* para tener un “colchón” por si esos títulos bajaran de valor. (ISLA, 2009)

Los *haircuts* significan una rebaja en la valoración de la garantía entregada en una operación de préstamo de valores llegándose

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

habitualmente al 98% o 97% del valor de mercado de los títulos entregados en prenda. Este porcentaje depende de la proporción en cartera de una acción sobre el total emitido (a mayor proporción mayor descuento), del volumen de negocio medio diario de ese valor (a menor volumen de negocio mayor descuento), y de la volatilidad del valor (a mayor volatilidad mayor descuento).

También existe el riesgo de una valoración incorrecta de la garantía como puede ser el usar precios medios en vez de precios de compra, y el riesgo legal como cambios en la legislación (Faulkner, 2006).

Es importante recordar que en muchas ocasiones las operaciones de préstamo de valores son operaciones abiertas, es decir que en cualquier momento cualquiera de las partes puede solicitar la liquidación de la operación y esto es bueno para el prestamista en caso de que el riesgo de contraparte aumente y quiera liquidar su posición con un tomador concreto lo antes posible. (ISLA, 2009)

Muchos intermediarios ofrecen a sus clientes prestamistas un acuerdo de devolución inmediata (buy-in) de valores en caso de impago asumiendo el riesgo de que el valor de la garantía haya disminuido en el momento de la liquidación.

Otro riesgo es el de liquidación que puede surgir si, por ejemplo, el prestamista deposita los valores prestados en un sistema de liquidación antes de recibir los títulos de garantía en otro sistema. Para evitar este riesgo, los prestamistas prefieren que la operación se liquide en el sistema de entrega física contra pago, o bien que los prestatarios de títulos entreguen previamente la garantía al inicio de la operación, con

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

entrega previa de los títulos tomados en préstamo o fondos, como contrapartida, pero los prestatarios como tampoco quieren asumir ese riesgo de liquidación prefieren la entrega física contra pago eliminando entonces el llamado riesgo intradía.

También tenemos el riesgo operativo que puede producirse por un error humano al introducir por ejemplo incorrectamente los datos de la orden de préstamo, este riesgo se reduce con la implantación de sistemas automatizados (ISLA, 2009).

PRINCIPALES RIESGOS	COBERTURAS
RIESGO CREDITICIO O DE CONTRAPARTE	Recoger suficientes garantías y estudio previo del tomador
RIESGO DE LIQUIDEZ	Recoger activos como garantía que sean líquidos
RIESGO DE REINVERSION DEL EFECTIVO DEJADO EN GARANTIA	Invertir en productos líquidos

Tabla 1: Riesgos asociados al préstamo de valores

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

2.2. Servicio de préstamo de valores ofrecido por las entidades españolas y comparativa con el ámbito internacional

Con el objetivo de contrastar el nivel de madurez del servicio de intermediación de operaciones de préstamo de valores ofrecido por entidades españolas, vamos a ver unos ejemplos de entidad es españolas que ofrecen a sus clientes el servicio de préstamo de valores, para posteriormente comparar dichos servicios con los principales referentes a nivel internacional.

2.2.1. Mercados Nacionales

En España muy pocas son las entidades que ofrecen este servicio de forma centralizada. La mayoría realizan la tramitación de operaciones de préstamo de valores para sus clientes del segmento institucional, pero estas operaciones son negociadas bilateralmente sin una intermediación previa de la entidad. A continuación describiremos los servicios ofrecidos por algunas entidades pioneras en este servicio:

Bankinter presta un servicio a sus clientes de venta a crédito. Básicamente el servicio consiste en prestar valores a sus clientes para cubrir ventas en corto. Ofrecen este producto recalando que permite obtener beneficios en tendencias bajistas de un valor vendiendo los

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

títulos que le han prestado y comprando nuevos para cancelar el préstamo, pero también indican que ante una evolución al alza del valor el cliente puede tener fuertes pérdidas. Bankinter indica que para acceder a este producto se debe tener un profundo conocimiento de los mercados de valores y de los procedimientos que se siguen en este mercado.

Las garantías que deben aportar tienen que cubrir el riesgo de la operación. En el momento de introducir la orden de venta el cliente debe aportar un porcentaje del efectivo de dicha venta en concepto de garantía adicional que Bankinter fija en un 25% del efectivo de la venta. Cuando la orden se ejecuta y se constituye el préstamo tienen que aportar la garantía principal que debe coincidir con el importe de la venta, quedando estas garantías depositadas en Bankinter.

Se podrán tomar en préstamo los valores de mayor capitalización y liquidez del IBEX 35 que Bankinter determine y autorice la CNMV. La operación mínima en efectivo es de 1.202,02 €. y una vez se ejecute la venta se formalizará el préstamo de valores. El vencimiento del préstamo será el último día hábil del mes para operaciones formalizadas antes del día 15 incluyendo éste, y el último día hábil del mes siguiente para operaciones formalizadas en la segunda quincena del mes. El préstamo tiene dos prórrogas automáticas de un mes cada una pudiendo el cliente cancelar el préstamo en cualquier momento⁹.

⁹ Para más información consultar la web del Broker de Bankinter donde se describen los detalles de este servicio:

https://broker.bankinter.com/www/es-es/cgi/broker+idc_home?tabfav=no

El servicio incluye la posibilidad de introducir órdenes stop que permiten definir un criterio de parada de pérdidas (stop-loss) o recogida de beneficios (stop-profit) para una posición y tienen las siguientes características.

El servicio ofrecido por Bankinter sólo se concibe para la perspectiva del prestatario que toma los títulos prestados para justificar la venta en corto, por lo que en realidad no es un servicio de intermediación puro al no poner en contacto ofertantes de títulos (prestamistas) con demandantes (prestatarios). En este caso suponemos que la oferta de títulos a prestar procede de las posiciones en cartera propia de Bankinter, motivo por el cual la oferta de títulos es limitada. Los depositantes de Bankinter que deseen ceder sus títulos en préstamo deberán hacer su operación de forma bilateral, Bankinter no ofrece servicio de intermediación para la colocación de títulos en préstamo.

Self Bank es un banco online español nacido del acuerdo entre Boursorama que forma parte del grupo Société Générale, y La Caixa. Nos ofrecen el servicio de préstamo de valores tanto desde la perspectiva del prestamista como del prestatario. Este servicio cuenta con el visto bueno de la CNMV.

En el caso del préstamo de valores desde el punto de vista del prestamista el reclamo que utilizan para una mejor comprensión del público en general es “*Alquila tus acciones*”, recomendando ceder los títulos en préstamo a aquellos inversores a largo plazo que no tengan intención de vender sus acciones y que quieran obtener una rentabilidad extra. Este intermediario recalca que aunque hayan prestado sus

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

acciones recibirán igualmente los dividendos y demás derechos económicos¹⁰.

Las ventajas que ofrece este servicio para un inversor a largo plazo que no tiene previsto vender sus acciones son:

- Ahorro de las comisiones de custodia (si se ofrecen títulos por más de 5.000 €).
- Se continúan percibiendo dividendos y los derechos económicos de sus acciones.
- Se obtiene una rentabilidad adicional de los rendimientos del préstamo de acciones (hasta un 5% de rentabilidad TAE).

Desde el punto de vista del prestatario, el reclamo que utilizan para captar clientes es *“Vende acciones a crédito para ganar cuando la bolsa baje”*.

El servicio ofrecido por Self Bank sí se puede calificar como una intermediación poniendo en contacto prestamistas y prestatarios. El servicio ofrece el uso de un buscador que tiene dos tipos de búsqueda implementados:

1. Buscar los valores y condiciones de plazo y tipo a los que se están ofreciendo las acciones para que el inversor bajista analice si le interesa solicitarlos. Esta búsqueda también es útil para que el prestamista pueda analizar si quiere ofrecer acciones y qué interés o qué plazo proponer.

¹⁰ El servicio se ofrece a través de internet en la url: www.alquilatusacciones.com

2. Buscar los valores que se están pidiendo para vender en descubierto. Es decir prospectar la demanda de títulos en préstamo para su venta en corto.

La característica principal de Self Trade es que extiende su servicio a clientes minoristas y abre el abanico de títulos a compañías fuera del Ibex 35, en realidad no limita el abanico de títulos a ofrecer ya que lo determinan los propios oferentes de títulos. Además, el banco sólo hace de intermediario (garantiza la contrapartida en todo momento) mientras son los clientes quienes marcan la oferta y la demanda (Fernández 2008).

Otras entidades también ofrecen un servicio de intermediación pero orientado básicamente al sector institucional, como por ejemplo RBC Dexia (el antiguo Bancoval) que ofrece el servicio “Préstamo de Valores OTC” donde su programa de préstamo permite a sus depositantes acceder a un abanico de contrapartidas, actuando RBC Dexia Investor Services España como Principal en todo el proceso. La gestión de préstamos de valores se realiza soportada por la herramienta OTCVAL, la cual facilita la gestión de los préstamos permitiendo el control de las posiciones abiertas, la gestión de colaterales y de vencimientos.

El resto de agencias y sociedades de valores que participan en España ofrecen el servicio de préstamo de valores como una operación OTC más y carecen de una plataforma que centralice dicha actividad. La demanda de productos financieros que permitan al inversor obtener una rentabilidad en entornos bajistas se canaliza a través de la oferta de derivados (opciones y futuros), warrants, CFDs, ETFs, etc.

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

Por otro lado, la mayoría de las entidades financieras nacionales son bancos universales que ofrecen una pluralidad de servicios, además de la intermediación en mercados financieros. Estas entidades que no se dedican exclusivamente a la intermediación en los mercados financieros han lanzado iniciativas para desarrollar este servicio pero no han llegado a los niveles de madurez descritos en los casos anteriores. Todas las entidades consultadas durante este análisis nos han referenciando directamente a las mesas de contratación de renta variable de sus salas de tesorería. Mencionar, a modo de ejemplo surgido en estas conversaciones con las salas de tesorería, que Banesto inició en 2008 una iniciativa para desarrollar el préstamo de valores entre sus clientes pero que dicha iniciativa en estos momentos no se encuentra plenamente desarrollada.

2.2.2. Mercados Globales

A continuación vamos a exponer resumidamente la operativa que ofrecen algunas entidades extranjeras de préstamo de valores y analizaremos detalladamente el caso interesante de Goldman Sachs, referente del sector, por la extensa oferta de productos de préstamos de valores que pueden contratar sus clientes.

En el caso de J.P. Morgan, es una entidad financiera con más de 16.600 mil millones de dólares en activos bajo custodia y 7,5 billones de dólares en activos bajo administración, entre sus servicios destacan la custodia, contabilidad de fondos y valores, servicios de administración a

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

inversionistas incluidos los institucionales más grandes del mundo, y la gestión de activos alternativos.

En J.P. Morgan utilizan para los clientes de préstamo de valores el J.P.Morgan ACCESS, una plataforma desde la cual en una sola pantalla los clientes prestamistas son capaces de ver el resumen de su programa de préstamo de valores, ver el seguimiento de los saldos en préstamo, determinar los niveles de garantía, acceso a la información de ganancias calculado diariamente y acceso a información del mercado. Es una plataforma sencilla para que al cliente le sea muy cómodo controlar sus posiciones.

Ofrecen el servicio de préstamo de valores como obtención de una mayor rentabilidad por parte de una cartera de valores de forma personalizada donde cada cliente puede definir los parámetros de su programa para cumplir con sus requisitos de riesgo y garantías. Lo que buscan es mejorar el rendimiento, mitigar los riesgos y aumentar la eficiencia, y ofrecen una indemnización en caso de incumplimiento del prestatario con el apoyo del banco global. (J.P. Morgan, 2011)

Por su parte, Morgan Stanley es una institución financiera que también ofrece el servicio de préstamos de valores a sus clientes institucionales siendo incluso reconocido por la ISF Magazine como el prestatario líder a nivel mundial por séptimo año consecutivo en 2011. Ofrecen a sus clientes su posición preferente para ofrecer a sus clientes la mayor oferta de títulos para tomar en préstamo y los mejores prestatarios para dejar sus valores en préstamo.

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

Esta empresa se compromete con sus clientes a facilitar las ventas en corto gracias a un sistema ininterrumpido tecnológico patentado de gestión de datos que optimiza la disponibilidad para encontrar la oferta más estable y diversa para sus clientes. (Morgan Stanley, 2011)

Barclays, institución financiera con más de 300 años de experiencia e implantada en 50 países también ofrece el servicio de préstamo de valores a través de su división Barclays Global Investors (BGI), que se encarga de gestionar el programa iShares, que es el mayor proveedor mundial de fondos cotizados en bolsa (ETF). La entidad dirige su programa de préstamo de valores acorde con el perfil conservador de sus clientes de fondos de pensiones institucionales. La gestión activa de riesgos se realiza mediante una selección de prestatarios solventes, la aportación de garantías por importes superiores al valor del préstamo (con importantes haircuts) y la reevaluación diaria de préstamos y garantías. Como ejemplo para entender la operativa que realizan vamos a analizar que procedimiento siguen con los fondos iShares europeos donde los instrumentos empleados como garantía que BGI puede aceptar para ellos están regulados por la normativa UCITS e incluyen deuda pública del G-10, deuda privada de alta calidad (A1 o superior) y títulos de renta variable cotizados en índices de referencia del mercado aprobados. Los tipos de garantías y los límites se establecen para proteger a los fondos de préstamo de BGI, con márgenes de cobertura que varían del 102,5% al 115%, dependiendo de los activos aportados como garantía. Por último destacar que BGI nunca emite un préstamo hasta que se han recibido todas las garantías requeridas y sólo libera la garantía cuando se ha devuelto todo el préstamo. Los fondos ETF que prestan sus valores se benefician al utilizar este servicio ya que permite a sus inversores prestar sus propias participaciones en ETF por su

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

cuenta y el porcentaje de los ingresos derivados del préstamo de valores destinado al EFT se abona directamente a los fondos y se refleja en su valor liquidativo. (ISLA, 2009)

Ahora desarrollaremos el especial caso de la plataforma de préstamo de valores de Goldman Sachs siendo un referente internacional.

Goldman Sachs (GS) es un importante proveedor de servicio de préstamo de valores, ofrece a sus clientes distintas opciones de préstamos como el Préstamos de Valores Exclusive, Agencia de Préstamo de Valores (Agency), el Híbrido de Préstamo de Valores (Hybrid), que es una mezcla de los programas exclusivos y la Agencia de Préstamos, y la Subasta y la Administración de Servicios (Single Stock).

Según las cifras de Goldman Sachs, el préstamo de valores tiene una gran importancia en todo el mundo, estimando el volumen de este mercado en 4 billones de dólares del cual los mayores participantes son los fondos de inversión, planes de pensiones, fundaciones y compañías de seguros que buscan generar ingresos adicionales como ya hemos analizado.

A continuación desarrollaremos cada uno de los programas que ofrece Goldman Sachs con una pequeña introducción de cada uno y analizando las distintas estrategias que podemos seguir con cada programa.

En el programa EXCLUSIVE, Goldman Sachs es el intermediario en la transacción y nos da tres opciones sobre cómo queremos que se calculen nuestros ingresos por la operación del préstamo de valores. Estas opciones son:

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

-
- Retorno garantizado (guaranteed) que nos asegura un flujo constante de ingresos durante un periodo de tiempo
 - Retorno según el rendimiento (performance) donde los ingresos dependerán de la demanda de nuestra cartera y de los volúmenes que se prestan
 - Retorno mixto (combo) que es una mezcla entre el retorno garantizado y el retorno según el rendimiento.

Dentro de cada tipo de retorno, podemos elegir si la garantía, el colateral que le exigimos al tomador del préstamo es efectivo (cash) u otro tipo de activo (non-cash) como deuda soberana u otros valores.

Ahora vamos a analizar cada opción que nos ofrece este programa EXCLUSIVE.

- **EXCLUSIVE ➡ GUARANTEED ➡ NON-CASH.**

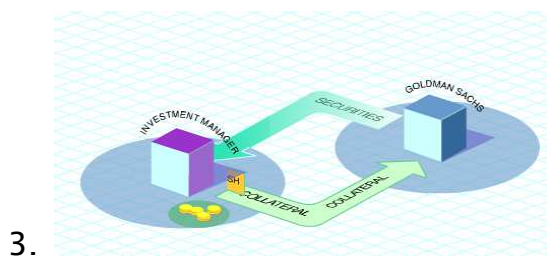
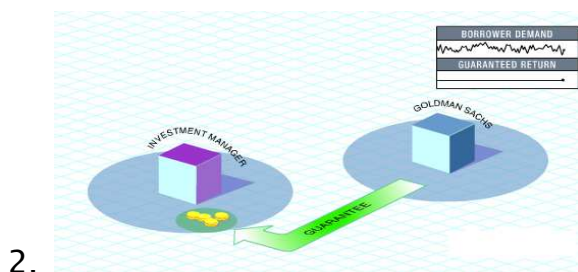
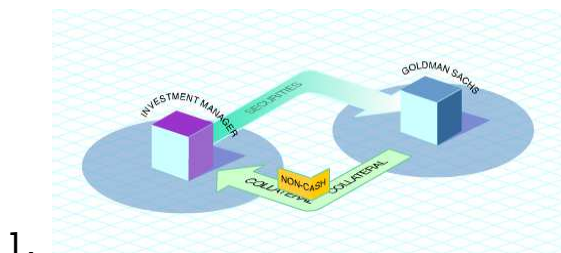
Consiste en utilizar el programa Exclusive donde GS es el principal intermediario para todas las transacciones, eligiendo la forma de retorno garantizado y un colateral que no sea efectivo.

El préstamo de valores comienza cuando se intercambian un colateral que no es efectivo que se deposita en GS con los valores que entrega el cliente prestamista.

Durante el periodo que dura el préstamo, los valores prestados seguirán su evolución normal, subirán o bajarán, pero el prestamista siempre recibe periódicamente los mismos ingresos garantizados por el préstamo según se acordó al principio de la operación.

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

Y el préstamo termina cuando GS devuelve a su dueño los valores y este le entrega el colateral que entregó en garantía.



- EXCLUSIVE ➡ GUARANTEED ➡ CASH

Utilizaremos el programa Exclusive donde GS es el principal intermediario para todas las transacciones, eligiendo la forma de retorno garantizado y efectivo como garantía de la operación.

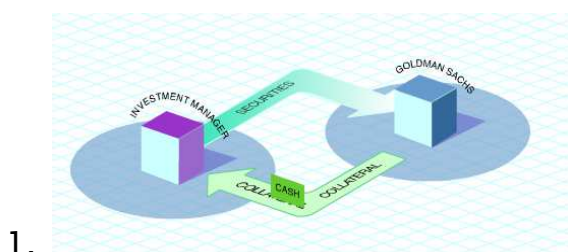
El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

El préstamo de valores comienza cuando se intercambian el efectivo como garantía o colateral entregado por GS por los valores que presta el cliente prestamista.

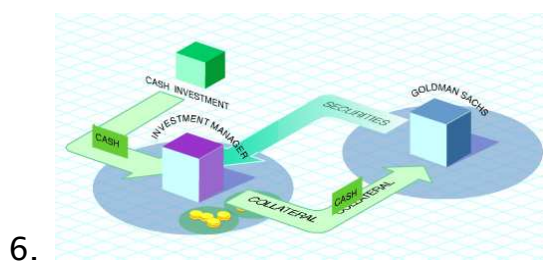
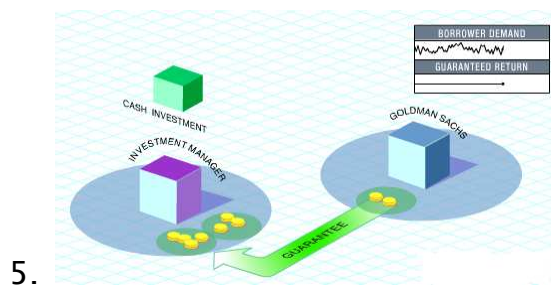
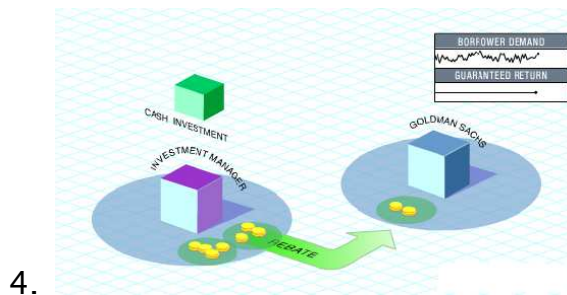
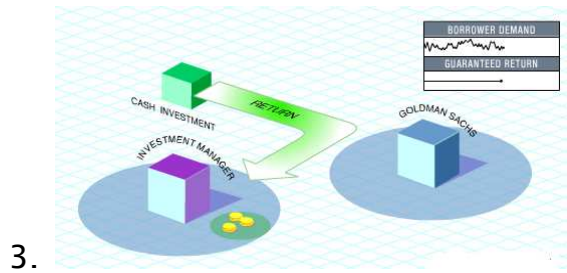
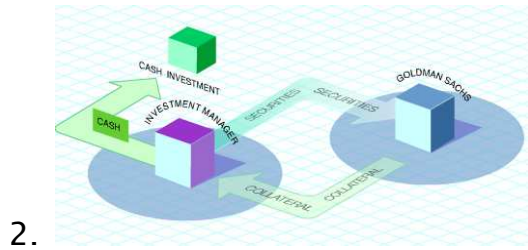
Y con ese efectivo que ha recibido el prestamista como garantía puede realizar distintas inversiones normalmente a corto plazo y muy líquidas ya que cuando acabe el préstamo tendrá que devolver esa garantía. Y con esa inversión obtiene unos ingresos de los cuales una parte se los dará a GS.

Durante el periodo que dura el préstamo, los valores prestados seguirán su evolución normal, subirán o bajarán, pero el prestamista siempre recibe periódicamente los mismos ingresos garantizados por el préstamo según se acordó al principio de la operación. Y GS recibirá un porcentaje de las ganancias obtenidas por el cliente prestamista en la inversión del efectivo aportado como garantía.

Por último el préstamo termina cuando GS devuelve al prestamista los valores y éste deshace la inversión del efectivo que le habían entregado como garantía y lo devuelve a GS.



El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.



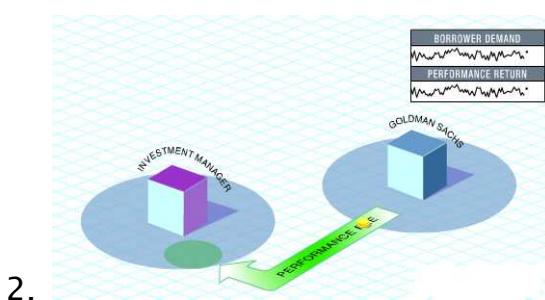
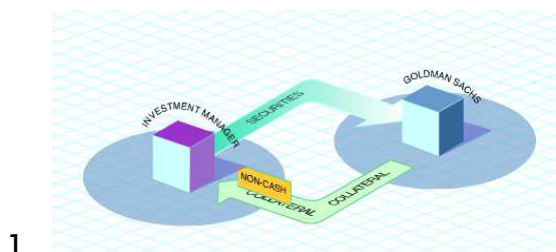
El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

- **EXCLUSIVE** ➡ **PERFORMANCE** ➡ **NON-CASH**

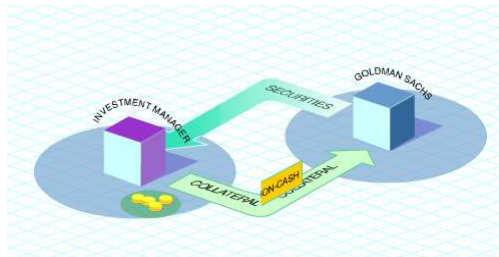
El préstamo de valores empieza con la transferencia del colateral (no efectivo) y de los valores entre el cliente prestamista y GS.

Y GS, debido a que el retorno que tiene que pagar al prestamista es en base al rendimiento de los valores prestados, periódicamente tendrá que abonar al prestamista el porcentaje que acordaran de los beneficios que va obteniendo GS con los valores que ha tomado prestados.

El préstamo termina cuando GS devuelve los valores al prestamista y éste le entrega el colateral que dejó como garantía.



El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.



3.

- **EXCLUSIVE ➡ PERFORMANCE ➡ CASH**

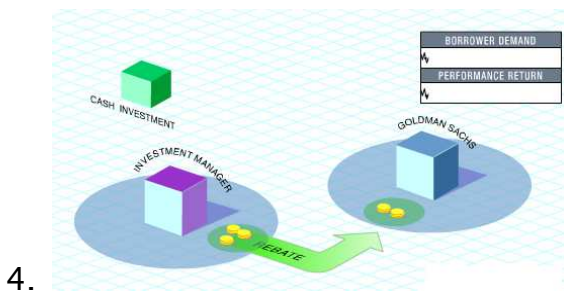
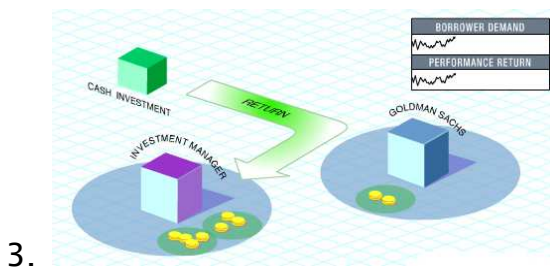
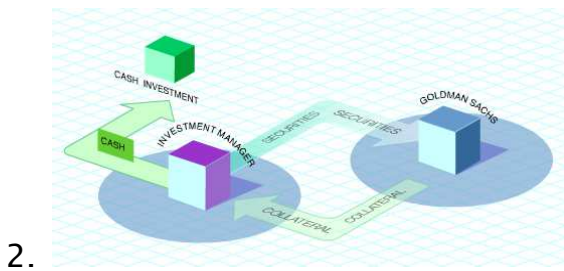
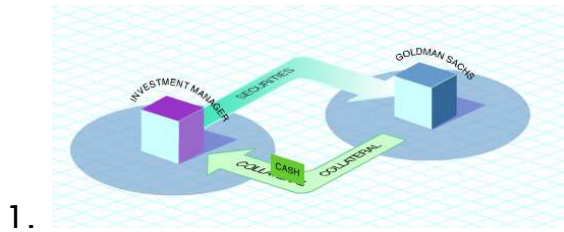
El préstamo de valores comienza con el intercambio de los valores por la garantía en efectivo entre el cliente y GS.

Posteriormente, el prestamista con el colateral en efectivo que ha recibido realiza inversiones normalmente a corto plazo y en productos líquidos.

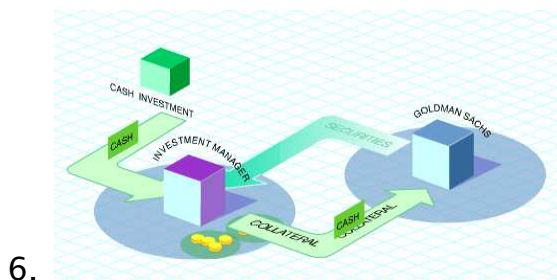
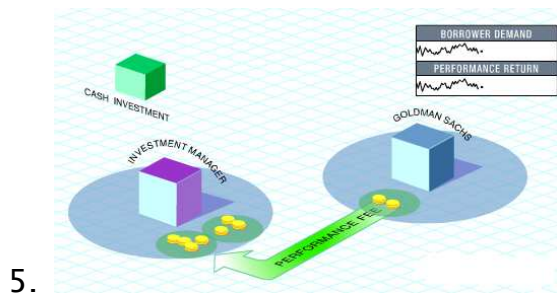
Durante la vida del préstamo el cliente obtiene unas ganancias por la inversión del efectivo que le dejaron como garantía, y paga un porcentaje de esas ganancias y GS paga al prestamista una tarifa según los rendimientos de los valores prestados.

Y el préstamo termina cuando el cliente prestamista deshace las operaciones donde tenía invertido el efectivo que le habían dejado como garantía del préstamo y lo devuelve a GS, y éste devuelve a su vez los valores prestados. En periodos de elevada demanda de los valores prestados, los retornos que recibiría el cliente serían mayores usando el retorno en función del rendimiento que un retorno garantizado fijado al principio de la operación. Usar efectivo como colateral le proporciona al cliente prestamista mayor potencial de ingresos al alza si los retornos que recibe exceden del porcentaje de interés que le entrega a GS.

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.



El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.



- **EXCLUSIVE ➡ COMBO ➡ NON CASH**

La transacción del préstamo de valores comienza con la entrega por parte de GS del colateral en forma de activo, no efectivo, y la entrega por parte del prestamista de los valores a GS.

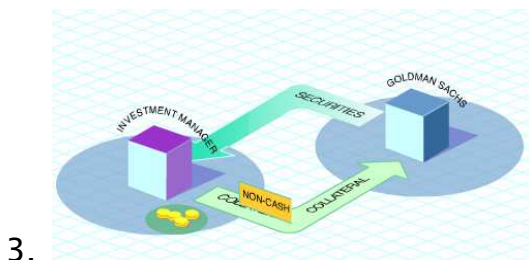
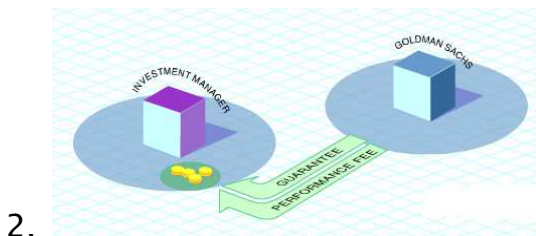
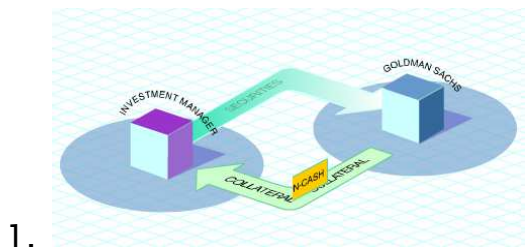
Durante la vida del préstamo, GS paga un retorno al cliente que es el resultado de combinar un retorno garantizado y una tasa sobre los rendimientos que generen los valores prestados.

El préstamo termina cuando GS devuelve los valores tomados en préstamo y el administrador de la inversión del devuelve a GS el colateral.

Usar un colateral que no sea efectivo puede beneficiar al prestamista que no desee llevar a cabo inversiones de efectivo. A la vez que el uso

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

de colaterales que no son efectivo le permiten a GS en algunos casos proporcionar al prestamista unos ingresos altos.



- EXCLUSIVE ➡ COMBO ➡ CASH

El préstamo comienza con el intercambio entre el prestamista y GS de los valores tomados en préstamo y del efectivo como colateral.

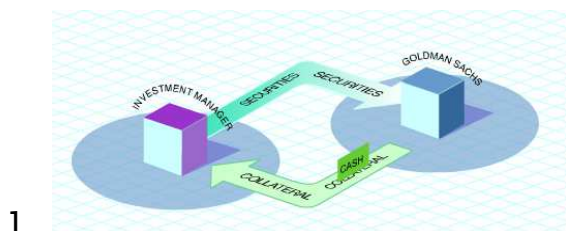
El administrador de la inversión invierte el colateral normalmente en productos líquidos y a corto plazo.

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

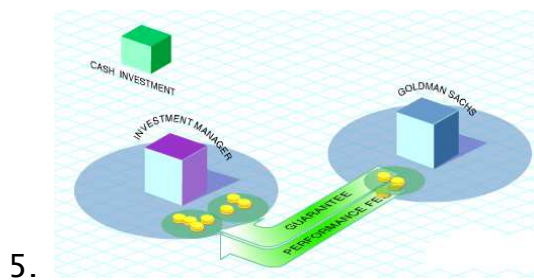
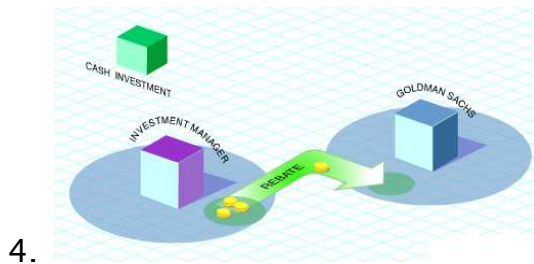
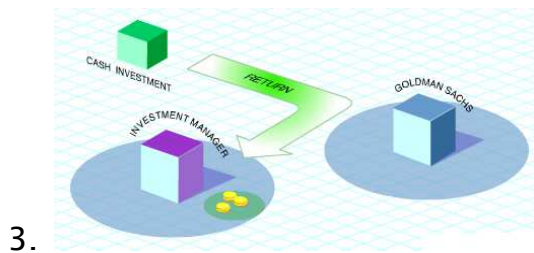
Ahora el prestamista obtendrá un retorno por la inversión del efectivo y normalmente pagará a GS una parte de ese retorno. Y GS pagará una combinación de rendimiento basado en una tarifa, un porcentaje sobre la evolución de los valores y el retorno garantizado al cliente.

El préstamo termina cuando el prestamista deshace la inversión del efectivo que le habían dejado como garantía y lo devuelve a GS y este le devuelve los títulos al cliente.

Este programa proporciona al prestamista una combinación de ingresos garantizados y un porcentaje sobre los rendimientos de los valores. El usar efectivo como colateral proporciona al prestamista un potencial de ingresos más altos si los retornos exceden a la cantidad acordada de reembolso.



El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.



Otro programa es el AGENCY, donde Goldman Sachs actúa como agente de préstamo de valores. Los clientes de este programa conceden autoridad a GS para que presten sus valores recogiendo las máximas garantías y solo a unos agentes de bolsa seleccionados. En este caso sólo existe el retorno en función del rendimiento y el colateral sólo puede ser efectivo. Aquí vemos nuevos participantes como el broker

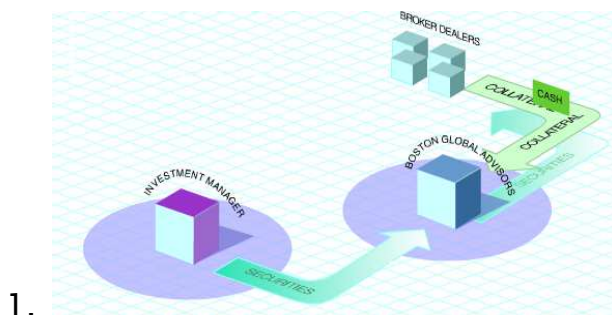
El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

dealers (BD) que es quien solicita realmente los títulos en préstamo y que ejecuta las operaciones por cuenta propia actuando como distribuidor para sus clientes. Y aquí aparece otro participante, el Boston Global Advisors (BGA) que sería el bróker de GS.

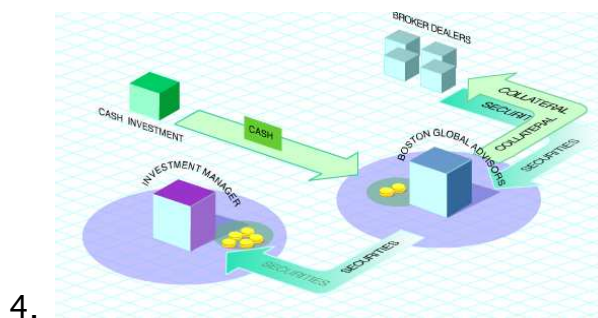
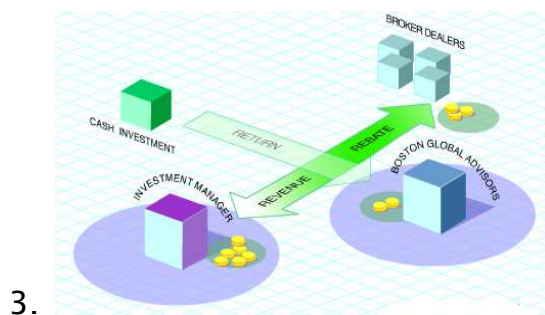
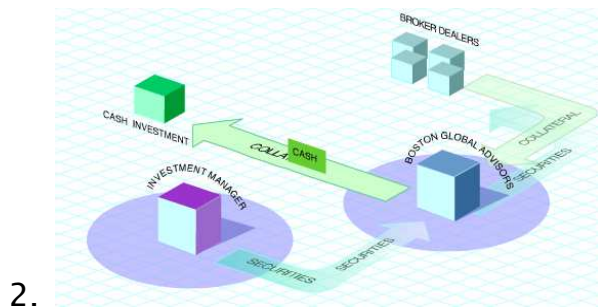
- **AGENCY** ➡ **PERFORMANCE** ➡ **CASH**

La operación del préstamo de valores comienza con la transferencia del efectivo como colateral desde el Broker Dealers (BD) a Boston Global Advisors (BGA), y de los valores desde el prestamista, hasta el BD pasando por BGA.

Y con el efectivo que ha recibido BGA como garantía realiza inversiones. De estas inversiones recibe retornos de los cuales distribuye una parte en forma de ingresos para el prestamista y otra parte en forma de descuento para el BD que se abonon de forma periódica durante la vida del préstamo.



El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.



El proceso de retorno se completa cuando BGA devuelve los valores al prestamista y BGA recupera el efectivo que le habían aportado como garantía y lo devuelve al BD.

Este programa proporciona unos rendimientos que dependerán de los resultados de los valores prestados, por lo que los ingresos pueden ser superiores a los de los programas con retornos garantizados. Aquí el riesgo de inversión lo soporta el cliente al reinvertir el efectivo. Y este programa es elegido por muchos clientes ya que el bróker (BGA) es el

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

que se encarga de todas las tareas administrativas del préstamo de valores.

Ahora vamos a analizar el tercer programa, el HYBRID, es un programa híbrido que conjuga los dos programas vistos anteriormente, el Exclusive y el Agency, la forma de retorno es combo, y el colateral es efectivo, cash.

- **HYBRID → COMBO → CASH**

El componente de Agency de este programa híbrido empieza con la transferencia simultánea del colateral en forma de efectivo desde el Broker Dealers (BD) al Boston Global Advisors (BGA), y de los valores desde el prestamista hasta el BD pasando por el BGA. Posteriormente el BGA invierte el efectivo.

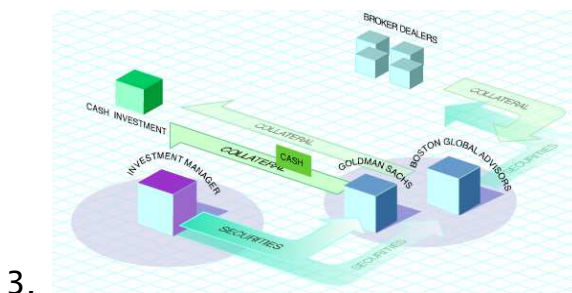
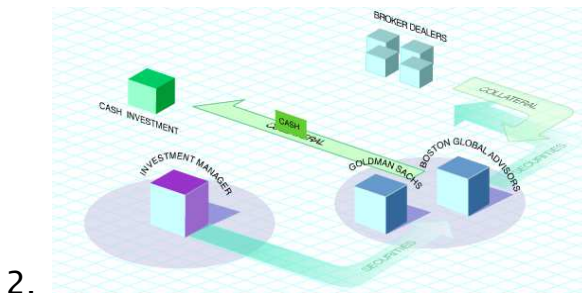
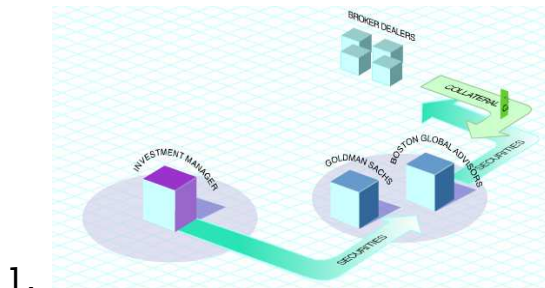
El componente del Exclusive de este programa híbrido comienza con la transferencia simultánea del efectivo como colateral a la opción de inversión elegida, y los valores desde el prestamista a GS.

Entonces GS y BGA reciben retornos de la inversión realizada con el efectivo, de estos retornos una parte se la dan al BD y otra parte se la ingresan al cliente. Además GS paga cuotas por la garantía al cliente.

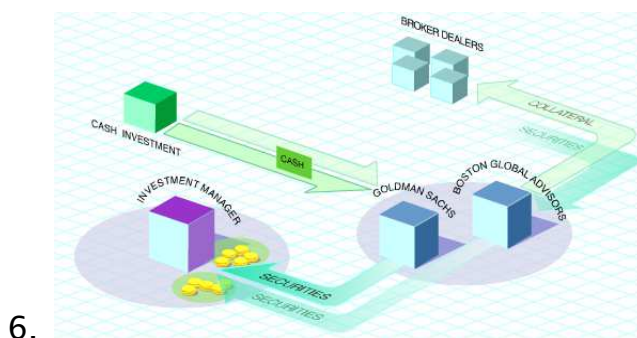
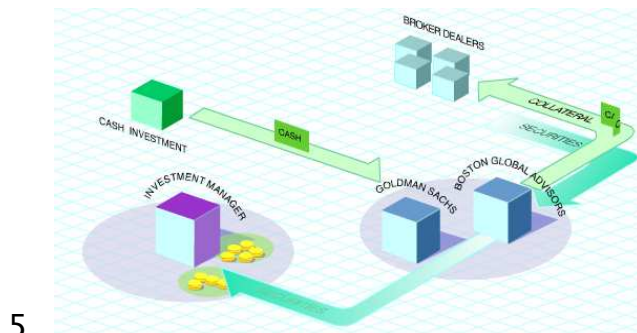
Para la parte de Agency de este programa híbrido, el proceso de retorno termina cuando BGA devuelve los valores al cliente, y BGA retira el efectivo que había invertido y le devuelve al BD la garantía que le había dejado en efectivo.

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

Y por la parte Exclusive del programa híbrido, el proceso de retorno se completa cuando GS devuelve los títulos y recibe el efectivo que había reinvertido.



El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.



En definitiva, este programa Hybrid, lo que hace es poner parte de la cartera en el programa Exclusive y otra parte en el programa Agency. Con este acuerdo el cliente tiene garantizada una mínima cantidad de ingresos con potencial de crecimiento a través del programa Agency. Usar efectivo como colateral le proporciona al cliente unos ingresos potencialmente más altos si los retornos exceden a los descuentos acordados. Sin embargo, el prestamista es quien soporta el principal riesgo de la inversión.

El último programa que nos ofrece GS es el SINGLE STOCK con retorno garantizado y un colateral que no sea efectivo.

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

- **SINGLE STOCK ➡ GUARANTEED ➡ NON-CASH**

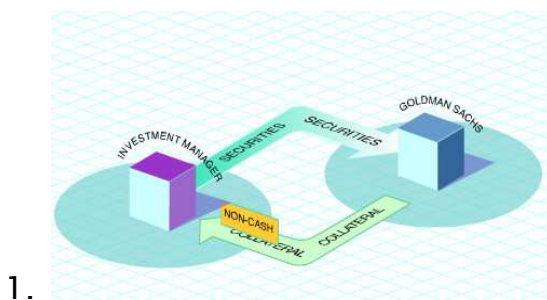
El préstamo comienza con la transferencia del activo como colateral y de los valores entre el cliente prestamista y GS.

Durante el periodo del préstamo GS va pagando un retorno garantizado al cliente sin tener en cuenta las valoraciones de los títulos prestados.

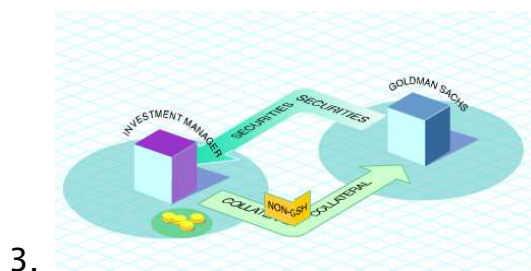
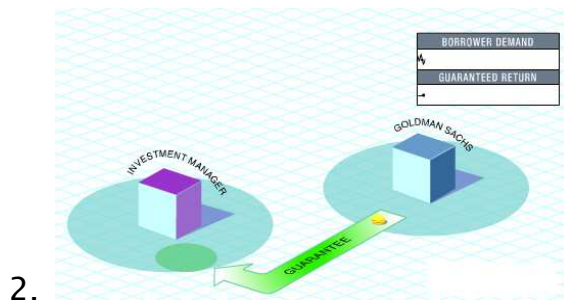
El préstamo termina cuando GS le devuelve los valores a su cliente y éste a su vez le entrega los activos que dejó en garantía.

Con este programa el cliente recibe unos ingresos elevados al prestar valores muy demandados y que compongan sólo una parte de su cartera, no deja en manos de GS todos sus valores.

Este programa es adecuado para los clientes que no desean participar con todos sus valores o que desean comprender mejor el proceso antes de participar de una manera más activa en los acuerdos de préstamos de valores.



El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.



(Goldman Sachs, 2011)

Como podemos ver, los servicios ofrecidos por las entidades españolas relativos al préstamo de valores abarcan una cobertura de posibilidades mucho menor que los ofrecidos por las entidades que operan en el mercado global, lo que es consecuente con análisis previos sobre el préstamo de valores (Bris, 2003).

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

2.3. Normativa del Préstamo de Valores

A continuación estudiaremos la normativa que aplica esta operativa en España.

2.3.1. Ordenamiento Jurídico

El préstamo de valores en España no tiene una regulación general específica y completa. Hay reglas generales y normas para supuestos muy concretos. Para todos los préstamos de valores podemos aplicar los artículos del Código de Comercio del 311 al 319, y en particular el 312 y el 316, el art. 312 nos dice que *“en los préstamos de títulos o valores, pagará el deudor devolviendo otros tantos de la misma clase e idénticas condiciones o sus equivalentes si aquéllos se hubiesen extinguido, salvo pacto en contrario”*, y el art. 316 nos dice que *“los deudores que demoren el pago de sus deudas después de vencidas, deberán satisfacer desde el día siguiente al del vencimiento el interés pactado para este caso o, en su defecto, el legal...Y si consistiere el préstamo en títulos o valores, el rédito por mora será el que los mismos valores o títulos devengaren, o, en su defecto, el legal, determinándose el precio de los valores por el que tengan en Bolsa, si fueren cotizables, o en la plaza, en otro caso, el día siguiente al del vencimiento”*. Y por los art. 2 y 50 del Código de Comercio, los artículos del Código Civil sobre el contrato de mutuo art. 1753 y siguientes. (Morena, 2010)

Hay otras normas como el art. 36.3 de la Ley 24/1988, de 28 de Julio del Mercado de Valores; el art. 57 del Real Decreto 116/1992, de 14 de Febrero; la Orden de 25 de Marzo de 1991 del Ministerio de Economía y

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

Hacienda; la orden de 31 de Julio de 1991, y la Orden ECO/764/2004 de 11 de Marzo. (Morena, 2010).

Según el art. 36.3 de la Ley 24/1988, de 28 de Julio, del Mercado de Valores nos indica que *“sin perjuicio de otras modalidades de préstamo, se podrá llevar a cabo el préstamo de valores negociados en un mercado secundario oficial cuya finalidad sea la disposición de los mismos para su enajenación posterior, para ser objeto de préstamo o para servir como garantía en una operación financiera. En cualquier caso, el prestatario deberá asegurar la devolución del préstamo mediante la constitución de las garantías suficientes. En su caso, la Comisión Nacional del Mercado de Valores determinará cuáles deberán de ser dichas garantías. La regla de exigencia de garantías no resultará aplicable a los préstamos de valores resultantes de operaciones de política monetaria, ni a los que se hagan con ocasión de una oferta pública de venta de valores. El Ministro de Economía y Hacienda y, con su habilitación expresa, la Comisión Nacional del Mercado de Valores podrá: fijar límites al volumen de operaciones de préstamo o a las condiciones de los mismos, atendiendo a circunstancias del mercado y establecer obligaciones específicas de información sobre las operaciones”*.

En el Real Decreto 116/1992, de 14 de Febrero sobre representación de valores por medio de anotaciones en cuenta y compensación y liquidación de operaciones bursátiles en el título II “Liquidación y compensación de operaciones bursátiles, capítulo II “Aseguramiento de la entrega de los valores en la fecha de liquidación, artículo 57 sobre préstamo de valores nos dice que cuando llega una fecha de liquidación y una entidad adherida no cumple con su obligación de entregar los

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

valores al servicio de liquidación los valores que le habían prestado, éste los tomará en préstamo para entregarlos al acreedor en la fecha de liquidación. El servicio de compensación y liquidación de valores suscribirá con las entidades adheridas un contrato para establecer las normas y procedimientos para realizar los préstamos que hace este servicio para atender a los acreedores en las fechas de liquidación. En ese contrato se especificará que podrán ser objeto de préstamo tanto los valores de la entidad adherida como los valores de sus clientes siempre que éstos hayan dado por escrito su consentimiento. La remuneración de los préstamos se calculará sobre el valor de mercado de los valores en cada uno de los días que dure el préstamo. El servicio devolverá los valores que le han prestado ya sea con los que entregue la parte vendedora o con otros que compre para esta operación en el mercado. La Sociedad de Sistemas retendrá el importe correspondiente a las operaciones en las que las entidades adheridas se retrasen en la entrega de los valores y podrá disponer de ese importe para realizar los préstamos a los que nos referíamos anteriormente. En el art. 58 nos habla sobre la recompra de valores indicando que cuando el servicio de compensación y liquidación de valores por no haber valores disponibles no pueda tomarlos en préstamo, procederá a la recompra de los necesarios en el mercado para entregárselos a la parte compradora. El incumplimiento reiterado de las obligaciones de entrega puede suponer la suspensión y pérdida de la condición de entidad adherida, y la Sociedad establece un sistema de penalizaciones según el volumen y la frecuencia de los retrasos en las entregas.

En la Orden ministerial de Economía y Hacienda de 25/03/1991, sobre sistema de crédito en operaciones bursátiles de contado nos dice que podrán otorgar créditos de valores y de efectivo directamente

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

relacionados con operaciones de compra o venta de valores admitidos a negociación en las bolsas de valores, las sociedades de valores que en su declaración de actividad prevea esta posibilidad, así como las entidades oficiales de crédito, los bancos y cajas de ahorro, incluidas la Confederación Española de Cajas de Ahorros y la Caja Postal de Ahorros, y las cooperativas de crédito. Estos créditos se destinarán necesariamente a realizar operaciones bursátiles de compra y venta de valores al contado. El vencimiento del crédito será el último día hábil del mes corriente para las operaciones contratadas en la primera quincena del mismo y el último día hábil del mes próximo para las contratadas en la segunda quincena. Sin perjuicio de ello, las operaciones de crédito podrán cancelarse a voluntad del acreditado o tomador antes del vencimiento, con tal de que así lo manifieste con dos días de antelación a la fecha de cancelación, estos créditos se podrán prorrogar. Los tomadores deberán aportar las garantías que establezca la sociedad rectora de cada Bolsa de Valores o, en su caso, la Sociedad de Bolsas, que no podrán ser inferiores a las fijadas con carácter general por la Comisión Nacional del Mercado de Valores y a su vez sus acreedores podrán solicitarles garantías complementarias si los activos entregados en garantía perdieran más de un 10% de su valor. Un detalle importante es que el acreditado deberá entregar a la sociedad o agencia de valores que efectuó la operación de contado una orden irrevocable de venta de los valores adquiridos a crédito, con entrega del importe de la operación a la entidad que otorgó el crédito, esta orden solo podrá ejecutarse por decisión de esta última entidad, en caso de que el acreditado incumpla las obligaciones resultantes de la liquidación de su posición, o de la ausencia de actualización de garantías. También indica que el prestamista recibirá los derechos económicos que se generen durante la vida del préstamo incluidas las primas de asistencia a Juntas generales.

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

Según la orden de 31 de Julio de 1991, sobre *“cesión de valores en préstamo por las Instituciones de Inversión Colectiva y régimen de recursos propios, de información y contable de las Sociedades Gestoras de Instituciones de Inversión Colectiva”*, nos dice que:

“1. Las Sociedades y Fondos de Inversión Mobiliaria únicamente podrán ceder en préstamo valores de sus carteras con arreglo a lo dispuesto en el número 7º de la Orden del Ministro de Economía y Hacienda de 25 de marzo de 1991 sobre sistema de crédito en operaciones bursátiles de contado, o para los préstamos que a su vez puedan instrumentarse por el Servicio de Compensación y Liquidación de Valores para asegurar la entrega en la fecha de liquidación.

2. En ningún momento el valor efectivo total de los valores prestados de acuerdo con lo previsto en el número anterior podrá exceder del 50 por 100 del valor efectivo de la cartera del Fondo o la Sociedad de Inversión Mobiliaria.

3. Los préstamos a que se refieren los número anteriores del presente apartado deberán ser siempre retribuidos a precios de mercado”

Vemos por tanto que la situación de las Instituciones de Inversión Colectiva (IIC) en el ámbito nacional es un tanto especial, teniendo en cuenta la restricción existente que impide a los fondos de inversión nacionales prestar sus títulos para financiarse y apalancar su operativa, se insiste en que el préstamo de valores no estaba potenciado la actividad de gestión y el desarrollo de los fondos de inversión sobre todo los fondos de inversión libre. Para evitar esta restricción y

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

desventaja comparativa se redactó en 2008 el borrador de una nueva Orden Ministerial basado en un análisis de la legislación comparada en varios países de la Unión Europea. Las modificaciones que se iban a introducir y que más nos interesan se basan en las reglas aplicables a las operaciones de préstamo en las que se indican los requisitos exigidos a los valores susceptibles de préstamo. En cuanto al porcentaje de valores susceptible de préstamo, el valor efectivo de los valores prestados no podría exceder, en ningún momento, del 75% del patrimonio de la Institución, la nueva redacción limita el cumplimiento de este porcentaje al momento de la formalización del préstamo, exigiendo adicionalmente que el volumen de los valores prestados no comprometa el cumplimiento de la política de inversión establecida en el folleto, ni la capacidad de la institución de atender las solicitudes de reembolso.

La Orden ECO/764/2004 de 11 de Marzo, en la que se regulan determinados aspectos de los préstamos de valores a que se refiere el artículo 36.7 de la Ley 24/1988, de 28 de julio, del Mercado de Valores que tiene por objeto desarrollar las obligaciones específicas de información de carácter financiero de aquellos contratos de préstamo de valores admitidos a negociación en un mercado secundario, y habilitar a la Comisión Nacional del Mercado de Valores para fijar límites al volumen de operaciones y las condiciones de los préstamos de valores.

Sobre las obligaciones de información, en el caso de las entidades obligadas a informar (ya sean el prestamista o el prestatario) como mínimo tendrán que dar la identificación de las partes contractuales, la fecha de perfección y de cancelación o vencimiento de la operación de préstamo, la identificación y el número de los valores prestados, la

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

remuneración del prestamista incluyendo en su caso las compensaciones económicas atribuidas a dicho prestamista por los derechos económicos inherentes a los valores, garantías otorgadas, en su caso, y comisiones e intereses pactados.

De la publicación de los saldos de los préstamos de valores, es conveniente aclarar que los organismos rectores de los mercados en los que cotizan los valores prestados darán publicidad a los saldos de los préstamos de valores existentes en cada momento, así como a la constitución y cancelación de los préstamos y otros aspectos que la Comisión Nacional del Mercado de Valores considere de interés para los mercados. (BOE, 26 de Marzo de 2004).

En el caso español, el SCLV (Servicio de Compensación y Liquidación de Valores) de Iberclear que se encarga de la gestión del riesgo de las operaciones de compraventa de valores utilizará el préstamo de valores y la recompra para asegurar la entrega de los valores al comprador en caso de incumplimiento del vendedor. Cuando la entidad adherida vendedora no entregue los valores al Servicio dentro de plazo, éste los tendrá que tomar en préstamo en la fecha de liquidación. El Servicio puede tomar los valores prestados de las entidades adheridas que hayan firmado el contrato de préstamo según las indicaciones de la CNMV (Comisión Nacional del Mercado de Valores). Este servicio sólo tomará valores en préstamo para cubrir la circunstancia anteriormente descrita de que un vendedor no cumpla con su obligación de entregar los valores a tiempo. Y podrán tomar prestados tanto valores de sus entidades adheridas como de los clientes de éstas que hayan manifestado por escrito su conformidad con que sus valores puedan ser tomados en préstamo por el Servicio.

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

Sobre los valores prestables, cada entidad adherida determinará los valores con sus RR (referencias de registro) que pueden ser objeto de préstamo al Servicio, y si quisiera usarlos para otro evento tendría que retirarlos previamente de la lista que le facilitó al Servicio en la que se indicaba que esos valores podrían ser tomados en préstamo. Los valores no tendrían que tener ninguna retención ni embargo, y si es así hará falta la autorización del titular de ese derecho real sobre los títulos. El Servicio devolverá los valores prestados cuando los entregue la parte vendedora o cuando los haya comprado en el mercado. También existen supuestos de recompra, serán los valores vendidos que no han sido aportados por el vendedor en el plazo establecido cuando por falta de valores disponibles el Servicio no pueda tomarlos prestados, la recompra se ordenará el día siguiente al que se manifieste la falta de valores prestables, o cuando pasado el plazo máximo del préstamo de valores, el vendedor no haya aportado los valores la recompra se ordenará al día siguiente al que hubiese expirado el plazo del préstamo, o a petición de la entidad adherida responsable de la liquidación de la venta en cuanto sea posible cursar la orden de recompra de los valores. El SCLV retendrá el importe de la venta como garantía de la devolución de los títulos asignados en préstamo o de la financiación de la recompra. (SCLV, 1999)

De este tipo de préstamo centralizado de valores para evitar el incumplimiento de la entrega de los valores al comprador por el que el SCLV toma prestados los títulos para dárselos al comprador, Iberclear remunerará al prestamista durante los días naturales que dure el préstamo al tipo de interés que sea igual al resultado de aplicar una reducción del 50% al tipo de interés promedio del EONIA que resulte de

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

los publicados día a día por el Banco de España desde el día 16 del mes anterior hasta el día 15 del mes en el que se realiza su cálculo, con un mínimo del 2%. Iberclear repercutirá a las entidades participantes que se retrasen en la entrega de los valores vendidos el importe que resulte de aplicar el tipo de interés establecido para retribuir a los prestamistas en el sistema de préstamo centralizado sobre el valor efectivo de la venta vencida por cada día de demora. En aquellos casos en los que las ventas vencidas sean liquidadas mediante la resolución excepcional del préstamo centralizado de valores, Iberclear no abonará al vendedor el importe efectivo de la venta, el cuál será entregado al prestamista junto con la penalización que veremos a continuación.

2.3.2. Restricciones a la venta en corto

La regulación de las ventas en corto tiene su origen en la crisis del 29 y la creación de la SEC (Securities and Exchange Commission) que regula los mercados financieros en Estados Unidos. Esta regulación ha sufrido cambios a lo largo de los años últimamente motivados por la actual crisis financiera. En los momentos más delicados del año 2008 las ventas en corto fueron prohibidas temporalmente en algunos mercados.

Durante los meses de julio y agosto de 2008, la SEC prohibió las ventas en corto en descubierto sobre los valores de 19 entidades financieras y en septiembre de ese mismo año prohibió las ventas en corto al descubierto para cualquier valor emitido por un emisor americano que fuera o pudiera ser capital social (equity security). También prohibió las ventas en corto aunque no fueran en descubierto de cualquier equity

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

security de cualquier entidad financiera que operara en EE.UU e impuso nuevos requisitos de registro a las gestoras de fondos de inversión institucionales que gestionaran cuentas por encima de 1.000.000 de dólares o que representasen al menos el 0,25% del capital social de la entidad emisora.

Para el caso concreto de EEUU, después de las prohibiciones de 2008, se han realizado algunos cambios en su regulación, orientados sobre todo a dar una mayor transparencia al mercado, por ejemplo que organizaciones privadas tengan que publicar información sobre las ventas en corto que tengan abiertas de todos sus clientes y otras organizaciones publicarán diariamente el volumen de las ventas al descubierto en cada acción. Incluso hubo voces que solicitaban la prohibición continuada de la venta en corto al descubierto pero no ha sido así. (Scannell, 2009)

Igualmente en Septiembre de 2008 la FSA (Financial Services Authority) de Reino Unido prohibió la creación o el aumento de posiciones cortas en entidades financieras cotizadas del sector financiero británico y con obligación de publicar posiciones cortas si son superiores al 0,25% del capital de dichas entidades, estas medidas duraron hasta Enero de 2009. (Del Val, 2009)

En Francia, la AMF (Autorité des Marchés Financiers), también adoptó medidas excepcionales sobre la venta en corto, prohibiendo la venta en corto sobre instituciones financieras, junto con el Euronext (Bélgica, Países Bajos y Portugal), al igual por ejemplo que Italia donde la CONSOB (Commissione Nazionale per le Società e la Borsa) también prohibió la

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

venta en corto en descubierto de valores de entidades financieras.
(García Pedroviejo, 2009)

Alemania también prohibió la venta en corto sobre ciertos valores del sector financiero y en Mayo de 2010 estudiaba la ampliación de esta prohibición a todos los valores alemanes.

En plena crisis de deuda soberana en el verano de 2011 los ministros de economía de la UE aprobaron una norma que da poderes limitados a la nueva Autoridad Bursátil Europea para restringir o incluso prohibir temporalmente las ventas en corto al descubierto y los seguros para cubrir el impago de la deuda (CDS) en situaciones de emergencia que amenacen la estabilidad financiera o la confianza de los mercados en un Estado miembro o en el conjunto de la Unión.

El debate político sobre la regulación de la venta en corto se basa en los principios elaborados por IOSCO, el organismo multilateral que engloba a los supervisores de valores. Estos principios sobre las ventas en corto estipulan la necesidad de instaurar controles adecuados para hacer frente a los riesgos asociados a esta operativa y lograr un funcionamiento eficiente de los mercados con el fin de colaborar a la estabilidad financiera, la necesidad de contar con sistemas de información en tiempo y forma para los mercados y los supervisores, la existencia de los mecanismos legales que garanticen el cumplimiento de las normas establecidas, y la posibilidad de autorizar excepciones para cierto tipo de transacciones. Como vemos, estos principios son demasiado generales y no abordan cuestiones relacionadas con el préstamo de valores (Del Val, 2009).

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

A diferencia de Hong Kong y Japón, ni en EEUU ni en la UE están prohibidas las ventas en corto en descubierto. Las medidas en la UE y Japón han sido orientadas hacia la transparencia del mercado, como que los inversores tengan que hacer públicas las posiciones cortas que supere un umbral. (Arenillas, 2010).

En España, las ventas en corto al descubierto estaban prohibidas desde 1967, con la entrada en vigor del reglamento de las Bolsas de Comercio, estableciendo que sólo podrán negociarse los valores de los que el vendedor era propietario con anterioridad a la venta ya sea porque los hay adquirido por compraventa, por un préstamo, por una opción cuya liquidación sea física o el ejercicio de un derecho de conversión (Del Val, 2009). El motivo de esta prohibición era evitar la *finalidad especulativa* que suele ir asociada a las ventas en corto en descubierto ya que el tomar posiciones cortas en un valor se supone que tiene un efecto bajista en su cotización. Por otra parte, el otro motivo es de *seguridad jurídica*, el que no se venda lo que no se tiene. Desde entonces Iberclear vigila y sanciona aquellas operaciones de entrega que se justifican con títulos identificados con RRs de fecha de adquisición posterior a la pactada para la entrega.

Por este motivo el caso español es distinto al de otros países, ya que la prohibición de las ventas en corto en descubierto viene desde 1967 y no desde la crisis del 2008 como en otros países, lo que sí se hizo en el Comité Ejecutivo de la Comisión Nacional del Mercado de Valores de 22 de Septiembre de 2008 fue recordar que esta práctica de venta en corto al descubierto estaba prohibida e imponer dos obligaciones a los intermediarios y participantes del mercado de ventas en corto:

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

1. La primera obligación consiste en que cada intermediario tiene que verificar que quien da la orden de venta tiene la propiedad de los valores que va a vender.
2. La segunda obligación es que los inversores tienen que hacer públicas las posiciones cortas que sean superiores al 0,25% del capital de una serie de bancos y entidades financieras cotizadas, tienen que informar tanto cuando superen este límite como cuando vuelvan a estar por debajo de ese 0,25% del capital. (Morena, 2010)

2.3.3. Penalizaciones

Sobre las penalizaciones en los distintos tipos de préstamo de valores, señalar que las recompras que realice Iberclear por terminar el plazo en el que las ventas permanezcan en estado de vencidas serán cobradas con el 2% sobre el importe al que se hubiera realizado la recompra. Dicho cargo se cobrará por la cuenta de liquidación en la fecha de liquidación de la operación. Tendrá la consideración de recompra, a efectos de aplicación de la penalización, la anulación de una venta pendiente con motivo de una amortización final. Y en los casos en los que las ventas vencidas sean liquidadas mediante la resolución excepcional del préstamo centralizado de valores, Iberclear no abonará el importe efectivo de la venta y penalizará al vendedor con la misma penalización que se hubiese aplicado de haberse efectuado la recompra, y por tanto con un 2% sobre el último precio del valor en el mercado o sobre aquél al que se realizó la venta en caso de ser superior, así como

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

la diferencia de precios existente entre el correspondiente a la venta y el de mercado, en el supuesto de que este último fuese superior. En este caso el importe de la venta y el recibido por la penalización será entregado al prestamista en concepto de indemnización. (Iberclear, 2011)

Sobre las penalizaciones por las ventas en descubierto con referencias de registro procedentes de compras, cambios de titularidad, o préstamos o exclusiones de la cuenta o depósito que soporta la emisión en otro país de activos o instrumentos financieros, realizadas con posterioridad a la fecha de contratación de la venta, serán penalizadas con un 1 por mil sobre el efectivo de la venta por cada día hábil que medie entre las fechas de contratación de la venta y la de la RR con que se justifique. Cuando la adquisición de los valores se realice mediante préstamo o cambio de titularidad distinto de compraventa, la penalización no se aplicará durante los dos primeros días que medien entre la fecha de contratación de la venta y la de formalización de la operación de adquisición de los valores. Asimismo, a las ventas en descubierto que se justifiquen con Referencias de Registro cuyo origen sea la exclusión de la cuenta o depósito que soporta la emisión en otro país de activos o instrumentos financieros no se les aplicará la penalización indicada durante los cinco días hábiles que medien entre la fecha de la venta y la de la transferencia de los valores.

Las ventas que se realicen en descubierto en el mercado, justificándose con referencias de registro procedentes de compras realizadas con posterioridad a menor precio, serán penalizadas adicionalmente con la diferencia de cambio que se hubiera producido entre la venta y la compra. Sin perjuicio de lo anterior cuando entre el momento de la

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

venta en descubierto y el de la compra posterior se hubiese producido un pago de cupón u otra operación financiera que suponga una disminución en el precio teórico del valor, el importe de dicha operación se tendrá en cuenta a la hora de calcular la diferencia de cambio. La falta de pago a la cuenta de liquidación, así como el mantenimiento de ventas que estando vencidas estén pendientes de justificar, cuando termine el periodo de negociación de derechos de suscripción o en otras circunstancias que dificulten la recompra del valor, serán objeto de aplicación de una penalización de 3.000 euros, sin perjuicio, en el primer caso, de la repercusión de los costes y quebrantos que pudieran producirse como consecuencia de la falta de pago, o sin perjuicio en el resto de los casos, de la aplicación de la penalización de recompra.

Las entidades participantes que en la fecha de liquidación incumplan las obligaciones de entrega de valores o de pago del efectivo correspondiente de aquellas operaciones cuya liquidación y registro gestione Iberclear serán penalizadas con un importe de 80,00 euros más el 1,5% calculado sobre el valor efectivo de la operación incumplida, con un tope máximo de penalización de 150.000 euros por operación incumplida. Las penalizaciones previstas en esta norma estarán exentas de I.V.A. (Iberclear, 2011).

En la *Tabla 2* se resume la normativa y sanciones aplicables a la operativa de préstamo de valores en España.

La CNMV considera como manipulación de mercado, en el sentido de falsear la libre formación de precios, la ocultación de información sobre posiciones cortas y el dar información falsa a los miembros del mercado sobre la disponibilidad de los valores antes de ordenar una venta, éstas

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

son infracciones graves según el art. 99 i) de la Ley del Mercado de Valores.

Infracción	¿A quién se aplica?	Sanción
Ventas vencidas	Vendedor	2% del importe de recompra o si hay préstamo centralizado de valores, el 2% sobre el último precio en el mercado
Venta en corto en descubierto	Vendedor	1 por mil sobre el efectivo de la venta por cada día hábil que medie entre las fechas de contratación de la venta y la de la RR con que se justifique EXISTEN EXCEPCIONES
Venta en corto en descubierto justificada con RR compradas más baratas que las que le habrían correspondido por la fecha	Vendedor	Penalización adicional a la de solo venta en corto al descubierto de 3.000,00 €. + los costes y quebrantos que pudieran producirse por la falta de pago.
Incumplimiento entrega de valores o pago efectivo de operaciones cuya liquidación y registro gestione Iberclear	Depositarios	80,00 €. + el 1,50% del valor efectivo de la operación incumplida con un tope máximo de penalización de 150.000,00 €.

Tabla 2: Infracciones sobre entrega fallida de títulos

Estas infracciones llevan aparejadas una serie de sanciones que encontramos en el art. 102 de la Ley del Mercado de Valores, de las que destacamos (Del Val, 2009):

- Multa por importe de hasta la mayor de: el quíntuplo del beneficio bruto obtenido como consecuencia de la infracción, el 5% de los recursos propios de la entidad infractora, el 5% de los fondos totales, propios o ajenos o 600.000,00 euros.

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

- Suspensión o limitación del tipo o volumen de las operaciones o actividades que pueda realizar el infractor en los mercados de valores durante un plazo no superior a 5 años.
- Suspensión de la condición de miembro de mercado secundario oficial por un plazo no superior a 5 años (*Tabla 3*).

Infracción	¿A quién se aplica?	Sanción
Manipulación del mercado	Quien falsee la libre formación de los precios, oculte información sobre posiciones cortas o dé información falsa al mercado sobre la disponibilidad de los valores antes de ordenar la venta	Multa por importe de hasta la mayor de: el quintuplo del beneficio bruto obtenido como consecuencia de la infracción, el 5% de los recursos propios de la entidad infractora, el 5% de los fondos totales, propios o ajenos o 600.000,00 euros. Suspensión o limitación del tipo o volumen de las operaciones o actividades que pueda realizar el infractor en los mercados de valores durante un plazo no superior a 5 años. Suspensión de la condición de miembro de mercado secundario oficial por un plazo no superior a 5 años

Tabla 3: Infracciones sobre manipulación del mercado

2.3.4. Fiscalidad

En relación al aspecto fiscal de las operaciones de préstamo de valores, algunos países como Estados Unidos y Reino Unido han acordado que la transmisión de títulos prestados después de un incumplimiento no debe considerarse como una venta a efectos del impuesto sobre plusvalías, siempre y cuando se recompren en el mercado títulos equivalentes.

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

2.4. Situación actual del préstamo de valores

Después del incumplimiento de Lehman Brothers, ya expuesto en el apartado anterior, se puso de manifiesto la importancia de la elección de la garantía. Dicha elección debe establecerse en función de los títulos prestados y la liquidez de los mismos, la garantía prendaria y de las indemnizaciones ofrecidas para los prestamistas en caso de la no devolución de los valores prestados.

Tomó especial relevancia la importancia que tiene para el prestamista poder solicitar la cancelación del préstamo en cualquier momento, el que se venda la garantía y se recompren los títulos prestados en el mercado al día siguiente del incumplimiento (antiguos contratos de préstamo de valores). Según el nuevo contrato marco GMSLA propuesto por la ISLA, se dispone de un plazo más amplio de cinco días para esto, lo que mejora mucho el funcionamiento. En la nueva versión del GMSLA del 2009, la ISLA (2009) introduce las lecciones aprendidas del caso Lehman y ofrece una metodología de valoración aun cuando no se conocen las cotizaciones de los valores. ISLA respaldará un protocolo que permitirá a los prestamistas y prestatarios alcanzar un acuerdo para adoptar estas nuevas disposiciones con posterioridad al incumplimiento, aunque prefieran conservar los actuales acuerdos más antiguos.

En cuanto al control del riesgo crediticio, a modo de ejemplo de la operativa habitual en mercado, lo más habitual era establecer haircuts del 102% en garantías denominadas en la misma moneda que los títulos prestados y del 105% en garantías que implicaban un riesgo de cambio

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

al estar denominadas en distinta moneda. En la actualidad estos haircuts se aplican según el tipo de activo y los porcentajes de haircuts más habituales en préstamos ascendían al 102% o 105% en el caso de garantías con deuda pública del G-10 y al 110% en el caso de garantías con renta variable. En caso de impago el prestamista puede liquidar las garantías sin pedirle al prestatario que devuelva los títulos prestados inicialmente ya que una de las características del préstamo de valores es la transmisión de la propiedad. Incluso puede darse el caso de que como normalmente se recogen garantías por valor superior a los valores prestados, una vez liquidadas sea el prestamista el que se encuentre en posición deudora frente al prestatario, o si la garantía era en efectivo puede usarlo para recomprar los títulos prestados en el mercado. (ISLA, 2009)

El tamaño del mercado de préstamo de valores a nivel mundial es difícil de medir debido a que en gran parte es un mercado OTC y la información es difícil de obtener. Según Data Explorers¹¹ el saldo global de valores disponibles para ser prestados a finales de 2009 era de unos 11.8 billones de dólares; de los cuales 7 estaban localizados en Estados Unidos, 3,8 en la Unión Europea, 0,6 en Asia y 0,2 en Latinoamérica. El volumen efectivamente prestado era de 3,1 billones de dólares. Es

¹¹ Data Explorers es proveedor de datos de financiación de valores. Con sede en Nueva York y Londres, el análisis de la compañía ayuda a sus clientes (principalmente custodios y bancos de inversión) a identificar oportunidades de inversión y gestionar el riesgo mediante el análisis de flujo de fondos, la disponibilidad de préstamos de valores, de posiciones cortas y el volumen de préstamo de valores.

Para más información véase:

<http://www.dataexplorers.com>

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

importante si se compara con el total de valores emitidos y disponibles para ser negociados. (Arenillas, 2010)

El peso de las ventas en corto sobre el total de operaciones con valores financieros ha crecido en las últimas dos décadas. Aunque no hay datos globales, se estima que las operaciones de short selling suponen más de una cuarta parte del total de las acciones negociadas en las bolsas de Estados Unidos. El papel e influencia de este tipo de operación en la formación del precio de los activos financieros a priori es importante. Además, las ventas en corto y el mercado de préstamo de valores que las soportan son una importante fuente de ingresos para muchos actores del mercado de valores. El short selling medido por el short interest (número de valores vendidos en corto sobre el total en circulación) se multiplicó por seis entre 1994 y 2004 según el Deutsche Bank Research de marzo de 2010. (Arenillas, 2010)

Sobre los requisitos exigidos a los prestatarios, se mantiene el requisito de que los prestatarios estén domiciliados en estados miembros de la OCDE, pero se excluye a aquellos que carezcan de mecanismos de cooperación e intercambio de información con las autoridades supervisoras española y solvencia suficiente que se dará por cumplido cuando los prestatarios cuenten con una calificación crediticia mínima A1, A+ o similar o formen parte de un grupo cuya entidad principal avale al prestatario y cuente con una calificación crediticia mínima A1, A+ o similar. El límite máximo de valores prestados a una misma contrapartida se eleva del 20% al 35%, y su cómputo se exige sólo en el momento de la formalización del préstamo. Sobre el plazo de la operación se recalca que se podrá liquidar en todo momento y sobre la garantía se solicita que cubra al menos el valor de mercado de los

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

valores cedidos, sustituyéndose el margen mínimo del 105% anteriormente establecido por un porcentaje que dependerá de las prácticas de mercado y de la naturaleza y características de los valores cedidos en préstamo y de los activos en que se materialice la garantía siendo los márgenes mínimos los establecidos por la CNMV.

Se exceptúan del requisito de actualización diaria de las garantías aquellos supuestos en los que el importe resultante de dicha actualización resulte “insignificante”. Se amplía el catálogo de activos en los que se puede materializar la reinversión del efectivo que han dejado como garantía a las acciones y participaciones de IIC del mercado monetario y se establece un requisito adicional que consiste en que la reinversión del efectivo deberá respetar la política de inversión contenida en el folleto así como las demás reglas aplicables a dicha política contenidas en el RIIC (Reglamento de Instituciones de Inversión Colectiva). Pero como ya hemos visto esta orden no llegó a publicarse por los acontecimientos económicos y bursátiles del 2008, y todavía no ha salido a la luz (Mera 2011).

A lo largo de la amplia revisión que hemos realizado sobre la situación del préstamo de valores, tanto en el ámbito nacional como internacional, hemos visto que, desde un plano teórico, el préstamo de valores y la venta en corto que se instrumenta en él es una habitual operativa de mercado que aporta liquidez al mismo e incrementa la eficiencia de éste. Sin embargo la percepción de reguladores y de la opinión pública en general no siempre tiene estas connotaciones positivas. Desde el cambio de ciclo bursátil a finales del 2007 y las violentas caídas bursátiles experimentadas a lo largo del 2008, la opinión pública se ha focalizado en la venta en corto como un elemento

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

perverso capaz de hundir los mercados y la economía en general. Cada vez que se registran turbulencias en los mercados financieros aflora el debate sobre si se deben prohibir o no las ventas en corto.

Es frecuente encontrar en prensa de divulgación general connotaciones negativas cuando se describe la operativa de venta en corto, por ejemplo en un artículo de El Periódico de Catalunya se menciona literalmente “restringir las especulativas ventas a corto de acciones o deuda, que *sirven para hundir la cotización de los valores*, y ha exigido que todas las operaciones que se realizan ahora de forma oculta fuera de mostrador (OTC, en inglés) deban ser registradas para acabar con las manipulaciones del mercado”¹².

Sin embargo, si en lugar de atender la prensa de divulgación general, de mayor audiencia pero menor conocimiento técnico, atendemos a prensa especializada el discurso deja de ser tan populista buscando culpables de los males sociales para dar una interpretación más analítica. Por ejemplo, The Economist, en relación a la negociación de Credit Default Swaps (CDS) da argumentos sobre el funcionamiento del mercado real sin acudir al recurso fácil de culpar a los especuladores. En un artículo de opinión publicado al respecto, concluye con la siguiente frase “*When markets move the way governments want, the “validity” of trading is not an issue*”, cuando el mercado se mueve en la dirección que la opinión

¹² La noticia referenciada puede consultarse a través de la publicación digital elperiodico.com:

<http://www.elperiodico.com/es/noticias/economia/eurocamara-exige-limitar-especulacion-sobre-deuda-1067214>

pública quiere la validez del modelo de negociación no es un asunto relevante¹³.

El análisis que abordamos en el siguiente capítulo pretende identificar si realmente existe un sentimiento negativo relacionado con las ventas en corto y si ese sentimiento se corresponde realmente con la evolución del mercado español.

Estos serán los temas a tratar en los siguientes capítulos de esta tesis.

- En primer lugar proponemos un modelo que relaciona el sentimiento de los inversores con la evolución de los mercados intentando relacionar subidas y bajadas en índices bursátiles con el interés o la preocupación sobre ciertos aspectos financieros medido a través de las estadísticas de dichas búsquedas en Internet.
- A continuación revisaremos la literatura existente en relación a las ventas en corto y propondremos un sencillo modelo econométrico que nos permita identificar la relación existente entre la evolución del préstamo de valores (y por tanto de las ventas en corto) y la evolución de las cotizaciones de los valores que se negocian en los mercados financieros.

¹³ La noticia referenciada puede consultarse en la publicación on-line de The Economist:

<http://www.economist.com/node/15546105>

Capítulo 3. Antecedentes del Estudio

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

Como se ha descrito en el epígrafe anterior, esta tesis doctoral estudia la relación del préstamo de valores y la venta en corto, con la evolución de los mercados desde dos perspectivas diferentes:

- La primera, teniendo en cuenta la precepción de los inversores y su estado de ánimo (investors mood) es decir, la preocupación o la confianza sobre la evolución de la economía y los mercados financieros.
- La segunda, teniendo en cuenta las operaciones registradas en los mercados, la rentabilidad del mismo y el volumen de títulos prestados y por tanto de posiciones cortas.

En este capítulo revisaremos una amplia relación de trabajos publicados con anterioridad a este estudio, los cuales versan sobre estas dos perspectivas.

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

3.1. Estudios que consideran el estado de ánimo de los inversores y las anomalías en el comportamiento de los mercados bursátiles

Los intentos de la teoría económica de explicar y predecir la evolución de los mercados han sido múltiples abordando diversas perspectivas, pero muchas veces las explicaciones “menos científicas” son las que han llevado a patrones más fiables.

En los siguientes epígrafes revisaremos la literatura económica existente al respecto que nos mostrará las diferentes perspectivas de análisis financiero que se han adoptado fuera de un marco estrictamente económico.

3.1.1. Artículos que estudian las anomalías en el comportamiento de los mercados financieros por causas no económicas

“Sell in may and go away” es uno de los consejos bursátiles más repetidos. Traducido literalmente sería “vende en mayo y vete”. Esta frase, ampliamente conocida en los ambientes bursátiles, obedece a la creencia popular de que mayo es el mejor mes para cerrar posiciones largas, materializar plusvalías y esperar fuera del mercado los meses de verano, que suelen asociarse con menores subidas e incluso pérdidas,

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

para volver a entrar en invierno después del día de todos los santos (por este motivo este patrón también es llamado “*Efecto Halloween*”).

La frase surge en Estados Unidos y en teoría está avalada por diferentes estudios que demuestran que el periodo de mayo a octubre es menos rentable que los meses que van de noviembre a abril. Parte de esta creencia se sustenta en el poco volumen y la mayor volatilidad experimentados en el mercado durante los meses estivales.

En este sentido Bouman y Jacobsen (2002) analizan para 37 países los rendimientos obtenidos en el periodo mayo – octubre en comparación a los rendimientos conseguidos en el resto del año. En su análisis observan que el efecto “Vender en Mayo” está presente en 36 de los 37 países analizados, con las siguientes connotaciones:

- El efecto “Vender en Mayo” está presente tanto en países desarrollados como en países emergentes.
- Al contrario de otras anomalías estacionales, ésta no desaparece a pesar de que los inversores la conocen, apreciándose el efecto “Vender en Mayo”, en algunos casos incluso desde fechas muy lejanas.
- El efecto “Vender en Mayo” es económicamente significativo.
- Los rendimientos son nulos o en ocasiones negativos en los meses de verano.

Los autores justifican esta anomalía al identificar una relación positiva y significativa entre la duración y el momento de las vacaciones, y el

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

impacto de las mismas en la actividad inversora. Podemos concluir por tanto que en el caso del efecto “Vender en Mayo” condicionantes como las vacaciones, que no son variables puramente económicas, afectan directamente al comportamiento de los mercados.

Al igual que el efecto “Vender en Mayo” hay otros patrones estacionales frecuentemente reconocidos. El “Efecto Enero” (Nihat, 1988; Dongcheol, 2006) consiste en la evidencia de que según el comportamiento de la bolsa en el mes de enero así se comportará el resto del año. Los autores han examinado los comportamientos de la Bolsa desde el año 1960 hasta hoy, y observaron que la rentabilidad media de los años que han empezado con un mes de enero positivo es claramente superior a la rentabilidad de los que se inician con un enero perdedor. Ciertos factores influyen en este comportamiento, a saber:

- Factores Legales: En diciembre se suelen hacer las mayores aportaciones a planes de pensiones por la propaganda de las entidades financieras y los gestores prefieren (ya que el año y el bonos están decididos) no arriesgarse a invertir. También están las fiestas de fin de año, situación que acorta las operaciones del mes y que pospone muchas decisiones de inversión para el año siguiente.
- Factores psicológicos: Efectuar una inversión en enero permite tener todo el año por delante para enmendar errores si va mal.
- Factores presupuestarios: Las tesorerías de los bancos dan dinero a sus traders para que inviertan y el contador se pone a cero, desapareciendo los resultados y los miedos de rentabilidades pasadas.

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

Si vamos un poco más lejos, se han buscado relaciones que van más allá de los efectos del calendario. Se han intentado ligar los sucesos bursátiles con hechos astrológicos. Al parecer en Estados Unidos, algunas importantes entidades financieras han intentado orientarse en su gestión, a través de astrólogos. A pesar de múltiples factores externos, la Astrología puede ayudar a encontrar cierto momento interesante para invertir. Recordemos que la evolución de los movimientos bursátiles está sujeta a ciclos alcistas y bajistas. Y los astrólogos intentar buscar una correlación con los ciclos astrológicos.

Zeng et al (2001) investigan la relación entre las fases lunares y el rendimiento de los mercados financieros en 48 países distintos, encontrando que los rendimientos son menores en los días cercanos a la luna llena que los experimentados en los días cercanos a la luna nueva, en una magnitud que oscila entre el 3% y el 5% anual. Estos autores concluyen que el “efecto lunar” es independiente del anuncio de indicadores macroeconómicos así como de otras anomalías relacionadas con el calendario como son el efecto enero, el efecto día de la semana, el efecto calendario mensual, y el efecto de vacaciones.

Hay otros estudios que en la misma línea afirman que las mañanas soleadas son las que de verdad ayudan a los mercados. La rentabilidad anualizada de las sesiones con cielo despejado en Nueva York alcanza el 24,8%, mientras que en las jornadas grises apenas llega al 8,7% de media.

Como vemos, la astrología ha tenido presencia en la literatura económica ya sea usándose como herramienta del estudio o como paradigma de lo espurio (Branch, 1976).

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

3.1.2. Artículos que estudian las anomalías en el comportamiento de los mercados financieros en relación al estado de ánimo de los inversores.

Aparte de las anomalías detectadas por causas no económicas, otros trabajos analizan el aspecto psicológico de los inversores (Hirshleifer, 2001), psicología de los inversores que puede estar modificada por cualquier evento, ya sea económico y financiero, o no.

En este sentido Edmans et al (2007) publicaron en “The Journal of Finance” su artículo: “Sports Sentiment and Stock Returns” donde pretendían identificar la reacción de los mercados ante inesperados cambios en el estado de ánimo de los inversores. El cambio en el estado de ánimo viene identificado por resultados deportivos en fútbol, cricket, rugby y baloncesto. Los autores encuentran evidencias de una fuerte conexión entre los resultados de los partidos de fútbol y ciertas anomalías en el rendimiento de los mercados, identificándose por ejemplo que una derrota en un partido de la Copa del Mundo provoca al día siguiente un comportamiento anormal en el mercado de -49 puntos básicos, siendo más fuerte en pequeños valores o en partidos de mayor relevancia.

En el año 2010, año en el que se celebró la última Copa del Mundo de Fútbol, el Ibex cayó desde los 11.940 puntos a los 9.859 (más de un 17%). En la Ilustración 7: Rendimiento IBEX y AEX en la World Cup 2010 pretendemos dar una pincelada, en base a las propuestas de Edmans et

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

al (2007), sobre el mayor éxito deportivo español mostrando de manera normalizada la evolución del Ibex35 y del índice de la Bolsa de Amsterdam (AEX) a lo largo de dicho campeonato. Como vemos en la Ilustración, durante las semanas previas y en las que se estuvo disputando la Copa del Mundo, el índice español subió un 18% en un año bajista. Holanda también realizó un magnífico campeonato pero perdió la final ante España, tal vez por eso su comportamiento en bolsa también fue bueno pero no tanto como el del mercado español...



Ilustración 7: Rendimiento IBEX y AEX en la World Cup 2010

Si concluimos por tanto que el estado de ánimo de los inversores afecta a los mercados financieros, el reto que surge es cómo medir ese estado de ánimo y relacionarlo con los mercados. Este reto no es nuevo en absoluto. Darling en 1955 publicó el artículo titulado “A Surrogate Measure of Business Confidence and its Relation to Stock Prices” en The Journal of Finance. En su trabajo proponía medir la confianza en “*los negocios*” y su relación con los precios del mercado de valor utilizando al relación entre dividendos y beneficios, concluyendo que este índice

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

de confianza tiene una relación positiva con la evolución de los mercados.

Otros autores, en estudios más recientes, han realizado estudios similares utilizando series temporales procedentes de las encuestas de confianza del consumidor como medida del optimismo de los inversores. Lemmon y Portniaguina (2006) utilizan la encuesta que realiza la Universidad de Michigan que empezó en 1947 y se basa en un cuestionario realizado sobre 500 hogares construido sobre las siguientes preguntas:

1. ¿Diría que usted está mejor o peor financieramente que hace un año?
2. ¿Diría que dentro de un año usted estará mejor o peor financieramente que ahora?
3. Considerando las condiciones económicas actuales del país en global. ¿Piensa usted que durante los próximos 12 meses tendremos buenos o malos tiempos en finanzas?
4. Mirando adelante, ¿qué diría usted que es más probable en el país en global, tendremos continuidad en los buenos tiempos en los próximos 5 años o tendremos periodos de paro o depresión?
5. ¿Piensa usted que éste es un buen momento para comprar grandes artículos del hogar?

Utilizando los resultados de esta encuesta como variable explicativa los autores encuentran evidencias empíricas de que se puede predecir la evolución de las cotizaciones de valores de pequeña y mediana capitalización así como de valores de una baja participación institucional.

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

La vía de las encuestas puede parecer la más directa, el camino más corto a la hora de valorar el estado de ánimo de los inversores, pero también es posible proponer ejercicios de laboratorio. Así, Noel Harding y Wen He (2011) de la Universidad de New South Wales analizan las "anomalías" del mercado asumiendo que los precios de las acciones responden a varios eventos de carácter no económico, como el tiempo, el calendario o el deporte. Para ello pretenden analizar si el estado de ánimo de los inversores afecta a los precios de las acciones realizando un ejercicio experimental. En dicho ejercicio los participantes fueron asignados al azar en tres grupos a los que se les entregaban documentos que podrían inducir cambios en su estado de ánimo. Después de la manipulación del estado de ánimo, los participantes realizaron tres operaciones de inversión. Los resultados basados en las operaciones realizadas ponen de manifiesto que los inversores inducidos en un estado de ánimo positivo son cada vez menos aversos al riesgo que los inversores inducidos en un estado de ánimo negativo. La evidencia encontrada por estos autores muestra que los cambios en el estado de ánimo de los inversores causan cambios en la aversión al riesgo de los mismos, y por tanto a sus decisiones de inversión. Estos resultados establecen una relación causal desde el estado de ánimo de los inversores hacia el rendimiento de las acciones.

Con el desarrollo de la tecnología y el boom de las redes sociales que estamos experimentando en la segunda década del siglo XXI están surgiendo aproximaciones alternativas al uso de encuestas o experimentos para estudiar y evaluar el estado de ánimo de los inversores.

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

Una interesante aproximación para medir el estado de ánimo de los inversores y el nivel de confianza en la evolución de la economía es el *R-word index* que utiliza The Economist. Este indicador informal mide el número de artículos publicados en periódicos como Financial Times o The Wall Street Journal, en los que se utiliza la palabra "recesión". Cuánto más alto es este índice mayor será la preocupación por una posible recesión económica, la confianza en la evolución de la economía será peor y las expectativas serán más negativas¹⁴.

Al igual que el *R-word index* algunos artículos académicos se han basado en la frecuencia en la que aparecen ciertas palabras en prensa (Johnson, 2011). Aaron Gerow y Mark Keane presentaron en la Conferencia Internacional Anual sobre Inteligencia Artificial celebrada en Barcelona en Julio de 2011 un trabajo en el que estudiaban la relación entre la frecuencia de uso de diferentes palabras y la evolución de los mercados. Basándose en la idea de que algunas palabras como "hombre" (man) son muy comunes en el texto de artículos en lengua inglesa, mientras que algunas otras como "reincidencia" (recidivism) son muy raras, proponen que cambios en la distribución de la frecuencia en la que se usan determinadas palabras en prensa reflejan los movimientos del mercado de valores (Gerow et al, 2011). En concreto, cuando los mercados de valores suben, el lenguaje de los periodistas (medido por miles de artículos del Financial Times , The New York Times y la BBC) utiliza más frecuentemente nombres comunes y verbos, por ejemplo, "ascenso", "caída", "cerrar" y "ganancia ". En otras palabras, los

¹⁴ Pueden consultarse artículos que describen la evolución de este índice informal a través de la web www.economist.com:

<http://www.economist.com/blogs/dailychart/2011/09/r-word-index>

periodistas escriben en sus artículos con palabras que trazan la tendencia que marcan los inversores.

Apoyado en el mismo principio, el fondo de inversión *Derwent Absolute Return Fund Ltd*, utiliza como criterio para establecer sus decisiones de inversión la frecuencia con la que se registran ciertas palabras en Twitter¹⁵ como “calm” (Jordan, 2010). Este hedge fund que empezó a operar en Febrero de 2011 apoya su estrategia de inversión en un artículo publicado por Bollen et al (2010) en el que basándose en la hipótesis de que las emociones pueden afectar profundamente a la toma de decisiones, investigan como medidas del estado de ánimo colectivo extraídas de las bases de datos de Twitter están correlacionadas a lo largo del tiempo con el Índice Dow Jones.

¹⁵ Twitter es una red social basada en el microblogging, creada por Jack Dorsey en marzo de 2006, que ha ganado popularidad mundialmente y se estima que tiene más de 200 millones de usuarios, generando 65 millones de tweets al día y maneja más de 800.000 peticiones de búsqueda diarias. Ha sido apodado como el "SMS de Internet".

3.2. Antecedentes del estudio sobre las ventas en corto

La literatura académica ha estudiado las ventas en corto desde múltiples perspectivas, cambiando su enfoque dependiendo de la época que consideremos, alineándose con las principales inquietudes de cada momento. En nuestra revisión hemos referenciado artículos que van desde los años 30 donde la Gran Depresión marcaba el espíritu investigador enfocado en identificar los efectos de la especulación sobre los mercados, hasta los artículos más recientes enfocados en la eficiencia y liquidez de los mercados y las posibles implicaciones de la regulación sobre este tipo de operativa.

3.2.1. Primeros artículos relacionados con la venta en corto

Los primeros artículos que hemos encontrado que estudian el efecto de las ventas en corto sobre los mercados se remontan al año 1933. Nos remontamos por tanto a los tiempos de La Gran Depresión, cuyo inicio suele referenciarse al denominado Jueves Negro (24 de octubre de 1929) fecha en que se desató el pánico bursátil en la Bolsa de Nueva York. En el argot de los mercados financieros se recuerda así el inicio del desplome de la Bolsa de Nueva York, sin embargo el verdadero día del crack fue el 29 de octubre siguiente.

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

En el año 1933 los niveles de producción industrial estaban en mínimos y los analistas se afanaban en encontrar una explicación a los incrementos en la volatilidad y la inestabilidad de los mercados. Fields (1933) en su artículo “Speculation and the Growing Instability of Stock Prices” proponía que había circunstancias en las que no se mantenía el principio de que la fuerzas de oferta y demanda actuaban llegando a un punto de equilibrio. En unos mercados financieros mucho menos desarrollados que los actuales apuntaba como causantes de esta distorsión al desarrollo de facilidades técnicas que permitiesen la especulación y en concreto el creciente recurso de la venta en corto, así como a la entrada de operadores inexpertos en los mercados de valores. Concluía por tanto que la especulación y la venta en corto tenían influencia en los precios de las acciones.

Posteriormente, Houthakker (1957) en su artículo “Can Speculators Forecast Prices?” concluía que los grandes especuladores, al ser profesionales dedicados a la inversión, evidenciaban una elevada capacidad de predicción, tanto en el corto como en el largo plazo. Por el contrario, los inversores minoristas tenían más posibilidades de errar las estrategias a corto plazo mientras que sus inversiones a largo plazo solían tener un mejor comportamiento.

Resulta curioso que en épocas de recesión económica las miradas de los analistas se vuelvan contra los especuladores intentando evaluar su capacidad de actuación, hecho que como hemos visto sucedió en la Gran Depresión y que vuelve a ocurrir tras la llamada “Crisis Subprime” de 2008 y la quiebra de Lehman Brothers.

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

No obstante, el primer artículo que encontramos que pretende establecer un modelo que mida de forma expresa la relación de las posiciones cortas con la evolución de los precios de los valores es el de Joseph J. Seneca que data de 1967. En su artículo “Short Interest: Bearish or Bullish?” publicado en The Journal of Finance, considera dos principios comúnmente asumidos:

1. Un elevado volumen de posiciones cortas podría ser interpretado como una señal alcista (“*bullish*”) ya que las posiciones cortas deberán ser cerradas en algún momento lo que implicará un incremento en la demanda y por tanto una mayor presión alcista.
2. Un elevado volumen de posiciones cortas podría ser interpretado como una señal bajista (“*bearish*”) si lo consideramos como una señal del pesimismo sobre la futura evolución del valor y por tanto una elevada probabilidad de un cambio de tendencia a la baja.

Para contrastar estos dos principios formula el siguiente modelo lineal:

$$ASP_t = \alpha + \beta ADV_t + \gamma SIL_t + \varepsilon_t$$

Donde:

- ASP_t : Es el valor deflactado del índice S&P 500 en el periodo t.
- ADV_t : Son los dividendos pagados en el periodo t deflactados.
- SIL_t : Es el volumen de posiciones cortas existente en cada periodo t.

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

Utilizando una muestra de 235 observaciones con datos mensuales que abarcan desde 1946 hasta 1965 obtiene resultados de que la relación entre posiciones cortas y precio de las acciones es negativa ($\gamma < 0$).

Concluye por tanto que variaciones en las posiciones cortas de un valor deben ser interpretadas como cambios negativos en las expectativas del desarrollo futuro del mismo, basadas en la situación actual económica y social. Por lo tanto, el considerar un elevado volumen de posiciones cortas como una señal alcista ignora la real naturaleza de las posiciones cortas que según Seneca implica simplemente un juicio sobre futuras caídas en el precio de las acciones.

En las conclusiones de su artículo cita un artículo publicado en The Wall Street Journal donde el periodista argumentaba que los elevados volúmenes de posiciones cortas registrados obedecían a que “muchas gente está convencida de que el mercado se encamina a precios menores”.

Tres años después, y también en The Journal of Finance, Mark Hanna (1968) publicó un comentario sobre el anterior artículo de Seneca. En su comentario Hanna corregía el artículo de Seneca en diversos aspectos:

- Identificaba deficiencias en el ratio de posiciones cortas utilizado por Seneca ya que al utilizar datos mensuales éste no consideraba los días hábiles dentro de cada mes, proponiendo utilizar un ratio ponderado por los días de negociación del periodo. Propone

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

por tanto utilizar los ratios de posiciones cortas (short interest) publicados por Barron's¹⁶.

- Así mismo, propone utilizar en la regresión datos de periodos simultáneos para el ratio de posiciones cortas y para los precios de los valores en lugar del desfase de 15 días que propone Seneca.
- Hanna propone que el precio de los valores anticipa y ajusta los dividendos pagados en los próximos días, dividendos que suelen anunciarse con un mes de anterioridad, por lo que la serie de pago de dividendos debería preceder a la serie de precios y no comparar precios actuales y dividendos actuales.
- Además matiza qué debe ser interpretado como altos ratios de posiciones cortas y bajos ratios de posiciones cortas, proponiendo utilizar las desviaciones de estos ratios sobre una media.

Aplicando estas correcciones y analizando la rentabilidad obtenida en base a estrategias alcistas o bajistas en función del ratio de posiciones cortas, Hanna llega a la conclusión opuesta a la que llegó Seneca, aseverando que un alto ratio de posiciones cortas debe ser interpretado como una señal alcista.

En ese mismo número de *The Journal of Finance*, Seneca (1968) defendió su modelo de los ataques de Hanna, aclarando que la variable

¹⁶ Barron's es una publicación semanal distribuida en América que cubre información financiera de Estados Unidos, sigue la evolución de los mercados y ofrece estadísticas relevantes. Cada número incluye un resumen de la actividad del mercado durante la semana anterior, reportajes y previsiones para la evolución en la siguiente semana.

explicativa relevante no es el volumen de posiciones cortas abiertas y si éste es elevado o no, sino la variación del volumen de posiciones cortas en un periodo, y justificando la no relevancia de los diferentes días de negociación incluidos en cada periodo de la muestra. Seneca defiende su modelización econométrica reafirmando en la interpretación de que las posiciones cortas son bajistas, y cuestionando las conclusiones de Hanna.

En paralelo a las discrepancias entre Hanna y Seneca, Mayor, también en 1968, publicó en *The Journal of Financial and Quantitative Analysis* su artículo “Short Trading Activities and the Price of Equities: Some Simulation and Regression Results”. En este artículo trata de justificar empíricamente la creencia de muchos analistas de Wall Street de los años sesenta, de la existencia de una relación positiva entre el volumen de posiciones cortas abiertas (short interest) y los subsiguientes movimientos en los precios de las acciones, creencia basada en que los traders a corto presionarían al alza el precio de las acciones cuando decidan cerrar esas posiciones cortas comprando acciones a precio de mercado.

Según Mayor, si esta relación positiva es cierta tendríamos dos graves implicaciones:

- Debería rechazarse la “Teoría del Camino Aleatorio” o “Random Walk Theory”: La teoría del camino aleatorio indica que los rendimientos obtenidos por la evolución de los precios de las acciones son una variable aleatoria y por lo tanto imposibles de predecir. Esta teoría se basa en la hipótesis débil de la eficiencia del mercado, la cual parte del supuesto de que los precios reflejan

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

absolutamente toda la información, ya sea pasada, pública o privada, por lo que la formación de precios sigue exclusivamente un *paseo aleatorio* (random walk), y ningún inversor podrá "batir al mercado" como no sea por azar (Fama 1965, Pinches 1970, Cheng 1971, Malkiel 1973).

- Los especuladores a corto gestionan mal: Si existe una relación positiva los especuladores a corto venden con precios relativamente bajos y cubren esas posiciones cuando los precios han subido, por lo que aunque algunos especuladores a corto obtengan beneficios, la mayoría de ellos no lo consiguen.

Mayor define el "short interest" o volumen de posiciones cortas como el número de acciones prestadas, vendidas, y que todavía no se han cubierto, en un momento determinado. Sin una dimensión temporal esta variable es una variable stock.

Para validar las implicaciones anteriores Mayor formula una serie de modelos de regresión lineal, encontrando obvio que la variable "*short interest*" debe aparecer, pero destacando la problemática de qué otras variables deben incluirse en el modelo. Por ello parte de un modelo de regresión lineal muy sencillo en el que, utilizando observaciones mensuales, el precio de las acciones en un periodo depende del volumen de posiciones cortas dos semanas atrás. Siguiendo la formulación de Mayor:

$$P_t = \alpha_t + \beta SI_{t-0,5} + U_t$$

Donde:

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

P_t : Es el precio de las acciones

$SI_{t-0,5}$: Es el volumen de posiciones cortas dos semanas antes

Adicionalmente propone el mismo modelo incorporando una variable de tendencia en el modelo llegando a:

$$P_t = \alpha_t + \beta SI_{t-0,5} + \gamma_t + U_t$$

Donde:

P_t : Es el precio de las acciones

$SI_{t-0,5}$: Es el volumen de posiciones cortas dos semanas antes

T : Variable de tendencia

Mayor corrige este modelo para evitar el sesgo producido por splits ya que, sin normalizar el número de acciones, después de un split aumenta “artificialmente” el número de acciones en posiciones cortas y disminuye el precio de las acciones en la misma proporción. Además corrige la autocorrelación detectando un modelo autorregresivo de segundo orden.

Los parámetros β obtenidos por Mayor son positivos para el primer modelo y negativos en el segundo modelo cuando se introduce una tendencia, para los modelos con variables retardadas utilizados para corregir el efecto de splits y la autocorrelación, concluyendo que, a pesar de la opinión popular, no existe una relación relevante entre los volúmenes de posiciones cortas y los precios de las acciones, y las

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

estadísticas de posiciones cortas publicadas mensualmente no parecen capaces de predecir o dar alguna intuición sobre la evolución futura de los precios de las acciones. De aquí, y observando que los especuladores a corto no obtienen mejores rendimientos que el resto de inversores, deduce que la teoría del camino aleatorio y por tanto el supuesto de eficiencia de mercado no puede rechazarse.

Smith en el mismo año (1968) en su artículo “Short Interest and Stock Market Prices” publicado en *Financial Analysts Journal* llega a conclusiones similares. Analiza el efecto de las posiciones cortas sobre los mercados de valores y la creencia popular de que no se debe vender en corto un valor con un elevado volumen de posiciones cortas, ya que éste es un indicador alcista para ese valor asumiendo que esas posiciones cortas deben recomprarse.

En su estudio, utiliza los datos publicados por el NYSE sobre posiciones cortas (Short Interest Ratio) muestra que abarca desde octubre de 1967 hasta Junio de 1968. Con estos datos elabora diferentes carteras de diez valores dependiendo de los ratios de posiciones cortas, seleccionando valores con elevados ratios, y valores que han tenido grandes variaciones en estos ratios. Considera valores con elevados ratios de posiciones cortas aquellos que tienen más de 20.000 acciones vendidas (que previamente habían sido prestadas). Adicionalmente interpreta que una elevada variación en el ratio de posiciones cortas se produce cuando de una observación a otra las posiciones cortas se incrementan en más de 3.000 acciones. Teniendo en cuenta las carteras seleccionadas aplica técnicas de simulación calculando la rentabilidad que teóricamente ofrecería cada una de las mismas.

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

Así examina los supuestos anteriores, y los resultados obtenidos indican que los valores con elevados volúmenes de posiciones cortas no experimentan mayores alzas en sus cotizaciones que otros valores seleccionados aleatoriamente, aunque sí se observa que esos valores presentan una mayor volatilidad.

El debate abierto por Hanna, Seneca, Mayor, etc. tanto tiempo atrás, es muy ilustrativo de la polaridad en las opiniones sobre el efecto de las ventas en corto y por extensión del efecto de la especulación en los mercados de valores. Podríamos concluir que la discrepancia sobre si las ventas en corto son alcistas (bullish) o bajistas (bearish) ha provocado un activo debate intelectual que se remonta a la década de los años sesenta y que más de cuarenta años después sigue sin cerrarse, como veremos a continuación.

3.2.2. Artículos que estudian la relación existente entre la venta en corto y el rendimiento de los valores

Teniendo en cuenta los estudios mencionados en el epígrafe anterior, si retrocediésemos cuarenta años atrás y nos situásemos a principios de la década de los setenta nos encontraríamos que hasta la fecha se habían publicado trabajos que defendían tanto la relación positiva entre posiciones cortas y el precios de los valores (Seneca 1965) como una relación negativa (Hanna 1968), como incluso la no existencia de relación (Mayor 1968, Smith 1968).

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

La *Tabla 4*: Primeros artículos que estudian la relación de la venta en corto con el rendimiento de los valores, resume las conclusiones de los primeros artículos que estudiaban la relevancia de las posiciones cortas, y por tanto las discrepancias sobre la interpretación de este indicador:

Año	Artículo	Revista	Autor	Efecto	Interpretación
1965	Short Interest: Bearish or Bullish?	The Journal of Finance	Seneca	Positivo	Alcista
1968	Short Interest: Bearish or Bullish?--Comment	The Journal of Finance	Hanna	Negativo	Bajista
1968	Short Trading Activities and the Price of Equities: Some Simulation and Regression Results	The Journal of Financial and Quantitative Analysis	Mayor	Nulo	Mercado eficiente

Tabla 4: Primeros artículos que estudian la relación de la venta en corto con el rendimiento de los valores

Tomando esta situación de partida, en 1973 Gup estudió la relación de distintos indicadores sobre los mercados de renta variable intentando identificar la capacidad predictiva de los mismos, y en qué casos el análisis técnico puede ser válido o no verificándose por tanto la teoría del camino aleatorio. Los indicadores analizados por Gup fueron:

- El ratio de liquidez de los fondos de inversión: Este ratio compara el saldo en liquidez de los fondos de inversión con respecto al total de activos del fondo. Un elevado ratio de liquidez suele considerarse como una señal bajista al interpretarse que los gestores no identifican claramente oportunidades de inversión, mientras que un ratio de liquidez bajo sería alcista ya que implicaría que los fondos de inversión están totalmente invertidos porque las expectativas son positivas.

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

- El ratio de lotes minoristas (odd-lot ratio): Un lote minorista suele considerarse aquel que se ordena por un volumen inferior al lote habitual para ese valor. Normalmente una orden que se envía al mercado por un volumen inferior a 100 acciones se consideraría un “odd-lot”. Los analistas técnicos, basándose en el supuesto de que los pequeños inversores individuales siempre se equivocan debido a su baja tolerancia al riesgo, interpretan un incremento en este ratio como una señal de compra, aplicando la “*teoría de la opinión contraria*”.
- El ratio de posiciones cortas: Mayor calcula este ratio como el cociente entre volumen de posiciones cortas publicado para el NYSE y el volumen medio de negociación diario registrado durante 30 días, y parte del supuesto de que un ratio por encima del 150 debe considerarse alcista mientras que un ratio por debajo del 100 debe considerarse bajista.

La metodología seguida para este análisis es el estudio de correlaciones lineales entre las series temporales de estos indicadores, en un periodo que abarca desde 1955 a 1970, con respecto al índice S&P 500.

Los resultados de Gup nos indican que existe una relación estadísticamente significativa entre estos indicadores y el S&P 500, aunque en el caso del odd-lot ratio, contraria a la que habitualmente consideran los analistas técnicos.

En el caso del ratio de posiciones cortas, que es el que más nos interesa para este análisis, los resultados obtenidos por Gup nos indican que hay

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

una relación positiva entre posiciones cortas y la evolución de los mercados, considerando que un elevado ratio de posiciones cortas debe considerarse alcista, aunque no le concede capacidad predictiva.

Otro trabajo publicado en las mismas fechas es el de, McDonald y Baron (1973), en *The Journal of Finance*, donde retoman el estudio de la relevancia de las posiciones cortas, partiendo de las evidencias reportadas en artículos anteriores:

- Las posiciones cortas están relacionadas con futuras subidas en el precio de las acciones.
- Las posiciones cortas no son un indicador útil para predecir la futura evolución de los precios de las acciones.
- No se puede justificar que el mercado sea ineficiente ya que los traders a corto no registran rendimientos superiores.

Grupo	Meses con posiciones cortas reportadas	Nº Empresas	Porcentaje
A	51-61	7	8%
B	41-50	12	13%
C	31-40	5	5%
D	21-30	14	15%
E	11-20	16	17%
F	1-10	27	29%
G	0	12	13%

Tabla 5: Segmentos utilizados por McDonald (1973)

Para validar las proposiciones anteriores McDonald utiliza una muestra mensual que se inicia en Junio de 1961 y finaliza en Junio de 1966.

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

Cuenta con datos de alrededor de 100 empresas del New York Stock Exchange.

McDonalld parte de la base de que valores con mayor riesgo son más propicios a registrar posiciones cortas con una frecuencia superior. Así clasifica las empresas analizadas en distintos grupos, en función del número de meses en los que se han reportado posiciones cortas (*Tabla 5*).

Teniendo en cuenta esta distribución, McDonald correlaciona la rentabilidad de cada valor con la rentabilidad del mercado utilizando el siguiente simple modelo de regresión:

$$\ln(R_{it}) = \alpha_i + \beta_i \ln(R_{mt}) + \varepsilon_{it}$$

Donde:

- R_{it} : Es la rentabilidad relativa para el valor i en el mes t
- R_{mt} : Es la rentabilidad experimentada por el NYSE Index

Los resultados obtenidos son agrupados en función de los tramos anteriores obteniéndose que la media de los parámetros β de los grupos que con más frecuencia han experimentando posiciones cortas (grupo A) son superiores a los parámetros β de los grupos con menos frecuencia. Además todos ellos son positivos.

En las conclusiones de este trabajo se destacan los siguientes puntos:

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

-
- La relación positiva entre posiciones cortas y los precios de las acciones indica que las posiciones cortas, de media, generan pérdidas para sus inversores, pérdidas que son mayores cuanto mayor es el riesgo del valor.
 - Las operaciones en corto no sólo se realizan con carácter especulativo, también se realizan para completar estrategias de cobertura o de arbitraje. Según un informe del New York Stock Exchange, una tercera parte de las operaciones en corto se realizaban con fines no especulativos. McDonald sospecha que este porcentaje se había incrementado y que los estudios anteriores habían enfatizado mucho en el carácter especulativo de las ventas en corto y se había despreciado el resto de motivaciones de estas operaciones.
 - Los especuladores a corto no son un grupo con mejor capacidad predictiva por lo que se debería mantener la hipótesis de eficiencia del mercado.

No obstante, en relación a esta última conclusión encontramos artículos que concluyen exactamente lo contrario. Lyle Bowlin y Maichael S. Rozeff publicaron en 1987 en “The Journal of Protfolio Management” su artículo “Do specialist’ short sales predict returns?”. En este artículo tomaban los datos del ratio de ventas en corto publicado mensualmente por Baron’s (la fuente es distinta a la utilizada por McDonalld) y realizaban un análisis donde correlacionaban los rendimientos del NYSE con el saldo de posiciones cortas publicado el mes anterior.

El modelo utilizado por este autor sería por tanto:

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

$$R_t = a_0 + a_1 SSR_{t-1} + e_t$$

Donde:

- R_t : Es la rentabilidad del NYSE observada para el periodo t
- SSR_{t-1} : Es el ratio de posiciones cortas para el periodo $t-1$

En su análisis utilizan una amplia muestra que abarca desde 1942 hasta 1984, en total 468 meses y se ejecutan tres regresiones con diferente número de observaciones:

- 468 observaciones periodicidad mensual
- 234 observaciones periodicidad bimensual
- 156 observaciones periodicidad cuatrimestral

En todas estas regresiones los autores obtienen resultados negativos para el parámetro " a_1 ", siendo altamente significativos aunque con una baja capacidad predictiva medida por el ratio R^2 , concluyendo que esta capacidad predictiva atribuida al ratio de posiciones cortas, en base a que ha tenido lugar en el pasado, seguirá siendo válida en el futuro, lo que interpretan como una evidencia de una ineficiencia en el mercado al existir esta capacidad predictiva.

Otro artículo que aborda el estudio de los efectos de las posiciones cortas bajo una nueva perspectiva es el de Mark Hanna (1976), quien ya replicó las investigaciones de Seneca en 1968, que publica en The Journal of Financial and Quantitative Analysis, el artículo "A Stock Price Predictive Model Based on Changes in Ratios of Short Interest to Trading

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

Volume”. En este artículo propone un modelo predictivo basado en el ratio de posiciones cortas (short interest ratio) que en su trabajo elabora con el cociente entre posiciones cortas publicadas mensualmente, alrededor del 15 de cada mes, por el NYSE, como numerador, y como denominador del ratio propone la media del volumen de negociación diario para ese mes. Utilizando este ratio pretende validar la siguiente proposición:

- Incrementos en el ratio de posiciones cortas, llegándose a un volumen extremadamente grande de acciones vendidas en corto, identifica periodos de extremado pesimismo y esos periodos están caracterizados por valores infravalorados (y viceversa).

La principal aportación de Hanna en su estudio es que en lugar de utilizar un modelo de regresión lineal, como hasta aquel momento habían utilizado el resto de autores que habían investigado las posiciones cortas, utiliza un modelo predictivo basado en una distribución binomial en el que su parámetro α equivale a la probabilidad de que en un mes se llegue a un volumen extremadamente alto o bajo de posiciones cortas que implicaría un extremado pesimismo u optimismo respectivamente. Seneca propone distintos niveles α y compara la previsión de su modelo con las observaciones reales.

Las conclusiones a las que llega Hanna son las mismas que publicó ocho años antes identificando una relación positiva entre posiciones cortas y la evolución de los precios de las acciones, es decir altos ratios de posiciones cortas serían una señal alcista y bajos ratios serían una señal bajista.

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

El siguiente trabajo relevante que encontramos que analizó el efecto de las posiciones cortas sobre los precios de las acciones en los mercados de valores, si seguimos un orden cronológico, se publicó en 1990 en *The Journal of Financial and Quantitative Analysis* por Averil Brent, Dale Morse y E. Kay Stice. En su trabajo “Short Interest: Explanations and Tests” intentan explicar por qué se elevó en los años ochenta el saldo de títulos prestados utilizados para ventas en corto y por qué este incremento no ha sido homogéneo entre todos los valores cotizados. Su punto de partida son los motivos por los que un inversor puede ponerse corto:

1. Con un objetivo fiscal: Para diferir el pago de impuestos de plusvalías generadas por posiciones largas manteniendo la misma posición en corto.
2. Con un objetivo especulativo: Cuando piensan que un valor está sobrevalorado en mercado y anticipan una futura caída en el precio de sus acciones.
3. Con un objetivo de cobertura: Compensando posiciones largas con posiciones cortas y así eliminando el riesgo de mercado.
4. Con un objetivo de arbitraje: Combinando posiciones largas de unos activos (infravalorados) y cortas de otros activos (sobrevalorados) esperando la convergencia de los mismos a su precio teórico. En esta estrategia se combinan posiciones en el mercado de contado con posiciones de signo contrario en los mercados de opciones o de bonos convertibles.

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

El estudio realizado por estos autores es semejante a los realizados en trabajos previos, pero con una muestra más amplia y más cercana a la fecha de publicación, aunque la fuente es la misma, las estadísticas publicadas mensualmente por el NYSE sobre posiciones cortas.

Realizan un análisis de sección cruzada para el que utilizan una muestra de 200 valores con observaciones que van desde 1981 hasta 1984. El modelo aplicado en este análisis de sección cruzada es un modelo de regresión lineal con la siguiente estructura:

$$Y = \alpha_0 + \alpha_1 X_1 + \alpha_2 X_2 + \alpha_3 X_3 + \alpha_4 X_4 + \alpha_5 X_5 + \alpha_6 X_6 + \alpha_7 X_7 + \varepsilon$$

Donde:

- Y: La variable dependiente es la media anual del ratio de posiciones cortas sobre el total de acciones admitidas a negociación, para cada uno de los 4 años analizados.
- X_1 : Media del valor de mercado de las acciones durante el año.
- X_2 : Media del coeficiente de variación de los pronósticos realizados por los analistas sobre los resultados las empresas en el ejercicio siguiente.
- X_3 : Beta o coeficiente de riesgo sistemático calculado con datos diarios de rendimientos de los tres años anteriores.
- X_4 : Varianza residual del modelo de mercado calculado con datos diarios de rendimientos de los tres años anteriores.
- X_5 : Rendimiento medio mensual registrado el año anterior.
- X_6 : Dummy (0 ó 1) sobre si existe o no activos convertibles para ese subyacente.
- X_7 : Dummy (0 ó 1) sobre si existe o no opciones financieras para ese subyacente.

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

- ε : Término de error

Debemos destacar que en este caso la variable dependiente es el ratio de posiciones cortas que en análisis precedentes se utilizaba como variable explicativa.

El resultado de las regresiones realizadas por Brent nos indica que la Beta de los valores (X_3), la existencia de opciones (X_7) y la existencia de bonos convertibles (X_6) son variables significativas con capacidad predictiva para inferir el volumen de posiciones cortas de un determinado valor. Los parámetros obtenidos para estas tres variables son positivos en todas las regresiones realizadas. Las interpretaciones que se aplican a los parámetros obtenidos son las siguientes:

- La relación positiva entre la beta de los valores y el ratio de posiciones cortas es consistente con la creencia de que valores más volátiles y con mayor riesgo tienen ratios de posiciones cortas mayores, lo cual coincide con las conclusiones de McDonald (1973).
- La relación positiva entre las variables dummy sobre la existencia de opciones y de bonos convertibles se corresponde con la existencia de operaciones de arbitraje. En valores en lo que se puede realizar arbitraje entre los mercados de contado y los mercados de opciones y convertibles el ratio de posiciones cortas es mayor.

Los parámetros obtenidos para el resto de variables analizadas en el modelo no resultan estadísticamente significativos. La rentabilidad

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

media de los valores en periodos precedentes, así como las variaciones de los pronósticos ofrecen resultados mixtos. La interpretación que se da a este resultado es que las opiniones heterogéneas de los analistas no resultan una buena variable para valorar los ratios de posiciones cortas, cuestionando la capacidad predictiva sobre las posiciones cortas de parámetros que intenten reflejar criterios de especulación.

Nuestra investigación nos lleva al trabajo de J. Randall Woolridge y Amy Dickinson, "Short Selling and Common Stock Prices" publicado en 1994 en el Financial Analysis Journal, donde estudiaron el efecto de la venta en corto sobre el precio de los valores cotizados en los principales mercados de renta variable norteamericanos, Nasdaq, NYSE y Amex.

Como mencionan en este trabajo, la motivación de este estudio se basa en el incremento de la regulación sobre este tipo de operativa y el creciente sentimiento popular percibido en los medios de que las ventas en corto eran culpables del incremento de la volatilidad en los mercados. En este estudio pretenden contestar a tres simples cuestiones:

1. ¿Los especuladores que toman posiciones cortas pueden afectar a los precios de los valores de renta variable? Teniendo en cuenta que la venta en corto incrementa la oferta de acciones en los mercados, entonces la venta en corto puede crear una presión bajista sobre los precios de las mismas.
2. ¿Un elevado volumen de posiciones cortas abiertas puede considerarse como un indicador de mercado alcista o bajista? Un elevado volumen de posiciones cortas puede considerarse un

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

estímulo de la demanda de acciones y por lo tanto una señal alcista ya que las posiciones cortas se tendrán que cerrar comprando acciones. Por el contrario, un incremento en las posiciones cortas puede interpretarse como un indicador de pesimismo, provocando un ajuste a la baja en el precio de las acciones.

3. ¿Los especuladores que toman posiciones cortas, de media, pueden conseguir rendimientos anormales? Si los especuladores a corto gozan de mejor información que el resto de inversores podrán obtener mayores rendimientos que los ofrecidos por la media del mercado a expensas de inversores peor informados. El cumplimiento de esta proposición cuestionaría el supuesto de eficiencia del mercado.

Para contestar a estas preguntas utilizaron datos mensuales de 50 empresas de estos tres mercados, elegidas de forma aleatoria, para una muestra que abarcaba desde 1986 a 1991. Utilizando esta muestra pretendían evaluar las tres proposiciones aplicando los siguientes modelos:

- Cambios en posiciones cortas y rendimientos de los valores: Para evaluar la primera proposición formularon un sencillo modelo lineal en el que la variable dependiente era la rentabilidad de las acciones y la rentabilidad de los índices del mercado y la variable explicativa era el volumen de posiciones cortas abiertas. Es decir:

$$R_{mt} = \alpha_i + \beta_i(\text{SHORT}_{mt}) + \varepsilon_{it}$$

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

Donde:

- R_{mt} : Es el rendimiento del mercado m (NYSE, Nasdaq y Amex) en el mes t .
- $SHORT_{mt}$: Es la variación porcentual en posiciones cortas agregadas del mercado m en el mes t .
- ε_{it} : Es el término de error

Para cada valor individualmente:

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i(SHORT_{it}) + \varepsilon_{it}$$

Donde:

- R_{it} : Es el rendimiento del valor i en el mes t .
- $SHORT_{it}$: Es la variación porcentual en posiciones cortas de la empresa i en el mes t .
- ε_{it} : Es el término de error

Alternativamente utilizaron una modificación sobre el CAPM añadiendo el logaritmo del valor de la empresa y el volumen de posiciones cortas.

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_{1i}R_{mt} + \beta_{2i}MV_i + \beta_{3i}(SHORT_{it}) + \varepsilon_{it}$$

Donde:

- R_{it} : Es el rendimiento del valor i en el mes t .

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

- R_{mt} : Es el rendimiento del mercado m (NYSE, Nasdaq y Amex) en el mes t .
- MV_i : Es el logaritmo del valor total de mercado de la empresa i .
- $SHORT_{it}$: Es la variación porcentual en posiciones cortas de la empresa i en el mes t .
- ε_{it} : Es el término de error

1. ¿Los especuladores a corto obtienen rendimientos anormales?:

Como primer paso para evaluar este punto, Woolridge asume que valores con más riesgo tienen volúmenes de posiciones cortas mayores y más volátiles (Houthakker 1957, Pyle 1971), lo que se comprobaría aplicando el modelo:

$$SIR_i = \alpha_i + \beta_i(\text{beta}_i) + \varepsilon_i$$

Donde:

- SIR_i : Es el ratio de posiciones cortas del valor i (short interest ratio) calculado como el total de acciones en corto, dividido por el volumen medio.
- beta_i : Es el coeficiente “beta” según el CAPM de medida del riesgo sistemático del valor i

A partir del modelo anterior para validar que valores con más riesgo tienen más volatilidad en sus posiciones cortas, tendríamos:

$$VSIR_i = \alpha_i + \beta_i(\text{beta}_i) + \varepsilon_i$$

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

Donde:

- VSIR_i: Es el ratio de posiciones cortas del valor *i* (short interest ratio) calculado como el total de acciones en corto, dividido por el volumen medio.
- beta_i: Es el coeficiente “beta” según el CAPM de medida del riesgo sistemático del valor *i*

Para ambos modelos se esperaría una relación positiva.

A continuación extrapolan el rendimiento obtenido por una posición corta asumiendo que toda posición corta se cerraría al mes siguiente, generando medias que agrupan por el nivel de riesgo de cada valor.

Los resultados obtenidos por Woolridge indican que la operativa de la venta en corto no provoca menores precios en los valores, apreciándose en todos los modelos utilizados y para todos los mercados una relación positiva, aunque no significativa, entre posiciones cortas y rendimiento de los valores, tanto a nivel individual como a nivel agregado considerando índices de mercado.

Por otro lado, los resultados evaluando la relación entre volumen de posiciones cortas y su volatilidad, y el riesgo de cada valor da resultados mixtos, concluyendo que los especuladores a corto no obtienen rendimientos anormalmente altos o bajos, por lo que un volumen elevado de posiciones cortas no puede interpretarse como un indicador alcista o bajista.

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

Desai et al en el año 2002 publicaron en The Journal of Finance su artículo “An Investigation of the Informational Role of Short Interest in the Nasdaq Market”. Estos autores parten de tres diferentes perspectivas estudiadas con antelación por otros autores y que ya han sido comentadas en esta tesis:

1. Perspectiva que sigue el modelo teórico de Diamond y Verrecchia (1987) (ver epígrafe siguiente) según la cual altos niveles de posiciones cortas implican información negativa sobre el valor por lo que habría que darle una interpretación bajista.
2. Perspectiva que sigue el trabajo de autores como Brent (1990) según la cual no hay una interpretación alcista o bajista para los elevados saldos de posiciones cortas sino que éstas se justifican por la posibilidad de realizar operaciones de arbitraje, cobertura o por intereses fiscales.
3. La creencia popular de Wall Street basada en que altos niveles de posiciones cortas son una señal alcista ya que supone una demanda latente de compra de acciones para cerrar estas posiciones cortas. Desai menciona artículos de prensa publicados en *Baron's* en Octubre de 1995 pero no menciona artículos académicos publicados por otros autores que llegan a esta misma conclusión con anterioridad y que ya han sido comentados en esta tesis (Gup 1973, McDonalld 1973, Hanna 1976, Woolridge 1994, etc.)

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

Para su estudio utilizan datos extraídos del Nasdaq con una muestra que abarca desde Junio de 1988 hasta Diciembre de 1994. Las observaciones tienen una frecuencia mensual.

A partir de estos datos, Desai elabora carteras compuestas por valores del Nasdaq seleccionados bajo diferentes criterios:

- Todas las empresas
- Empresas del National Market System
- Empresas de pequeña capitalización
- Empresas con más de un 2,5% de sus acciones emitidas en posiciones cortas.
- Empresas con más de un 10% de sus acciones emitidas en posiciones cortas.
- Clasificación por industria:
 - Químicas
 - Maquinaria y computadoras
 - Equipamiento eléctrico
 - Relojes, equipamiento fotográfico e instrumental de medida
 - Empresas Holding
 - Empresas de servicios

El modelo utilizado por estos autores es un modelo de regresión lineal que se explica según la siguiente fórmula:

$$RPRF_t = a_0 + a_1 RMRF_t + a_2 SMB_t + a_3 HML_t + a_4 PR1YR_t + e_t$$

Donde las variables utilizadas son:

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

- $RPRF_t$: Rendimiento mensual de la cartera
- $RMRF_t$: El factor mercado
- SMB_t : El factor tamaño
- HML_t : El factor book-to-market
- $PR1YR_t$: El factor momentum

Los autores analizan los resultados obtenidos para el parámetro a_0 resultando negativo en todas las regresiones utilizadas en su artículo, interpretando de ahí que la relación entre posiciones cortas y los rendimientos de los valores es negativa, mayor cuanto mayor es la posición corta de los mismos por lo que fuertes posiciones cortas en un valor deben ser consideradas como una señal bajista.

3.2.3. Artículos que estudian la relación de la venta en corto y sus restricciones con la eficiencia de los mercados

En paralelo a los análisis publicados en los años ochenta y noventa que estudiaban la relación entre las posiciones cortas y la rentabilidad de los valores, otros autores se centraron en analizar qué efectos tenía sobre el mercado el que se pudiese operar en corto o no. En esta línea, en 1987, Diamond y Verrecchia (en adelante D-V) publicaron en The Journal of Financial Economics su artículo “Constraints on Short-Selling and Asset Price Adjustment to Private Information” donde evaluaron la velocidad con la que el mercado ajustaba sus precios ante nueva información relacionada con los valores dependiendo de la posibilidad de operar en corto o no.

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

El primer supuesto que introduce es que en un mercado organizado concurren tres diferentes tipos de inversores, cada uno de ellos con diferente grado de información y con diferentes restricciones para la operativa de venta en corto:

Un porcentaje de inversores para los cuales no existe coste a la hora de operar en corto (c_1).

Un porcentaje de inversores para los cuales existen restricciones operativas a la hora de operar en corto (c_2).

Un porcentaje de inversores para los cuales no existe la posibilidad de operar en corto (c_3).

Lógicamente, la suma de estos porcentajes es la totalidad de la población de inversores: $c_1 + c_2 + c_3 = 1$.

A partir de este supuesto los autores formulan una economía que opera de la siguiente manera:

1. En un primer momento (T_1) se establece el valor de un activo con riesgo “ v ”. El valor de este activo puede ser 0 ó 1 asignando una probabilidad del 50% a cada uno de ellos.
2. A continuación (T_2) tiene lugar la decisión de un inversor potencial de querer operar, decisión que sucede con una probabilidad “ g ”.
 - a. La probabilidad de no querer operar es consecuentemente $1-g$ con lo que ahí terminaríamos.
 - b. Si el cliente quiere operar pasamos a T_2 .

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

3. El siguiente paso (T_3) sería distinguir si el inversor que quiere operar es un inversor informado, según D-V un inversor informado es aquel que cuenta con más información de aquella que es pública. La probabilidad de que el inversor que quiere operar sea informado se valora según “ a ” mientras que el que sea no informado se valora según “ $1-a$ ”.
 - a. Si el valor del activo es 1 (lo que equivaldría a tener buenas noticias asociadas), el inversor quiere operar y está informado entonces comprará el activo.
 - b. Para el resto de los casos pasaríamos a T_4 .

 4. En este momento el modelo evalúa la preferencia por la liquidez de los inversores no informados, medida por el parámetro ρ que puede ser 0 cuando el inversor quiere vender y $+\infty$ cuando quiere comprar.
 - a. Si el valor del activo es 1, el inversor quiere operar (g) y no es informado y ρ es $+\infty$ comprará el activo.
 - b. Si el valor del activo es 0, el inversor quiere operar (g) y no es informado y ρ es $+\infty$ comprará el activo.
 - c. Para el resto de los casos pasamos a T_5 .

 5. Llegado a este punto el modelo evalúa la posibilidad de que el inversor tenga el activo en su cartera o no, según la probabilidad “ h ” de que sí lo posea y “ $1-h$ ” para el caso contrario. Teniendo esto en cuenta:
 - a. Si el valor del activo es 1, el inversor quiere operar (g), no es informado, ρ es $+0$ y posee el activo en su cartera (h) entonces venderá el activo.
-

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

- b. Si el valor del activo es 1, el inversor quiere operar (g), no es informado, ρ es $+0$ y no posee el activo en su cartera ($1-h$) entonces venderá el activo dependiendo del coste que tenga asociado el operar en corto:
 - i. Si pertenece a los inversores sin restricciones a la venta en corto (c_1) se posicionará a la baja.
 - ii. En caso contrario (c_2 ó c_3) no operará.
- c. Si el valor del activo es 0, el inversor quiere operar (g), es informado y posee el activo en su cartera (h) entonces venderá el activo.
- d. Si el valor del activo es 0, el inversor quiere operar (g), es informado y no posee el activo en su cartera ($1-h$) entonces se posicionará en corto si pertenece a los grupos c_1 ó c_2 , no operando si pertenece a c_3 .
- e. Si el valor del activo es 0, el inversor quiere operar (g), no es informado, ρ es $+0$ y posee el activo en su cartera (h) entonces venderá el activo.
- f. Si el valor del activo es 0, el inversor quiere operar (g), no es informado, ρ es $+0$ y no posee el activo en su cartera ($1-h$) entonces venderá el activo dependiendo del coste que tenga asociado el operar en corto:
 - i. Si pertenece a los inversores sin restricciones a la venta en corto (c_1) se posicionará a la baja.
 - ii. En caso contrario (c_2 ó c_3) no operará.

El proceso descrito anteriormente se describe en la *Ilustración 8: Modelo de Diamond y Verrecchia*.

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

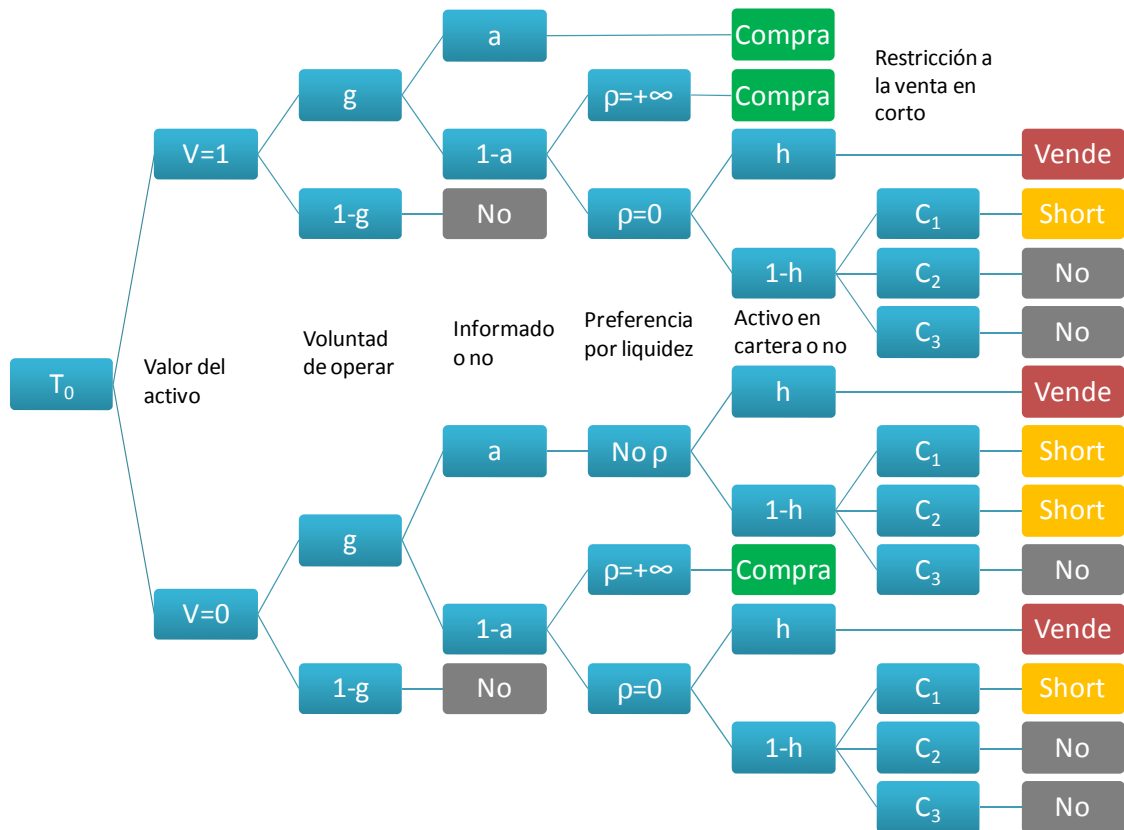


Ilustración 8: Modelo de Diamond y Verrecchia

Partiendo de este modelo los autores calculan las probabilidades condicionales para cada una de las acciones observables que se deducen de este modelo (*Tabla 6*):

Acción	Probabilidad condicional cuando V=1	Probabilidad Condicional cuando V=0
Comprar	$0,5g(1+a)$	$0,5g(1-a)$
Vender o Ponerse corto	$0,5g(1-a)(h+[1-h]c_1)$	$0,5g(1+a)(h+[1-h]c_1)+ga(1-h)c_2$
No operar	$1-g+0,5g(1-h)(1-a)(c_2+c_3)$	$1-g+0,5g(1-h)[(1-a)(c_2+c_3)+2ac_3]$

Tabla 6: Probabilidades resultantes del Modelo de Diamond y Verrecchia

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

Teniendo en cuenta estas probabilidades los autores evalúan los efectos de distintos niveles de restricción a la operativa en corto, asignando diferentes valores a las variables c_1 , c_2 y C_3 . Las conclusiones más relevantes a las que llegan estos autores son las siguientes:

- Las restricciones a la venta en corto no provocan que los precios puedan estar sesgados a la baja.
- Las restricciones a la venta en corto provocan que los precios se ajusten más lentamente a las noticias negativas que aparecen sobre los valores.
- Un incremento inesperado en el ratio de posiciones cortas debe ser considerado como una señal negativa sobre la evolución del valor, por lo tanto este shock debe ser considerado bajista.

El modelo de Diamond y Verrecchia es puramente teórico abriendo la puerta a futuros estudios para que validen con datos empíricos las conclusiones que se alcanzan siguiendo su modelo.

Uno de los artículos que intentaron validar empíricamente las hipótesis del modelo de Diamond y Verrecchia fue “Short-Sale Restrictions and Market Reaction to Short-Interest Announcements” publicado en *The Journal of Financial and Quantitative Analysis* (Senchack, 1993).

Este artículo utiliza datos de todas las empresas del NYSE y del ASE cuyos datos sobre posiciones cortas fueron publicados en *The Wall Street Journal* desde Enero de 1980 hasta Diciembre de 1986.

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

El primer problema que afrontaron los autores fue definir qué es un incremento inesperado en el ratio de posiciones cortas, para lo cual establecieron el supuesto de que un incremento del 100% en el ratio de posiciones cortas de un periodo a otro implicaba un incremento “extrañamente grande”.

Teniendo en cuenta este criterio establecen carteras con las empresas que han tenido fuertes incrementos en sus ratios de posiciones cortas y comparan la rentabilidad de estas carteras con la rentabilidad potencial esperada para las mismas en un periodo que va desde 15 días antes de la publicación del ratio de posiciones cortas, hasta 15 días después. En su modelo los autores tienen en cuenta la evolución de los índices del mercado y determinados efectos estacionales (efecto lunes y efecto fin de trimestre, marzo, junio, septiembre y diciembre).

Así mismo realizan el mismo ejercicio discriminando entre los valores que pueden ser negociados mediante opciones y por tanto permiten asumir posiciones cortas a través del mercado de derivados, de los que no pueden ser negociados mediante opciones.

Las conclusiones a las que llega Senchack validan las hipótesis lanzadas por Diamond y Verrecchia en su modelo teórico, encontrando una significativa reacción negativa en la evolución de las carteras cuyos valores han tenido incrementos del 100% en su ratio de posiciones cortas. Esta reacción es mayor en los valores que no pueden ser negociados mediante opciones financieras en los mercados de derivados. Así mismo, cuanto mayor es el incremento en el ratio de posiciones cortas, mayor es la reacción negativa de estos.

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

Otros autores también han validado empíricamente las conclusiones de Diamond y Verrechia (Arnold, 2005) identificando que un incremento en el coste de la venta en corto fortalece la relación negativa existente entre posiciones cortas y el rendimiento del valor.

Posteriormente al artículo de Diamond y Verrechia, otros autores trabajaron con información de distintos mercados para identificar los efectos de las restricciones a la venta en corto a partir de diferencias observadas de unos a otros. Bris, Goetzman y Zhu (2003) en su artículo "Short-Sales in Global Perspective" analizaban las posibilidades existentes en los mercados de 59 países para la práctica del préstamo de valores y de la venta en corto. Al igual que Diamond y Verrechia (1987), su objetivo era tratar de identificar los efectos de la restricción o la prohibición de la venta en corto en el comportamiento del mercado, pero en este caso, en lugar de utilizar un modelo puramente teórico, los autores realizaban una revisión de la situación de cada país en este aspecto y qué consecuencias tenía sobre la operativa habitual en ese mercado.

Concluían que a pesar de que se puede operar en corto sobre el 93% de la capitalización bursátil mundial, hay determinadas regiones del mundo donde es difícil poder tomar una posición corta, identificando una importante diferencia entre que la ley admita la operativa en corto y que ésta sea practicada de manera habitual.

Según estos autores, aunque en España el préstamo de valores y la venta en corto son actividades permitidas desde 1992, la venta en corto no es una práctica habitual en el mercado, deduciéndose por tanto restricciones a la práctica de la misma que se materializan en elevadas

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

comisiones y garantías para las operaciones de préstamo de valores así como una estrecha oferta de títulos a prestar.

La siguiente pregunta que se hacían los autores en este artículo era cómo afectaban estas restricciones a los flujos de capital entre países. Para ello crean un modelo de regresión en el cual la variable endógena es el volumen de capital de entrada o salida (evaluado por separado) y las variables explicativas serían las siguientes:

- Dummy sobre la posibilidad de operar en corto
- PIB Total
- PIB per cápita
- Rating de riesgo financiero
- Rating de riesgo económico
- Rating de riesgo político

Las regresiones se realizan utilizando una muestra de 459 observaciones extraídas en diversos años para los países estudiados resultando parámetros negativos en todos los casos para la variable Dummy que valora si la operativa en corto está permitida o no, interpretando este resultado de la siguiente manera:

- La relajación en las restricciones a la venta en corto hace que disminuya la salida de capitales.
- La imposición de restricciones a la venta en corto hace que disminuya la entrada de capitales extranjeros.

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

La interpretación correspondiente sería que los inversores internacionales prefieren situar sus capitales en países que permiten el préstamo de valores y por tanto mayor maniobrabilidad en su gestión de carteras al permitirse operaciones de venta en corto, arbitraje o cobertura, en definitiva mercados en los que la difusión de la información es más eficiente.

La eficiencia de los mercados ligada a las restricciones sobre la operativa en corto fue un tema analizado por los mismos autores en otro artículo: "Efficiency and the Bear: Short Sales and Markets around the World" (Bris 2007). Asumiendo que la operativa de la venta en corto está altamente relacionada con el desarrollo de los mercados financieros, los autores pretenden identificar qué efectos tiene realmente la regulación sobre la operativa en corto sobre la eficiencia y la estabilidad de los mercados y que no están motivados por otras características específicas de cada país.

En su estudio trabajan con los datos de los mismos 59 países utilizados para su anterior artículo, separando la información entre los países donde las ventas en corto son permitidas y aquellos en los cuales están restringidas.

El análisis de Bris para determinar el grado de eficiencia de un mercado se basa en el supuesto de que cuanto más eficiente es un mercado mayor es el peso que aporta el riesgo específico de un valor a la hora de explicar la evolución del mismo. Por tanto, en un mercado muy poco eficiente la evolución de un valor se podría explicar casi por completo atendiendo a la evolución de un índice de mercado de referencia, mientras que en un mercado altamente eficiente la evolución del índice

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

de referencia para el mercado tendría poca capacidad explicativa ya que los precios del valor incorporarían mucha información privada y específica del mismo.

Según los autores este supuesto se contrasta al identificarse empíricamente que los mercados de países considerados como menos desarrollados o emergentes registran un menor riesgo específico.

Partiendo de este supuesto los autores calculan las siguientes regresiones:

$$r_{ijt} = \alpha_{ijt} + \beta_i^M \times r_{mjt} + \beta_i^W \times r_{wt} + \varepsilon_{ijt}$$

Donde:

- r_{ijt} : Es la rentabilidad del valor i en el periodo t , perteneciente al mercado j .
- r_{mjt} : Es la rentabilidad del mercado j en el periodo t .
- r_{wt} : Es la rentabilidad mundial para el periodo t utilizando un índice ponderado.

Computando la capacidad explicativa de cada regresión según el R^2 obtenido los autores asumen que cuanto mayor es el R^2 , mayor es la capacidad explicativa del riesgo de mercado, por lo que menor es la capacidad explicativa del riesgo específico y la eficiencia de ese mercado sería menor por tanto.

Las medias de los R^2 calculados agrupando por países donde las ventas en corto están permitidas son menores que las que resultan utilizando los datos de aquellos en las que están restringidas de alguna manera,

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

concluyendo por tanto que los mercados de aquellos países en los que las ventas en corto están restringidas son menos eficientes.

Conclusiones similares son las obtenidas por Nagel (2005) que identifica que las restricciones a la venta en corto, tanto directas originadas en diferentes restricciones ordenadas por el regulador del mercado, como indirectas que se materializan en elevados costes para materializar la transacción, pueden afectar a las cotizaciones de los valores, principalmente aquellos que tienen una baja participación institucional. Según Nagel, las restricciones a la venta en corto provocan que las opiniones negativas sobre la evolución de un valor no se trasladen a su precio de mercado e infra-reaccionan ante malas noticias sobre la futura evolución de su cash-flow y sobre-reaccionan ante noticias positivas, provocando ineficiencias de mercado y malformación de precios.

Chen (2008) estudió, utilizando datos de la bolsa de Hong Kong, la relación entre posiciones cortas, la volatilidad del mercado y la liquidez del mismo. Su intención era intermediar en la polémica que enfrenta a opositores de la venta en corto, los cuales consideran que esta operativa provoca disrupciones en el funcionamiento del mercado posibilitando situaciones de pánico vendedor, alta volatilidad y crash bursátiles, y defensores de esta práctica para el mercado chino. Las conclusiones de Chen indican que las ventas en corto no provocan una mayor volatilidad y que existe una relación bidireccional entre volumen de ventas en corto y liquidez de mercado.

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

3.2.4. Artículos que estudian las ventas en corto fuera del mercado americano

En el epígrafe 3.2.2. hemos citado variedad de artículos que estudiaban la relación existente entre ventas en corto y precios de las acciones, pero todos ellos se referían a los datos extraídos del mercado americano. Pocos trabajos hemos encontrado que aborden este tema desde una perspectiva similar pero que utilicen datos de mercados de otros países. Uno de estos trabajos fue el publicado por Ko y Lin (2006).

En su revisión de los trabajos anteriores destacaban que los estudios precedentes no llegaban a conclusiones claras y unificadas. Así mismo identificaban algunos aspectos por explorar de marcada actualidad:

- Todos los trabajos se habían realizado sobre el mercado americano por lo que se abría la posibilidad de replicar estos análisis sobre otros mercados.
- Dado que la operativa de la venta en corto focaliza la atención de reguladores sólo en contextos de mercados extremadamente volátiles o bajistas, consideran interesante separar el análisis dependiendo de que nos encontremos en un mercado bajista (bear) o alcista (bull).
- El volumen de negociación debe ser considerado en el análisis empírico.

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

- Los periodos analizados, en la mayoría de los casos, utilizan muestras relativamente cortas.

En este trabajo se utilizan datos mensuales de posiciones cortas del Tokio Stock Exchange, cuya muestra abarca desde 1977 hasta 2002, identificándose un claro periodo alcista que iría desde 1977 hasta 1989, considerándose bajista el resto de la muestra. Utilizando estos datos los autores realizan diferentes regresiones basadas en los siguientes modelos:

$$R_t = \beta_0 + \beta_1 \text{Short}_t + \varepsilon_t$$

Donde:

- R_t Es la rentabilidad mensual de índice Topix en el mes t.
- Short_t Es la variación de posiciones con respecto al mes anterior.

Sobre este modelo básico los autores añaden más variables explicativas:

$$R_t = \beta_0 + \beta_1 \text{Short}_t + \beta_2 \text{Mbuy}_t + \varepsilon_t$$

Donde:

- R_t Es la rentabilidad mensual de índice Topix en el mes t.
- Short_t Es la variación de posiciones con respecto al mes anterior.
- Mbuy_t Es la variación del volumen de operativa a crédito en el mercado.

$$R_t = \beta_0 + \beta_1 \text{Short}_t + \beta_2 \text{Mbuy}_t + \beta_3 \text{TR}_t + \varepsilon_t$$

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

Donde:

- R_t Es la rentabilidad mensual de índice Topix en el mes t.
- $Short_t$ Es la variación de posiciones con respecto al mes anterior.
- $Mbuy_t$ Es la variación del volumen de operativa a crédito en el mercado.
- TR_t Es la variación del volumen de negociación.

Y observaciones retardadas de las mismas:

$$R_t = \beta_0 + \beta_1 Short_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$R_t = \beta_0 + \beta_1 Short_{t-1} + \beta_2 Short_t + \varepsilon_t$$

$$R_t = \beta_0 + \beta_1 Short_{t-1} + \beta_2 Short_t + \beta_3 Mbuy_{t-1} + \beta_4 Mbuy_t + \beta_5 TR_t + \varepsilon_t$$

Las conclusiones obtenidas de este análisis utilizando toda la muestra disponible, la submuestra del periodo alcista y la submuestra del periodo bajista son las siguientes:

- La variación del volumen de posiciones cortas presenta una relación positiva estadísticamente significativa con los precios de las acciones.
- Esta relación es robusta y no varía dependiendo de la submuestra que se utilice para la regresión.

Los autores concluyen por tanto que la operativa de la venta en corto, para el mercado japonés, no es una operativa desestabilizadora en mercados volátiles sino una aceptable operativa ya que se considera como proveedora de liquidez.

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

Otro artículo que no utiliza datos del NYSE es el publicado por Aitken et al (1998) en The Journal of Finance. En este trabajo los autores utilizan datos intradía de la Bolsa Australiana, llegando a conclusiones opuestas, identificando que el valor de las acciones se ajusta a la baja un -0,2% de media siguiendo una venta en corto ante el anuncio de noticias negativas, en un intervalo de tiempo de 15 minutos o de 20 operaciones.

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

Capítulo 4. Mercados Financieros y Estado de Ánimo de los Inversores

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

Tal y como se ha descrito dentro del Capítulo 3 en el epígrafe *Estudios que consideran el estado de ánimo de los inversores y las anomalías en el comportamiento de los mercados bursátiles*, hay diversidad de artículos que demuestran que hay variables no económicas que influyen en la evolución de los mercados financieros como es el buen tiempo y las vacaciones (Bouman y Jacobsen, 2002), el Efecto Enero (Nihat 1988), o incluso las fases de la Luna (Zeng, 2001).

Por otro lado hemos visto que el estado de ánimo de los inversores está relacionado con los mercados financieros, tanto si lo identificamos en base a éxitos deportivos (Edmans, 2007) como utilizando encuestas (Lemmon et al, 2006), creando ejercicios experimentales (Harding et al, 2011) o mediante la frecuencia con la que se usan ciertas palabras en redes sociales como Twitter (Bollen et al 2010) o en prensa (Gerow, 2011).

Si concluimos que la “confianza” es el ingrediente básico para que tengamos un mercado alcista y que el estado de ánimo de los inversores afecta a la evolución de los mercados, a las decisiones de inversión que los agentes toman sobre él y a las decisiones regulatorias que las autoridades plantean sobre la evolución de los mercados, la siguiente pregunta que nos surge es cómo podemos medir el estado de ánimo de los inversores.

En este capítulo proponemos un modelo que relaciona la evolución de los mercados con el estado de ánimo de los inversores, midiendo este estado de ánimo en nuestro caso, no en base a encuestas sino según las

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

búsquedas registradas en Google de ciertos términos relacionados con los mercados financieros¹⁷.

¹⁷ El servicio de Estadísticas de Búsquedas en Google está disponible a través de la web: <http://www.google.com/insights/search/>

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

4.1. Estadísticas de Búsquedas de Google (EBG)

El servicio de Estadísticas de Búsqueda de Google (EBG) permite comparar patrones de volumen de búsqueda de determinados términos en determinadas regiones, categorías, intervalos de tiempo y propiedades. Es un servicio que Google ofrece de manera gratuita a los internautas y del que se puede descargar datos simplemente con dar de alta una cuenta de usuario gratuita.



Ilustración 9: Interface de Estadísticas de búsqueda de Google

La apariencia de la web que ofrece este servicio es la que se muestra en la *Ilustración 9* donde figuran las estadísticas de búsquedas de "short selling" y de "Ibex 35".

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

A la derecha del gráfico se referencian algunas noticias relevantes según la búsqueda analizada.

Si comparamos el uso de una encuesta con las estadísticas de búsquedas en Google apreciamos que esta última presenta las siguientes ventajas:

- La información es ofrecida de manera gratuita.
- La información está disponible de manera on-line, sin que haya decalaje entre las últimas observaciones y el momento del análisis.
- La información es muy fácil de tratar pudiendo descargarse en diversos formatos electrónicos.
- La web ofrece herramientas para filtrar la información por:
 - Tipo de búsquedas (en webs, noticias, imágenes, etc.)
 - Zona geográfica.
 - Intervalos de fechas.
 - Categorías (Arte y Humanidades, Ciencia, Comida y bebida, Deportes, Finanzas y seguros, Informática y electrónica, Juegos, Negocios, Salud, etc.)
- Otras herramientas que facilitan el análisis en sus fases más tempranas son:
 - Gráficos históricos del “Interés a lo largo del tiempo”.
 - Gráficos comparados entre búsquedas de varios términos.
 - Gráficos de Interés regional.

Los usos que pueden aplicarse a esta herramienta son diversos. Algunos usos propuestos por Google son los siguientes:

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

- Selección de los mensajes publicitarios: Decidir qué mensajes causan un mayor impacto entre los usuarios atendiendo a cuál de ellos tiene un mayor índice de búsquedas en Google.

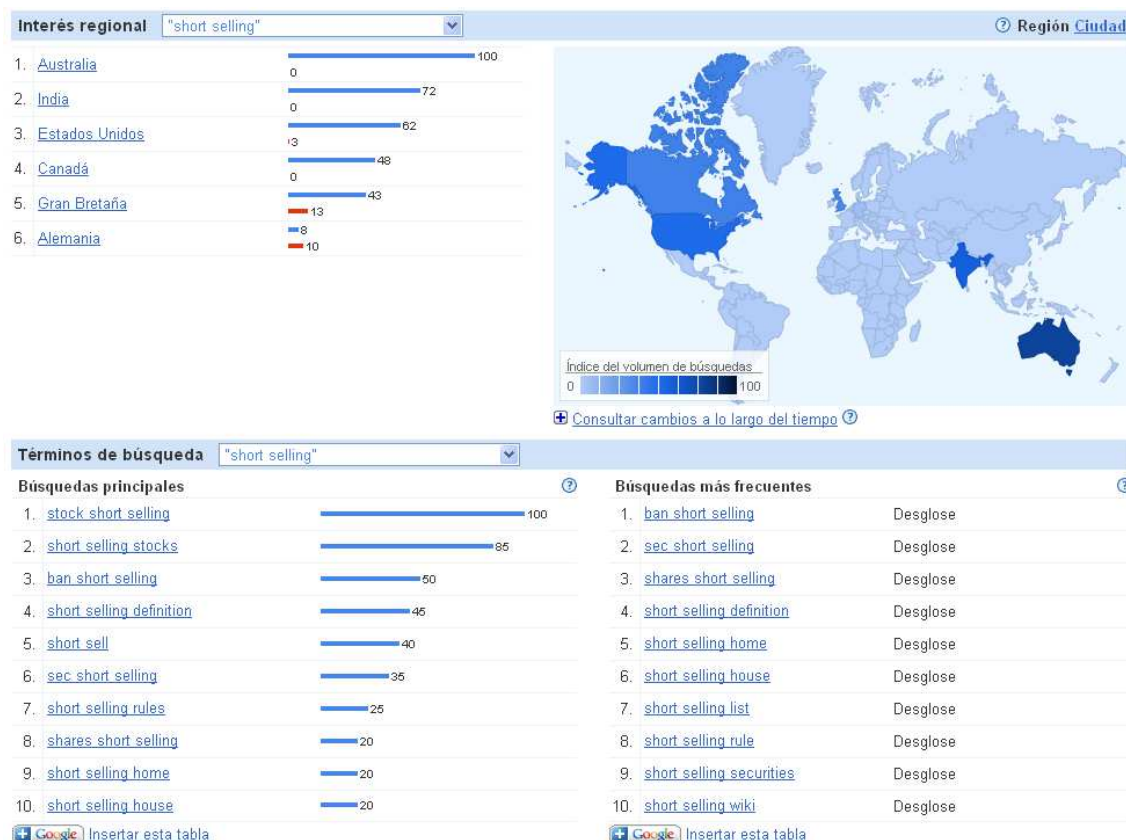


Ilustración 10: Utilidades de EBG

- Análisis de la influencia de la temporada: Determinar la influencia de la temporada en el volumen de búsqueda para determinar patrones estacionales que permitan anticipar la demanda, como por ejemplo en destinos turísticos.
- Creación de asociaciones de marca: Analizar en base a las búsquedas realizadas sobre una marca el impacto que ésta tiene en el público de forma individual o en referencia a la competencia.

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

- Introducción en nuevos mercados: Analizar en función del volumen de búsquedas de un producto en determinadas zonas geográficas la aceptación que ese producto tendría en el marco de una estrategia de comercialización expansiva.

Pensamos que la potencia de estas estadísticas es muy elevada ya que Google cuenta con el 80% del mercado de búsquedas en internet. Es decir 8 de cada 10 personas que van a buscar algo en Internet, entran a Google y desde ahí escriben lo que buscan. Esas búsquedas quedan registradas y sus estadísticas son un magnífico termómetro sobre el interés del mundo en ese término.

Si el uso de Estadísticas de Búsquedas de Google (EBG) puede ser útil para analizar información sobre patrones temporales de venta de productos o sus campañas publicitarias por qué no podría aportar información sobre el sentimiento de los inversores ante la evolución de los mercados financieros (investors mood).

Por ejemplo, en la *Ilustración 11* trazamos, en el eje principal, la evolución del IBEX-35 según su precio de cierre de sesión, desde enero de 2006 hasta diciembre de 2010 (línea roja), mientras que las búsquedas en Google registradas del término “Market Crash” se reflejan según el eje secundario (línea azul).

Podemos apreciar que el número de búsquedas realizadas en octubre de 2008 superan ampliamente los niveles habituales, observándose picos en momentos de tensión en los mercados bursátiles y una relación patente entre ambas series temporales.

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

La *Ilustración 11: Ibex35 vs EBG “Market Crash”* nos hace plantearnos la siguiente hipótesis: *El estado ánimo de los inversores puede medirse a través de EBG y éstas pueden tener capacidad explicativa sobre la evolución de los mercados.*

En este capítulo pretendemos desarrollar un modelo econométrico que estudie esta hipótesis.

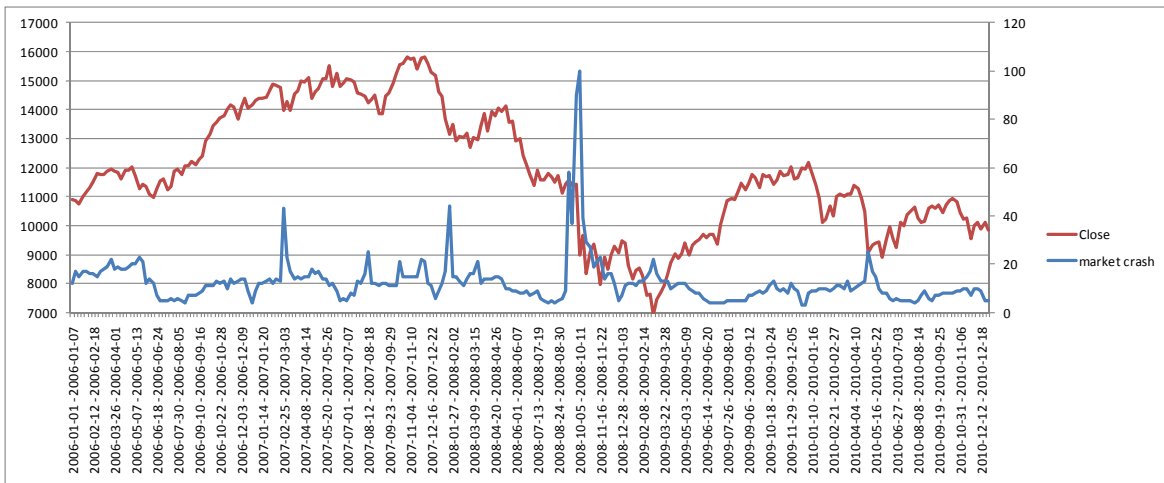


Ilustración 11: Ibex35 vs EBG “Market Crash”

Pensamos que este modelo es innovador ya que no tenemos constancia de que las estadísticas de búsquedas en Internet se hayan utilizado previamente en análisis financiero y econométrico (Gómez, 2011).

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

4.2. Modelo Propuesto: Evolución de los mercados bursátiles en función de EBG

El objetivo de este capítulo es construir un modelo econométrico alineado con las hipótesis que planteamos en el epígrafe anterior, y que tenga buenas propiedades desde el punto de vista econométrico.

Para ello, proponemos un modelo que explique el comportamiento del mercado medido a través de diversos índices bursátiles, en función del estado de ánimo de los inversores, medido éste según las series históricas del número de búsquedas en Google de diversos términos relacionados con los mercados financieros.

Para tratar de explicar la evolución del mercado en el modelo propuesto hemos comenzado buscando algunas variables explicativas que tengan influencia sobre el índice, basándonos en las estadísticas recogidas de las búsquedas en Google a nivel internacional de algunos términos financieros. A continuación, realizaremos pruebas con estas variables, estudiando sus relaciones y formatos de estimación, para valorar la capacidad explicativa de nuestro modelo.

4.2.1. Descripción de las Variables que Componen el Modelo

Para cada una de las variables de la muestra incluidas en nuestro modelo, hemos tomado datos semanales de un periodo que abarca desde Enero de 2006 hasta Diciembre de 2010:

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

Las variables exógenas que hemos utilizado para explicar nuestro modelo se encuentran indexadas dentro de una escala de 0 a 100, con el fin de facilitar la labor comparativa de las mismas. Los términos de búsqueda considerados son los siguientes:

- Bull Market
- Bear Market
- Crash Market
- Stock Market
- Stock Trade
- Market Supply
- Grey Market
- Wall Street
- Financial Market
- Volatility Market
- Risk Aversion
- Economic Crisis
- Dollar Value
- Euro Value
- Stock Exchange
- Financial Index
- Financial ETF

La selección de estos términos (variables) ha sido un tanto aleatoria considerando dos mínimas restricciones:

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

- Que el volumen de búsquedas sea suficientemente grande como para que Google publique sus estadísticas. Esto nos lleva a utilizar términos en inglés cuyas búsquedas son más comunes.
- Que el término buscado mantenga alguna relación con el mundo de las finanzas, sin entrar a analizar la importancia de esta relación.

El modelo propuesto es un modelo de regresión lineal en el que la variable endógena es el índice que refleja la evolución del mercado mientras que las variables explicativas son las búsquedas registradas en Google de los anteriores términos:

$$\begin{aligned} \text{Índice}_t = & \beta(1) + \beta(2) * \text{Bull Market}_t + \beta(3) * \text{Bear Market}_t + \beta(4) * \text{Crash} \\ & \text{Market}_t + \beta(5) * \text{Stock Market}_t + \beta(6) * \text{Stock Trade}_t + \beta(7) * \text{Market} \\ & \text{Supply}_t + \beta(8) * \text{Grey Market}_t + \beta(9) * \text{Wall Street}_t + \beta(10) * \text{Financial} \\ & \text{Market}_t + \beta(11) * \text{Volatility Market}_t + \beta(12) * \text{Risk Aversion}_t \\ & + \beta(13) * \text{Economic Crisis}_t + \beta(14) * \text{Dollar Value}_t + \beta(15) * \text{Euro Value}_t \\ & + \beta(16) * \text{Stock Exchange}_t + \beta(17) * \text{Financial Index}_t + \beta(18) * \text{Financial} \\ & \text{ETF}_t + U_t \end{aligned} \quad (\text{Modelo A})$$

Los índices para los que se ha realizado el análisis son los siguientes:

- Dow Jones
- S&P 500
- Nasdaq 100
- Ibex 35

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

- DAX 30
- Eurostoxx 50
- Nikkei

4.2.2. Datos

Para el análisis del modelo anterior hemos utilizado una muestra de datos semanales que va desde enero de 2006 hasta diciembre de 2010. El periodo analizando abarca una primera fase alcista hasta finales de 2007 que desemboca en las bruscas caídas del año 2008, enmarcadas en el contexto de la llamada “crisis subprime” y la posterior recuperación desde mínimos. Creemos por tanto que es una muestra que abarca una amplia diversidad de contextos de mercado, diversidad que puede reforzar las conclusiones de este estudio.

Los datos de las variables independientes, es decir, de los términos financieros que van a explicar la evolución del índice los hemos obtenido directamente de la página de Estadísticas de Búsqueda de Google.

Google proporciona las estadísticas de búsqueda asignando el valor 100 a la observación en la que, dentro del periodo seleccionado, las búsquedas de dicho término han sido máximas, escalándose el resto de observaciones según dicho máximo.

Los datos de los índices utilizados como variable endógena han sido obtenidos de Infobolsa. Para homogeneizar los datos obtenidos en

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

valores absolutos con las series de búsquedas de Google en valores comprendidos entre 0 y 100, hemos transformado las series históricas de los índices bursátiles dividiendo todas las observaciones de la muestra por el máximo hallado en la misma y multiplicando por 100. Así los índices también tienen valor 100 en el máximo de la muestra y el resto de observaciones guardan la proporción correspondiente, al igual que las estadísticas de Google utilizadas como variables explicadas.

A continuación vamos a proceder al análisis del modelo propuesto con el fin de someterlo a evaluación para determinar si efectivamente es un modelo válido para explicar el comportamiento de la evolución del mercado (medido a través de la evolución del índice) a partir de las variables independientes descritas con anterioridad.

Para proceder al cálculo de las regresiones lineales vamos a utilizar el software econométrico E-Views (versión 4.0).

Pasamos a introducir todos los datos de cada una de las variables, tanto exógenas como endógenas. Datos, que como ya señalamos con anterioridad abarcan periodos semanales desde enero de 2006 hasta diciembre de 2010. Por tanto, contamos con una amplia muestra que, consta de 261 datos para cada una de las variables.

Una vez introducidos los datos, estimamos un modelo de regresión lineal para explicar cada uno de los índices a partir de las variables exógenas.

4.2.3. Análisis de multicolinealidad entre variables

A continuación, analizaremos la posible existencia de multicolinealidad entre las distintas variables exógenas del modelo, haciendo uso de la matriz de correlaciones obtenida a través de la aplicación econométrica.

Una de las hipótesis básicas estructurales que se deben cumplir para que el modelo sea correcto es la de rango pleno, es decir, que las variables explicativas sean lo más independientes entre sí.

La matriz de correlaciones de las variables explicativas es la que se representa en la *Tabla 7*.

	X1	X2	X3	X4	X5	X6	X7	X8	X9	X10	X11	X12	X13	X14	X15	X16	X17
X1	1,0	0,6	0,5	0,6	0,5	0,3	-0,0	0,3	0,6	0,5	0,4	0,5	0,2	0,3	0,3	0,7	0,5
X2	0,6	1,0	0,4	0,6	0,3	0,0	-0,0	0,3	0,5	0,4	0,0	0,3	0,2	0,4	0,2	0,6	0,6
X3	0,5	0,4	1,0	0,9	0,6	0,2	-0,0	0,6	0,8	0,5	0,3	0,3	0,2	0,4	0,6	0,6	0,2
X4	0,6	0,6	0,9	1,0	0,7	0,1	-0,0	0,6	0,8	0,6	0,2	0,4	0,2	0,4	0,6	0,7	0,4
X5	0,5	0,3	0,6	0,7	1,0	0,1	-0,0	0,3	0,7	0,5	0,4	0,1	-0,1	0,3	0,8	0,5	0,1
X6	0,3	0,0	0,2	0,1	0,1	1,0	-0,1	0,3	0,3	0,1	0,5	0,2	0,3	0,1	-0,0	0,2	0,1
X7	-0,0	-0,0	-0,0	-0,0	-0,0	-0,1	1,0	0,1	-0,0	-0,0	0,0	-0,2	0,2	-0,0	-0,0	-0,0	0,0
X8	0,3	0,3	0,6	0,6	0,3	0,3	0,1	1,0	0,5	0,2	0,1	0,3	0,3	0,2	0,2	0,4	0,3
X9	0,6	0,5	0,8	0,8	0,7	0,3	-0,0	0,5	1,0	0,7	0,4	0,3	0,1	0,4	0,7	0,7	0,3
X10	0,5	0,4	0,5	0,6	0,5	0,1	-0,0	0,2	0,7	1,0	0,3	0,2	0,0	0,4	0,5	0,5	0,2
X11	0,4	0,0	0,3	0,2	0,4	0,5	0,0	0,1	0,4	0,3	1,0	0,1	-0,0	0,1	0,3	0,3	0,0
X12	0,5	0,3	0,3	0,4	0,1	0,2	-0,2	0,3	0,3	0,2	0,1	1,0	0,3	0,2	-0,1	0,5	0,5
X13	0,2	0,2	0,2	0,2	-0,1	0,3	0,2	0,3	0,1	0,0	-0,0	0,3	1,0	0,3	-0,3	0,2	0,4
X14	0,3	0,4	0,4	0,4	0,3	0,1	-0,0	0,2	0,4	0,4	0,1	0,2	0,3	1,0	0,1	0,4	0,3
X15	0,3	0,2	0,6	0,6	0,8	-0,0	-0,0	0,2	0,7	0,5	0,3	-0,1	-0,3	0,1	1,0	0,3	-0,1
X16	0,7	0,6	0,6	0,7	0,5	0,2	-0,0	0,4	0,7	0,5	0,3	0,5	0,2	0,4	0,3	1,0	0,7
X17	0,5	0,6	0,2	0,4	0,1	0,1	0,0	0,3	0,3	0,2	0,0	0,5	0,4	0,3	-0,1	0,7	1,0

Tabla 7: Matriz de correlaciones EBG Modelo A

Es comúnmente aceptado que, ante un coeficiente mayor de aproximadamente 0,9, existe multicolinealidad elevada entre dos

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

variables. Observando los valores obtenidos en nuestro modelo, por tanto, evidenciamos que no existe dependencia entre las variables exógenas, excepto en el caso de las variables X3 (Crash Market) y X4 (Stock Market), que poseen un coeficiente de correlación de 0,9.

Puesto que nos encontramos ante un modelo con un elevado número de variables exógenas, hemos decidido proseguir con el análisis conviviendo con la relación de multicolinealidad entre las variables definidas con anterioridad y entendemos que en este sentido, el modelo estaría bien definido.

4.2.4. Estimación y análisis de los modelos definidos

A continuación vamos a estimar y analizar los resultados de los modelos definidos a partir de las variables explicativas para analizar la evolución del mercado, medida a partir de los índices anteriormente mencionados.

4.2.4.1. Modelo lineal explicativo del índice Dow Jones

La regresión lineal ejecutada ofrece los siguientes resultados descritos en el *Listado 1: Modelo A DJI vs EBG*:

En principio el modelo es válido según su capacidad explicativa, ya que, como podemos observar, presenta un R^2 y R^2 ajustado del 78,56% y 77,06% respectivamente, lo que significa que el modelo explica el fenómeno estudiado en más de un 75%. Es decir, el interés de las

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

búsquedas de determinados términos financieros pueden explicar la evolución del índice Dow Jones parcialmente, según nuestro modelo en más de un 75%.

Dependent Variable: _DOWJONES				
Method: Least Squares				
Date: 03/17/11 Time: 20:20				
Sample(adjusted): 1/01/2006 12/26/2010				
Included observations: 261 after adjusting endpoints				
_DOWJONES=C(1)+C(2)*BULLMARKET+C(3)*BEARMARKET+C(4) *CRASHMARKET+C(5)*STOCKMARKET+C(6)*STOCKTRADE +C(7)*MARKETSUPPLY+C(8)*GREYMARKET+C(9) *WALLSTREET+C(10)*FINANCIALMARKET+C(11) *VOLATILITYMARKET+C(12)*RISKAVERSION+C(13) *ECONOMICCRISIS+C(14)*DOLLARVALUE+C(15)*EUROVALUE +C(16)*STOCKEXCHANGE+C(17)*FINANCIALINDEX+C(18) *FINANCIALETF				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	26.12450	8.065567	3.239017	0.0014
C(2)	-0.096082	0.116493	-0.824785	0.4103
C(3)	-0.314257	0.101180	-3.105919	0.0021
C(4)	0.370609	0.231143	1.603379	0.1101
C(5)	-0.229522	0.376496	-0.609628	0.5427
C(6)	-0.045159	0.168123	-0.268608	0.7885
C(7)	0.111936	0.090161	1.241505	0.2156
C(8)	0.093516	0.060018	1.558138	0.1205
C(9)	-0.055233	0.087266	-0.632924	0.5274
C(10)	0.019760	0.233578	0.084598	0.9327
C(11)	0.219340	0.074966	2.925869	0.0038
C(12)	-0.034455	0.062098	-0.554843	0.5795
C(13)	-0.921784	0.080630	-11.43234	0.0000
C(14)	0.262444	0.097574	2.689701	0.0076
C(15)	0.169571	0.083142	2.039529	0.0425
C(16)	0.587788	0.222093	2.646586	0.0087
C(17)	-0.243557	0.160152	-1.520788	0.1296
C(18)	0.266958	0.090944	2.935422	0.0037
R-squared	0.785604	Mean dependent var	59.49425	
Adjusted R-squared	0.770605	S.D. dependent var	22.14873	
S.E. of regression	10.60818	Akaike info criterion	7.627600	
Sum squared resid	27345.64	Schwarz criterion	7.873429	
Log likelihood	-977.4018	Durbin-Watson stat	0.413421	

Listado 1: Modelo A DJI vs EBG

Para determinar si todas las variables que hemos incluido en el modelo son realmente significativas, llevamos a cabo un contraste de significación individual y observamos que muchas de las variables

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

utilizadas no son significativas. Esto es lógico teniendo en cuenta la aleatoriedad en la selección de los términos considerados como variables explicativas.

Para que una variable sea significativa, su estadístico T-Student o contraste de significación individual debe ser mayor que 2 en valor absoluto, o bien su probabilidad asociada debe ser menor que 0,05 para intervalo de confianza superior al 95%.

Si observamos el *Listado 1* que se corresponde a la salida de la regresión ejecutada utilizando el paquete informático EViews, observamos, según el criterio anteriormente descrito, que las variables explicativas más significativas del modelo son:

- “Bear Market”
- “Volatility Market”
- “Economic Crisis”
- “Dollar Value”
- “Euro Value”
- “Stock Exchange”
- “Financial ETF”.

Todas ellas son significativas en un intervalo de confianza del 95% y todas menos “Euro Value” son significativas al 99%.

A partir de los resultados obtenidos, ajustaremos el modelo según las variables significativas obtenidas, eliminando aquellas variables que no aportan capacidad explicativa sobre este índice.

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

4.2.4.2. Modelo lineal explicativo del índice S&P 500

La regresión lineal ejecutada ofrece los siguientes resultados recogidos en el *Listado 2: Modelo A SP500 vs EBG*.

Dependent Variable: _SP500				
Method: Least Squares				
Date: 03/17/11 Time: 22:07				
Sample(adjusted): 1/01/2006 12/26/2010				
Included observations: 261 after adjusting endpoints				
_SP500=C(1)+C(2)*BULLMARKET+C(3)*BEARMARKET+C(4) *CRASHMARKET+C(5)*STOCKMARKET+C(6)*STOCKTRADE +C(7)*MARKETSUPPLY+C(8)*GREYMARKET+C(9) *WALLSTREET+C(10)*FINANCIALMARKET+C(11) *VOLATILITYMARKET+C(12)*RISKAVERSION+C(13) *ECONOMICCRISIS+C(14)*DOLLARVALUE+C(15)*EUROVALUE +C(16)*STOCKEXCHANGE+C(17)*FINANCIALINDEX+C(18) *FINANCIALETF				
	Coefficie nt	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	30.40770	7.569138	4.017327	0.0001
C(2)	-0.131303	0.109323	-1.201055	0.2309
C(3)	-0.276642	0.094953	-2.913478	0.0039
C(4)	0.464244	0.216916	2.140202	0.0333
C(5)	-0.416570	0.353323	-1.179008	0.2395
C(6)	0.045033	0.157775	0.285423	0.7756
C(7)	0.107561	0.084612	1.271230	0.2049
C(8)	0.068260	0.056324	1.211917	0.2267
C(9)	-0.072343	0.081895	-0.883357	0.3779
C(10)	-0.001800	0.219201	-0.008211	0.9935
C(11)	0.152292	0.070352	2.164719	0.0314
C(12)	-0.018744	0.058276	-0.321636	0.7480
C(13)	-0.920740	0.075667	-12.16833	0.0000
C(14)	0.164487	0.091568	1.796334	0.0737
C(15)	0.138057	0.078025	1.769398	0.0781
C(16)	0.761516	0.208423	3.653698	0.0003
C(17)	-0.228789	0.150295	-1.522270	0.1292
C(18)	0.243237	0.085346	2.850005	0.0047
R-squared	0.832402	Mean dependent var	60.93870	
Adjusted R-squared	0.820677	S.D. dependent var	23.50900	
S.E. of regression	9.955256	Akaike info criterion	7.500550	
Sum squared resid	24083.03	Schwarz criterion	7.746379	
Log likelihood	-960.8218	Durbin-Watson stat	0.406711	

Listado 2: Modelo A SP500 vs EBG

En principio el modelo de nuevo es válido para el índice S&P 500, ya que, como podemos observar, presenta un R^2 y R^2 ajustado del 83,24% y

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

82,06% respectivamente, lo que significa que el modelo explica el fenómeno estudiado en más de un 80% de las ocasiones.

De nuevo aplicamos el test de significatividad individual para cada parámetro obtenido y observando el *Listado 2*, encontramos que las variables explicativas más significativas del modelo son:

- “Bear Market”
- “Crash Market”
- “Volatility Market”
- “Economic Crisis”
- “Stock Exchange”
- “Financial ETF”.

Observamos que las variables que resultan significativas para el S&P 500 coinciden con variables identificadas como significativas para el Dow Jones a excepción de “Crash Market”.

Al igual que en el modelo anterior, a partir de los resultados obtenidos, proponemos ajustar el modelo según las variables significativas obtenidas.

4.2.4.3. Modelo lineal explicativo del índice Nasdaq 100

La regresión lineal ejecutada ofrece los resultados reflejados en el *Listado 3: Modelo A Nadaq100 vs EBG*.

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

En principio el modelo es válido, ya que, como podemos observar, presenta un R^2 y R^2 ajustado del 80,48% y 79,11% respectivamente, lo que significa que el modelo explica el fenómeno estudiado aproximadamente en un 80%.

Dependent Variable: _NASDAQ100				
Method: Least Squares				
Date: 03/17/11 Time: 22:12				
Sample(adjusted): 1/01/2006 12/26/2010				
Included observations: 261 after adjusting endpoints				
_NASDAQ100=C(1)+C(2)*BULLMARKET+C(3)*BEARMARKET+C(4)*CRASHMARKET+C(5)*STOCKMARKET+C(6)*STOCKTRADE+C(7)*MARKETSUPPLY+C(8)*GREYMARKET+C(9)*WALLSTREET+C(10)*FINANCIALMARKET+C(11)*VOLATILITYMARKET+C(12)*RISKAVERSION+C(13)*ECONOMICCRISIS+C(14)*DOLLARVALUE+C(15)*EUROVALUE+C(16)*STOCKEXCHANGE+C(17)*FINANCIALINDEX+C(18)*FINANCIALETF				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	38.79978	7.654206	5.069080	0.0000
C(2)	0.208014	0.110551	1.881606	0.0611
C(3)	-0.299413	0.096020	-3.118246	0.0020
C(4)	0.644588	0.219354	2.938575	0.0036
C(5)	0.247042	0.357294	0.691426	0.4900
C(6)	0.133579	0.159548	0.837231	0.4033
C(7)	0.247563	0.085563	2.893340	0.0042
C(8)	0.188732	0.056957	3.313595	0.0011
C(9)	0.039948	0.082816	0.482374	0.6300
C(10)	-0.379386	0.221665	-1.711531	0.0883
C(11)	0.046881	0.071142	0.658973	0.5105
C(12)	-0.018065	0.058931	-0.306552	0.7594
C(13)	-1.116980	0.076517	-14.59774	0.0000
C(14)	0.515223	0.092597	5.564130	0.0000
C(15)	0.076394	0.078902	0.968224	0.3339
C(16)	-0.524823	0.210766	-2.490078	0.0134
C(17)	-0.183321	0.151984	-1.206188	0.2289
C(18)	0.069890	0.086305	0.809803	0.4188
R-squared	0.804841	Mean dependent var	58.62069	
Adjusted R-squared	0.791188	S.D. dependent var	22.03070	
S.E. of regression	10.06714	Akaike info criterion	7.522902	
Sum squared resid	24627.40	Schwarz criterion	7.768731	
Log likelihood	-963.7388	Durbin-Watson stat	0.531196	

Listado 3: Modelo A Nadaq100 vs EBG

Aplicando el contraste de significatividad individual, si observamos el Listado 3 para este modelo, observamos, según el criterio anteriormente

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

descrito, que las variables explicativas más significativas del modelo son:

- “Bear Market”
- “Crash Market”
- “Market Supply”
- “Grey Market”
- “Economic Crisis”
- “Dollar Value”
- “Stock Exchange”.

Seguimos identificando que las variables significativas se repiten con respecto a los modelos anteriores, repitiendo significatividad las variables:.

- “Bear Market”
- “Crash Market”
- “Economic Crisis”
- “Stock Exchange”.

4.2.4.4. Modelo lineal explicativo del índice Ibex 35

La regresión lineal ejecutada ofrece los resultados de la *Listado 4: Modelo A Ibex35 vs EBG*. En principio el modelo es válido, ya que, como podemos observar, presenta un R^2 y R^2 ajustado del 70,45% y 68,39%, lo que significa que el modelo explica el fenómeno estudiado aproximadamente en un 70%.

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

Dependent Variable: _IBEX35				
Method: Least Squares				
Date: 03/17/11 Time: 22:17				
Sample(adjusted): 1/01/2006 12/26/2010				
Included observations: 261 after adjusting endpoints				
$_IBEX35=C(1)+C(2)*BULLMARKET+C(3)*BEARMARKET+C(4)*CRASHMARKET+C(5)*STOCKMARKET+C(6)*STOCKTRADE+C(7)*MARKETSUPPLY+C(8)*GREYMARKET+C(9)*WALLSTREET+C(10)*FINANCIALMARKET+C(11)*VOLATILITYMARKET+C(12)*RISKAVERSION+C(13)*ECONOMICCRISIS+C(14)*DOLLARVALUE+C(15)*EUROVALUE+C(16)*STOCKEXCHANGE+C(17)*FINANCIALINDEX+C(18)*FINANCIALETF$				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	39.19330	10.13438	3.867359	0.0001
C(2)	-0.082898	0.146373	-0.566343	0.5717
C(3)	-0.496498	0.127133	-3.905346	0.0001
C(4)	0.239182	0.290431	0.823542	0.4110
C(5)	0.347865	0.473067	0.735340	0.4628
C(6)	-0.367987	0.211247	-1.741980	0.0828
C(7)	0.008442	0.113288	0.074515	0.9407
C(8)	0.055305	0.075413	0.733361	0.4640
C(9)	-0.467292	0.109650	-4.261662	0.0000
C(10)	0.108747	0.293490	0.370531	0.7113
C(11)	0.111029	0.094195	1.178714	0.2397
C(12)	0.131136	0.078027	1.680659	0.0941
C(13)	-0.909819	0.101311	-8.980449	0.0000
C(14)	0.212607	0.122601	1.734132	0.0842
C(15)	-0.163587	0.104468	-1.565903	0.1187
C(16)	0.824479	0.279060	2.954490	0.0034
C(17)	-0.107840	0.201231	-0.535902	0.5925
C(18)	0.464593	0.114271	4.065730	0.0001
R-squared	0.704584	Mean dependent var	55.37548	
Adjusted R-squared	0.683917	S.D. dependent var	23.70842	
S.E. of regression	13.32918	Akaike info criterion	8.084260	
Sum squared resid	43173.06	Schwarz criterion	8.330089	
Log likelihood	-1036.996	Durbin-Watson stat	0.394294	

Listado 4: Modelo A Ibx35 vs EBG

Observando el *Listado 4* para este modelo, podemos comprobar que las variables explicativas más significativas del modelo son:

- “Bear Market”
- “Wall Street”
- “Economic Crisis”
- “Stock Exchange”
- “Financial ETF”.

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

Continuamos observando que las variables más significativas se repiten de unos índices a otros.

4.2.4.5. Modelo lineal explicativo del índice Dax 30

Dependent Variable: _DAX30				
Method: Least Squares				
Date: 03/17/11 Time: 22:21				
Sample(adjusted): 1/01/2006 12/26/2010				
Included observations: 261 after adjusting endpoints				
_DAX30=C(1)+C(2)*BULLMARKET+C(3)*BEARMARKET+C(4) *CRASHMARKET+C(5)*STOCKMARKET+C(6)*STOCKTRADE +C(7)*MARKETSUPPLY+C(8)*GREYMARKET+C(9) *WALLSTREET+C(10)*FINANCIALMARKET+C(11) *VOLATILITYMARKET+C(12)*RISKAVERSION+C(13) *ECONOMICCRISIS+C(14)*DOLLARVALUE+C(15)*EUROVALUE +C(16)*STOCKEXCHANGE+C(17)*FINANCIALINDEX+C(18) *FINANCIALETF				
	Coefficie nt	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	29.87485	9.431443	3.167580	0.0017
C(2)	0.014576	0.136221	0.107001	0.9149
C(3)	-0.421367	0.118315	-3.561410	0.0004
C(4)	0.533753	0.270286	1.974773	0.0494
C(5)	-0.056154	0.440254	-0.127550	0.8986
C(6)	-0.189760	0.196594	-0.965239	0.3354
C(7)	0.088904	0.105430	0.843250	0.3999
C(8)	0.278281	0.070182	3.965140	0.0001
C(9)	-0.125024	0.102045	-1.225188	0.2217
C(10)	-0.246148	0.273133	-0.901202	0.3684
C(11)	0.195717	0.087661	2.232660	0.0265
C(12)	-0.070867	0.072615	-0.975930	0.3301
C(13)	-0.896884	0.094284	-9.512586	0.0000
C(14)	0.369329	0.114097	3.236962	0.0014
C(15)	0.150017	0.097222	1.543042	0.1241
C(16)	0.438182	0.259704	1.687238	0.0928
C(17)	-0.191603	0.187273	-1.023118	0.3073
C(18)	0.324725	0.106345	3.053519	0.0025
R-squared	0.711043	Mean dependent var	56.22989	
Adjusted R-squared	0.690828	S.D. dependent var	22.30921	
S.E. of regression	12.40464	Akaike info criterion	7.940490	
Sum squared resid	37391.64	Schwarz criterion	8.186319	
Log likelihood	-1018.234	Durbin-Watson stat	0.390794	

Listado 5: Modelo A DAX vs EBG

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

La regresión lineal ejecutada ofrece los resultados del *Listado 5: Modelo A DAX vs EBG*.

En principio el ajuste del modelo es válido, ya que, como podemos observar, presenta un R^2 y R^2 ajustado del 71,10% y 69,08% respectivamente, lo que significa que el modelo explica el fenómeno estudiado aproximadamente en un 70%.

Según el *Listado 5*, para este modelo, observamos que, según el criterio anteriormente descrito, las variables explicativas más significativas del modelo son:

- “Bear Market”
- “Grey Market”
- “Volatility Market”
- “Economic Crisis”
- “Dollar Value”
- “Financial ETF”.

4.2.4.6. Modelo lineal explicativo del índice Eurostoxx 50

En principio el ajuste del modelo es válido, ya que, como podemos observar, presenta un R^2 y R^2 ajustado del 83,52% y 82,37%, lo que significa que el modelo explica el fenómeno estudiado en más de un 80%.

Según el *Listado 6*, observamos según el criterio anteriormente descrito que las variables explicativas más significativas del modelo, que superan

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

un intervalo de confianza del 95% en el test de significatividad individual, son:

- “Bear Market”
- “Wall Street”
- “Economic Crisis”
- “Stock Exchange”
- “Financial ETF”.

Dependent Variable: _EUROSTOXX50				
Method: Least Squares				
Date: 03/17/11 Time: 22:24				
Sample(adjusted): 1/01/2006 12/26/2010				
Included observations: 261 after adjusting endpoints				
$ \begin{aligned} _EUROSTOXX50 = & C(1) + C(2) * BULLMARKET + C(3) * BEARMARKET + C(4) \\ & * CRASHMARKET + C(5) * STOCKMARKET + C(6) * STOCKTRADE \\ & + C(7) * MARKETSUPPLY + C(8) * GREYMARKET + C(9) \\ & * WALLSTREET + C(10) * FINANCIALMARKET + C(11) \\ & * VOLATILITYMARKET + C(12) * RISKAVERSION + C(13) \\ & * ECONOMICCRISIS + C(14) * DOLLARVALUE + C(15) * EUROVALUE \\ & + C(16) * STOCKEXCHANGE + C(17) * FINANCIALINDEX + C(18) \\ & * FINANCIALETF \end{aligned} $				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	21.35085	8.459734	2.523820	0.0122
C(2)	-0.206179	0.122186	-1.687423	0.0928
C(3)	-0.369736	0.106125	-3.483968	0.0006
C(4)	0.413162	0.242439	1.704191	0.0896
C(5)	-0.671164	0.394895	-1.699600	0.0905
C(6)	0.030728	0.176339	0.174252	0.8618
C(7)	-0.000734	0.094568	-0.007762	0.9938
C(8)	0.116534	0.062951	1.851188	0.0654
C(9)	-0.278266	0.091531	-3.040132	0.0026
C(10)	0.164437	0.244993	0.671191	0.5027
C(11)	0.137929	0.078630	1.754164	0.0807
C(12)	0.012553	0.065133	0.192723	0.8473
C(13)	-0.743157	0.084570	-8.787482	0.0000
C(14)	0.068331	0.102342	0.667674	0.5050
C(15)	0.027541	0.087205	0.315823	0.7524
C(16)	1.292374	0.232947	5.547937	0.0000
C(17)	-0.155699	0.167979	-0.926900	0.3549
C(18)	0.306107	0.095388	3.209069	0.0015
R-squared	0.835287	Mean dependent var	55.74330	
Adjusted R-squared	0.823764	S.D. dependent var	26.50427	
S.E. of regression	11.12661	Akaike info criterion	7.723027	
Sum squared resid	30083.73	Schwarz criterion	7.968856	
Log likelihood	-989.8551	Durbin-Watson stat	0.382343	

Listado 6: Modelo A Euostox50 vs EBG

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

4.2.4.7. Modelo lineal explicativo del índice Nikkei

Dependent Variable: _NIKKEI				
Method: Least Squares				
Date: 03/17/11 Time: 22:26				
Sample(adjusted): 1/01/2006 12/26/2010				
Included observations: 261 after adjusting endpoints				
$\begin{aligned} _NIKKEI = & C(1) + C(2) * BULLMARKET + C(3) * BEARMARKET + C(4) \\ & * CRASHMARKET + C(5) * STOCKMARKET + C(6) * STOCKTRADE \\ & + C(7) * MARKET SUPPLY + C(8) * GREYMARKET + C(9) \\ & * WALLSTREET + C(10) * FINANCIALMARKET + C(11) \\ & * VOLATILITYMARKET + C(12) * RISKAVERSION + C(13) \\ & * ECONOMICCRISIS + C(14) * DOLLARVALUE + C(15) * EUROVALUE \\ & + C(16) * STOCKEXCHANGE + C(17) * FINANCIALINDEX + C(18) \\ & * FINANCIALETF \end{aligned}$				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	30.13745	7.483859	4.026993	0.0001
C(2)	-0.147378	0.108091	-1.363456	0.1740
C(3)	-0.286244	0.093883	-3.048954	0.0026
C(4)	0.747456	0.214472	3.485099	0.0006
C(5)	-1.369912	0.349342	-3.921406	0.0001
C(6)	0.334754	0.155998	2.145890	0.0329
C(7)	-0.010358	0.083659	-0.123808	0.9016
C(8)	-0.017076	0.055689	-0.306632	0.7594
C(9)	-0.258357	0.080972	-3.190683	0.0016
C(10)	-0.033396	0.216731	-0.154089	0.8777
C(11)	0.061138	0.069559	0.878930	0.3803
C(12)	-0.053674	0.057620	-0.931530	0.3525
C(13)	-0.630553	0.074814	-8.428238	0.0000
C(14)	-0.212933	0.090536	-2.351899	0.0195
C(15)	0.044317	0.077146	0.574465	0.5662
C(16)	1.588781	0.206075	7.709718	0.0000
C(17)	-0.131017	0.148601	-0.881667	0.3788
C(18)	0.178661	0.084385	2.117225	0.0353
R-squared	0.901235	Mean dependent var	51.88123	
Adjusted R-squared	0.894325	S.D. dependent var	30.27930	
S.E. of regression	9.843092	Akaike info criterion	7.477889	
Sum squared resid	23543.41	Schwarz criterion	7.723718	
Log likelihood	-957.8645	Durbin-Watson stat	0.504753	

Listado 7: Modelo A Nikkei vs EBG

La regresión lineal ejecutada ofrece los siguientes resultados contenidos en el *Listado 7: Modelo A Nikkei vs EBG* donde apreciamos que el modelo es válido, ya que, presenta un R^2 y R^2 ajustado con una capacidad

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

explicativa del 90,12% y 89,43%, lo que significa que el modelo explica el fenómeno estudiado en aproximadamente un 90%.

Si observamos el *Listado 7*, observamos que las variables explicativas más significativas del modelo son:

- “Bear Market”
- “Crash Market”
- “Stock Market”
- “Stock Trade”
- “Wall Street”
- “Economic Crisis”
- “Dollar Value”
- “Stock Exchange”
- “Financial ETF”.

4.2.5. Resumen de resultados

Tomando una visión global de las siete regresiones realizadas vemos que en todos los casos los índices pueden ser explicados en un alto porcentaje a través de las variables explicativas que hemos considerado en este modelo, las estadísticas de búsquedas en Internet.

Si observamos la *Tabla 8* vemos que el modelo utilizado explica la evolución de los índices considerados prácticamente en un 80% de promedio por lo que debemos concluir que las búsquedas en Internet tienen una clara capacidad explicativa sobre la evolución de los mercados financieros de renta variable.

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

	R ²	Adj. R ²
Dow Jones	0,78	0,77
S&P 500	0,83	0,82
Nasdaq 100	0,80	0,79
Ibex 35	0,70	0,68
DAX 30	0,71	0,69
Eurostoxx 50	0,84	0,82
Nikkei	0,90	0,89
Promedio	0,79	0,78

Tabla 8: R² obtenidos modelo A

Si agrupamos los resultados obtenidos para los 7 índices analizados vemos que hay ciertas variables que se muestran significativas siempre o casi siempre, independientemente del índice que estemos utilizando.

La *Tabla 9* resume los parámetros obtenidos tras la ejecución de las regresiones del modelo propuesto inicialmente. Los parámetros que resultan estadísticamente significativos al menos con intervalo de confianza del 95% se han resaltado en negrita. En la última fila hemos sumado las veces que ese parámetro se ha mostrado significativo en las diferentes regresiones realizadas.

	β_1	β_2	β_3	β_4	β_5	β_6	β_7	β_8	β_9	β_{10}	β_{11}	β_{12}	β_{13}	β_{14}	β_{15}	β_{16}	β_{17}	β_{18}
Dow Jones	26,12	-0,09	-0,31	0,37	-0,23	-0,05	0,11	0,09	-0,05	0,02	0,22	-0,03	-0,92	0,26	0,17	0,59	-0,24	0,27
S&P 500	30,4	-0,13	-0,27	0,46	-0,42	0,05	0,11	0,07	-0,07	0	0,15	-0,02	-0,92	0,16	0,13	0,76	-0,22	0,24
Nasdaq 100	38,78	0,02	-0,3	0,64	0,25	0,13	0,25	0,19	0,04	-0,38	0,05	-0,02	-1,12	0,51	0,08	-0,52	-0,18	0,07
Ibex 35	39,19	-0,08	-0,49	0,24	0,35	-0,36	0,01	0,06	-0,47	0,11	0,11	0,13	-0,91	0,21	-0,16	0,82	-0,11	0,46
DAX 30	29,87	0,01	-0,42	0,53	-0,06	-0,19	0,09	0,28	-0,13	-0,25	0,2	-0,07	-0,9	0,37	0,15	0,44	-0,19	0,32
Eurostoxx 50	21,35	-0,21	-0,37	0,41	-0,67	0,03	0	0,12	-0,28	0,16	0,14	0,01	-0,74	0,07	0,03	1,29	-0,16	0,31
Nikkei	30,13	-0,15	-0,29	0,75	-1,37	0,33	-0,01	-0,02	-0,26	-0,03	0,06	-0,05	-0,63	-0,21	0,04	1,59	-0,13	0,18
Nº de Veces Significativa		0	7	4	1	1	1	2	2	0	3	0	7	4	1	6	0	6

Tabla 9: Resumen de parámetros estimados Modelo A

Cada uno de los parámetros β calculados se corresponden con las siguientes variables utilizadas:

- Bull Market β_2
- Bear Market β_3
- Crash Market β_4

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

- Stock Market β 5
- Stock Trade β 6
- Market Supply β 7
- Grey Market β 8
- Wall Street β 9
- Financial Market β 10
- Volatility Market β 11
- Risk Aversion β 12
- Economic Crisis β 13
- Dollar Value β 14
- Euro Value β 15
- Stock Exchange β 16
- Financial Index β 17
- Financial ETF β 18

Parámetro	Nº de veces	Variable
β 3	7	Bear Market
β 13	7	Economic Crisis
β 16	6	Stock Exchange
β 18	6	Financial ETF
β 4	4	Crash Market
β 14	4	Dollar Value
β 11	3	Volatility Market
β 8	2	Grey Market
β 9	2	Wall Street
β 5	1	Stock Market
β 6	1	Stock Trade
β 7	1	Market Supply
β 15	1	Euro Value
β 2	0	Bull Market
β 10	0	Financial Market
β 12	0	Risk Aversion
β 17	0	Financial Index

Tabla 10: Orden de relevancia de las variables del Modelo A

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

Si ordenamos las variables utilizadas por el número de veces que se han mostrado significativas tenemos que las variables que se muestran más potentes a la hora de explicar la evolución de cualquier índice son las estadísticas de búsqueda de “Bear Market” y de “Economic Crisis” (*Tabla 10*).

A pesar que de “Bear Market” se muestra significativa en todos los casos su antónimo que será “Bull Market” no ha resultado tener capacidad explicativa en ningún caso. Otra curiosidad es que las búsquedas de “Financial Index” no han sido significativas en ningún caso a la hora de explicar, precisamente, la evolución de diferentes índices financieros.

Observamos también que los términos “Stock Exchange” y “Financial ETF” también han sido significativos en casi todos los índices (6 veces), mientras que el resto de variables han tenido diferente grado de significatividad según el índice utilizado.

Atendiendo a los resultados obtenidos en un modelo en el que las variables han sido seleccionadas de una manera casi aleatoria decidimos reformular el modelo utilizando exclusivamente las 5 variables que han mostrado ofrecer una mayor capacidad explicativa. Las variables seleccionadas para la reformulación del modelo son:

- Bear Market
- Economic Crisis
- Stock Exchange
- Financial ETF
- Crash Market

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

4.3. Reformulación del Modelo: Evolución de los mercados bursátiles en función de EBG (sólo variables significativas)

Analizando los modelos definidos anteriormente, hemos llegado a la conclusión de que existen variables que, aunque en un principio hemos considerado significativas, resultan no serlo. Por ello, vamos a tratar de eliminar algunas de estas variables para ajustar en la medida de lo posible nuestro modelo.

Hemos definido para ello una nueva ecuación que represente las regresiones lineales, con la siguiente forma:

$$\begin{aligned} \text{Índice}_t &= \beta(1) + \beta(2) * \text{Bear Market}_t + \beta(3) * \text{Crash Market}_t \\ &+ \beta(4) * \text{Economic Crisis}_t + \beta(5) * \text{Stock Exchange}_t + \beta(6) * \text{Financial ETF}_t \\ &+ U_t \quad \quad \quad (\text{Modelo B}) \end{aligned}$$

4.3.1. Análisis de multicolinealidad entre variables seleccionadas

A continuación, trataremos de analizar la posible existencia de multicolinealidad entre las distintas variables exógenas del modelo, haciendo uso de la matriz de correlaciones obtenida a través de la aplicación econométrica.

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

Vamos a estudiar la correlación existente entre las variables explicativas, ya que una de las hipótesis básicas estructurales que se deben cumplir para que el modelo sea correcto es la de rango pleno, es decir, que las variables explicativas sean lo más independientes posible entre sí.

La matriz de correlaciones de las variables explicativas es la siguiente:

	X1	X2	X3	X4	X5
X1	1,00	0,48	0,38	0,26	0,62
X2	0,48	1,00	0,38	0,60	0,29
X3	0,38	0,38	1,00	-0,18	0,55
X4	0,26	0,60	-0,18	1,00	-0,13
X5	0,62	0,29	0,55	-0,13	1,00

Tabla 11: Tabla de Correlaciones Modelo B

Donde:

- X1 “Bear Market”
- X2 “Crash Market”
- X3 “Economic Crisis”
- X4 “Stock Exchange”
- X5 “Financial ETF”

Podemos afirmar que, ante un coeficiente mayor que aproximadamente un 0,9, existe multicolinealidad elevada entre dos variables. Observando los valores obtenidos en nuestro modelo, por tanto, evidenciamos que no existe dependencia entre las variables exógenas.

En este sentido, el modelo estaría bien definido.

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

4.3.2. Estimación y análisis de los nuevos modelos definidos

Vamos a estimar y analizar los resultados de todos y cada uno de los modelos definidos a partir de las variables explicativas para analizar la evolución del mercado, medida a partir de los índices anteriormente mencionados. Una vez definidas las ecuaciones con ayuda del software econométrico E-views, obtenemos los siguientes listados de la aplicación:

4.3.2.1. Modelo lineal ajustado explicativo del índice Dow Jones

La ejecución de la regresión ofrece los siguientes resultados:

Dependent Variable: _DOWJONES				
Method: Least Squares				
Date: 03/23/11 Time: 23:20				
Sample(adjusted): 1/01/2006 12/26/2010				
Included observations: 261 after adjusting endpoints				
$_DOWJONES=C(1)+C(2)*BEARMARKET+C(3)*CRASHMARKET+C(4)*ECONOMICCRISIS+C(5)*STOCKEXCHANGE+C(6)*FINANCIALETF$				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
	nt			
C(1)	59.26757	3.404738	17.40738	0.0000
C(2)	-0.281504	0.087642	-3.211976	0.0015
C(3)	0.583154	0.120728	4.830292	0.0000
C(4)	-1.049857	0.051113	-20.53986	0.0000
C(5)	0.241021	0.086718	2.779366	0.0059
C(6)	0.251043	0.064385	3.899106	0.0001
R-squared	0.741700	Mean dependent var	59.49425	
Adjusted R-squared	0.736636	S.D. dependent var	22.14873	
S.E. of regression	11.36652	Akaike info criterion	7.721941	
Sum squared resid	32945.42	Schwarz criterion	7.803884	
Log likelihood	-1001.713	Durbin-Watson stat	0.348105	

Listado 8: Modelo B DJI vs EBG seleccionadas

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

El modelo es válido. Podemos observar cómo posee un R^2 y R^2 ajustado del 74,17% y 73,66% respectivamente. El fenómeno es explicado, por tanto, en más de un 70%.

Según el contraste de significación individual, podemos afirmar que todas las variables incluidas en el nuevo modelo corregido son significativas, ya que sus estadísticos T-Student superan el valor de 2 en valor absoluto, y, además, sus probabilidades asociadas son menores que 0,05. El modelo, por tanto, está bien definido ya que los parámetros de todas sus variables son significativos tanto para un intervalo de confianza del 95% como del 99%.

Analizando cada uno de los regresores respecto de la variable de nuestro análisis, es decir, el índice Dow Jones, tenemos que, a partir del signo obtenido, podemos llegar a las siguientes conclusiones:

- Si las búsquedas del término “Bear Market” aumentan, el mercado cae.
- Si las búsquedas del término “Crash Market” aumentan, el mercado sube.
- Si las búsquedas del término “Economic Crisis” aumentan, el mercado cae.
- Si las búsquedas del término “Stock Exchange” aumentan, el mercado sube.
- Si las búsquedas del término “Financial ETF” aumentan, el mercado sube.

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

4.3.2.2. Modelo lineal ajustado explicativo del índice S&P 500

La ejecución de la regresión ofrece los siguientes resultados:

Dependent Variable: _SP500				
Method: Least Squares				
Date: 03/23/11 Time: 23:34				
Sample(adjusted): 1/01/2006 12/26/2010				
Included observations: 261 after adjusting endpoints				
_SP500=C(1)+C(2)*BEARMARKET+C(3)*CRASHMARKET+C(4) *ECONOMICCRISIS+C(5)*STOCKEXCHANGE+C(6) *FINANCIALETF				
	Coefficie nt	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	52.75499	3.093549	17.05323	0.0000
C(2)	-0.307890	0.079632	-3.866429	0.0001
C(3)	0.436434	0.109694	3.978652	0.0001
C(4)	-1.048501	0.046441	-22.57683	0.0000
C(5)	0.493635	0.078792	6.265030	0.0000
C(6)	0.199691	0.058500	3.413528	0.0007
R-squared	0.810722	Mean dependent var	60.93870	
Adjusted R-squared	0.807011	S.D. dependent var	23.50900	
S.E. of regression	10.32763	Akaike info criterion	7.530243	
Sum squared resid	27198.28	Schwarz criterion	7.612186	
Log likelihood	-976.6967	Durbin-Watson stat	0.383572	

Listado 9: Modelo B SP500 vs EBG seleccionadas

Ante los datos obtenidos, podemos afirmar que el modelo es válido. Posee un R^2 y R^2 ajustado del 81,07% y 80,70%. El fenómeno es explicado en más de un 80%.

Al llevar a cabo el contraste de significación individual, observamos que todas las variables incluidas en el nuevo modelo corregido son significativas, ya que sus estadísticos T-Student superan el valor de 2 en valor absoluto, y, además, sus probabilidades asociadas son menores que 0,05 (al 95%) y 0,01 (al 99%).

Podemos afirmar que el modelo está bien definido en este sentido.

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

Analizando cada uno de los regresores respecto de la variable de nuestro análisis, es decir, el índice S&P 500, tenemos que, a partir del signo obtenido:

- Si las búsquedas del término “Bear Market” aumentan, el mercado cae.
- Si las búsquedas del término “Crash Market” aumentan, el mercado sube.
- Si las búsquedas del término “Economic Crisis” aumentan, el mercado cae.
- Si las búsquedas del término “Stock Exchange” aumentan, el mercado sube.
- Si las búsquedas del término “Financial ETF” aumentan, el mercado sube.

4.3.2.3. Modelo lineal ajustado explicativo del índice Nasdaq

100

La ejecución de la regresión ofrece los resultados contenidos en el *Listado 10: Modelo B Nasdaq100 vs EBG seleccionadas*:

El nuevo modelo posee un R^2 y R^2 ajustado del 66,69% y 66,03%, por tanto, el fenómeno es explicado en más de un 65%. Podemos afirmar que el modelo se encuentra bien definido en este sentido.

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

Todas las variables incluidas en el nuevo modelo corregido son significativas según el contraste de significación conjunta, ya que sus estadísticos T-Student superan el valor de 2 en valor absoluto, y, además, sus probabilidades asociadas son menores que 0,05.

Dependent Variable: _NASDAQ100				
Method: Least Squares				
Date: 03/23/11 Time: 23:31				
Sample(adjusted): 1/01/2006 12/26/2010				
Included observations: 261 after adjusting endpoints				
_NASDAQ100=C(1)+C(2)*BEARMARKET+C(3)*CRASHMARKET+C(4) *ECONOMICCRISIS+C(5)*STOCKEXCHANGE+C(6) *FINANCIALETF				
	Coefficie	Std. Error	t-Statistic	Prob.
	nt			
C(1)	106.9871	3.845771	27.81941	0.0000
C(2)	-0.229960	0.098995	-2.322951	0.0210
C(3)	1.300779	0.136367	9.538807	0.0000
C(4)	-1.187723	0.057734	-20.57231	0.0000
C(5)	-0.991918	0.097951	-10.12667	0.0000
C(6)	0.173783	0.072725	2.389605	0.0176
R-squared	0.666908	Mean dependent var	58.62069	
Adjusted R-squared	0.660377	S.D. dependent var	22.03070	
S.E. of regression	12.83888	Akaike info criterion	7.965553	
Sum squared resid	42033.39	Schwarz criterion	8.047496	
Log likelihood	-1033.505	Durbin-Watson stat	0.443435	

Listado 10: Modelo B Nasdaq100 vs EBG seleccionadas

Analizando cada uno de los regresores respecto de la variable de nuestro análisis, es decir, el índice Nasdaq 100, tenemos que, a partir del signo obtenido:

- Si las búsquedas del término “Bear Market” aumentan, el mercado cae.
- Si las búsquedas del término “Crash Market” aumentan, el mercado sube.
- Si las búsquedas del término “Economic Crisis” aumentan, el mercado cae.

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

- Si las búsquedas del término “Stock Exchange” aumentan, el mercado cae.
- Si las búsquedas del término “Financial ETF” aumentan, el mercado sube.

4.3.2.4. Modelo lineal ajustado explicativo del índice Ibx 35

La ejecución de la regresión ofrece los siguientes resultados:

Dependent Variable: _IBEX35				
Method: Least Squares				
Date: 03/23/11 Time: 23:26				
Sample(adjusted): 1/01/2006 12/26/2010				
Included observations: 261 after adjusting endpoints				
_IBEX35=C(1)+C(2)*BEARMARKET+C(3)*CRASHMARKET+C(4) *ECONOMICCRISIS+C(5)*STOCKEXCHANGE+C(6) *FINANCIALETF				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	40.81374	4.153951	9.825281	0.0000
C(2)	-0.469443	0.106928	-4.390290	0.0000
C(3)	0.248008	0.147295	1.683754	0.0935
C(4)	-0.937907	0.062361	-15.04005	0.0000
C(5)	0.629832	0.105800	5.953029	0.0000
C(6)	0.402334	0.078553	5.121851	0.0000
R-squared	0.664439	Mean dependent var	55.37548	
Adjusted R-squared	0.657859	S.D. dependent var	23.70842	
S.E. of regression	13.86772	Akaike info criterion	8.119725	
Sum squared resid	49040.00	Schwarz criterion	8.201668	
Log likelihood	-1053.624	Durbin-Watson stat	0.265273	

Listado 11: Modelo B Ibx35 vs EBG seleccionadas

Al analizar los resultados obtenidos, observamos que el nuevo modelo posee un R^2 y R^2 ajustado del 66,44% y 65,78%, por tanto, el fenómeno es explicado en más de un 65%.

El modelo se encuentra bien definido en este sentido.

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

Al llevar a cabo el contraste de significación individual, observamos que todas las variables incluidas en el nuevo modelo corregido son significativas, ya que sus estadísticos T-Student superan el valor de 2 en valor absoluto, y, además, sus probabilidades asociadas son menores que 0,05%, excepto la variable “Crash Market”, que posee un estadístico menor de 2, motivo por el cual, en el caso de este modelo, no resulta significativa.

En este caso, y puesto que no resulta determinante a la hora de analizar el nuevo modelo modificado, optamos por convivir con esta variable y proseguir con el análisis.

Analizando cada uno de los regresores respecto de la variable de nuestro análisis, es decir, el índice IBEX 35, tenemos que, a partir del signo obtenido:

- Si las búsquedas del término “Bear Market” aumentan, el mercado cae.
- Si las búsquedas del término “Crash Market” aumentan, el mercado sube.
- Si las búsquedas del término “Economic Crisis” aumentan, el mercado cae.
- Si las búsquedas del término “Stock Exchange” aumentan, el mercado cae.
- Si las búsquedas del término “Financial ETF” aumentan, el mercado sube.

4.3.2.5. Modelo lineal ajustado explicativo del índice Dax 30

La ejecución de la regresión ofrece los siguientes resultados:

Dependent Variable: _DAX30				
Method: Least Squares				
Date: 03/23/11 Time: 23:16				
Sample(adjusted): 1/01/2006 12/26/2010				
Included observations: 261 after adjusting endpoints				
$_DAX30=C(1)+C(2)*BEARMARKET+C(3)*CRASHMARKET+C(4)$ $*ECONOMICCRISIS+C(5)*STOCKEXCHANGE+C(6)$ $*FINANCIALETF$				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	70.66120	4.145542	17.04510	0.0000
C(2)	-0.321920	0.106711	-3.016745	0.0028
C(3)	0.799178	0.146997	5.436712	0.0000
C(4)	-1.108991	0.062234	-17.81959	0.0000
C(5)	-0.154820	0.105586	-1.466294	0.1438
C(6)	0.354718	0.078394	4.524832	0.0000
R-squared	0.622559	Mean dependent var	56.22989	
Adjusted R-squared	0.615159	S.D. dependent var	22.30921	
S.E. of regression	13.83965	Akaike info criterion	8.115672	
Sum squared resid	48841.64	Schwarz criterion	8.197615	
Log likelihood	-1053.095	Durbin-Watson stat	0.300308	

Listado 12: Modelo B DAX vs EBG seleccionadas

El modelo posee un R^2 y R^2 ajustado del 62,25% y 61,51%, por tanto, el fenómeno es explicado en más de un 60%.

Según el contraste de significación conjunta, todas las variables incluidas en el nuevo modelo corregido son significativas, puesto que sus estadísticos T-Student superan el valor de 2 en valor absoluto, y, además, sus probabilidades asociadas son menores que 0,05%, excepto en el caso de la variable “Stock Exchange” que para este modelo no resulta significativa.

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

Al igual que en el modelo anterior, ya que este hecho no es determinante a la hora de proseguir con el análisis del modelo, decidimos convivir con esta variable.

Analizando cada uno de los regresores respecto de la variable de nuestro análisis, es decir, el índice Dax 30, tenemos que, a partir del signo obtenido:

- Si las búsquedas del término “Bear Market” aumentan, el mercado cae.
- Si las búsquedas del término “Crash Market” aumentan, el mercado sube.
- Si las búsquedas del término “Economic Crisis” aumentan, el mercado cae.
- Si las búsquedas del término “Stock Exchange” aumentan, el mercado cae.
- Si las búsquedas del término “Financial ETF” aumentan, el mercado sube.

4.3.2.6. Modelo lineal ajustado explicativo del índice

Eurostoxx 50

La ejecución de la regresión ofrece los resultados contenidos en el *Listado 13: Modelo B Eurostoxx50 vs EBG seleccionadas* a partir del cual podemos afirmar que el modelo es válido. Posee un R^2 y R^2 ajustado del 81,79% y 81,43%. El fenómeno es explicado en más de un 80%.

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

Al llevar a cabo el contraste de significación individual, observamos que todas las variables incluidas en el nuevo modelo corregido son significativas, ya que sus estadísticos T-Student superan el valor de 2 en valor absoluto, y, además, sus probabilidades asociadas son menores que 0,05%, excepto la variable “Crash Market”, que posee un estadístico menor de 2, motivo por el cual, en el caso de este modelo, no resulta significativa.

Dependent Variable: _EUROSTOXX50				
Method: Least Squares				
Date: 03/23/11 Time: 23:22				
Sample(adjusted): 1/01/2006 12/26/2010				
Included observations: 261 after adjusting endpoints				
$_EUROSTOXX50 = C(1) + C(2) * BEARMARKET + C(3) * CRASHMARKET + C(4) * ECONOMICCRISIS + C(5) * STOCKEXCHANGE + C(6) * FINANCIALETF$				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	22.59100	3.420587	6.604421	0.0000
C(2)	-0.456158	0.088050	-5.180680	0.0000
C(3)	-0.025548	0.121290	-0.210637	0.8333
C(4)	-0.898678	0.051351	-17.50066	0.0000
C(5)	1.168509	0.087122	13.41238	0.0000
C(6)	0.252293	0.064684	3.900363	0.0001
R-squared	0.817936	Mean dependent var	55.74330	
Adjusted R-squared	0.814366	S.D. dependent var	26.50427	
S.E. of regression	11.41943	Akaike info criterion	7.731229	
Sum squared resid	33252.85	Schwarz criterion	7.813172	
Log likelihood	-1002.925	Durbin-Watson stat	0.378003	

Listado 13: Modelo B Eurostoxx50 vs EBG seleccionadas

Una vez más, puesto que no resulta determinante a la hora de analizar el nuevo modelo modificado, optamos por mantener esta variable y proseguir con el análisis.

Analizando cada uno de los regresores respecto de la variable de nuestro análisis, es decir, el índice Eurostoxx 50, tenemos que, a partir del signo obtenido:

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

- Si las búsquedas del término “Bear Market” aumentan, el mercado cae.
- Si las búsquedas del término “Crash Market” aumentan, el mercado cae.
- Si las búsquedas del término “Economic Crisis” aumentan, el mercado cae.
- Si las búsquedas del término “Stock Exchange” aumentan, el mercado sube.
- Si las búsquedas del término “Financial ETF” aumentan, el mercado sube.

4.3.2.7. Modelo lineal ajustado explicativo del índice Nikkei

La ejecución de la regresión ofrece los siguientes resultados:

Dependent Variable: _NIKKEI				
Method: Least Squares				
Date: 03/23/11 Time: 23:33				
Sample(adjusted): 1/01/2006 12/26/2010				
Included observations: 261 after adjusting endpoints				
$_NIKKEI=C(1)+C(2)*BEARMARKET+C(3)*CRASHMARKET+C(4)*ECONOMICCRISIS+C(5)*STOCKEXCHANGE+C(6)*FINANCIALETF$				
	Coefficie	Std. Error	t-Statistic	Prob.
	nt			
C(1)	3.217218	3.334937	0.964701	0.3356
C(2)	-0.447967	0.085845	-5.218315	0.0000
C(3)	-0.439765	0.118253	-3.718835	0.0002
C(4)	-0.773352	0.050065	-15.44687	0.0000
C(5)	1.673275	0.084940	19.69944	0.0000
C(6)	0.043640	0.063065	0.691986	0.4896
R-squared	0.867402	Mean dependent var	51.88123	
Adjusted R-squared	0.864802	S.D. dependent var	30.27930	
S.E. of regression	11.13349	Akaike info criterion	7.680513	
Sum squared resid	31608.43	Schwarz criterion	7.762456	
Log likelihood	-996.3069	Durbin-Watson stat	0.472003	

Listado 14: Modelo B Nikkei vs EBG seleccionadas

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

Puesto que los datos obtenidos nos muestran un R^2 y R^2 ajustado del 86,74% y 86,48% respectivamente, es decir que el fenómeno es explicado en más de un 85%, podemos afirmar que el modelo se encuentra bien definido.

Mediante el contraste de significación individual, observamos que todas las variables incluidas en el nuevo modelo corregido son significativas, ya que sus estadísticos T-Student superan el valor de 2 en valor absoluto, y, además, sus probabilidades asociadas son menores que 0,05, excepto la variable “Financial ETF”, que posee un estadístico menor de 2, motivo por el cual, en el caso de este modelo, no resulta significativa.

Puesto que no resulta determinante a la hora de analizar el nuevo modelo modificado, optamos por mantener esta variable y proseguir con el análisis.

Analizando cada uno de los regresores respecto de la variable de nuestro análisis, es decir, el índice Nikkei, tenemos que, a partir del signo obtenido:

- Si las búsquedas del término “Bear Market” aumentan, el mercado cae.
- Si las búsquedas del término “Crash Market” aumentan, el mercado cae.
- Si las búsquedas del término “Economic Crisis” aumentan, el mercado cae.

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

- Si las búsquedas del término “Stock Exchange” aumentan, el mercado sube.
- Si las búsquedas del término “Financial ETF” aumentan, el mercado sube.

4.3.3. Resumen de Resultados

La *Tabla 12* nos muestra un resumen de los parámetros obtenidos tras la ejecución de las regresiones del modelo propuesto corregido:

		Bear Market	Crash Market	Economic Crisis	Stock Exchange	Financial ETF
	β_1	β_2	β_3	β_4	β_5	β_6
Dow Jones	59,26	-0,28	0,58	-1,04	0,24	0,25
S&P 500	52,75	-0,30	0,43	-1,04	0,49	0,19
Nasdaq 100	106,98	-0,22	1,30	-1,18	-0,99	0,17
Ibex 35	40,81	-0,46	0,24	-0,93	0,62	0,40
DAX 30	70,66	-0,32	0,79	-1,10	-0,15	0,35
Eurostoxx 50	22,59	-0,45	-0,02	-0,89	1,16	0,25
Nikkei	3,21	-0,44	-0,43	-0,77	1,67	0,04
	R^2	Ajustado R^2				
Dow Jones	0,74	0,73				
S&P 500	0,81	0,80				
Nasdaq 100	0,66	0,66				
Ibex 35	0,66	0,65				
DAX 30	0,62	0,61				
Eurostoxx 50	0,81	0,81				
Nikkei	0,86	0,86				

Tabla 12: Resumen de resultados Modelo B

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

En el modelo reformulado se han considerando los índices como variables endógenas y como variables explicativas las Estadísticas de Búsquedas en Google de los términos que hemos considerado más significativos tras llevar a cabo el anterior análisis, eliminando aquellas variables explicativas que no han sido significativas. Los parámetros que resultan estadísticamente significativos al 95% se han resaltado en negrita, mientras que aquellos que no han superado el test de significatividad se han destacado en morado.

Todos los modelos estimados presentan coeficientes R^2 y R^2 ajustado elevados, explicando la variable endógena en un porcentaje muy alto en todos los casos. Este elevado coeficiente podría estar “inflado” artificialmente tras una correlación espuria análisis que realizaremos más adelante observándose que la relación no es espuria (ver epígrafe: Análisis de causalidad).

En este capítulo hemos logrado un modelo con un alto poder predictivo (R^2 elevado) con el objetivo de prever la evolución de índices bursátiles, donde las variables explicativas no son variables que proceden del mundo económico como pueden ser los beneficios o los dividendos pagados por las empresas (Campbell 1988) o de encuestas sobre el estado de confianza (Lemmon y Portniaguina, 2006), en nuestro caso las variables explicativas son las EBG de determinados términos que a priori parecen relacionados con los mercados financieros.

Partimos del supuesto de que hoy en día, cada vez que queremos conocer algo o tenemos alguna pregunta sobre un tema en concreto, lo primero que hacemos es introducir ese término en un buscador de Internet (Google es el buscador absolutamente dominante) y consultar la

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

información relativa al mismo a partir de los sitios a los que el buscador nos referencia. Así cada vez que un usuario realiza una búsqueda en Google queda reflejado el interés por ese tema. Google registra esas búsquedas que interpretamos como muestras del interés en ciertos temas, y ofrece esos datos de manera gratuita a través del servicio de “Estadísticas de Búsqueda de Google”.

A tenor de los parámetros obtenidos y de la relevancia de los mismos podemos llegar a las siguientes conclusiones:

- Si medimos el estado de ánimo de los inversores según las búsquedas realizadas llegamos a la conclusión de que el sentimiento pesimista (medido con las búsquedas de términos como “Bear Market” y “Economic Crisis”) tiene un impacto mayor sobre los mercados que el sentimiento optimista (medido mediante búsquedas de términos como “Bull Market”), lo que consideramos una muestra más del perfil de aversión al riesgo de los inversores.
 - La búsqueda del término “Bull Market” (mercado alcista) no se muestra significativa, sin embargo la búsqueda de “Bear Market” (mercado bajista) se muestra significativa al 95% en todas las regresiones realizadas para todos los índices considerados. El parámetro resultante de “Bear Market” es negativo en todos los casos, es decir, cuanto más buscan los inversores páginas web relacionadas con mercados bajistas más cae la bolsa. Este resultado puede interpretarse como un indicador de la preocupación de los inversores por una tendencia bajista

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

- El mayor interés en términos “pesimistas” tiene una relación significativa negativa sobre la evolución de los índices bursátiles. Si vemos por tanto que el nivel de búsquedas de términos como “Economic Crisis” aumenta, podríamos interpretar este dato como una señal de venta basada en el sentimiento de los inversores.
 - La búsqueda del término “Economic Crisis” (crisis económica) se muestra significativa al 99% en todas las regresiones realizadas para todos los índices, presentando parámetros negativos en todos los casos. Lo que significa que, cuanto más buscan los inversores información sobre crisis económica más cae el mercado. Esta variable puede considerarse como un indicador del nivel de confianza de los inversores en la evolución de la economía global, lo que supone una alternativa a las encuestas utilizadas por Lemmon et al (2006).
 - El término de búsqueda “Crash Market” presenta parámetros positivos en la mayoría de los casos, es decir cuando la preocupación por un crash bursátil aumenta la bolsa sube.
 - Parece que el interés por ciertos mercados y productos financieros (términos como “Stock Market” o “Financial ETF”) guarda una relación positiva con la evolución de los índices bursátiles, lo que interpretamos bajo la perspectiva de que los mercados sólo llamarían especialmente la atención para el público en general en entornos alcistas.
-

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

- El interés por la inversión en los mercados financieros “Stock Exchange” ó “Financial ETF” es significativo al 95% en la mayoría de los casos apreciándose en general una relación positiva. En este sentido, cuanto más interés muestran los inversores por información relacionada con la inversión en mercados financieros, más sube el mercado (Moreno 2011).

En el siguiente epígrafe trataremos de dar una aplicación al modelo validado sobre las ventas en corto, intentando identificar cuál es el sentimiento de los inversores en relación a este tipo de operativa.

4.4. Extensión del modelo a las ventas en corto: Evolución de la bosa en función de EBG “ShortSelling”

En este epígrafe pretendemos identificar cuál es la relación existente entre el interés de los inversores sobre las ventas en corto y la evolución de los mercados. Para ello reformularemos el modelo propuesto en el epígrafe anterior añadiendo una nueva variable, el número de búsquedas en Internet del término “*Short Selling*”.

4.4.1. Reformulación del modelo añadiendo la variable “Short Selling”

Partiendo del último modelo estimado (Modelo B):

$$\begin{aligned} \text{Índice}_t &= \beta(1) + \beta(2) * \text{Bear Market}_t + \beta(3) * \text{Crash Market}_t \\ &+ \beta(4) * \text{Economic Crisis}_t + \beta(5) * \text{Stock Exchange}_t + \beta(6) * \text{Financial ETF}_t \\ &+ U_t \end{aligned}$$

Nos planteamos incluir las búsquedas del término “Short Selling” como indicador del sentimiento de los consumidores ante las ventas en corto, por lo que reformulamos el Modelo A:

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

$$\text{Índice}_t = \beta(1) * \text{Bear Market}_t + \beta(2) * \text{Crash Market}_t + \beta(3) * \text{Economic Crisis}_t + \beta(4) * \text{Stock Exchange}_t + \beta(5) * \text{Financial ETF}_t + \beta(6) * \text{Short Selling}_t + \beta(7) + U_t \quad (\text{Modelo C})$$

A continuación estimaremos el parámetro $\beta(6)$ y analizaremos los resultados ofrecidos.

4.4.2. Estimación y análisis de los nuevos modelos definidos añadiendo la variable “Short Selling”

En este caso utilizaremos el paquete econométrico EasyReg¹⁸ desarrollado por el Profesor Herman J. Bierens de la Universidad de Pensilvania State, software de libre distribución para propósitos académicos como este. Los resultados se han contrastado con los obtenidos en E-Views coincidiendo si utilizamos cualquiera de los dos paquetes.

La regresión realizada de este nuevo modelo para el índice Dow Jones ofrece los siguientes resultados:

```
-----  
EasyReg International [April 9, 2010]  
Session date: Thursday June 23, 2011  
Session time: 08:01:53  
-----
```

```
Dependent variable:  
Y = DOW JONES
```

¹⁸ El paquete econométrico EsayReg puede ser descargado gratuitamente desde:

<http://econ.la.psu.edu/~hbierens/EASYREG.HTM>

```

Characteristics:
DOW JONES
  First observation = 1(=2006.01)
  Last observation  = 261(=2011.01)
  Number of usable observations: 261
  Minimum value: 0.0000000E+000
  Maximum value: 1.0000000E+002
  Sample mean:    5.9494253E+001
  This variable is integer valued.
  A discrete dependent variable model might be more suitable!

X variables:
X(1) = BEAR MARKET
X(2) = CRASH MARKET
X(3) = ECONOMIC CRISIS
X(4) = STOCK EXCHANGE
X(5) = FINANCIAL ETF
X(6) = SHORT SELLING
X(7) = 1

Model:
Y = b(1)X(1) + ..... + b(7)X(7) + U,
where U is the error term, satisfying
E[U|X(1),...,X(7)] = 0.

OLS estimation results
Parameters      Estimate      t-value      H.C. t-value
                (S.E.)        (S.E.)
                [p-value]    [H.C. p-value]
b(1)            -0.3158692   -3.582       -3.410
                (0.08818)    (0.09264)
                [0.00034]    [0.00065]
b(2)            0.7234474    5.387       5.495
                (0.13430)    (0.13166)
                [0.00000]    [0.00000]
b(3)            -1.0599223   -20.834     -20.657
                (0.05087)    (0.05131)
                [0.00000]    [0.00000]
b(4)            0.2254953    2.614       2.623
                (0.08626)    (0.08596)
                [0.00894]    [0.00871]
b(5)            0.3160344    4.528       5.107
                (0.06979)    (0.06188)
                [0.00001]    [0.00000]
b(6)            -0.2968883   -2.306      -1.473
                (0.12877)    (0.20156)
                [0.02113]    [0.14076]
b(7)            58.9028003   17.427     19.017
                (3.37999)    (3.09732)
                [0.00000]    [0.00000]

Notes:
1: S.E. = Standard error
2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and
  standard errors are based on White's heteroskedasticity
  consistent variance matrix.
3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n):                261
Variance of the residuals:                127.04753913
Standard error of the residuals (SER):    11.27153668
Residual sum of squares (RSS):           32270.07494001
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS):              127547.24137931
R-square:                                0.7470

```

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

Adjusted R-square:	0.7410	
Overall F test: F(6,254) = 124.99		
p-value = 0.00000		
Significance levels:	10%	5%
Critical values:	1.8	2.13
Conclusions:	reject	reject
Test for first-order autocorrelation:		
Durbin-Watson test = 0.377305		
REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.		
Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 3.250296		
Null hypothesis: The errors are normally distributed		
Null distribution: Chi-square(2)		
p-value = 0.19688		
Significance levels:	10%	5%
Critical values:	4.61	5.99
Conclusions:	accept	accept
Breusch-Pagan test = 30.827620		
Null hypothesis: The errors are homoskedastic		
Null distribution: Chi-square(6)		
p-value = 0.00003		
Significance levels:	10%	5%
Critical values:	10.64	12.59
Conclusions:	reject	reject
Information criteria:		
Akaike:	4.871015047	
Hannan-Quinn:	4.909443212	
Schwarz:	4.966615211	

Listado 15: Modelo C DJI vs EBG + Short Selling

El parámetro de la venta en corto $\beta(6)$ es negativo: -0.30, lo cual se puede interpretar como un sentimiento negativo sobre la evolución del mercado. Cuanto mayor es el interés de los inversores (o la preocupación) por las ventas en corto y mayor es el índice de búsquedas en Google sobre ese término, peor es el rendimiento del mercado americano medido según el índice Dow Jones.

Además este parámetro es significativo en un intervalo de confianza del 95% ya que su estadístico t es superior a 2.

También para el mercado americano pero utilizando el índice S&P 500 obtenemos resultados similares.

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

```

-----
EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Thursday June 23, 2011
Session time: 08:04:25
-----
Dependent variable:
Y = S&P 500

Characteristics:
S&P 500
  First observation = 1(=2006.01)
  Last observation  = 261(=2011.01)
  Number of usable observations: 261
  Minimum value: 0.0000000E+000
  Maximum value: 1.0000000E+002
  Sample mean:    6.0938697E+001
  This variable is integer valued.
  A discrete dependent variable model might be more suitable!

X variables:
X(1) = BEAR MARKET
X(2) = CRASH MARKET
X(3) = ECONOMIC CRISIS
X(4) = STOCK EXCHANGE
X(5) = FINANCIAL ETF
X(6) = SHORT SELLING
X(7) = 1

Model:
Y = b(1)X(1) + ..... + b(7)X(7) + U,
where U is the error term, satisfying
E[U|X(1),...,X(7)] = 0.

OLS estimation results
Parameters      Estimate      t-value      H.C. t-value
                (S.E.)        (S.E.)
                [p-value]    [H.C. p-value]
b(1)            -0.3332999   -4.145       -2.935
                (0.08040)    (0.11355)
                [0.00003]    [0.00333]
b(2)            0.5401691    4.411        4.580
                (0.12245)    (0.11795)
                [0.00001]    [0.00000]
b(3)            -1.0559435   -22.764      -24.515
                (0.04639)    (0.04307)
                [0.00000]    [0.00000]
b(4)            0.4821548    6.130        6.291
                (0.07865)    (0.07664)
                [0.00000]    [0.00000]
b(5)            0.2477470    3.893        4.188
                (0.06364)    (0.05916)
                [0.00010]    [0.00003]
b(6)            -0.2195229   -1.870       -1.104
                (0.11741)    (0.19879)
                [0.06153]    [0.26947]
b(7)            52.4852733   17.030       19.086
                (3.08190)    (2.75000)
                [0.00000]    [0.00000]

Notes:
1: S.E. = Standard error
2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and
   standard errors are based on White's heteroskedasticity
  
```

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.


```

consistent variance matrix.
3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n):                261
Variance of the residuals:                105.62618998
Standard error of the residuals (SER):    10.27746029
Residual sum of squares (RSS):           26829.05225575
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS):               143695.01915709
R-square:                                0.8133
Adjusted R-square:                        0.8089

Overall F test: F(6,254) = 184.40
p-value = 0.00000
Significance levels:      10%      5%
Critical values:         1.8      2.13
Conclusions:              reject   reject

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 0.403306
REMARK: A better way of testing for autocorrelation
is to specify AR errors and then test the null
hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 2.235381
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.32703
Significance levels:      10%      5%
Critical values:         4.61      5.99
Conclusions:              accept   accept

Breusch-Pagan test = 23.339440
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(6)
p-value = 0.00069
Significance levels:      10%      5%
Critical values:         10.64     12.59
Conclusions:              reject   reject

Information criteria:
Akaike:      4.686360058
Hannan-Quinn: 4.724788224
Schwarz:     4.781960222

```

Listado 16: Modelo C SP500 vs EBG + Short Selling

El parámetro de la venta en corto $\beta(6)$ sigue siendo negativo: -0.22, interpretándose igualmente como indicador de sentimiento pesimista. A pesar de que en este caso no es significativo en un intervalo de confianza del 95%, sí se encuentra sumamente próximo a la región de aceptación.

Repitiendo la regresión para el índice Nasdaq 100 llegamos a resultados similares:

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

```

-----
EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Thursday June 23, 2011
Session time: 08:05:40
-----
Dependent variable:
Y = NASDAQ 100

Characteristics:
NASDAQ 100
  First observation = 1(=2006.01)
  Last observation  = 261(=2011.01)
  Number of usable observations: 261
  Minimum value: 0.0000000E+000
  Maximum value: 1.0000000E+002
  Sample mean:   5.8620690E+001
  This variable is integer valued.
  A discrete dependent variable model might be more suitable!

X variables:
X(1) = BEAR MARKET
X(2) = CRASH MARKET
X(3) = ECONOMIC CRISIS
X(4) = STOCK EXCHANGE
X(5) = FINANCIAL ETF
X(6) = SHORT SELLING
X(7) = 1

Model:
Y = b(1)X(1) + ..... + b(7)X(7) + U,
where U is the error term, satisfying
E[U|X(1),...,X(7)] = 0.

OLS estimation results
Parameters      Estimate      t-value      H.C. t-value
                (S.E.)      (S.E.)
                [p-value]   [H.C. p-value]
b(1)            -0.2747272   -2.768      -2.829
                (0.09926)   (0.09710)
                [0.00564]   [0.00466]
b(2)            1.4835378    9.814       5.584
                (0.15117)   (0.26567)
                [0.00000]   [0.00000]
b(3)            -1.2008356   -20.970     -14.418
                (0.05726)   (0.08329)
                [0.00000]   [0.00000]
b(4)            -1.0121432   -10.424     -6.682
                (0.09709)   (0.15146)
                [0.00000]   [0.00000]
b(5)            0.2584473    3.290       3.414
                (0.07856)   (0.07570)
                [0.00100]   [0.00064]
b(6)            -0.3867533   -2.668      -2.152
                (0.14495)   (0.17975)
                [0.00762]   [0.03142]
b(7)            106.5118882  27.995      17.979
                (3.80461)   (5.92411)
                [0.00000]   [0.00000]

Notes:
1: S.E. = Standard error
2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and
  standard errors are based on White's heteroskedasticity
  
```

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

```
consistent variance matrix.
3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n):                261
Variance of the residuals:                160.9737246
Standard error of the residuals (SER):    12.6875421
Residual sum of squares (RSS):           40887.32604768
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS):              126191.44827586
R-square:                                0.6760
Adjusted R-square:                       0.6683

Overall F test: F(6,254) = 88.32
p-value = 0.00000
Significance levels:      10%      5%
Critical values:         1.8      2.13
Conclusions:              reject   reject

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 0.511722
REMARK: A better way of testing for autocorrelation
is to specify AR errors and then test the null
hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 26.397534
Null hypothesis:  The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000
Significance levels:      10%      5%
Critical values:         4.61     5.99
Conclusions:              reject   reject

Breusch-Pagan test = 17.251832
Null hypothesis:  The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(6)
p-value = 0.00840
Significance levels:      10%      5%
Critical values:         10.64    12.59
Conclusions:              reject   reject

Information criteria:
Akaike:      5.107694857
Hannan-Quinn: 5.146123022
Schwarz:     5.203295021
```

Listado 17: Modelo C Nasdaq100 vs EBG + Short Selling

El parámetro $\beta(6)$ continúa siendo negativo en -0,39, y encontramos significatividad de dicho parámetro tanto al 95% como al 99%.

Si estudiamos el índice Nikkey de Japón los resultados de la regresión son los siguientes:

```
-----
EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Thursday June 23, 2011
```

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

```

Session time: 08:14:34
-----
Dependent variable:
Y = NIKKEI

Characteristics:
NIKKEI
  First observation = 1(=2006.01)
  Last observation  = 261(=2011.01)
  Number of usable observations: 261
  Minimum value: 0.0000000E+000
  Maximum value: 1.0000000E+002
  Sample mean: 5.1881226E+001
  This variable is integer valued.
  A discrete dependent variable model might be more suitable!

X variables:
X(1) = BEAR MARKET
X(2) = CRASH MARKET
X(3) = ECONOMIC CRISIS
X(4) = STOCK EXCHANGE
X(5) = FINANCIAL ETF
X(6) = SHORT SELLING
X(7) = 1

Model:
Y = b(1)X(1) + ..... + b(7)X(7) + U,
where U is the error term, satisfying
E[U|X(1),...,X(7)] = 0.

OLS estimation results
Parameters Estimate t-value H.C. t-value
(S.E.) (H.C. S.E.)
[p-value] [H.C. p-value]
b(1) -0.4549359 -5.215 -2.367
(0.08723) (0.19221)
[0.00000] [0.01794]
b(2) -0.4113150 -3.096 -1.973
(0.13285) (0.20847)
[0.00196] [0.04849]
b(3) -0.7753929 -15.407 -11.644
(0.05033) (0.06659)
[0.00000] [0.00000]
b(4) 1.6701262 19.572 14.139
(0.08533) (0.11813)
[0.00000] [0.00000]
b(5) 0.0568194 0.823 0.700
(0.06904) (0.08122)
[0.41053] [0.48418]
b(6) -0.0602055 -0.473 -0.320
(0.12739) (0.18807)
[0.63648] [0.74888]
b(7) 3.1432470 0.940 0.727
(3.34369) (4.32249)
[0.34719] [0.46711]

Notes:
1: S.E. = Standard error
2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and
standard errors are based on White's heteroskedasticity
consistent variance matrix.
3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 261
Variance of the residuals: 124.33330704

```

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

```

Standard error of the residuals (SER):          11.15048461
Residual sum of squares (RSS):                31580.65998848
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS):                   238377.31800766
R-square:                                     0.8675
Adjusted R-square:                            0.8644

Overall F test: F(6,254) = 277.21
p-value = 0.00000
Significance levels:          10%          5%
Critical values:              1.8          2.13
Conclusions:                  reject      reject

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 0.470489
REMARK: A better way of testing for autocorrelation
is to specify AR errors and then test the null
hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 0.700367
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.70456
Significance levels:          10%          5%
Critical values:              4.61          5.99
Conclusions:                  accept      accept

Breusch-Pagan test = 61.384964
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(6)
p-value = 0.00000
Significance levels:          10%          5%
Critical values:              10.64         12.59
Conclusions:                  reject      reject

Information criteria:
Akaike:          4.849419626
Hannan-Quinn:   4.887847792
Schwarz:         4.945019790

```

Listado 18: Modelo C Nikkei vs EBG + Short Selling

Se observa de nuevo signo negativo (-0,06) aunque en este caso, atendiendo los valores del estadístico t el parámetro no sería significativo.

Si analizamos el sentimiento de las ventas en corto en los mercados europeos obtenemos los siguientes resultados de las regresiones realizadas:

```

-----
EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Thursday June 23, 2011
Session time: 08:10:08

```

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

```

-----
Dependent variable:
Y = IBEX 35

Characteristics:
IBEX 35
  First observation = 1(=2006.01)
  Last observation  = 261(=2011.01)
  Number of usable observations: 261
  Minimum value: 0.0000000E+000
  Maximum value: 1.0000000E+002
  Sample mean:    5.5375479E+001
  This variable is integer valued.
  A discrete dependent variable model might be more suitable!

X variables:
X(1) = BEAR MARKET
X(2) = CRASH MARKET
X(3) = ECONOMIC CRISIS
X(4) = STOCK EXCHANGE
X(5) = FINANCIAL ETF
X(6) = SHORT SELLING
X(7) = 1

Model:
Y = b(1)X(1) + ..... + b(7)X(7) + U,
where U is the error term, satisfying
E[U|X(1),...,X(7)] = 0.

OLS estimation results
Parameters      Estimate      t-value      H.C. t-value
                (S.E.)      (S.E.)
                [p-value]   [H.C. p-value]
b(1)            -0.5302394   -4.987       -3.648
                (0.10633)   (0.14535)
                [0.00000]   [0.00026]
b(2)            0.4962040    3.064        3.848
                (0.16195)   (0.12894)
                [0.00218]   [0.00012]
b(3)            -0.9557138  -15.579      -18.913
                (0.06135)   (0.05053)
                [0.00000]   [0.00000]
b(4)            0.6023655    5.791        5.556
                (0.10402)   (0.10841)
                [0.00000]   [0.00000]
b(5)            0.5173122    6.147        5.620
                (0.08416)   (0.09205)
                [0.00000]   [0.00000]
b(6)            -0.5252302   -3.382       -2.778
                (0.15528)   (0.18909)
                [0.00072]   [0.00547]
b(7)            40.1684216   9.855        10.658
                (4.07590)   (3.76889)
                [0.00000]   [0.00000]

Notes:
1: S.E. = Standard error
2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and
  standard errors are based on White's heteroskedasticity
  consistent variance matrix.
3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n):                261
Variance of the residuals:                184.74929621
Standard error of the residuals (SER):    13.59225133

```

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

```
Residual sum of squares (RSS):          46926.3212362
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS):            146143.20306513
R-square:                              0.6789
Adjusted R-square:                     0.6713
```

```
Overall F test: F(6,254) = 89.51
p-value = 0.00000
Significance levels:          10%      5%
Critical values:             1.8      2.13
Conclusions:                  reject   reject
```

```
Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 0.306197
REMARK: A better way of testing for autocorrelation
is to specify AR errors and then test the null
hypothesis that the AR parameters are zero.
```

```
Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 6.229168
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2))
p-value = 0.04440
Significance levels:          10%      5%
Critical values:             4.61     5.99
Conclusions:                  reject   reject
```

```
Breusch-Pagan test = 37.066502
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(6)
p-value = 0.00000
Significance levels:          10%      5%
Critical values:             10.64    12.59
Conclusions:                  reject   reject
```

```
Information criteria:
Akaike:          5.245453457
Hannan-Quinn:   5.283881622
Schwarz:        5.341053621
```

```
-----
EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Thursday June 23, 2011
Session time: 08:12:05
-----
```

```
Dependent variable:
Y = DAX 30
```

```
Characteristics:
DAX 30
  First observation = 1(=2006.01)
  Last observation  = 261(=2011.01)
  Number of usable observations: 261
  Minimum value: 0.0000000E+000
  Maximum value: 1.0000000E+002
  Sample mean: 5.6229885E+001
  This variable is integer valued.
  A discrete dependent variable model might be more suitable!
```

```
X variables:
X(1) = BEAR MARKET
X(2) = CRASH MARKET
X(3) = ECONOMIC CRISIS
X(4) = STOCK EXCHANGE
X(5) = FINANCIAL ETF
```

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

```

X(6) = SHORT SELLING
X(7) = 1

Model:
Y = b(1)X(1) + .....+ b(7)X(7) + U,
where U is the error term, satisfying
E[U|X(1),...,X(7)] = 0.

OLS estimation results
Parameters      Estimate      t-value      H.C. t-value
                (S.E.)        (S.E.)
                [p-value]    [H.C. p-value]
b(1)            -0.3777667   -3.548       -3.473
                (0.10648)    (0.10876)
                [0.00039]  [0.00051]
b(2)            1.0271665    6.334        6.260
                (0.16217)    (0.16408)
                [0.00000]  [0.00000]
b(3)            -1.1253481   -18.318      -17.209
                (0.06143)    (0.06539)
                [0.00000]  [0.00000]
b(4)            -0.1800509   -1.729        -1.585
                (0.10416)    (0.11362)
                [0.08389]  [0.11305]
b(5)            0.4603341    5.462         5.364
                (0.08428)    (0.08581)
                [0.00000]  [0.00000]
b(6)            -0.4824671   -3.103        -2.327
                (0.15550)   (0.20735)
                [0.00192]  [0.01997]
b(7)            70.0684211   17.167        17.118
                (4.08162)    (4.09332)
                [0.00000]  [0.00000]

Notes:
1: S.E. = Standard error
2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and
   standard errors are based on White's heteroskedasticity
   consistent variance matrix.
3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n):                261
Variance of the residuals:                185.2682579
Standard error of the residuals (SER):    13.61132829
Residual sum of squares (RSS):           47058.13750596
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS):              129402.20689655
R-square:                                0.6363
Adjusted R-square:                       0.6278

Overall F test: F(6,254) = 74.08
p-value = 0.00000
Significance levels:          10%          5%
Critical values:             1.8         2.13
Conclusions:                  reject      reject

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 0.349642
REMARK: A better way of testing for autocorrelation
is to specify AR errors and then test the null
hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 19.809620

```

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00005
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 44.287933
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(6)
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 10.64 12.59
Conclusions: reject reject

Information criteria:
Akaike: 5.248258524
Hannan-Quinn: 5.286686689
Schwarz: 5.343858688

EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Thursday June 23, 2011
Session time: 08:13:20

Dependent variable:
Y = EURO STOXX 50

Characteristics:
EURO STOXX 50
First observation = 1(=2006.01)
Last observation = 261(=2011.01)
Number of usable observations: 261
Minimum value: 0.0000000E+000
Maximum value: 1.0000000E+002
Sample mean: 5.5743295E+001
This variable is integer valued.
A discrete dependent variable model might be more suitable!

X variables:
X(1) = BEAR MARKET
X(2) = CRASH MARKET
X(3) = ECONOMIC CRISIS
X(4) = STOCK EXCHANGE
X(5) = FINANCIAL ETF
X(6) = SHORT SELLING
X(7) = 1

Model:
 $Y = b(1)X(1) + \dots + b(7)X(7) + U$,
where U is the error term, satisfying
 $E[U|X(1), \dots, X(7)] = 0$.

OLS estimation results

Parameters	Estimate	t-value (S.E.)	H.C. t-value (H.C. S.E.)
		[p-value]	[H.C. p-value]
b(1)	-0.4945992	-5.597 (0.08837)	-3.470 (0.14255)
b(2)	0.1313834	0.976 (0.13458)	0.892 (0.14732)
b(3)	-0.9099370	-17.848 (0.32895)	-19.084 (0.37248)

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

		(0.05098)	(0.04768)
		[0.00000]	[0.00000]
b(4)	1.1511422	13.317	13.411
		(0.08644)	(0.08584)
		[0.00000]	[0.00000]
b(5)	0.3249919	4.647	4.413
		(0.06994)	(0.07364)
		[0.00000]	[0.00001]
b(6)	-0.3320976	-2.574	-1.736
		(0.12904)	(0.19131)
		[0.01007]	[0.08257]
b(7)	22.1829683	6.549	7.830
		(3.38720)	(2.83316)
		[0.00000]	[0.00000]

Notes:
 1: S.E. = Standard error
 2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
 3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 261
 Variance of the residuals: 127.58985718
 Standard error of the residuals (SER): 11.29556803
 Residual sum of squares (RSS): 32407.82372405
 (Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
 Total sum of squares (TSS): 182643.80076628
 R-square: 0.8226
 Adjusted R-square: 0.8184

Overall F test: $F(6,254) = 196.25$
 p-value = 0.00000
 Significance levels: 10% 5%
 Critical values: 1.8 2.13
 Conclusions: reject reject

Test for first-order autocorrelation:
 Durbin-Watson test = 0.393402
 REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 3.311049
 Null hypothesis: The errors are normally distributed
 Null distribution: Chi-square(2)
 p-value = 0.19099
 Significance levels: 10% 5%
 Critical values: 4.61 5.99
 Conclusions: accept accept

Breusch-Pagan test = 37.465997
 Null hypothesis: The errors are homoskedastic
 Null distribution: Chi-square(6)
 p-value = 0.00000
 Significance levels: 10% 5%
 Critical values: 10.64 12.59
 Conclusions: reject reject

Information criteria:
 Akaike: 4.875274585
 Hannan-Quinn: 4.913702751
 Schwarz: 4.970874749

Listado 19: Modelo C Ibox, DAX Eurostoxx vs EBG + Short Selling

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

En todos los casos los parámetros son negativos, -0.53 para el caso español, -0,48 para el índice alemán y -0,33 para el Eurostoxx. Además el estadístico t nos muestra que estos parámetros son significativos tanto en un intervalo de confianza del 95% como en un intervalo de confianza del 99%.

4.4.3. Resumen de resultados

Los parámetros obtenidos en las diferentes regresiones realizadas para el parámetro $\beta(6)$ están agrupados en el *Listado 20*.

Observamos que el parámetro que relaciona el interés de las ventas en corto, medido este a través del número de búsquedas que se realizan en Internet, es negativo para todos los índices analizados promediando valores de -0,33. Así mismo, atendiendo al test de significatividad del estadístico t observamos que es significativo en todos los casos en un intervalo de confianza del 95% y del 99%, a excepción de la regresión realizada para el índice Nikkei donde el parámetro no es significativo y del Nasdaq 100 para el que el intervalo de confianza es del 94%.

Podemos concluir por tanto que el interés por las ventas en corto tiene una relación negativa sobre la evolución de los mercados bursátiles y que ésta es estadísticamente significativa.

Particularizando la interpretación de los resultados obtenidos para el caso español observamos que a medida que los inversores se interesan

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

cada vez más por estrategias bajistas como es la venta en corto (short selling) el mercado efectivamente cae, experimentándose rendimientos negativos. Esto podría interpretarse de tal manera que las estrategias de inversión en corto pueden provocar o acelerar la caída del mercado. Si esto fuese así, incrementos en las posiciones cortas, que deberían observarse acompañados de incrementos en los títulos prestados, deberían ir acompañados de rendimientos negativos en la rentabilidad de las acciones del mercado español y por tanto de sus índices. En el Capítulo 5 analizaremos esta hipótesis proponiendo un nuevo modelo econométrico que contemple esta casuística.

OLS estimation results			
Parameters	Estimate	t-value (S.E.) [p-value]	H.C. t-value (H.C. S.E.) [H.C. p-value]
DJI			
b(6)	-0.2968883	-2.306 (0.12877) [0.02113]	-1.473 (0.20156) [0.14076]
SP500			
b(6)	-0.2195229	-1.870 (0.11741) [0.06153]	-1.104 (0.19879) [0.26947]
Nasdaq100			
b(6)	-0.3867533	-2.668 (0.14495) [0.00762]	-2.152 (0.17975) [0.03142]
Nikkei			
b(6)	-0.0602055	-0.473 (0.12739) [0.63648]	-0.320 (0.18807) [0.74888]
Ibex35			
b(6)	-0.5252302	-3.382 (0.15528) [0.00072]	-2.778 (0.18909) [0.00547]
DAX30			
b(6)	-0.4824671	-3.103 (0.15550) [0.00192]	-2.327 (0.20735) [0.01997]
Eurostoxx 50			
b(6)	-0.3320976	-2.574 (0.12904) [0.01007]	-1.736 (0.19131) [0.08257]

Listado 20: Parámetros obtenidos para "Short Selling"

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

4.5. Análisis de causalidad de Granger entre EBG y los mercados bursátiles

Hemos visto que las búsquedas de ciertos términos por Internet pueden tener capacidad explicativa sobre la evolución de los mercados de valores. No obstante, en econometría, si utilizamos datos de series temporales, si las variables exógenas (X) y las variables endógenas (Y) presentan tendencia, el R^2 puede ser artificialmente elevado fruto de una regresión espuria. En nuestro caso los elevados niveles de significatividad de las regresiones realizadas, prácticamente todas ellas presentan un R^2 por encima del 70%, podría ser fruto de una regresión espuria y que la relación de causalidad no fuese la que se ha planteado en el modelo.

Tenemos correlaciones espurias cuando determinadas estimaciones de modelos que presentan, en principio, buenas validaciones: poseen un alto valor explicativo (R^2), valores significativos de los parámetros, etc., pero que encierran relaciones “no-reales”. Así ocurre cuando las variables explicativas y explicada de la ecuación no son estacionarias, es decir, presentan tendencia. Cuando esto ocurre, el estimador de mínimos cuadrados no es consistente, y los procedimientos de inferencia no son utilizables, puesto que su utilización nos puede llevar a conclusiones engañosas, al rechazar la hipótesis de nulidad de un parámetro, cuando en realidad sí es nulo, debido a que la distribución de probabilidad de los estadísticos, en esos casos, no coincide con la

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

habitual que utilizamos. Por tanto, los valores críticos utilizados son inapropiados.

La pregunta por tanto es: ¿La preocupación de los inversores que se hace patente en la búsqueda de términos como “economic crisis” o “short selling” influye en el mercado o a tenor de la evolución del mercado los inversores buscan más repetidamente dichos términos?

Para resolver esta incógnita podemos utilizar el test de causalidad de Granger (Granger Causality Test). Este test es ampliamente conocido en la práctica econométrica ya que permite identificar de forma rápida relaciones de causalidad entre las variables explicativas y la variable a explicar. El objetivo teórico de este test es determinar si una variable X causa a otra variable Y . El procedimiento que se utiliza es sencillo, especificada la variable X y la variable Y se realiza la regresión de la variable endógena Y_t sobre su propio pasado, es decir, Y_{t-1} , Y_{t-2} , Y_{t-3} , sobre la variable X_t y una serie de valores retrasados de la misma, es decir, X_{t-1} , X_{t-2} , X_{t-3} , etc. Una vez realizada esta regresión, se determina si resulta más fácil predecir el futuro de la variable Y con este instrumento de lo que resultaría estimado Y_t exclusivamente en función de su pasado sin conocer su relación con X ; dicho de otro modo, se analiza si la variable X actual y pasada aporta información valiosa para explicar el futuro de Y (se dice, en ese caso que X es causa Granger de Y) (Granger 2004).

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

Para el análisis de cointegración utilizamos las mismas series temporales y ejecutamos los test de cointegración utilizando la aplicación EViews.

Los resultados de los test de Granger realizados para las distintas variables endógenas aplicadas al modelo en función de la variable explicativa SHORT_SELLING01 se muestran en la *Tabla 13*. En rojo se identifican aquellos estadísticos que rechazan la hipótesis nula de no causalidad en sentido de Granger en un intervalo de confianza superior al 95%.

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
SHORT_SELLING01 does not Granger Cause IBEX_3501	259	6.37311	0.00199
IBEX_3501 does not Granger Cause SHORT_SELLING01		0.85498	0.42651
SHORT_SELLING01 does not Granger Cause DAX_3001	259	1.03364	4.8E-05
DAX_3001 does not Granger Cause SHORT_SELLING01		0.42839	0.65202
SHORT_SELLING01 does not Granger Cause DOW_JONES01	259	1.68585	1.3E-07
DOW_JONES01 does not Granger Cause SHORT_SELLING01		0.34606	0.70780
SHORT_SELLING01 does not Granger Cause EURO_STOXX_5001	259	7.19742	0.00091
EURO_STOXX_5001 does not Granger Cause SHORT_SELLING01		0.89581	0.40956
SHORT_SELLING01 does not Granger Cause NASDAQ_10001	259	1.51917	5.9E-07
NASDAQ_10001 does not Granger Cause SHORT_SELLING01		0.48463	0.61649
SHORT_SELLING01 does not Granger Cause NIKKEI	259	1.37068	2.2E-06
NIKKEI does not Granger Cause SHORT_SELLING01		263.512	0.07367

Tabla 13: Análisis de Cointegración "Short Selling"

En estas tablas hemos utilizado el siguiente código de colores:

- **Rojo:** Aquellos estadísticos significativos al menos al 95%.
- **Naranja:** Aquellos estadísticos no significativos al 95% pero cercanos.

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

- **Rosa:** Aquellos estadísticos significativos al menos al 95% que identifican una posible relación causal de la variable endógena hacia la variable exógena.

La variable explicativa “Short Selling” es causa en sentido de Granger de la evolución de todos los índices analizados (variables explicadas) en un intervalo de confianza superior al 99% en todos los casos, mientras que la relación causal en sentido contrario no se da en ningún caso. Podemos aseverar por tanto que las búsquedas en internet del término “Short Selling” tienen capacidad explicativa sobre la evolución de los índices bursátiles y no al revés.

Si atendemos al resto de variables exógenas consideradas vemos que la relación es causal en sentido de Granger de las variables explicativas a la endógena y no al revés.

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
IBEX_3501 does not Granger Cause CRASH_MARKET01	259	2.11583	0.12265
CRASH_MARKET01 does not Granger Cause IBEX_3501		5.04583	0.00710
CRASH_MARKET01 does not Granger Cause DAX_3001	259	5.53451	0.00444
DAX_3001 does not Granger Cause CRASH_MARKET01		1.34050	0.26356
CRASH_MARKET01 does not Granger Cause DOW_JONES01	259	5.68325	0.00385
DOW_JONES01 does not Granger Cause CRASH_MARKET01		0.94591	0.38969
CRASH_MARKET01 does not Granger Cause EURO_STOXX_5001	259	6.40854	0.00193
EURO_STOXX_5001 does not Granger Cause CRASH_MARKET01		2.12046	0.12210
CRASH_MARKET01 does not Granger Cause NASDAQ_10001	259	5.05941	0.00700
NASDAQ_10001 does not Granger Cause CRASH_MARKET01		1.01086	0.36537
CRASH_MARKET01 does not Granger Cause NIKKEI	259	5.41200	0.00499
NIKKEI does not Granger Cause CRASH_MARKET01		1.08961	0.33792

Tabla 14: Análisis de Cointegración “Crash Market”

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

Vemos en la *Tabla 14* que la preocupación por un crash bursátil (CRASH_MARKET01) es causal en sentido de Granger sobre todos los índices analizados al 99% de confianza, con la excepción del IBEX-35.

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
FINANCIAL_MARKET01 does not Granger Cause IBEX_3501	259	2.21329	0.11145
IBEX_3501 does not Granger Cause FINANCIAL_MARKET01		0.80210	0.44952
FINANCIAL ETF01 does not Granger Cause IBEX_3501	259	2.53090	0.08159
IBEX_3501 does not Granger Cause FINANCIAL ETF01		0.49930	0.60755
FINANCIAL_MARKET01 does not Granger Cause DAX_3001	259	4.78059	0.00916
DAX_3001 does not Granger Cause FINANCIAL_MARKET01		1.06835	0.34511
FINANCIAL ETF01 does not Granger Cause DAX_3001	259	2.10193	0.12434
DAX_3001 does not Granger Cause FINANCIAL ETF01		1.13163	0.32413
FINANCIAL_MARKET01 does not Granger Cause DOW_JONES01	259	3.85181	0.02249
DOW_JONES01 does not Granger Cause FINANCIAL_MARKET01		2.58294	0.07754
FINANCIAL ETF01 does not Granger Cause DOW_JONES01	259	2.94092	0.05462
DOW_JONES01 does not Granger Cause FINANCIAL ETF01		1.84807	0.15965
FINANCIAL_MARKET01 does not Granger Cause EURO_STOXX_5001	259	3.78401	0.02402
EURO_STOXX_5001 does not Granger Cause FINANCIAL_MARKET01		1.52537	0.21953
FINANCIAL ETF01 does not Granger Cause EURO_STOXX_5001	259	2.05010	0.13085
EURO_STOXX_5001 does not Granger Cause FINANCIAL ETF01		1.70567	0.18372
FINANCIAL_MARKET01 does not Granger Cause NASDAQ_10001	259	5.98647	0.00288
NASDAQ_10001 does not Granger Cause FINANCIAL_MARKET01		2.60752	0.07569
FINANCIAL ETF01 does not Granger Cause NASDAQ_10001	259	0.98570	0.37460
NASDAQ_10001 does not Granger Cause FINANCIAL ETF01		0.51961	0.59539
FINANCIAL_MARKET01 does not Granger Cause NIKKEI	259	2.64272	0.07312
NIKKEI does not Granger Cause FINANCIAL_MARKET01		6.59814	0.00161
FINANCIAL ETF01 does not Granger Cause NIKKEI	259	1.93003	0.14727
NIKKEI does not Granger Cause FINANCIAL ETF01		4.25368	0.01524

Tabla 15: Análisis de Cointegración “Financial Market” y “Financial ETF”

En cuanto al interés por los mercados financieros medible por las variables exógenas FINANCIAL_MARKET01 y FINANCIAL ETF01 vemos en la *Tabla 15* que aunque el test de Granger es un poco menos concluyente ya que no se supera en todos los casos el 95% de confianza, sigue indicándonos que la relación de causalidad está dirigida desde la variable exógena a la variable explicativa y no al revés.

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
ECONOMIC_CRISIS01 does not Granger Cause IBEX_3501	259	6.54818	0.00169
IBEX_3501 does not Granger Cause ECONOMIC_CRISIS01		6.37315	0.00199
ECONOMIC_CRISIS01 does not Granger Cause DAX_3001	259	8.53166	0.00026
DAX_3001 does not Granger Cause ECONOMIC_CRISIS01		4.33890	0.01403
ECONOMIC_CRISIS01 does not Granger Cause DOW_JONES01	259	1.12398	2.1E-05
DOW_JONES01 does not Granger Cause ECONOMIC_CRISIS01		236.412	0.09610
ECONOMIC_CRISIS01 does not Granger Cause EURO_STOXX_5001	259	7.25847	0.00086
EURO_STOXX_5001 does not Granger Cause ECONOMIC_CRISIS01		6.58788	0.00162
ECONOMIC_CRISIS01 does not Granger Cause NASDAQ_10001	259	3.81600	0.02329
NASDAQ_10001 does not Granger Cause ECONOMIC_CRISIS01		0.55180	0.57660
ECONOMIC_CRISIS01 does not Granger Cause NIKKEI	259	3.49076	0.03195
NIKKEI does not Granger Cause ECONOMIC_CRISIS01		2.67554	0.07081

Tabla 16: Análisis de Cointegración “Economic Crisis”

En cuanto a la preocupación por la crisis económica vemos en la *Tabla 16* que es causal en sentido de Granger sobre todos los índices analizados al 95% de confianza y al 99% también en todos menos para Nasdaq y Nikkei. Aunque puede existir en algunos casos relación de causalidad en sentido contrario ésta siempre es menor que la originada desde la variable explicativa.

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
IBEX_3501 does not Granger Cause BEAR_MARKET01	259	1.64847	0.19439
BEAR_MARKET01 does not Granger Cause IBEX_3501		0.42468	0.65444
BEAR_MARKET01 does not Granger Cause DAX_3001	259	0.92055	0.39963
DAX_3001 does not Granger Cause BEAR_MARKET01		2.72975	0.06715
BEAR_MARKET01 does not Granger Cause DOW_JONES01	259	0.40055	0.67038
DOW_JONES01 does not Granger Cause BEAR_MARKET01		1.07868	3.2E-05
BEAR_MARKET01 does not Granger Cause EURO_STOXX_5001	259	0.56668	0.56812
EURO_STOXX_5001 does not Granger Cause BEAR_MARKET01		2.40132	0.09265
BEAR_MARKET01 does not Granger Cause NASDAQ_10001	259	0.65703	0.51927
NASDAQ_10001 does not Granger Cause BEAR_MARKET01		7.78210	0.00052
BEAR_MARKET01 does not Granger Cause NIKKEI	259	0.36905	0.69176
NIKKEI does not Granger Cause BEAR_MARKET01		3.94496	0.02055

Tabla 17: Análisis de Cointegración “Bear Market”

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

Por el contrario, la variable BEAR_MARKET01 que mediría el interés (o la preocupación) de los inversores por los mercados bajistas, a pesar de ser significativa según estadístico t en las regresiones realizadas, no presenta una clara relación de causalidad. (*Tabla 17*)

No obstante, autores como Guisán (2002) proponen ser prudentes al descartar regresiones como espurias ya que estos test tienen tendencia a identificar como espurias relaciones que no lo son.

Debemos concluir por tanto que la relación entre búsquedas en Internet y la evolución de los índices bursátiles no es espuria. Las estadísticas de búsquedas en Internet de ciertos términos financieros aportan información, tiene capacidad explicativa y es un buen indicador del sentimiento de los inversores sobre el clima financiero, es decir es un buen termómetro de la confianza de los inversores, ingrediente clave para la evolución de los mercados.

Atendiendo al tema que nos ocupa, las ventas en corto vemos que existe una relación causal en sentido de Granger de signo negativo entre el interés en las ventas en corto y la evolución a la baja de las bolsas. En el capítulo siguiente buscaremos la evidencia estadística de dicha presunta relación negativa entre volumen de ventas en corto o volumen de títulos prestados y rendimiento del mercado.

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

Capítulo 5. Relevancia de la venta en corto en la rentabilidad de la Bolsa Española

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

En los capítulos anteriores hemos conocido en detalle la operativa de la venta en corto y hemos propuesto un modelo econométrico que nos permite identificar la evolución del mercado en función del interés de los inversores sobre ciertos temas concretos. El interés por la venta en corto se muestra como una señal contraria a mercados alcistas. En el presente capítulo vamos a proponer un modelo econométrico que nos permita identificar si esa sensación es real y termina plasmándose en las operaciones que se realizan en mercado realmente.

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

5.1. Modelo Propuesto: Evolución de los mercados bursátiles en función del saldo de títulos prestados

En el Capítulo 3 hemos estudiado una muestra muy representativa de los artículos académicos que han estudiado los efectos de las ventas en corto, y por tanto del préstamo de valores, en un intervalo de tiempo de más de setenta años.

En la *Tabla 18*, queda patente la discrepancia en las conclusiones de los trabajos precedentes sobre la relación entre posiciones cortas y la rentabilidad de valores y mercados encontrando trabajos que identifican una relación positiva, trabajos que identifican una relación negativa y trabajos que proponen la no existencia de relación alguna.

Aunque también hay discrepancia sobre la metodología a seguir en el análisis vemos que la mayoría de los trabajos han utilizado modelos de regresión lineal basados en el Modelo Lineal General (MLG), correlacionando el volumen de posiciones cortas con respecto a la rentabilidad generada por valores o índices.

También existe cierta homogeneidad en la frecuencia utilizada y en la fuente ya que la mayoría de los trabajos utilizan los datos de posiciones cortas (short interest) publicados mensualmente, hacia el 15 de cada mes, por el NYSE. El mercado en el cual se centran casi todos los

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

trabajos (a excepción del trabajo de Ko sobre el mercado japonés) es obviamente el mercado americano.

Autor	Año	Mercado	Periodo desde	Periodo Hasta	Frecuencia	Modelo	Relación	Artículo	Journal
Seneca	1967	NYSE	1946	1965	Mensual	MLG	Negativa	Short Interest: Bearish or Bullish?	JOF
Seneca	1967	NYSE	1946	1965	Mensual	MLG	Negativa	Short Interest: Bearish or Bullish? - Reply	JOF
Hanna	1968	NYSE	1946	1965	Mensual	MLG	Positiva	Short Interest: Bearish or Bullish? - Comment	JOF
Mayor	1968	NYSE	1962	1966	Mensual	MLG	Ninguna	Short Trading Activities and the Price of Equities: Some Simulation and Regression Results	JFQA
Smith	1968	NYSE	1967	1968	Mensual	Simulación carteras	Ninguna	Short Interest and Stock Market Prices	FAJ
Gup	1973	S&P 500	1955	1970	Mensual	MLG	Positiva	A Note on Stock Market Indicators and Stock Prices	JFQA
McDonalld	1973	NYSE	1961	1966	Mensual	MLG	Positiva	Risk and Return on Short Positions in Common Stocks	JOF
Hanna	1976	NYSE	1962	1969	Mensual	Binomial	Positiva	A Stock Price Predictive Model Based on Changes in Ratios of Short Interest to Trading Volume	JFQA
Bowlin	1987	NYSE	1942	1984	Mensual	MLG	Negativa	Do specialist' short sales predict returns?	JOPM
Brent	1990	NYSE	1974	1986	Mensual	MLG	Positiva	Short Interest: Explanations and Tests	JFQA
Senchack	1993	NYSE, ASE	1980	1986	Mensual	Simulación carteras	Negativa	Short-Sale Restrictions and Market Reaction to Short-Interest Announcements	JFQA
Woolridge	1994	Nasdaq, NYSE y Amex	1986	1991	Mensual	MLG	Positiva	Short Selling and Common Stock Prices	FAJ
Desai	2000	Nasdaq	1988	1994	Mensual	MLG	Negativa	An Investigation of the Informational Role of Short Interest in the Nasdaq Market	JOF
Ko	2006	TSE	1977	2002	Mensual	MLG	Positiva	Short selling and stock prices with regime switching in the absence of market makers: The case of Japan	JWE

Tabla 18: Resumen artículos sobre ventas en corto

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

El análisis empírico que proponemos realizar se basa en los trabajos precedentes analizados en el epígrafe anterior, con las siguientes similitudes y valor añadido diferenciador:

- El análisis será similar al realizado por otros autores para el mercado americano (Seneca 1967, Mayor 1968, Gup 1973, Bowlin 1987, Woolridge 1994) o japonés (Ko, 2006) pero se realizará con datos de la Bolsa Española, mercado para el que hasta la fecha no hemos encontrado trabajos que aborden este estudio desde una perspectiva rigurosamente académica y para el que las ventas en corto no se considera una práctica comúnmente realizada (Bris 2007).
- Los estudios referenciados se han centrado en los ratios de posiciones cortas publicadas mensualmente por el NYSE. Nuestro análisis propone las siguientes variantes:
 - Trabajaremos con frecuencias diarias intentando identificar los diferentes efectos de las variables retardadas.
 - Trabajaremos con datos de saldos vivos de préstamos de valores extendiéndose así el análisis al efecto no sólo de estrategias especulativas de venta en corto sino a otras estrategias basadas en el préstamo de valores como por ejemplo arbitrajes o coberturas. (Brent 1990)
- El estudio abarcará una muestra que podrá segregarse en dos submuestras, una de claro carácter alcista y otra de claro carácter bajista. Siguiendo el modelo propuesto por Ko (2006) el análisis

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

pretende identificar posibles diferentes patrones dependiendo del contexto de mercado en el que nos encontremos.

- El estudio se realiza tanto a nivel agregado estudiando el mercado español según su índice de referencia, el Ibex 35, como a nivel individual valor por valor, siguiendo la metodología de estudio propuesta por Woolridge (1994).
- Los resultados obtenidos para las regresiones realizadas a nivel individual, se agruparán atendiendo a diferentes criterios con el objetivo de tratar de identificar distintos patrones dependiendo de las siguientes características de cada valor:
 - Tamaño: Los resultados se agruparán según la capitalización bursátil de la empresa agrupándose en valores de pequeña capitalización (small caps), mediana capitalización (medium caps) y gran capitalización (blue chips). El objetivo es tratar de identificar si valores de mayor tamaño representan diferente relación con respecto al préstamo de valores de los activos con menor tamaño (Desay 2002).
 - Sector: El objetivo es tratar de identificar si valores de sectores determinados son más prestados que valores de otros sectores. Definimos los siguientes sectores para esta agrupación (Desay 2002):
 - Banca y Finanzas
 - Construcción
 - Teleco-Comunicaciones

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

- Utilities
- Otros
- Volatilidad: El objetivo es tratar de identificar si valores más volátiles y por tanto con más riesgo, a los cuales se les pueda considerar como más especulativos tienen diferente relación entre el saldo de títulos prestados y su rentabilidad (McDonalld, 1973).

5.1.1. Formulación matemática

Para analizar la relación entre los saldos vivos de títulos prestados de la Bolsa Española y la rentabilidad de los valores proponemos utilizar los siguientes modelos alternativos:

$$RC_{it} = \alpha_i + \beta \cdot PV_{it} + \varepsilon_t \quad (\text{Modelo I})$$

Donde:

- RC_{it} Rentabilidad diaria del valor i en la sesión t con respecto al cierre de la sesión anterior.
- PV_{it} Variación del saldo de títulos prestados para el valor i en la sesión t .
- α_i Parámetro constante para el valor i
- ε_t Parámetro de error

Este modelo pretende ser coherente con el supuesto de que cuantos más agentes toman posiciones cortas en un valor en concreto, por un

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

lado mayor será el volumen de títulos prestados, y por otro lado mayor presión vendedora recibirá el mercado, lo que provocará caídas en las cotizaciones de los valores, según hemos identificado a través de la relación del mercado con las búsquedas en Internet del término “short selling”.

Siguiendo el razonamiento anterior, deberíamos esperar obtener un parámetro β negativo lo que nos llevaría a validar las conclusiones de Seneca (1967), Bowlin (1987) o Desai (2000) donde predominaría el efecto negativo asociado a las malas expectativas de los agentes sobre la evolución futura del valor.

El Modelo I que proponemos coincide con los modelos utilizados por Woolridge (1994) para el mercado americano y Ko (2006) para el mercado japonés.

Si sobre un gráfico de dispersión situásemos las tasas de variación de nuestra variable endógena (la cotización del valor) en el eje de ordenadas (eje Y), y las tasas de variación de nuestra variable explicativa (el saldo de títulos prestados) en el eje de abscisas (eje X), esperaríamos una relación negativa semejante a la propuesta en la *Ilustración 12*.



Ilustración 12: Relación esperada entre saldo de títulos prestados y la bolsa

Por el contrario, si el parámetro β resultase positivo deberíamos validar las conclusiones de autores como Hanna (1968), Gup (1973), McDonald (1973) o Woolridge (1994) predominando el efecto alcista por las futuras compras para el cierre de posiciones cortas, así como la fuente de liquidez del préstamo de valores en periodos de fuerte demanda de acciones.

Teniendo en cuenta que las posiciones cortas pueden mantenerse durante un tiempo más o menos prolongado, consideramos un modelo alternativo en el cual utilizamos una observación anterior de la variación de títulos prestados:

$$RC_{it} = \alpha_i + \delta \cdot PV_{it-1} + \varepsilon_t \quad (\text{Modelo II})$$

Donde:

- RC_{it} Rentabilidad diaria del valor i en la sesión t .
- PV_{it-1} Variación del saldo de títulos prestados para el valor i en la sesión $t-1$.
- α_i Parámetro constante para el valor i

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

- ε_t Parámetro de error

Este modelo a aplicar en el mercado español coincide con el utilizado por Bowlin (1987) y Mayor (1968) para el mercado americano.

Como tercer modelo proponemos la fusión de los dos modelos anteriores para intentar identificar el efecto combinado de títulos prestados en el mismo periodo y en periodos anteriores.

$$RC_{it} = \alpha_i + \beta \cdot PV_{it} + \delta \cdot PV_{it-1} + \varepsilon_t \quad (\text{Modelo III})$$

Donde:

- RC_{it} Rentabilidad diaria del valor i en la sesión t.
- PV_{it} Variación del saldo de títulos prestados para el valor i en la sesión t.
- PV_{it-1} Variación del saldo de títulos prestados para el valor i en la sesión t-1.
- α_i Parámetro constante para el valor i
- ε_t Parámetro de error

Las regresiones a calcular se realizarán utilizando muestras de periodicidad diaria.

Así mismo cada análisis se repetirá para la submuestra del periodo alcista y para el periodo bajista.

Los resultados obtenidos se agruparán según criterios de

- Tamaño de empresa (small, medium y large caps)

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

- Sector industrial
- Volatilidad

Según el método de trabajo descrito anteriormente y tal y como se resume en la *Tabla 19* se deberán obtener doce juegos de regresiones para cada modelo.

	Toda la muestra	Alcista	Bajista
Diaria	Todos los valores	Todos los valores	Todos los valores
	Agrupados por tamaño de la empresa	Agrupados por tamaño de la empresa	Agrupados por tamaño de la empresa
	Agrupados por sector	Agrupados por sector	Agrupados por sector
	Agrupados por volatilidad	Agrupados por volatilidad	Agrupados por volatilidad

Tabla 19: Desagregación del análisis sobre la venta en corto

5.1.2. Datos

Los datos que se han utilizado para este análisis han sido extraídos del Boletín Diario de Bolsa de Madrid¹⁹.

Aunque la información es pública y existe total transparencia sobre la operativa de préstamo de valores como ya hemos mencionado anteriormente, el no poder descargar la información en formato

¹⁹ El Boletín Diario de Bolsa de Madrid se publica el día posterior a la sesión bursátil y está disponible de manera gratuita en la web:

<http://www.bolsamadrid.es/esp/bolsamadrid/publicacion/boletin/boletin.htm>

electrónico de forma rápida es una restricción indirecta a la transparencia que MiFID persigue (Gómez, 2008).

Para calcular los saldos de préstamo de valores para el Ibex 35 a nivel agregado primero se han convertido los títulos prestados a Euros según el precio de cierre de la sesión correspondiente para posteriormente calcular el valor de mercado de títulos prestados del Ibex 35.

Las cotizaciones de índices y valores de la bolsa Española han sido obtenidas de Six Telekurs²⁰.

5.1.3. Estimación del modelo propuesto y resultados

Los resultados obtenidos del análisis planteado son los siguientes:

5.1.3.1. Estudio del Modelo I para el IBEX-35

El primer análisis que realizamos trata cifras agregadas relacionando la evolución de la rentabilidad del IBEX-35 con la evolución del préstamo

²⁰ Six Telekurs es el proveedor de datos de Yahoo! Finanzas, servicio gratuito que hemos utilizado para la descarga de cotizaciones históricas:

<http://es.finance.yahoo.com/>

Sobre las bolsas de valores cubiertas en Yahoo! Finanzas, los proveedores de información y sus respectivos retrasos véase:

<http://help.yahoo.com/l/es/yahoo/finance/basics/fitadelay2.html>

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

de valores a nivel agregado para los 35 valores que componen dicho índice.

La muestra de datos de la que disponemos abarca desde Enero de 2006 hasta Octubre de 2008 lo que implica un primer periodo alcista hasta noviembre de 2007 y un segundo periodo bajista. La frecuencia de los datos es diaria.

El modelo aplicado sería:

$$RC_t = \alpha + \beta \cdot PV_t + \varepsilon_t \quad (\text{Modelo I})$$

Donde:

- RC_t Es la rentabilidad del IBEX-35 experimentada de una sesión a otra.
- PV_t Es la variación en el volumen de posiciones cortas de una sesión a otra

Para el cálculo de RC_t se realiza una simple tasa de variación de una sesión otra:

$$RC_t = (IBEX35_t - IBEX35_{t-1}) / IBEX35_{t-1}$$

Para el cálculo de PV_t existen dos alternativas, la primera es normalizar las cifras del volumen de préstamo de valores de las distintas acciones que componen el Ibex 35 según el valor de mercado de cada observación.

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

Teniendo en cuenta dicho criterio los resultados obtenidos tras ejecutar la regresión correspondiente son los siguientes según el periodo considerado:

- Todo: Todo el periodo desde Enero de 2006 hasta Octubre de 2008 (719 observaciones).
- Alcista: Primer periodo de carácter alcista que va desde Enero de 2006 hasta Noviembre de 2007 (479 observaciones).
- Bajista: Segundo periodo de carácter bajista que va desde Noviembre de 2007 hasta Octubre 2008 (245 observaciones).

Y	X	Periodo	β	t-value	p-value	α	t-value	p-value	R2	D-W
IBEX	PV_€	Todo	0,37	21,34	0,00	0,00	-0,16	0,87	0,39	1,95
IBEX	PV_€	Alcista	0,16	10,59	0,00	0,00	1,57	0,12	0,19	2,02
IBEX	PV_€	Bajista	0,66	22,43	0,00	0,00	0,07	0,95	0,67	1,69

Tabla 20: Resultados Modelo I datos en €

En el resumen de resultados obtenidos utilizaremos el siguiente código de colores:

- Parámetros:
 - Verde si es positivo
 - Rojo si es negativo
 - Amarillo si es 0 o prácticamente 0 (entre -0,01 y 0,01)
- P-value del estadístico t
 - Rojo si es menor a 0,05 y por tanto el parámetro es significativo al menos en un intervalo de confianza del 95%.

Observamos en la *Tabla 20* que el parámetro β que mide la relación entre el volumen de préstamo de valores y la rentabilidad del mercado

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

medida como la variación del índice IBEX-35 es positivo en todos los casos, tanto considerando toda la muestra (0,37) como considerando exclusivamente el periodo alcista (0,16) o el bajista (0,66). La interpretación de estos parámetros es que ante un incremento en el préstamo de valores es de esperar que la bolsa suba y viceversa.

Destacar que en un periodo bajista el parámetro es mayor que en un periodo alcista, y que en toda la muestra. Es decir, la relación positiva entre préstamo de valores y rentabilidad del mercado es más fuerte cuando la bolsa “baja”. Por tanto, si en un mercado bajista observamos un incremento del saldo de títulos prestados, provocado por un incremento en las posiciones cortas, no debemos esperar que el mercado siga cayendo y se hunda, todo lo contrario, lo que deberíamos esperar es un repunte o al menos que las caídas sean más suaves.

Todos los parámetros anteriores son significativos al 95% y al 99% según su estadístico t. Como era de esperar por la sencillez del modelo planteado, la capacidad explicativa del mismo medida a través del coeficiente R^2 es baja, excepto en la submuestra del periodo bajista donde se alcanza un 67%, mientras que se superan los test habituales de ausencia de autocorrelación (test de Drubin-Watson), normalidad en los residuos (test de Jarque-Bera) y ausencia de heteroscedasticidad (test de Breusch-Pagan) (ver Anexo 1)

La segunda alternativa es escalar las cifras del volumen de préstamo de valores de las distintas acciones que componen el IBEX-35 según el porcentaje de las acciones emitidas de dicha empresa. Siguiendo los resultados obtenidos deberíamos esperar que si el porcentaje de títulos

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

prestados de una empresa aumenta debería aumentar la rentabilidad de la misma.

Así calculamos el valor de mercado de los títulos prestados de cada componente del IBEX-35 y lo totalizamos. A continuación agregamos el valor de la capitalización bursátil de los 35 componentes. El cociente de dichas cifras nos da el porcentaje del IBEX-35 que ha sido prestado.

Teniendo en cuenta este criterio alternativo los resultados obtenidos tras ejecutar la regresión correspondiente son los siguientes según el periodo considerado (*Tabla 21*):

- Todo: Todo el periodo desde Enero de 2006 hasta Octubre de 2008 (719 observaciones).
- Alcista: Primer periodo de carácter alcista que va desde Enero de 2006 hasta Noviembre de 2007 (479 observaciones).
- Bajista: Segundo periodo de carácter bajista que va desde Noviembre de 2007 hasta Octubre 2008 (245 observaciones).

Y	X	Periodo	β	t-value	p-value	α	t-value	p-value	R2	D-W
IBEX	PV_%	Todo	0,04	1,63	0,10	0,00	-0,19	0,85	0,00	2,15
IBEX	PV_%	Alcista	0,03	1,40	0,16	0,00	1,92	0,05	0,00	2,08
IBEX	PV_%	Bajista	0,10	1,12	0,26	0,00	-1,26	0,21	0,01	2,20

Tabla 21: Resultados Modelo I datos en %

El resultado es similar al obtenido bajo el criterio anterior obteniéndose parámetros positivos en las tres submuestras analizadas, 0,04 para todo el periodo, 0,03 para el periodo alcista y 0,10 para el periodo bajista. Así mismo se sigue observando el mismo orden de magnitud siendo mayor el parámetro calculado para el periodo bajista. La relación

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

positiva entre préstamo de valores y rentabilidad del mercado es más fuerte cuando la bolsa “baja” tanto si tenemos en cuenta el valor de mercado de los títulos prestados como si consideramos el porcentaje que éste implica sobre la capitalización bursátil de dicha empresa.

En cuanto a la especificación del modelo, observamos que no hay autocorrelación siendo cercano a 2 el valor de los test de Durbin-Watson, y se siguen superando los test habituales de normalidad en los residuos (test de Jarque- Bera) y ausencia de heteroscedasticidad (test de Breusch-Pagan) (ver Anexo 1).

No obstante se aprecia que los parámetros obtenidos, aunque mantienen el mismo signo, dejan de ser significativos ni siquiera con un intervalo de confianza del 95%.

5.1.3.2. Estudio del Modelo II para el IBEX-35

A continuación analizamos el Modelo II en el cual la única variable independiente es un retraso en el volumen de préstamo de valores:

$$RC_{it} = \alpha_i + \delta \cdot PV_{it-1} + \varepsilon_t \quad (\text{Modelo II})$$

De nuevo disponemos el dato en valor de mercado del préstamo de valores y en porcentaje del valor de mercado del préstamo de valores sobre el IBEX-35.

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

Siguiendo el primer criterio los resultados de la regresión son los siguientes (*Tabla 22*):

Y	X	Periodo	δ	t-value	p-value	α	t-value	p-value	R2	D-W
IBEX	PV_€	Todo	-0,02	-0,848	0,396	0,00	-0,21	0,833	0,00	2,17
IBEX	PV_€	Alcista	-0,01	-0,378	0,705	0,00	1,95	0,05	0,00	2,06
IBEX	PV_€	Bajista	-0,05	-0,929	0,35	0,00	-1,44	0,148	0,00	2,97

Tabla 22: Resultados Modelo II datos en €

En este caso los parámetros obtenidos son negativos pero muy cercanos a 0 y además no son estadísticamente significativos en ningún caso atendiendo a las cifras del estadístico t. La capacidad explicativa del modelo es prácticamente nula (un R^2 prácticamente de 0 en todos los casos) aunque se superan los test habituales de normalidad en los residuos (test de Jarque-Bera) y ausencia de heteroscedasticidad (test de Breusch-Pagan) (ver Anexo 2).

Si utilizamos el porcentaje de títulos prestados los resultados de las regresiones realizadas son los siguientes:

Y	X	Periodo	δ	t-value	p-value	α	t-value	p-value	R2	D-W
IBEX	PV_%	Todo	0,01	0,419	0,67	0,00	-0,21	0,84	0,00	2,15
IBEX	PV_%	Alcista	0,00	-0,17	0,86	0,00	1,9	0,05	0,00	2,08
IBEX	PV_%	Bajista	0,05	0,588	0,55	0,00	-1,29	0,19	0,00	2,19

Tabla 23: Resultados Modelo II datos en %

De nuevo los parámetros no son estadísticamente significativos siendo prácticamente nula la capacidad explicativa del modelo. Los parámetros son positivos en lugar de ser negativos (ver Anexo 2).

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

Por lo tanto podríamos interpretar los resultados ofrecidos por las regresiones realizadas para el Modelo II como la ausencia de relación entre los volúmenes de préstamos de valores en una sesión con respecto a la rentabilidad del mercado según el IBEX-35 en la sesión siguiente.

5.1.3.3. Estudio del Modelo III para el IBEX-35

Por último en el Modelo III proponíamos introducir dos variables explicativas, el volumen de préstamo de valores en la misma sesión y el volumen de préstamo de valores en la sesión anterior:

$$RC_{it} = \alpha_i + \beta \cdot PV_{it} + \delta \cdot PV_{it-1} + \varepsilon_t \quad (\text{Modelo III})$$

Si consideramos el volumen de préstamo de valores según su valor de mercado obtenemos los siguientes resultados (*Tabla 24*):

Y	X	Periodo	β	t-value	p-value	δ	t-value	p-value	α	t-value	p-value	R2	D-W
IBEX	PV_€	Todo	0,38	22,02	0,00	-0,07	-4,36	0,00	0,00	-0,19	0,85	0,40	1,96
IBEX	PV_€	Alcista	0,17	10,90	0,00	-0,04	-2,53	0,01	0,00	1,69	0,09	0,20	2,00
IBEX	PV_€	Bajista	0,66	22,96	0,00	-0,09	-3,17	0,00	0,00	-0,28	0,78	0,68	1,73

Tabla 24: Resultados Modelo III datos en €

Observamos que los valores del parámetro β son muy próximos a los obtenidos en el Modelo I, observándose una relación positiva entre el volumen de títulos prestados en una sesión y la rentabilidad experimentada por el IBEX-35. Es decir, cuanto más títulos se prestan en

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

una sesión más “sube” la bolsa. Todos estos parámetros son estadísticamente significativos tanto para un intervalo de confianza del 95% como para un intervalo de confianza del 99%.

Se repite la pauta observada en el Modelo I registrándose mayores parámetros positivos en el ciclo bajista de la muestra. De nuevo observamos que cuando la bolsa cae, disminuye el volumen de títulos prestados en mayor proporción a lo que lo hace en un entorno bajista.

Se observa que el parámetro δ es negativo en todos los casos siendo más elevado en entornos bajistas (-0,09). Además es estadísticamente significativo según el estadístico t al 99% de confianza en todos los casos.

Se superan los test habituales de normalidad en los residuos (test de Jarque- Bera) y ausencia de heteroscedasticidad (test de Breusch-Pagan) (ver Anexo 3).

Se observa que el modelo, según el estadístico Durbin-Watson no presenta posibles auto-correlaciones siendo los valores de este estadístico cercanos a 2.

Si utilizamos el porcentaje de títulos prestados los resultados de las regresiones realizadas son los contenidos en la *Tabla 25*.

Al igual que en el Modelo I los parámetros β son positivos aunque mucho menores que en las regresiones anteriores.

El parámetro δ es prácticamente 0 en todos los casos.

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

Y	X	Periodo	β	t-value	p-value	δ	t-value	p-value	α	t-value	p-value	R2	D-W
IBEX	PV_%	Todo	0,04	1,57	0,12	0,00	0,03	0,98	0,00	-0,20	0,85	0,00	2,15
IBEX	PV_%	Alcista	0,03	1,47	0,14	-0,01	-0,50	0,62	0,00	1,92	0,06	0,00	2,08
IBEX	PV_%	Bajista	0,09	0,98	0,33	0,02	0,27	0,79	0,00	-1,24	0,21	0,01	2,20

Tabla 25: Resultados Modelo III datos en %

En ese caso se superan los test habituales de normalidad en los residuos (test de Jarque- Bera) y ausencia de heteroscedasticidad (test de Breusch-Pagan) y ya no se observan posibles problemas de auto-correlación (ver Anexo 3), pero de nuevo con estos datos los parámetros no son significativos.

Si atendemos al grado de ajuste del Modelo I según su R^2 y al del Modelo III observamos que el Modelo III sólo presenta un mejor ajuste en un 1% al incorporar una variable más, un retardo en el saldo de títulos prestados, por lo que podemos concluir que esta variable apenas aporta información.

5.1.3.4. Estudio del Modelo I para los componentes del IBEX-

35

Teniendo en cuenta que, a tenor de los resultados anteriores, el Modelo I es el que nos aportan más información, el análisis continúa estudiando de forma desagregada la relación existente entre el volumen de títulos prestados y la rentabilidad de cada valor componente del IBEX-35 a nivel individual.

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

Para el cálculo de RC_{it} se realiza una simple tasa de variación de la cotización de un valor de una sesión otra. Por ejemplo para el caso de Abertis (ABE) que es el primer valor del IBEX-35 en una ordenación alfabética de su ticker:

$$RC_{ABE,t} = \frac{ABE_t - ABE_{t-1}}{ABE_{t-1}}$$

Para el cálculo de PV_{it} en este caso no es necesario escalar la serie por lo que se ha tomado la tasa de variación del saldo de títulos prestados de la sesión t con respecto a la sesión anterior (t-1). Por ejemplo:

$$PV_{ABE,t} = \frac{PV_{ABE_t} - PV_{ABE_{t-1}}}{PV_{ABE_{t-1}}}$$

Donde PV_{ABE_t} es el saldo de títulos prestados de Abertis en la sesión t. Esta serie temporal se ha corregido para eliminar los saltos provocados por splits y otras operaciones financieras.

5.1.3.4.1. Toda la muestra

Los resultados obtenidos de las regresiones individuales son los que se muestran en la *Tabla 26* (Ver Anexo 4 para detalles)²¹:

²¹ Al no ser constante los valores componentes del Ibex 35 se han utilizado aquellos que han estado presentes de una manera más continuada en la muestra utilizadas para el estudio.

Valor	β	t	p-value	α	t	p-value	R ²
ABE	-0,009	-0,386	0,69913	0,000	-0,51	0,6104	0,0002
ABG	-0,039	-1,147	0,25155	0,000	0,359	0,71975	0,0018
ACS	0,016	1,219	0,22276	0,000	0,331	0,74072	0,0021
ACX	0,028	1,109	0,26738	0,000	-0,139	0,88918	0,0017
ANA	-0,011	-0,447	0,65512	0,000	0,006	0,99539	0,0003
BBV	0,003	0,237	0,81245	-0,001	-0,738	0,4604	0,0001
BKT	0,008	0,301	0,76373	0,000	0,093	0,92592	0,0001
BTO	0,004	0,286	0,77469	0,000	-0,214	0,83064	0,0001
CIN	0,024	0,675	0,49984	0,000	-0,215	0,82948	0,0006
ELE	0,002	0,115	0,90867	0,000	0,726	0,46796	0
FCC	-0,025	-1,26	0,20785	0,000	-0,502	0,61535	0,0022
FER	0,008	0,303	0,76206	-0,001	-0,995	0,31949	0,0001
GAM	0,039	1,597	0,11032	0,000	0,396	0,6918	0,0035
GAS	0,009	0,627	0,53073	0,000	0,265	0,79133	0,0005
IBL	0,009	0,291	0,77077	0,000	0,065	0,94807	0,0001
IDR	-0,003	-0,233	0,8155	0,000	0,076	0,93979	0,0001
ITX	0,015	0,697	0,48569	0,000	0,162	0,87096	0,0007
MAP	0,007	0,555	0,5788	0,000	0,027	0,9787	0,0004
OHL	-0,011	-1,017	0,30931	0,000	-0,042	0,96658	0,0014
POP	0,021	1,147	0,2514	0,000	-0,436	0,66269	0,0018
REE	0,003	0,267	0,78965	0,001	0,838	0,40204	0,0001
REP	0,015	0,767	0,44313	-0,001	-0,687	0,49219	0,0008
SAB	0,025	1,559	0,11894	0,000	0,027	0,97841	0,0034
SAN	0,003	0,265	0,79138	0,000	-0,282	0,7777	0,0001
SYV	-0,005	-0,122	0,9026	-0,001	-0,756	0,44943	0
TEF	0,030	1,863	0,06249	0,000	0,478	0,63298	0,0048

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

Valor	β	t	p-value	α	t	p-value	R ²
TL5	0,021	1,208	0,22709	-0,002	-2,023	0,04304	0,002
UNF	-0,002	-0,181	0,85638	0,001	1,315	0,18839	0

Tabla 26: Resultados Modelo I componentes del Ibex35 toda la muestra

En un primer vistazo identificamos que el modelo en todos los casos tiene una mínima capacidad explicativa según el estadístico R² y así mismo prácticamente ninguno de los parámetros calculados son estadísticamente significativos al 95% de confianza según el estadístico t.

Además observamos que se registran tanto parámetros positivos, como negativos y muy próximos a cero. Se observa que la capacidad explicativa del modelo a nivel desagregado es mucho menor.

Agrupamos los parámetros obtenidos según la capitalización bursátil de la empresa estableciendo 3 grupos:

- *Small Caps*: Empresas con capitalización bursátil inferior a 5.000 Millones de Euros a fecha 31 de Octubre de 2008 (fecha final de la muestra)
- *Medium Caps*: Empresas con capitalización bursátil comprendida entre 5.000 y 10.000 Millones de Euros a fecha 31 de Octubre de 2008 (fecha final de la muestra)
- *Large Caps*: Empresas con capitalización bursátil superior a 10.000 Millones de Euros (blue chips) a fecha 31 de Octubre de 2008 (fecha final de la muestra)

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

β	Caps
0,003	Promedio Small Caps
0,011	Promedio Medium Caps
0,010	Promedio Large Caps
0,007	Promedio general

Tabla 27: Agrupación por capitalización

Observamos en la *Tabla 27* que el promedio de los parámetros obtenidos es siempre positivo (aunque cercano a 0) y para empresas de pequeña capitalización es menor que para empresas mayores de mediana y gran capitalización, lo cual puede interpretarse como consecuencia de la dificultad de encontrar liquidez en el préstamo de valores en títulos “pequeños”.

Definimos 5 sectores para agrupar los valores que son componentes del IBEX-35:

- Banca y Finanzas
- Construcción
- Teleco-Comunicaciones
- Utilities
- Otros

Agrupando los parámetros obtenidos por el sector de la empresa tenemos los resultados de la *Tabla 28*.

Observándose que de nuevo el signo positivo predomina y aquellos sectores en los que las empresas son mayores, Banca (con empresas como Banco Santander y BBVA) y Telecomunicaciones (con Telefónica a la cabeza) son los que representan mayores valores.

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

β	Sector
0,010	Promedio Banca y Finanzas
-0,001	Promedio Construcción
0,008	Promedio Otros
0,011	Promedio Teleco-Comunicaciones
0,007	Promedio Utilities
0,007	Promedio general

Tabla 28: Agrupación por sector

β	Volatilidad
0,003	Promedio Baja
0,013	Promedio Media
0,000	Promedio Alta
0,007	Promedio general

Tabla 29: Agrupación por volatilidad

Por último agrupamos los resultados obtenidos según la volatilidad en la cotización estableciendo tres rangos de volatilidad:

- Baja: Inferior al 10% de volatilidad en la muestra analizada.
- Media: Ente el 10% y el 20% de volatilidad en la muestra analizada.
- Alta: Más del 20% de volatilidad en la muestra analizada.

Los promedios de los parámetros calculados son los contenidos en la *Tabla 29*.

Además de observarse que el signo es positivo en todos los grupos, destaca que en valores de alta y baja volatilidad los parámetros son

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

menores mientras que en valores de media volatilidad los parámetros son mayores. Podemos interpretar este resultado asumiendo de que valores más volátiles y por tanto que se podrían prestar más a la especulación no representan una mayor relación con respecto al préstamo de valores.

5.1.3.4.2. *Periodo Alcista*

Si repetimos el mismo análisis para los datos de la submuestra correspondiente al periodo alcista tenemos los parámetros de la *Tabla 30*:

Valor	β	t	p-value	α	t	p-value	R ²
ABE	0,007	0,356	0,72185	0,000	0,734	0,46273	0,0003
ABG	-0,056	-1,727	0,08412	0,002	1,874	0,06093	0,0063
ACS	0,006	0,535	0,59298	0,001	1,576	0,11503	0,0006
ACX	0,026	0,878	0,37998	0,001	1,516	0,1294	0,0016
ANA	-0,002	-0,103	0,91808	0,002	2,157	0,03103	0
BBV	0,014	1,453	0,14633	0,000	0,371	0,71037	0,0045
BKT	-0,008	-0,362	0,71757	0,000	0,246	0,80593	0,0003
BTO	-0,007	-0,672	0,50163	0,000	0,706	0,47997	0,001
CIN	0,023	0,749	0,45393	0,001	0,709	0,47837	0,0012
ELE	-0,006	-0,41	0,68172	0,001	2,301	0,0214	0,0004
FCC	-0,019	-1,073	0,28336	0,001	0,708	0,47912	0,0024
FER	-0,018	-0,909	0,36347	0,000	0,144	0,88548	0,0018
GAM	0,020	1,033	0,30142	0,002	2,849	0,00438	0,0023
GAS	0,003	0,154	0,87766	0,001	1,942	0,05211	0,0001
IBE	-0,039	-1,885	0,05945	0,002	2,468	0,01357	0,0075

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

Valor	β	t	p-value	α	t	p-value	R ²
IBL	-0,011	-0,341	0,73297	0,001	1,153	0,24903	0,0002
IDR	0,003	0,29	0,77147	0,001	0,853	0,39351	0,0002
ITX	-0,002	-0,133	0,89421	0,001	2,2	0,02777	0
MAP	0,002	0,197	0,84368	0,000	0,522	0,60166	0,0001
OHL	-0,006	-0,596	0,55102	0,002	2,044	0,04094	0,0008
POP	0,011	1,087	0,27694	0,000	0,502	0,61591	0,0025
REE	-0,003	-0,27	0,78718	0,001	1,631	0,103	0,0002
REP	0,013	0,8	0,42354	0,000	0,419	0,6754	0,0014
SAB	0,031	2,813	0,00491	0,000	0,889	0,37391	0,0165
SAN	-0,001	-0,071	0,94323	0,001	1,157	0,24724	0
SYV	0,003	0,099	0,92142	0,001	0,945	0,34471	0
TEF	0,019	1,403	0,16063	0,001	2,353	0,01863	0,0042
TL5	0,022	1,506	0,13199	0,000	-0,366	0,71451	0,0048
UNF	-0,008	-0,8	0,4235	0,001	1,813	0,06979	0,0014

Tabla 30: Resultados Modelo I componentes del Ibex35 periodo alcista

El promedio de los parámetros obtenidos en el periodo alcista es prácticamente 0, menor que el de la muestra total, resultado que es coherente con lo observado en el análisis agregado del IBEX-35 en el que los parámetros eran menores en el tramo alcista que en el tramo bajista.

Si agrupamos como en el caso anterior por capitalización bursátil obtenemos los promedios de la *Tabla 31*.

β	Caps
-0,002	Promedio Small Caps
0,002	Promedio Medium Caps
0,004	Promedio Large Caps

Tabla 31: Agrupación por capitalización

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

De nuevo se observa la misma pauta que en toda la muestra con parámetros menores en valores de pequeña capitalización a los que el acceso al préstamo de valores es más difícil.

Si atendemos a la agrupación por sectores, de nuevo Banca y Telecomos son los sectores que presentan parámetros mayores, y atendiendo a la volatilidad de los valores de nuevo se observa que los parámetros son mayores en los valores de volatilidad media.

β	Sector
0,006	Promedio Banca y Finanzas
-0,002	Promedio Construcción
-0,004	Promedio Otros
0,016	Promedio Teleco-Telecomunicaciones
-0,007	Promedio Utilities
0,001	Promedio general

Tabla 32: Agrupación por sector

β	Volatilidad
0,003	Promedio Baja
0,005	Promedio Media
-0,007	Promedio Alta
0,001	Promedio general

Tabla 33: Agrupación por volatilidad

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

5.1.3.4.3. Período Bajista

Los parámetros calculados con datos que se refieren a la parte bajista de la muestra son los contenidos en la *Tabla 34*.

Valor	β	t	p-value	α	t	p-value	R2
ABE	-0,010	-0,363	0,71646	-0,001	-0,766	0,44396	0,0003
ABG	-0,070	-1,415	0,15713	-0,001	-0,812	0,41693	0,004
ACS	0,040	1,654	0,09817	-0,001	-0,581	0,56114	0,0054
ACX	0,027	0,749	0,45366	-0,001	-1,074	0,28297	0,0011
ANA	-0,011	-0,246	0,80564	-0,001	-0,636	0,52463	0,0001
BBV	-0,007	-0,305	0,76061	-0,001	-1,255	0,20959	0,0002
BKT	0,033	0,7	0,48364	0,000	-0,317	0,751	0,001
BTO	0,010	0,477	0,63347	-0,001	-0,902	0,3672	0,0005
CIN	0,031	0,556	0,57788	-0,001	-0,673	0,50067	0,0006
CRI	-0,013	-1,178	0,23878	-0,002	-1,448	0,14765	0,0052
ELE	0,008	0,35	0,72636	0,000	-0,614	0,53952	0,0002
FCC	-0,024	-0,716	0,47391	-0,001	-1,407	0,1593	0,001
FER	0,087	1,586	0,11263	-0,002	-1,607	0,1081	0,005
GAM	0,068	1,907	0,05657	0,000	-0,182	0,85587	0,0072
GAS	0,008	0,473	0,63595	0,000	-0,386	0,69931	0,0004
GRF	0,010	0,51	0,60971	0,002	1,524	0,12763	0,0005
IBE	-0,023	-0,752	0,45204	-0,001	-0,489	0,62478	0,0011
IBL	0,013	0,34	0,73405	0,000	-0,107	0,91442	0,0002
IBR	0,001	0,03	0,97619	-0,003	-1,316	0,18805	0
IDR	0,000	-0,019	0,98461	0,000	-0,157	0,87562	0
ITX	0,033	1,068	0,28548	-0,001	-0,502	0,6159	0,0023
MAP	0,019	0,817	0,41384	0,000	-0,406	0,68446	0,0013
OHL	-0,010	-0,75	0,45298	-0,001	-0,769	0,44169	0,0011
POP	0,069	1,897	0,05783	-0,001	-1,088	0,27662	0,0071

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

Valor	β	t	p-value	α	t	p-value	R2
REE	0,001	0,06	0,95204	0,000	0,375	0,70755	0
REP	0,022	0,789	0,43038	-0,001	-1,046	0,29552	0,0012
SAB	-0,004	-0,109	0,91335	-0,001	-0,736	0,4615	0
SAN	-0,003	-0,22	0,82608	-0,001	-0,728	0,46645	0,0001
SYV	-0,104	-1,118	0,26377	-0,003	-1,89	0,05878	0,0025
TEF	0,038	1,65	0,09895	0,000	0,001	0,99887	0,0054
TL5	0,019	0,711	0,47715	-0,002	-2,175	0,02961	0,001
TRE	-0,007	-0,439	0,66042	0,001	0,73	0,46546	0,0003
UNF	-0,002	-0,149	0,88186	0,001	0,751	0,45238	0

Tabla 34: Resultados Modelo I componentes del Ibex35 periodo bajista

El promedio es de 0,008 superior al obtenido para el periodo alcista.

En la agrupación de resultados obtenemos, según la capitalización bursátil de los valores analizados:

β	Caps
0,004	Promedio Small Caps
0,016	Promedio Medium Caps
0,008	Promedio Large Caps
0,008	Promedio general

Tabla 35: Agrupación por capitalización

De nuevo se observa la misma pauta que en toda la muestra y que en el periodo alcista, con parámetros menores en valores de pequeña capitalización.

Por sectores la agrupación ofrece los resultados contenidos en la *Tabla 36: Agrupación por sector*. De nuevo el sector banca y el sector de

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

telecomunicaciones son los que experimentan una mayor relación positiva.

β	Sector
0,013	Promedio Banca y Finanzas
0,001	Promedio Construcción
0,009	Promedio Otros
0,016	Promedio Teleco-Telecomunicaciones
0,002	Promedio Utilities
0,008	Promedio general

Tabla 36: Agrupación por sector

En cuanto a volatilidad tenemos los resultados de la *Tabla 37* donde observamos que siguen manteniéndose los parámetros mayores para aquellos valores de volatilidad media.

β	Volatilidad
0,000	Promedio Baja
0,014	Promedio Media
-0,001	Promedio Alta
0,008	Promedio general

Tabla 37: Agrupación por volatilidad

Ya que no aporta información adicional no describimos los resultados del Modelo II, aunque las regresiones realizadas están recogidas en el Anexo 4.

Los resultados obtenidos con los datos disponibles para esta muestra de frecuencia diaria son coherentes con los obtenidos también para el

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

mercado español con datos de frecuencia semanal (Gómez, 2010) donde se observaban parámetros positivos para los principales valores por capitalización bursátil del mercado español (Telefónica, Santander, BBVA, Iberdrola, Endesa, Repsol e Inditex).

5.1.4. Interpretación de resultados

En los epígrafes anteriores se han propuesto y estimado tres modelos alternativos con el objetivo de identificar la relación existente entre las ventas en corto y la rentabilidad de la bolsa española.

Los modelos sobre los que se ha trabajado son:

$$RC_{it} = \alpha_i + \beta \cdot PV_{it} + \varepsilon_t \quad (\text{Modelo I})$$

$$RC_{it} = \alpha_i + \delta \cdot PV_{it-1} + \varepsilon_t \quad (\text{Modelo II})$$

$$RC_{it} = \alpha_i + \beta \cdot PV_{it} + \delta \cdot PV_{it-1} + \varepsilon_t \quad (\text{Modelo III})$$

Donde:

- RC_{it} Rentabilidad diaria del valor i en la sesión t .
- PV_{it} Variación del saldo de títulos prestados para el valor i en la sesión t .
- PV_{it-1} Variación del saldo de títulos prestados para el valor i en la sesión $t-1$.
- α_i Parámetro constante para el valor i

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

- ε_t Parámetro de error

Las estimaciones realizadas para el Ibex35 nos muestran que:

- El parámetro β que mide la relación entre el saldo de títulos prestados y la rentabilidad del Ibex35 en la misma sesión es siempre positivo, lo que quiere decir que en las sesiones en las que se incrementan las posiciones cortas, observándose un incremento del saldo de títulos prestados, el Ibex cierra con ganancias.
- El estudio del parámetro β diferenciando el periodo alcista del bajista sigue ofreciendo resultados positivos en todos los casos, observándose curiosamente que en periodos bajistas, en los que la especulación a corto debería ser mayor, los parámetros β estimados son mayores que los estimados para el periodo alcista. Por tanto, los especuladores que toman posiciones cortas en un mercado bajista no obtienen rendimientos positivos anormales, más bien todo lo contrario ya que en la sesión en la que se incrementan las posiciones cortas, observándose un incremento del saldo de títulos prestados, el Ibex cierra con ganancias mayores que las que se experimentan en un entorno alcista.
- No podemos obtener una interpretación clara de las estimaciones realizadas del parámetro δ que mide la relación entre el saldo de títulos prestados en la sesión precedente y la rentabilidad del Ibex35. Los valores que parecen más coherentes son los próximos a 0 por lo que deducimos que no hay relación entre el saldo de

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

títulos prestados y la rentabilidad del Ibex35 si introducimos un retraso en la variable explicativa.

Realizando un estudio desagregado utilizando regresiones sobre cada uno de los componentes del Ibex35 llegamos a interpretaciones similares, aunque las estimaciones no son significativas y la capacidad explicativa de los modelo es muy baja. La información adicional que nos aporta el estudio desagregado está relacionada con los niveles de liquidez de los distintos valores estudiados, observándose una relación positiva mayor en empresas de mediana y gran capitalización bursátil, así como en los sectores banca y telecomunicaciones en los que las empresas son mayores (Telefónica, Santander, BBVA), sus títulos son más líquidos y la oferta de títulos en préstamo es mayor.

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

Capítulo 6. Conclusiones

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

En el estudio realizado en esta tesis doctoral hemos analizado los detalles de la operativa del préstamo de valores, tanto desde una perspectiva técnica en el Capítulo 2, como desde una perspectiva académica Capítulo 3, proponiendo modelos econométricos que nos ayudaron a comprender la relación entre las ventas en corto y la rentabilidad de los mercados bursátiles, en base al interés de los inversores y su percepción (Capítulo 4) o en base a los saldos de títulos prestados registrados en el mercado nacional (Capítulo 5).

En este capítulo pretendemos condensar las conclusiones en las que la investigación realizada ha fructificado.

El préstamo de valores comenzó a desarrollarse en el Siglo XVII pero su mayor desarrollo se ha observado a partir de los años 80, impulsado por la globalización de los mercados financieros y los avances tecnológicos que permitieron el incremento en el volumen de operaciones de préstamo de valores a nivel internacional. A partir de la quiebra de Lehman Brothers en 2008 la actividad relativa al préstamo de valores, y en especial la operativa de venta en corto que éste posibilita, están en debate proponiéndose una mayor supervisión y en algunos casos restricciones o incluso prohibiciones.

Las estrategias de inversión basadas en operaciones de préstamo de valores son múltiples aunque la predominante es la venta en corto consistente en vender títulos prestados con la expectativa de recomprarlos en el futuro a un precio más bajo para cancelar dicho préstamo. Las ventas en corto pueden ser puramente especulativas o parte de una operación de Arbitraje que compense una operación larga aprovechando el inversor una ineficiencia del mercado. Además de estas

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

estrategias bajistas el préstamo de valores permite incrementar la eficiencia del mercado al ser fuente de liquidez en operaciones de creadores de mercado o posibilitar la cobertura de operaciones de liquidación de custodios ante posibles errores operativos. Para los prestamistas el préstamo de valores posibilita una fuente de financiación adicional así como una herramienta para incrementar los rendimientos de su cartera en especial la cartera de inversión a largo plazo.

Las operaciones de préstamo de valores están colateralizadas mediante depósitos de efectivo o pignoración de títulos negociándose directamente entre prestamista y prestatario en el mercado OTC o de manera intermediada a través de los servicios de un bróker que facilita el case de estas operaciones de préstamo. En este sentido, nuestro análisis ha evidenciado que este servicio es muy poco maduro en el mercado financiero español. Son pocas las entidades que ofrecen este tipo de producto (en este trabajo sólo hemos identificado tres entidades que realicen esta intermediación) y la cobertura del servicio es bastante básica si la comparamos con la operativa de agentes internacionales que operan en el mercado global como Goldman Sachs a modo de ejemplo.

Atendiendo a la poca oferta existente en el mercado español, entendemos las restricciones reales que ofrece este tipo de operativa. Aunque en España el préstamo de valores y la venta en corto son actividades permitidas desde 1992, la práctica de venta en corto no es una práctica habitual en el mercado, deduciéndose por tanto restricciones a la práctica de la misma que se materializan en elevadas comisiones y garantías para las operaciones de préstamo de valores así como una estrecha oferta de títulos a prestar (Bris et al, 2003)

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

Conclusión 1: Si tenemos en cuenta que la difusión de la actividad del préstamo de valores es utilizada por agencias como FTSE como indicativo del nivel de desarrollo de un mercado financiero y de la eficiencia del mismo, llegamos a la conclusión de que el mercado bursátil español podría ser más eficiente gracias a la extensión y difusión de esta operativa. Autores como Bris (2007) demostraron este supuesto concluyendo que los mercados de aquellos países en los que las ventas en corto están restringidas son menos eficientes.

Con ello se concluye que el mercado financiero español es un mercado en el que su eficiencia podría disminuir si se restringen o incluso prohíben las ventas en corto como han hecho países como Alemania.

Las conclusiones de la revisión de la situación del préstamo de valores en España implican que el desarrollo de esta actividad nos llevaría a un mercado financiero más líquido y eficiente. Sin embargo la percepción de reguladores y de la opinión pública en general parece no estar alineada en este mismo sentido. Cada vez que se registran turbulencias en los mercados financieros aflora el debate sobre si se deben prohibir o no las ventas en corto.

Desde el cambio de ciclo bursátil a finales del 2007 y las violentas caídas bursátiles experimentadas a lo largo del 2008, la opinión pública se ha focalizado en la venta en corto como un elemento capaz de provocar la caída de los mercados.

Por tanto, el siguiente reto al que nos enfrentamos en nuestra investigación fue valorar la percepción de la opinión pública sobre los

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

mercados financieros en general y sobre las ventas en corto en particular.

En este sentido hay diversidad de artículos que demuestran que los mercados financieros presentan anomalías originadas por variables no económicas, por ejemplo, el buen tiempo y las vacaciones (Bouman y Jacobsen, 2002), el Efecto Enero (Nihat 1988), o incluso las fases de la Luna (Zeng, 2001). Así mismo varios autores han demostrado que el estado de ánimo de los inversores está relacionado con los mercados financieros, ya sea por éxitos deportivos (Edmans, 2007) o midiendo éste utilizando encuestas (Lemmon et al, 2006), creando ejercicios experimentales (Harding et al, 2011) o mediante la frecuencia con la que se usan ciertas palabras en redes sociales como Twitter (Bollen et al 2010) o en prensa (Gerow, 2011).

La pregunta que nuestra investigación debía resolver por tanto era cómo podemos medir el estado de ánimo de los inversores.

En este trabajo hemos propuesto un innovador modelo econométrico que relaciona la evolución de los mercados financieros, medido a través de diversos índices bursátiles, con el interés (o la preocupación) de ciertos temas financieros, medido éste a través de las búsquedas en Internet de contenidos relacionados con esos temas, lo que pretende ser una medida del estado de ánimo de los inversores alternativa a otros indicadores propuestos anteriormente como las encuestas de confianza del consumidor (Lemmon et al, 2006).

Nos basamos en que cada vez que queremos conocer algo o tenemos alguna curiosidad, el recurso más fácil y extendido es introducir ese

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

término en un buscador de Internet (Google es el buscador dominante) para acceder a las páginas de Internet referenciadas por este. Pero cada vez que un usuario realiza una búsqueda en Google queda registrado en sus estadísticas, convirtiéndose estas estadísticas en el reflejo del interés por ese tema.

Google ofrece a sus usuarios estos datos a través del servicio de “Estadísticas de Búsqueda de Google”. Esta información ofrece las siguientes ventajas con respecto al uso de encuestas que hemos referenciado: Es gratis, está actualizado prácticamente al instante y la información es fácil de tratar al estar disponible en formato electrónico.

Entrando en el plano estadístico, con el objetivo de explicar el comportamiento de los mercados medido a través de sus principales índice bursátiles (Dow Jones, S&P 500, Ndaq 100, Ibex 35, Dax 30, Eurostoxx 50 o Nikkei) proponemos un modelo econométrico en el que las variables explicativas son las estadísticas de búsquedas de Google de ciertos términos económicos o financieros.

Para ello partimos de un abanico de términos seleccionados de una manera más o menos aleatoria:

- Bull Market
- Bear Market
- Crash Market
- Stock Market
- Stock Trade
- Market Supply
- Grey Market
- Wall Street

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

- Financial Market
- Volatility Market
- Risk Aversion
- Economic Crisis
- Dollar Value
- Euro Value
- Stock Exchange
- Financial Index
- Financial ETF

Conclusión 2: A partir de las regresiones realizadas podemos concluir que todas ellas explican la evolución de los mercados de forma significativa. Atendiendo a los parámetros R^2 estimados observamos que el modelo propuesto explica la evolución de los índices considerados prácticamente en un 80% de promedio.

Debemos concluir por tanto que las búsquedas en Internet tienen una potente capacidad explicativa sobre la evolución de los mercados financieros de renta variable.

Pensamos que ésta es la primera aportación relevante de esta tesis doctoral al identificarse una nueva variable con capacidad explicativa a la hora de entender la evolución de los mercados financieros.

De la selección inicial de términos observamos que hay ciertas variables que se muestran significativas siempre o casi siempre, independientemente del índice que estemos utilizando, mientras que otros términos no aportaban prácticamente información destacando las siguientes curiosidades:

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

-
- El término “Bear Market” se muestra significativo en todos los casos.
 - Por el contrario, su antónimo, “Bull Market” no ha resultado tener capacidad explicativa en ningún caso.
 - El término “Financial Index” no han sido significativo en ningún caso a pesar de intentar explicar precisamente índices bursátiles.
 - Los términos “Stock Exchange” y “Financial ETF” también han sido significativos en casi todos los índices.

En base a estas conclusiones decidimos reformular el modelo utilizando exclusivamente las 5 variables que han mostrado ofrecer una mayor capacidad explicativa. Las variables seleccionadas para la reformulación del modelo fueron:

- Bear Market
- Economic Crisis
- Stock Exchange
- Financial ETF
- Crash Market

Todos los modelos estimados tras la reformulación del modelo presentan coeficientes R^2 y R^2 ajustado elevados (*Tabla 12: Resumen de resultados Modelo B*), explicando la variable endógena en un porcentaje muy alto en todos los casos.

Conclusión 3: Los parámetros estimados nos permiten llegar a las siguientes conclusiones:

- El sentimiento pesimista (medido mediante las búsquedas de términos como “Bear Market” y “Economic Crisis”) tiene un

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

impacto mayor sobre los mercados que el sentimiento optimista (medido mediante búsquedas de términos como “Bull Market” no significativo en ningún caso), lo que consideramos una muestra más de la aversión al riesgo de los inversores.

- El parámetro estimado para el término “Bear Market” (mercado bajista) se muestra significativo al 95% en todas las regresiones realizadas y es negativo en todos los casos, por tanto, cuanto más buscan los inversores páginas web relacionadas con mercados bajistas más cae la bolsa.
- El parámetro del término “Economic Crisis” (crisis económica) se muestra significativo al 99% en todas las regresiones realizadas, presentando parámetros negativos. Esta variable puede considerarse como un indicador del nivel de confianza de los inversores en la evolución de la economía global y un indicador de venta si se observa una tendencia alcista en estas búsquedas que implicaría un empeoramiento en las expectativas de los inversores.
- Curiosamente el parámetro “Market Crash” (crash bursátil) presenta parámetros positivos, es decir cuando la preocupación por una crash bursátil aumenta la bolsa sube.
- Los parámetros estimados de términos como “Stock Market” o “Financial ETF”, que podría representar el interés por mercados y productos financieros, son positivos. Es decir los mercados sólo se convierten interesantes para el público en general en entornos

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

alcistas, a pesar que instrumentos como los ETFs pueden posibilitar estrategias bajistas.

Los elevados R^2 estimados podrían ser irreales si detrás de la relación entre variables endógenas y exógenas existiese una correlación espuria. En este caso, esta elevada capacidad explicativa no está provocada por una relación espuria como hemos demostrado aplicando el test de causalidad de Granger, identificándose una clara relación causal desde las variables explicativas, las búsquedas en internet de determinados términos financieros, hacia las variables endógenas, la evolución de los mercados según determinados índices bursátiles (ver Anexo 5).

Esta sería la segunda aportación relevante de esta tesis doctoral, en la que proponemos un modelo con una elevada capacidad explicativa sobre la evolución de los mercados bursátiles. Se abre por tanto una interesante futura línea de investigación con el objetivo de explotar este modelo y hacerlo más preciso e incluso analizar si la percepción de los inversores medida por sus búsquedas puede tener capacidad predictiva.

Una vez que disponíamos de un modelo que nos permitía medir la percepción del público sobre ciertos aspectos financieros y su relación con la bolsa, el siguiente paso en nuestra investigación fue aplicarlo a nuestro objeto de estudio, las ventas en corto.

Para ello reformulamos el modelo anterior añadiendo las estadísticas de búsquedas en Google del término “Short Selling”. Las estimaciones realizadas evidencian una relación negativa y estadísticamente significativa entre el interés por la venta en corto y la evolución de las

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

bolsas. Cuanto más frecuentes son las búsquedas en internet del término “short selling” peor es la evolución de los mercados.

Conclusión 4: Podemos concluir que, según nuestro modelo econométrico, el interés por las ventas en corto es un indicativo de un mercado bajista.

Otra aportación de esta tesis doctoral es haber sido capaz de explicar utilizando un modelo econométrico la percepción negativa del interés por las ventas en corto con respecto a la evolución de la bolsa.

Concluimos por tanto que: A mayor interés por las ventas en corto mayores caídas en las bolsas. Esta relación hace pensar a la opinión pública que prohibiendo las ventas en corto se podrían limitar las caídas en bolsa, y por tanto, las ventas en corto son un causante de las violentas caídas en bolsa y de los “crash bursátiles”.

Teniendo en cuenta las conclusiones anteriores, la siguiente pregunta que nos surge es: ¿Cómo poder comprobar que la percepción de la opinión pública es correcta? ¿Sería interesante prohibir las ventas en corto a costa de una menor eficiencia del mercado para conseguir evitar las caídas de la bolsa y los crash bursátiles? ¿Una bolsa sin estrategias de inversión bajista no cae?

El siguiente paso en nuestro análisis trataba de aclarar estas cuestiones. Para ello hemos formulado un modelo econométrico relacionando la evolución de los mercados y las ventas en corto, inspirado en trabajos anteriores (Seneca 1967, Mayor 1968, Gup 1973, Bowlin 1987,

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

Woolridge 1994) basados en regresiones del Modelo Lineal General (MLG) con datos del mercado americano y japonés (Ko, 2006).

Las estimaciones realizadas para el Ibex35 muestran que:

- El parámetro β que mide la relación entre el saldo de títulos prestados y la rentabilidad del Ibex35 en la misma sesión es siempre positivo.
- El estudio del parámetro β diferenciando el periodo alcista del bajista sigue ofreciendo resultados positivos en todos los casos, observándose que en periodos bajistas, los parámetros β estimados son mayores que los estimados para el periodo alcista y para toda la muestra.
- El parámetro δ que mide la relación entre el saldo de títulos prestados en la sesión precedente y la rentabilidad del Ibex35 no evidencian relación.

Los resultados siguen siendo coherentes en un estudio desagregado utilizando regresiones sobre cada uno de los componentes del Ibex35, aunque las estimaciones no son significativas y la capacidad explicativa de los modelos es muy baja. La información adicional que nos aporta el estudio desagregado está relacionada con los niveles de liquidez de los distintos valores estudiados, observándose una relación positiva mayor en empresas de mediana y gran capitalización bursátil, así como en los sectores banca y telecomunicaciones en los que las empresas son mayores, sus títulos son más líquidos y la oferta de títulos en préstamo es mayor.

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

Conclusión 5: Los resultados a los que llegamos nos hacen concluir que el incremento de las posiciones cortas en el mercado español no provoca caídas en las bolsas, más bien todo lo contrario, observándose una relación positiva entre el volumen de títulos prestados y la evolución del Ibx y de las cotizaciones de las acciones que componen dicho índice.

Las conclusiones de este modelo coinciden con las obtenidas previamente para el mercado americano por autores como Hanna (1968, 1976), Gup (1973), McDonalld (1973), Brent (1990) o Woolridge (1994), y para el mercado japonés (Ko 2006), observándose que la operativa de la venta en corto no provoca menores precios en los valores, apreciándose una relación positiva entre posiciones cortas y rendimiento de los valores, sobre todo a nivel agregado.

Por lo tanto, desde un punto de vista empírico basado en los resultados ofrecidos por los modelos econométricos propuestos, al contrario de lo que cabría esperar según la percepción pública y la relación del interés en el “short selling” medido por sus búsquedas en Internet, una restricción o prohibición de las ventas en corto no tendría apenas efecto sobre las caídas del mercado, todo lo contrario, sólo provocaría tener un mercado menos líquido y eficiente según han demostrado autores como Nagel (2005) Bris (2007) y Ko (2006).

Conclusión 6: Por último, teniendo en cuenta que hemos encontrado una relación positiva entre el incremento de los saldos de títulos prestados (y por tanto de las posiciones cortas) y la evolución de los mercados, podemos concluir que los especuladores que toman

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

posiciones cortas en la Bolsa Española, en general, no obtienen rentabilidad en sus estrategias bajistas ya que se observa que en la sesión en la que se ponen cortos y se incrementa el saldo de títulos prestados, los índices bursátiles terminan cerrando con subidas. Esta interpretación coincide con la de otros estudios realizados para el Mercado Americano (Woolridge, 1994).

La última aportación que queremos destacar de esta tesis doctoral es proveer un modelo econométrico que evidencia la relación entre títulos prestados y el mercado bursátil español, para el cual no se había realizado este estudio con anterioridad. El modelo propuesto se puede considerar como una herramienta para la toma de decisiones normativas sobre la operativa del mercado nacional.

Capítulo 7. Bibliografía

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

AITKEN, M.J., FRINO, A., MCCORRY, M.S. and SWAN, P.L., 1998. Short Sales Are Almost Instantaneously Bad News: Evidence from the Australian Stock Exchange. *The Journal of Finance*, 53(6), pp. 2205-2223.

ALBERT, R.L., SMABY, T.R. and DAVID ROBISON, H., 1997. Short selling and trading abuses on Nasdaq. *Financial Services Review*, 6(1), pp. 27-39.

ALEXANDER, G.J., 1993. Short Selling and Efficient Sets. *The Journal of Finance*, 48(4), pp. 1497-1497-1506.

ANGEL, J., CHRISTOPHE, S.E. and FERRI, M.G., 2003. A Close Look at Short Selling on Nasdaq. *Financial Analysts Journal*, 59(6), pp. 66.

ANGEL, J. and MCCABE, D., 2008. The Business Ethics of Short Selling and Naked Short Selling. *Journal of Business Ethics*.

ARENILLAS LORENTE, C., 2009. Short selling, préstamo de valores e ignorancia. *El País*.

ARNOLD, T., BUTLER, A.W., FALCON CRACK, T and ZHANG, Y., 2005. The Information Content of Short Interest: A Natural Experiment. *The Journal of Business*, 78(4), pp. pp. 1307-1335.

GUP, B.E. , 1973. A Note on Stock Market Indicators and Stock Prices. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 8(4), pp. 673-682.

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

BME. Resumen de Actividad. Revista de Bolsa y Mercados Españoles. 2011;12:Diciembre 2010.

BME. Resumen de Actividad. Revista de Bolsa y Mercados Españoles. 2011;4:Abril 2011.

BOE. Orden ECO/764/2004, De 11 De Marzo, Por La Que Se Regulan Determinados Aspectos De Los Préstamos De Valores a Que Se Refiere El Artículo 36.7 De La Ley 24/1988, De 28 De Julio, Del Mercado De Valores. 2004 26 de marzo de 2004.

BOE. Orden De 31 De Julio De 1991 Sobre Cesión De Valores En Préstamo Por Las Instituciones De Inversión Colectiva y Régimen De Recursos Propios, De Información y Contable De Las Sociedades Gestoras De Instituciones De Inversión Colectiva. 1991 12 de Agosto de 1991.

BOE. Orden Ministerial De Economía y Hacienda Del 25 De Marzo De 1991 Sobre Sistema De Crédito En Operaciones Bursátiles De Contado. 1991 9 de abril de 1991.

BOEHMER, E., HUSZAR, Z.R. and JORDAN, B.D., 2010. The good news in short interest. *Journal of Financial Economics*, 96(1), pp. 80-97.

BOLLEN, J., MAO, H. and ZENG, X., 2010. Twitter mood predicts the stock market. [arXiv.org](https://arxiv.org/).

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

BOULTON, T.J. and BRAGA-ALVES, M.V., 2009. Naked Short Selling and Market Returns. *Journal of Economic Literature*, JEL classification: D02; G14; G28.

BOUMAN, S. and JACOBSEN, B., 2002. The Halloween Indicator, "Sell in May and Go Away": Another Puzzle. *The American Economic Review*, 92(5), pp. pp. 1618-1635.

BOWLIN, L. and ROZEFF, M.S., 1987. Do Specialists' Short Sales Predict Returns? *Journal of Portfolio Management*.

BRANCH, B., 1976. The Predictive Power of Stock Market Indicators. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 11(2), pp. 269-285.

BRANCH, B., 1976. The Predictive Power of Stock Market Indicators. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 11(2), pp. pp. 269-285.

BRENT, A., MORSE, D. and STICE, E.K., 1990. Short Interest: Explanations and Tests. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 25(2), pp. 273-289.

BRIS, A., GOETZMAN, W.N. and ZHU, N., 2007. Efficiency and the Bear: Short Sales and Markets around the World. *The Journal of Finance*, 62(3), pp. 1029-1029-1079.

BRIS, A., GOETZMAN, W.N. and ZHU, N., 2003. Short-Sales in Global Perspective. *Yale IFC Working Paper*, No. 04-01.

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

CAMPBELL, J.Y. and SHILLER, R.J., 1988. Stock Prices, Earnings, and Expected Dividends. *The Journal of Finance*, 43(3, Papers and Proceedings of the Forty-Seventh Annual Meeting of the American Finance Association, Chicago, Illinois, December 28-30, 1987), pp. pp. 661-676.

CESR (THE COMMITTEE OF EUROPEAN SECURITIES REGULATORS), Documento de CESR sobre ventas en corto. Marzo 2010..

CHEN, M. and ZHENG, Z., 2008. The impact of short selling on the volatility and liquidity of stock markets: evidence from Hong Kong market. *Advances in Business Intelligence and Financial Engineering*.

CHEN, N., ROLL, R. and ROSS, S.A., 1986. Economic Forces and the Stock Market. *The Journal of Business*, 59(3), pp. 383-403.

CHENG, P.L. and DEETS, M.K., 1971. Portfolio Returns and the Random Walk Theory. *The Journal of Finance*, 26(1), pp. 11-30.

CNMV. Preguntas frecuentes sobre el Acuerdo del Comité Ejecutivo de la CNMV, 27 de mayo de 2010, en relación con el régimen de comunicación de posiciones cortas propuesto por el Comité Europeo de Reguladores de Valores. 2010 27 de mayo de 2010.

CNMV. Acuerdo del Comité Ejecutivo de la CNMV, de 22 de septiembre de 2008, en relación con las ventas en corto descubiertas. 2008 22 de septiembre de 2008.

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

CONCHEIRO DEL RIO, J., 2001, Préstamo bilateral de valores. Examen de su régimen fiscal y su carácter como instrumento de fraude en la reciente actualidad. Impuestos. Revista de Doctrina, Legislación y Jurisprudencia. 2001;17(11):13,13-24.

DARLING, P.G., 1955. A Surrogate Measure of Business Confidence and its Relation to Stock Prices. The Journal of Finance, 10(4), pp. pp. 442-458.

DARLING, P.G., 1955. A Surrogate Measure of Business Confidence and its Relation to Stock Prices. The Journal of Finance, 10(4), pp. pp. 442-458.

DAVID, A., 1997. Fluctuating Confidence in Stock Markets: Implications for Returns and Volatility. The Journal of Financial and Quantitative Analysis, 32(4), pp. pp. 427-462.

DAY, Z., ENGELBERGZAND, J. and GAO, P., In Search of Earnings Predictability.

DE LA FUENTE, A., 2011. Sospechosos habituales. Expansion. 2011 17/08/2011.

DESAI, H., THIAGARAJAN, S.R., RAMESH, K. and BALACHANDRAN, B.V., 2002. An Investigation of the Informational Role of Short Interest in the Nasdaq Market. The Journal of Finance, 57(5), pp. 2263-2263 - 2287.

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

DIAMOND, D.W. and VERRECCHIA, R.E., 1987. Constraints on short-selling and asset price adjustment to private information. *Journal of Financial Economics*, 18(2), pp. 277-311.

DIETHER, K.B., LEE, K. and WERNER, I.M., 2009. Short-Sale Strategies and Return Predictability. *The Review of Financial Studies*, 22(2), pp. pp. 575-607.

DUFFIE, D., GÂRLEANU, N. and PEDERSEN, L.H., 2002. Securities lending, shorting, and pricing. *Journal of Financial Economics*, 66(2-3), pp. 307-339.

DUFFIE, D., GÂRLEANU, N. and PEDERSEN, L.H., 2002. Securities lending, shorting, and pricing. *Journal of Financial Economics*, 66(2-3), pp. 307-339.

EDMANS, A., GARCÍA, D. and NORLI, Ø., 2007. Sports Sentiment and Stock Returns. *The Journal of Finance*, 62(4), pp. pp. 1967-1998.

FAMA, E.F., 1965. The Behavior of Stock-Market Prices. *The Journal of Business*, 38(1), pp. 34-105.

FAULKNER, M. C., 2006. *Introducción al Préstamo de Valores*. CIFF, editor.

FERNÁNDEZ, D., 2008. Vivir del alquiler de acciones. *El País*. 2008 16/11/2008.

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

FIELDS, M.J., 1934. Security Prices and Stock Exchange Holidays in Relation to Short Selling. *The Journal of Business of the University of Chicago*, 7(4), pp. 328-338.

FIELDS, M.J., 1933. Speculation and the Growing Instability of Stock Prices. *The American Economic Review*, 23(4), pp. 650-660.

FISHER, L. and LORIE, J.H., 1964. Rates of Return on Investments in Common Stocks. *The Journal of Business*, 37(1), pp. pp. 1-21.

FRIEDER, L. and SUBRAHMANYAM, A., 2005. Brand Perceptions and the Market for Common Stock. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 40(1), pp. pp. 57-85.

GARCIA PEDROVIEJO, J, 2009. La venta en corto, apuntes de derecho comparado. *Revista de derecho del mercado de valores*. 2009;4:609-616.

GEROW, A. and KEANE, M.T., 2011. Mining the Web for the "Voice of the Herd" to Spot Stock Market Bubbles. *International Joint Conference of Artificial Intelligence*.

GÓMEZ MARTINEZ, R., 2011. La reforma tecnológica en el sector financiero, gracias a la crisis. *Financial Tech Magazine*. 2011 6 de Abril de 2011;229.

GÓMEZ MARTINEZ, R., 2011. Y la reforma tecnológica llegó al sector financiero... gracias a la crisis. *Banca15.com*. 2011 Febrero 2011.

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

GÓMEZ MARTINEZ, R., 2008. La importancia de la tecnología ante la innovación financiera. A+ Auditoría y Seguridad. 2008 Junio 2008;2008(23):48,48-49.

GÓMEZ MARTINEZ, R., ALONSO CONDE, A.B., 2010. La relevancia de las posiciones cortas en la rentabilidad de la Bolsa Española. AEDEM. 2010 Junio 2010.

GÓMEZ MARTINEZ, R., MORENO RAMIRO, B., 2011. Mercados Financieros y Estado de Ánimo de los Inversores. Un Innovador Enfoque Basado en Búsquedas en Internet. AEDEM. 2011 Junio de 2011.

GRANGER, C.W.J., 2004. Time Series Analysis, Cointegration, and Applications. The American Economic Review, 94(3), pp. pp. 421-425.

GRAY, P.K. and GRAY, S.F., 1997. Testing Market Efficiency: Evidence from the NFL Sports Betting Market. The Journal of Finance, 52(4), pp. pp. 1725-1737.

GUISAN, M.C., 2002. Causalidad y Cointegración en Modelo Econométricos: Aplicaciones a los países de la OCDE y limitaciones de los test de cointegración. AEID. 2002.

GULÓN OJESTO, B., 2005. In: Aseguramiento en la Entrega. ; 2005.

HANNA, M., 1976. A Stock Price Predictive Model Based on Changes in Ratios of Short Interest to Trading Volume. The Journal of Financial and Quantitative Analysis, 11(5), pp. 857-872.

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

HANNA, M., 1968. Short Interest: Bullish or Bearish?--Comment. The Journal of Finance, 23(3), pp. 520-523.

HARDING, N. and HE, W., 2011. Does investor mood really affect stock prices? An experimental analysis. Social.

HARUVY, E. and NOUSSAIR, C.N., 2006. The Effect of Short Selling on Bubbles and Crashes in Experimental Spot Asset Markets. The Journal of Finance, 61(3), pp. 1119-1119-1157.

HIRSHLEIFER, D., 2001. Investor Psychology and Asset Pricing. The Journal of Finance, 56(4, Papers and Proceedings of the Sixty-First Annual Meeting of the American Finance Association, New Orleans, Louisiana, January 5-7, 2001), pp. pp. 1533-1597.

HOUTHAKKER, H.S., 1957. Can Speculators Forecast Prices? The review of economics and statistics, 39(2), pp. 143-151.

HURTADO-SANCHEZ, L., 1978. Short Interest: Its Influence as a Stabilizer of Stock Returns. The Journal of Financial and Quantitative Analysis, 13(5), pp. 965-985.

IBERCLEAR, 2010. Normas De Adhesión y Funcionamiento Del Sistema "Servicio De Compensación y Liquidación De Valores". 2010.

IBERCLEAR, 2009. Tarifas y Penalizaciones (Texto Refundido) 2009.

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

ISLA (International Securities Lending Association). Préstamo de Valores: Respondemos a sus Preguntas. ISLA, AFME AND ISDA BRIEFING PAPER ON SHORT SELLING. 2009 20-3-2009.

JOHNSON, S., 2011. News you can (almost) use. The Economist.

JONES, C. and LAMONT, O., 2002. Short Sale Constraints and Stock Returns. Journal of Financial Economics, 66.

JORDAN, J., 2010. Hedge Fund Will Track Twitter to Predict Stock Moves. Bloomberg.

KARPOFF, J.M., 1987. The Relation Between Price Changes and Trading Volume: A Survey. The Journal of Financial and Quantitative Analysis, 22.

KERRIGAN, T.J., 1974. The Short Interest Ratio and Its Component Parts. Financial Analysts Journal, 30(6), pp. 45-45-49.

KIM, D., 2006. On the Information Uncertainty Risk and the January Effect. The Journal of Business, 79(4), pp. pp. 2127-2162.

KO, K. and LIM, T., 2006. Short selling and stock prices with regime switching in the absence of market makers: The case of Japan. Japan and the World Economy, 18, pp. 528-528-544.

KRUEGER, T.M. and KENNEDY, W.F., 1990. An Examination of the Super Bowl Stock Market Predictor. The Journal of Finance, 45(2), pp. pp. 691-697.

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

LEMMON, M. and PORTNIAGUINA, E., 2006. Consumer Confidence and Asset Prices: Some Empirical Evidence. *The Review of Financial Studies*, 19(4), pp. pp. 1499-1529.

LO, A.W., MAMAYSKY, H. and WANG, J., 2000. Foundations of Technical Analysis: Computational Algorithms, Statistical Inference, and Empirical Implementation. *The Journal of Finance*, 55(4, Papers and Proceedings of the Sixtieth Annual Meeting of the American Finance Association, Boston, Massachusetts, January 7-9, 2000), pp. pp. 1705-1765.

MALKIEL, B.G., 1973. *A Random Walk Down Wall Street*.

MAY, J., 2009. A pension's perspective: is securities lending an investment function? <http://www.globalpensions.com/global-pensions/feature/1560312/a-pension-s-perspective-securities-lending-investment-function> edn.

MAYOR, T.H., 1968. Short Trading Activities and the Price of Equities: Some Simulation and Regression Results. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 3(3, Special Issue: Random Walk Hypothesis), pp. 283-298.

MCDONALD, J.G. and BARON, D.C., 1973. Risk and Return on Short Positions in Common Stocks. *The Journal of Finance*, 28(1), pp. 97-107.

MENDOZA, A. 2007, *Condiciones Para El Desarrollo Del Mercado De Reporto y Préstamo De Valores*. BID. 2007.

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

MERA VILCHES, E; GÓMEZ MARTÍNEZ, R. 2011. ¿Qué es el préstamo de valores? Concepto y evolución. 2011.

MIRALLES MARCELO, J.L., MIRALLES QUIROS, M.M., 2003. Actividad negociadora y esperanza de rentabilidad en la bolsa de valores española. Revista de Economía Financiera. 2003 Octubre;1.

MORA ENGUÍDANOS A, VÁZQUEZ VEIRA, P. 2007. La relevancia valorativa de las pérdidas: evidencia empírica en España. Revista de Economía Financiera. 2007 Noviembre;13.

MORENA, J. 2010. El préstamo de valores negociables. Revista de derecho del mercado de valores. 2010;7:67,67-100.

MORENO RAMIRO, B., GÓMEZ MARTÍNEZ, R., 2011. Mercados Financieros y Estado de Animo de los Inversores. 2011.

NAGEL, S., 2005. Short sales, institutional investors and the cross-section of stock returns. Journal of Financial Economics, 78, pp. 277-277-309.

NIELSEN, L.T., 1989. Asset Market Equilibrium with Short-Selling. The Review of Economic Studies, 56(3), pp. 467-473.

PINCHES, G.E., 1970. The Random Walk Hypothesis and Technical Analysis. The Journal of Financial and Quantitative Analysis, 26(2), pp. 104.

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

RENSHAW, E.F., 1977. Short Selling and Financial Arbitrage. *Financial Analysts Journal*, 33(1), pp. 58-58-65.

SAWYER, N., Shorts Changed. <http://www.risk.net/risk-magazine/feature/1497405/shorts-changed> edn.

SCANELL, K., 2009. U.S. Issues New Rules on Short-Selling. *The Wall Street Journal*.

SENECA, A.J. and STARKS, L.T., 1993. Short-Sale Restrictions and Market Reaction to Short-Interest Announcements. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 28.

SENECA, J.J., 1967. Short Interest: Bearish or Bullish? *The Journal of Finance*, 22.

SENECA, J.J., 1968. Short Interest: Bullish or Bearish? Reply. *The Journal of Finance*, 23(3), pp. 524-527.

SEYHUN, H.N., 1988. The January Effect and Aggregate Insider Trading. *The Journal of Finance*, 43(1), pp. pp. 129-141.

SHAHRAANI, S. and SHAVIT, T., 2008. Short-selling and the WTA-WTP gap. *Economics Letters*, 99, pp. 131-131-133.

SLICHTER, S.H., 1937. The Period 1919-1936 in the United States: Its Significance For Business-Cycle Theory. *The review of economics and statistics*, 19(1, Part 1), pp. 1-19.

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

SMITH, R.D., 1968. Short Interest and Stock Market Price. *Financial Analysts Journal*, 24(6), pp. 151-151-154.

THE ECONOMIST, 2011. Gauging the gloom. *The Economist*.

THE ECONOMIST, 2010. Naked self-interest. Politicians blame the speculators again. *The Economist*.

THE ECONOMIST, 2010. When markets go wrong. The problem is not the shorts, but the longs. *The Economist*.

VAL TORRE, 2009 Id. Las ventas en corto. *Revista de derecho del mercado de valores*. 2009;4:441,441-448.

VEIGA, H. and VORSATZ, M., 2008. The Effect of Short-Selling on the Aggregation of Information in an Experimental Asset Market. FEDEA.

VLASTAKIS, N. and MARKELLOS, R.N., 2010. Information Demand and Stock Market Volatility. Working Paper Series.

WERNER, J., 1985. Equilibrium in economies with incomplete financial markets. *Journal of Economic Theory*, 36(1), pp. 110-119.

WOOLRIDGE, J.R. and DICKINSON, A., 1994. Short Selling and Common Stock Prices. *Financial Analysts Journal*, 50(1), pp. 20.

ZHENG, L., YUAN, K. and ZHU, Q., 2001. Are Investors Moonstruck? - Lunar Phases and Stock Returns. Social Science Research Network,

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

PÁGINAS WEB CONSULTADAS

BANKINTER, Operativa a crédito: https://broker.bankinter.com/www/es-es/cgi/broker+idc_home?tabfav=no.

DATA EXPLORERS: <http://www.dataexplorers.com>.

FTSE, , <http://www.ftse.com/>.

GOLDMAN SACHS: [Www.Goldmansachs.Com](http://www.Goldmansachs.Com).

GOOGLE, Google Estadísticas de Búsqueda:
<http://www.google.com/insights/search/>.

INFOBOLSA, , Historia de la Bolsa:
<http://acciones.infobolsa.es/categoria/Leyendas.html>.

INFOBOLSA, , Infobolsa. <http://www.infobolsa.es/>.

MORGAN STANLEY: [Www.Morganstanley.Com](http://www.Morganstanley.Com).

SEC, SEC Issues New Rules to Protect Investors Against Naked Short Selling Abuses. www.sec.gov.

SELF BANK: www.selfbank.ws.

SIX TELEKURS: <http://www.six-telekurs.com>

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

YAHOO FINANCE. <http://es.finance.yahoo.com/>.

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

Capítulo 8. Anexos

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

8.1. Anexo 1: IBEX 35 agregado. Output de Regresiones Realizadas Modelo I $Y_t = \alpha + \beta X_t + \epsilon_t$

ϵ_t

Resultados Regresiones Modelo $Y_t = \alpha + \beta X_t + \epsilon_t$
 Frecuencia Diaria Ene 2006 / Oct 2008
 Valor IBEX35

EasyReg International [April 9, 2010]
 Session date: Thursday May 8, 2010
 Session time: 20:54:22

Dependent variable:
 Y = Var_IBEX

Characteristics:

Var_IBEX
 First observation = 1(=2006.001)
 Last observation = 719(=2008.215)
 Number of usable observations: 719
 Minimum value: -9.1407567E-002
 Maximum value: 1.0647165E-001
 Sample mean: -1.1384439E-004

X variables:
 X(1) = Var_PV_€
 X(2) = 1

Model:

$Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + U$,
 where U is the error term, satisfying
 $E[U|X(1), X(2)] = 0$.

OLS estimation results			
Parameters	Estimate	t-value (S.E.) [p-value]	H.C. t-value (H.C. S.E.) [H.C. p-value]
b(1)	0.0448080	1.629 (0.02751) [0.10340]	1.835 (0.02441) [0.06646]
b(2)	-0.0001093	-0.189 (0.00058) [0.85000]	-0.189 (0.00058) [0.85013]

Notes:

- 1: S.E. = Standard error
- 2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
- 3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 719
 Variance of the residuals: 0.00024005
 Standard error of the residuals (SER): 0.01549355
 Residual sum of squares (RSS): 0.17211583
 (Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
 Total sum of squares (TSS): 0.17275251
 R-square: 0.0037
 Adjusted R-square: 0.0023

Test for first-order autocorrelation:
 Durbin-Watson test = 2.152386
 REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 2976.925530
 Null hypothesis: The errors are normally distributed
 Null distribution: Chi-square(2)
 p-value = 0.00000
 Significance levels: 10% 5%
 Critical values: 4.61 5.99
 Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 12.066027
 Null hypothesis: The errors are homoskedastic
 Null distribution: Chi-square(1)
 p-value = 0.00051
 Significance levels: 10% 5%

Critical values: 2.71 3.84
 Conclusions: reject reject

Information criteria:
 Akaike: -8.331885657
 Hannan-Quinn: -8.326969331
 Schwarz: -8.319151690

EasyReg International [April 9, 2010]
 Session date: Thursday May 8, 2010
 Session time: 20:55:25

Dependent variable:
 Y = Var_IBEX

Characteristics:

Var_IBEX
 First observation = 1(=2006.001)
 Last observation = 719(=2008.215)
 Number of usable observations: 719
 Minimum value: -9.1407567E-002
 Maximum value: 1.0647165E-001
 Sample mean: -1.1384439E-004

X variables:
 X(1) = Var_PV_EUR
 X(2) = 1

Model:

$Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + U$,
 where U is the error term, satisfying
 $E[U|X(1), X(2)] = 0$.

OLS estimation results			
Parameters	Estimate	t-value (S.E.) [p-value]	H.C. t-value (H.C. S.E.) [H.C. p-value]
b(1)	0.3648884	21.344 (0.01710) [0.00000]	7.874 (0.04634) [0.00000]
b(2)	-0.0000731	-0.161 (0.00045) [0.87171]	-0.161 (0.00045) [0.87182]

Notes:

- 1: S.E. = Standard error
- 2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
- 3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 719
 Variance of the residuals: 0.00014733
 Standard error of the residuals (SER): 0.01213794
 Residual sum of squares (RSS): 0.10563525
 (Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
 Total sum of squares (TSS): 0.17275251
 R-square: 0.3885
 Adjusted R-square: 0.3877

Test for first-order autocorrelation:
 Durbin-Watson test = 1.953445
 REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 730.277131
 Null hypothesis: The errors are normally distributed
 Null distribution: Chi-square(2)
 p-value = 0.00000
 Significance levels: 10% 5%
 Critical values: 4.61 5.99
 Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 12.279751
 Null hypothesis: The errors are homoskedastic

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

Null distribution: Chi-square(1)
p-value = 0.00046
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.71 3.84
Conclusions: reject reject

Information criteria:
Akaike: -8.820061223
Hannan-Quinn: -8.815144897
Schwarz: -8.807327255

Resultados Regresiones Modelo $Y_t = \alpha + \beta X_t + \varepsilon_t$
Frecuencia Diaria Ene 2006 / Nov 2007
Valor IBEX35

EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Sunday May 9, 2010
Session time: 08:21:57

Dependent variable:
Y = Var_IBEX

Characteristics:

Var_IBEX

First available observation = 1(=2006.001)
Last available observation = 719(=2008.175)
First chosen observation = 1(=2006.001)
Last chosen observation = 474(=2007.202)
Number of usable chosen observations: 474

Subsample characteristics:

Minimum value: -3.7243897E-002
Maximum value: 3.2246119E-002
Sample mean: 8.4674597E-004

X variables:

X(1) = Var_PV_€
X(2) = 1

Model:

$Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + U$,
where U is the error term, satisfying
 $E[U|X(1),X(2)] = 0$.

OLS estimation results

Parameters	Estimate	t-value (S.E.) [p-value]	H.C. t-value (H.C. S.E.) [H.C. p-value]
b(1)	0.0265787	1.395 (0.01905) [0.16289]	1.236 (0.02151) [0.21649]
b(2)	0.0008334	1.924 (0.00043) [0.05438]	1.920 (0.00043) [0.05491]

Notes:

- 1: S.E. = Standard error
- 2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
- 3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 474
Variance of the residuals: 0.00008891
Standard error of the residuals (SER): 0.00942907
Residual sum of squares (RSS): 0.04196428
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.0421374
R-square: 0.0041
Adjusted R-square: 0.0020

Test for first-order autocorrelation:

Durbin-Watson test = 2.083789
REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 49.866790
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 2.199183
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(1)
p-value = 0.13808
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.71 3.84
Conclusions: accept accept

Information criteria:
Akaike: -9.323705121
Hannan-Quinn: -9.316799865
Schwarz: -9.306147284

EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Sunday May 9, 2010
Session time: 08:16:28

Dependent variable:
Y = Var_IBEX

Characteristics:

Var_IBEX

First available observation = 1(=2006.001)
Last available observation = 719(=2008.175)
First chosen observation = 1(=2006.001)
Last chosen observation = 474(=2007.202)
Number of usable chosen observations: 474

Subsample characteristics:

Minimum value: -3.7243897E-002
Maximum value: 3.2246119E-002
Sample mean: 8.4674597E-004

X variables:

X(1) = Var_PV_€
X(2) = 1

Model:

$Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + U$,
where U is the error term, satisfying
 $E[U|X(1),X(2)] = 0$.

OLS estimation results

Parameters	Estimate	t-value (S.E.) [p-value]	H.C. t-value (H.C. S.E.) [H.C. p-value]
b(1)	0.1644955	10.585 (0.01554) [0.00000]	5.753 (0.02859) [0.00000]
b(2)	0.0006119	1.566 (0.00039) [0.11735]	1.562 (0.00039) [0.11817]

Notes:

- 1: S.E. = Standard error
- 2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
- 3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 474

Variance of the residuals: 0.00007215
Standard error of the residuals (SER): 0.00849394
Residual sum of squares (RSS): 0.0340534
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.0421374
R-square: 0.1918
Adjusted R-square: 0.1901

Test for first-order autocorrelation:

Durbin-Watson test = 2.015543
REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 37.906769

Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 0.186548

Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(1)
p-value = 0.66581
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.71 3.84
Conclusions: accept accept

Information criteria:

Akaike: -9.532594035
Hannan-Quinn: -9.525688779
Schwarz: -9.515036198

Resultados Regresiones Modelo $Y_t = \alpha + \beta X_t + \varepsilon_t$
Frecuencia Diaria Nov 2007 / Oct 2008
Valor IBEX35

EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Sunday May 9, 2010
Session time: 08:14:48

Dependent variable:
Y = Var_IBEX

Characteristics:

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

```

Var_IBEX
First available observation = 1(=2006.001)
Last available observation = 719(=2008.175)
First chosen observation = 475(=2007.203)
Last chosen observation = 719(=2008.175)
Number of usable chosen observations: 245
Subsample characteristics:
Minimum value: -9.1407567E-002
Maximum value: 1.0647165E-001
Sample mean: -1.9722927E-003

X variables:
X(1) = Var_PV_€
X(2) = 1

Model:
Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + U,
where U is the error term, satisfying
E[U|X(1),X(2)] = 0.

OLS estimation results
Parameters Estimate t-value H.C. t-value
(S.E.) (H.C. S.E.)
[p-value] [H.C. p-value]
b(1) 0.0962872 1.119 1.142
(0.08604) (0.08435)
[0.26308] [0.25364]
b(2) -0.0018499 -1.255 -1.221
(0.00147) (0.00152)
[0.20953] [0.22218]

Notes:
1: S.E. = Standard error
2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and
standard errors are based on White's heteroskedasticity
consistent variance matrix.
3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 245
Variance of the residuals: 0.0005295
Standard error of the residuals (SER): 0.02301085
Residual sum of squares (RSS): 0.12866836
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.12933155
R-square: 0.0051
Adjusted R-square: 0.0010

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 2.198214
REMARK: A better way of testing for autocorrelation
is to specify AR errors and then test the null
hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 215.439286
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 18.085252
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(1)
p-value = 0.00002
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.71 3.84
Conclusions: reject reject

Information criteria:
Akaike: -7.535448755
Hannan-Quinn: -7.523938930
Schwarz: -7.506867056

```

```

-----
EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Sunday May 9, 2010
Session time: 08:17:47
-----
Dependent variable:
Y = Var_IBEX

```

```

Characteristics:
Var_IBEX
First available observation = 1(=2006.001)
Last available observation = 719(=2008.175)
First chosen observation = 475(=2007.203)
Last chosen observation = 719(=2008.175)
Number of usable chosen observations: 245
Subsample characteristics:
Minimum value: -9.1407567E-002
Maximum value: 1.0647165E-001
Sample mean: -1.9722927E-003

X variables:
X(1) = Var_PV_EUR
X(2) = 1

Model:
Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + U,
where U is the error term, satisfying
E[U|X(1),X(2)] = 0.

OLS estimation results
Parameters Estimate t-value H.C. t-value
(S.E.) (H.C. S.E.)
[p-value] [H.C. p-value]
b(1) 0.6569746 22.429 14.159
(0.02929) (0.04640)
[0.00000] [0.00000]
b(2) 0.0000573 0.068 0.070
(0.00085) (0.00082)
[0.94604] [0.94423]

Notes:
1: S.E. = Standard error
2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and
standard errors are based on White's heteroskedasticity
consistent variance matrix.
3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 245
Variance of the residuals: 0.00017336
Standard error of the residuals (SER): 0.01316651
Residual sum of squares (RSS): 0.04212577
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.12933155
R-square: 0.6743
Adjusted R-square: 0.6729

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 1.693584
REMARK: A better way of testing for autocorrelation
is to specify AR errors and then test the null
hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 24.269367
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00001
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 17.880250
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(1)
p-value = 0.00002
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.71 3.84
Conclusions: reject reject

Information criteria:
Akaike: -8.652027225
Hannan-Quinn: -8.640517399
Schwarz: -8.623445525

```

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

8.2. Anexo 2: IBEX 35 agregado. Output de Regresiones Realizadas Modelo II $Y_t = \alpha + \delta X_{t-1} + \varepsilon_t$

Resultados Regresiones Modelo $Y_t = \alpha + \delta X_{t-1} + \varepsilon_t$
Frecuencia Diaria Ene 2006 / Oct 2008
Valor IBEX35

EasyReg International [April 9, 2010]
 Session date: Friday June 24, 2011
 Session time: 10:58:11

Dependent variable:
 Y = Var_IBEX

Characteristics:

Var_IBEX

First observation = 1(=2006.001)
 Last observation = 719(=2008.175)
 Number of usable observations: 719
 Minimum value: -9.1407567E-002
 Maximum value: 1.0647165E-001
 Sample mean: -1.1384441E-004

X variables:

X(1) = LAG1[Var_PV_EUR]
 X(2) = 1

Model:

$Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + U$,
 where U is the error term, satisfying
 $E[U|X(1), X(2)] = 0$.

OLS estimation results			
Parameters	Estimate	t-value (S.E.) [p-value]	H.C. t-value (H.C. S.E.) [H.C. p-value]
b(1)	-0.0186021	-0.848 (0.02193) [0.39632]	-0.607 (0.03062) [0.54353]
b(2)	-0.0001215	-0.210 (0.00058) [0.83383]	-0.210 (0.00058) [0.83339]

Notes:

- 1: S.E. = Standard error
- 2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
- 3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 718
 Variance of the residuals: 0.00024102
 Standard error of the residuals (SER): 0.0155248
 Residual sum of squares (RSS): 0.17256995
 (Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
 Total sum of squares (TSS): 0.17274335
 R-square: 0.0010
 Adjusted R-square: -0.0004

Test for first-order autocorrelation:

Durbin-Watson test = 2.107012
 REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 2987.224507

Null hypothesis: The errors are normally distributed
 Null distribution: Chi-square(2)
 p-value = 0.00000
 Significance levels: 10% 5%
 Critical values: 4.61 5.99
 Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 53.818730

Null hypothesis: The errors are homoskedastic
 Null distribution: Chi-square(1)
 p-value = 0.00000
 Significance levels: 10% 5%

Critical values: 2.71 3.84
 Conclusions: reject reject

Information criteria:

Akaike: -8.327851173
 Hannan-Quinn: -8.322929178
 Schwarz: -8.315103346

EasyReg International [April 9, 2010]
 Session date: Friday June 24, 2011
 Session time: 11:04:25

Dependent variable:

Y = Var_IBEX

Characteristics:

Var_IBEX

First observation = 1(=2006.001)
 Last observation = 719(=2008.175)
 Number of usable observations: 719
 Minimum value: -9.1407567E-002
 Maximum value: 1.0647165E-001
 Sample mean: -1.1384441E-004

X variables:

X(1) = LAG1[Var_PV_€]
 X(2) = 1

Model:

$Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + U$,
 where U is the error term, satisfying
 $E[U|X(1), X(2)] = 0$.

OLS estimation results			
Parameters	Estimate	t-value (S.E.) [p-value]	H.C. t-value (H.C. S.E.) [H.C. p-value]
b(1)	0.0115778	0.419 (0.02760) [0.67486]	0.424 (0.02730) [0.67150]
b(2)	-0.0001165	-0.201 (0.00058) [0.84066]	-0.201 (0.00058) [0.84072]

Notes:

- 1: S.E. = Standard error
- 2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
- 3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 718
 Variance of the residuals: 0.0002412
 Standard error of the residuals (SER): 0.01553069
 Residual sum of squares (RSS): 0.17270091
 (Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
 Total sum of squares (TSS): 0.17274335
 R-square: 0.0002
 Adjusted R-square: -0.0012

Test for first-order autocorrelation:

Durbin-Watson test = 2.151335
 REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 3064.840612

Null hypothesis: The errors are normally distributed
 Null distribution: Chi-square(2)
 p-value = 0.00000
 Significance levels: 10% 5%
 Critical values: 4.61 5.99
 Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 1.185246

Null hypothesis: The errors are homoskedastic

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

Null distribution: Chi-square(1)
p-value = 0.27629
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.71 3.84
Conclusions: accept accept

Information criteria:
Akaike: -8.327092585
Hannan-Quinn: -8.322170591
Schwarz: -8.314344759

Resultados Regresiones Modelo $Y_t = \alpha + \delta X_{t-1} + \varepsilon_t$
Frecuencia Diaria Ene 2006 / Nov 2007
Valor IBEX35

EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Friday June 24, 2011
Session time: 11:02:01

Dependent variable:
Y = Var_IBEX

Characteristics:

Var_IBEX
First available observation = 1(=2006.001)
Last available observation = 719(=2008.175)
First chosen observation = 1(=2006.001)
Last chosen observation = 474(=2007.202)
Number of usable chosen observations: 474
Subsample characteristics:
Minimum value: -3.7243897E-002
Maximum value: 3.2246119E-002
Sample mean: 8.4674597E-004

X variables:
X(1) = LAG1[Var_PV_EUR]
X(2) = 1

Model:
 $Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + U$,
where U is the error term, satisfying
 $E[U|X(1), X(2)] = 0$.

Parameters	Estimate	t-value (S.E.) [p-value]	H.C. t-value (H.C. S.E.) [H.C. p-value]
b(1)	-0.0065457	-0.378 (0.01730) [0.70524]	-0.260 (0.02519) [0.79496]
b(2)	0.0008516	1.955 (0.00044) [0.05053]	1.948 (0.00044) [0.05144]

Notes:
1: S.E. = Standard error
2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 473
Variance of the residuals: 0.00008943
Standard error of the residuals (SER): 0.00945661
Residual sum of squares (RSS): 0.04212033
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.04213313
R-square: 0.0003
Adjusted R-square: -0.0018

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 2.062712
REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 53.288170
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 0.356672
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(1)
p-value = 0.55036
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.71 3.84
Conclusions: accept accept

Information criteria:
Akaike: -9.317863423
Hannan-Quinn: -9.310946469
Schwarz: -9.300277396

EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Friday June 24, 2011
Session time: 11:05:27

Dependent variable:
Y = Var_IBEX

Characteristics:

Var_IBEX
First available observation = 1(=2006.001)
Last available observation = 719(=2008.175)
First chosen observation = 1(=2006.001)
Last chosen observation = 474(=2007.202)
Number of usable chosen observations: 474
Subsample characteristics:
Minimum value: -3.7243897E-002
Maximum value: 3.2246119E-002
Sample mean: 8.4674597E-004

X variables:
X(1) = LAG1[Var_PV_€]
X(2) = 1

Model:
 $Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + U$,
where U is the error term, satisfying
 $E[U|X(1), X(2)] = 0$.

Parameters	Estimate	t-value (S.E.) [p-value]	H.C. t-value (H.C. S.E.) [H.C. p-value]
b(1)	-0.0033731	-0.177 (0.01911) [0.85989]	-0.118 (0.02866) [0.90631]
b(2)	0.0008440	1.940 (0.00043) [0.05233]	1.942 (0.00043) [0.05217]

Notes:
1: S.E. = Standard error
2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 473
Variance of the residuals: 0.00008945
Standard error of the residuals (SER): 0.00945773
Residual sum of squares (RSS): 0.04213034
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.04213313
R-square: 0.0001
Adjusted R-square: -0.0021

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 2.078332
REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 53.040201
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 0.488918
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(1)
p-value = 0.48441
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.71 3.84
Conclusions: accept accept

Information criteria:
Akaike: -9.317625845
Hannan-Quinn: -9.310708890
Schwarz: -9.300039818

Resultados Regresiones Modelo $Y_t = \alpha + \delta X_{t-1} + \varepsilon_t$
Frecuencia Diaria Nov 2007 / Oct 2008
Valor IBEX35

EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Friday June 24, 2011
Session time: 11:03:29

Dependent variable:
Y = Var_IBEX

Characteristics:

Var_IBEX
First available observation = 1(=2006.001)
Last available observation = 719(=2008.175)
First chosen observation = 475(=2007.203)
Last chosen observation = 719(=2008.175)

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

Number of usable chosen observations: 245
Subsample characteristics:
Minimum value: -9.1407567E-002
Maximum value: 1.0647165E-001
Sample mean: -1.9722927E-003

X variables:
X(1) = LAG1[Var_PV_EUR]
X(2) = 1

Model:
 $Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + U$,
where U is the error term, satisfying
 $E[U|X(1), X(2)] = 0$.

Parameters	Estimate	t-value	H.C. t-value
		(S.E.)	(H.C. S.E.)
		[p-value]	[H.C. p-value]
b(1)	-0.0480992	-0.929	-0.708
		(0.05176)	(0.06795)
		[0.35278]	[0.47906]
b(2)	-0.0021507	-1.446	-1.501
		(0.00149)	(0.00143)
		[0.14813]	[0.13337]

Notes:
1: S.E. = Standard error
2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 244
Variance of the residuals: 0.00053244
Standard error of the residuals (SER): 0.02307474
Residual sum of squares (RSS): 0.12885135
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.12931109
R-square: 0.0036
Adjusted R-square: -0.0006

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 2.097682
REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 220.473374
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 15.275645
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(1)
p-value = 0.00009
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.71 3.84
Conclusions: reject reject

Information criteria:
Akaike: -7.529870631
Hannan-Quinn: -7.518325826
Schwarz: -7.501205317

EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Friday June 24, 2011
Session time: 11:06:18

Dependent variable:
Y = Var_IBEX

Characteristics:

Var_IBEX
First available observation = 1(=2006.001)
Last available observation = 719(=2008.175)
First chosen observation = 475(=2007.203)
Last chosen observation = 719(=2008.175)
Number of usable chosen observations: 245
Subsample characteristics:
Minimum value: -9.1407567E-002
Maximum value: 1.0647165E-001
Sample mean: -1.9722927E-003

X variables:
X(1) = LAG1[Var_PV_€]
X(2) = 1

Model:
 $Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + U$,
where U is the error term, satisfying
 $E[U|X(1), X(2)] = 0$.

Parameters	Estimate	t-value	H.C. t-value
		(S.E.)	(H.C. S.E.)
		[p-value]	[H.C. p-value]
b(1)	0.0509937	0.588	0.756
		(0.08668)	(0.06741)
		[0.55634]	[0.44937]
b(2)	-0.0019212	-1.295	-1.284
		(0.00148)	(0.00150)
		[0.19531]	[0.19905]

Notes:
1: S.E. = Standard error
2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 244
Variance of the residuals: 0.00053358
Standard error of the residuals (SER): 0.02309936
Residual sum of squares (RSS): 0.12912643
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.12931109
R-square: 0.0014
Adjusted R-square: -0.0027

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 2.196065
REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 238.181797
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 1.811843
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(1)
p-value = 0.17829
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.71 3.84
Conclusions: accept accept

Information criteria:
Akaike: -7.527738089
Hannan-Quinn: -7.516193284
Schwarz: -7.499072776

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

8.3. Anexo 3: IBEX 35 agregado. Output de Regresiones Realizadas Modelo III $Y_t = \alpha + \beta X_t + \delta X_{t-1} + \varepsilon_t$

Resultados Regresiones Modelo $Y_t = \alpha + \beta X_t + \delta X_{t-1} + \varepsilon_t$

Frecuencia Diaria En 2006 / Oct 2008

Valor IBEX35

EasyReg International [April 9, 2010]
 Session date: Friday June 24, 2011
 Session time: 11:48:44

Dependent variable:
 Y = Var_IBEX

Characteristics:
 Var_IBEX

First observation = 1(=2006.001)
 Last observation = 719(=2008.175)
 Number of usable observations: 719
 Minimum value: -9.1407567E-002
 Maximum value: 1.0647165E-001
 Sample mean: -1.1384441E-004

X variables:

X(1) = Var_PV_EUR
 X(2) = LAG1[Var_PV_EUR]
 X(3) = 1

Model:

$Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + b(3)X(3) + U$,
 where U is the error term, satisfying
 $E[U|X(1), X(2), X(3)] = 0$.

OLS estimation results

Parameters	Estimate	t-value (S.E.)	H.C. t-value (H.C. S.E.)
		[p-value]	[H.C. p-value]
b(1)	0.3759637	22.002 (0.01709)	7.716 (0.04873)
b(2)	-0.0747005	-4.359 (0.01714)	-2.706 (0.02760)
b(3)	-0.0000864	-0.193 (0.00045)	-0.193 (0.00045)

Notes:

- 1: S.E. = Standard error
- 2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
- 3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 718
 Variance of the residuals: 0.00014392
 Standard error of the residuals (SER): 0.01199654
 Residual sum of squares (RSS): 0.10290068
 (Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
 Total sum of squares (TSS): 0.17274335
 R-square: 0.4043
 Adjusted R-square: 0.4026

Overall F test: $F(2,715) = 242.65$

p-value = 0.00000

Significance levels: 10% 5%
 Critical values: 2.3 3.
 Conclusions: reject reject

Test for first-order autocorrelation:

Durbin-Watson test = 1.961252

REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 919.544652

Null hypothesis: The errors are normally distributed
 Null distribution: Chi-square(2)
 p-value = 0.00000

Significance levels: 10% 5%
 Critical values: 4.61 5.99
 Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 116.256069
 Null hypothesis: The errors are homoskedastic
 Null distribution: Chi-square(2)
 p-value = 0.00000
 Significance levels: 10% 5%
 Critical values: 4.61 5.99
 Conclusions: reject reject

Information criteria:

Akaike: -8.842104012
 Hannan-Quinn: -8.834721020
 Schwarz: -8.822982273

EasyReg International [April 9, 2010]
 Session date: Sunday May 9, 2010
 Session time: 08:19:09

Dependent variable:
 Y = Var_IBEX

Characteristics:

Var_IBEX
 First observation = 1(=2006.001)
 Last observation = 719(=2008.175)
 Number of usable observations: 719
 Minimum value: -9.1407567E-002
 Maximum value: 1.0647165E-001
 Sample mean: -1.1384441E-004

X variables:

X(1) = Var_PV_€
 X(2) = LAG1[Var_PV_€]
 X(3) = 1

Model:

$Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + b(3)X(3) + U$,
 where U is the error term, satisfying
 $E[U|X(1), X(2), X(3)] = 0$.

OLS estimation results

Parameters	Estimate	t-value (S.E.)	H.C. t-value (H.C. S.E.)
		[p-value]	[H.C. p-value]
b(1)	0.0445933	1.570 (0.02840)	1.704 (0.02617)
b(2)	0.0007288	0.026 (0.02842)	0.026 (0.02851)
b(3)	-0.0001132	-0.195 (0.00058)	-0.195 (0.00058)

Notes:

- 1: S.E. = Standard error
- 2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
- 3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 718
 Variance of the residuals: 0.00024071
 Standard error of the residuals (SER): 0.01551483
 Residual sum of squares (RSS): 0.17210762
 (Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
 Total sum of squares (TSS): 0.17274335
 R-square: 0.0037
 Adjusted R-square: 0.0009

Overall F test: $F(2,715) = 1.32$

p-value = 0.26699

Significance levels: 10% 5%
 Critical values: 2.3 3.
 Conclusions: accept accept

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 2.152509
REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 2963.212788
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 12.063312
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00240
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Information criteria:
Akaike: -8.327748345
Hannan-Quinn: -8.320365352
Schwarz: -8.308626605

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 2.002089
REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 70.909729
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 38.735035
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Information criteria:
Akaike: -9.541874705
Hannan-Quinn: -9.531516822
Schwarz: -9.515537949

EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Sunday May 9, 2010
Session time: 08:27:04

Dependent variable:
Y = Var_IBEX

Characteristics:
Var_IBEX
First available observation = 1(=2006.001)
Last available observation = 719(=2008.175)
First chosen observation = 1(=2006.001)
Last chosen observation = 474(=2007.202)
Number of usable chosen observations: 474
Subsample characteristics:
Minimum value: -3.7243897E-002
Maximum value: 3.2246119E-002
Sample mean: 8.4674597E-004

X variables:
X(1) = Var_PV_€
X(2) = LAG1[Var_PV_€]
X(3) = 1

Model:
Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + b(3)X(3) + U,
where U is the error term, satisfying
E[U|X(1),X(2),X(3)] = 0.

Parameters	Estimate	t-value (S.E.)	H.C. t-value (H.C. S.E.)
b(1)	0.0287611	1.469 (0.01958)	1.182 (0.02433)
b(2)	-0.0098396	-0.502 (0.01959)	-0.323 (0.03046)
b(3)	0.0008329	1.917 (0.00043)	1.914 (0.00044)

Notes:
1: S.E. = Standard error
2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 473
Variance of the residuals: 0.00008923
Standard error of the residuals (SER): 0.00944614
Residual sum of squares (RSS): 0.04193787
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.04213313
R-square: 0.0046
Adjusted R-square: 0.0004

Overall F test: F(2,470) = 1.09
p-value = 0.33568
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.31 3.01
Conclusions: accept accept

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 2.079053
REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 47.729415
Null hypothesis: The errors are normally distributed

Resultados Regresiones Modelo $Y_t = \alpha + \beta X_t + \delta X_{t-1} + \varepsilon_t$
Frecuencia Diaria En 2006 / Nov 2007
Valor IBEX35

EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Friday June 24, 2011
Session time: 11:51:03

Dependent variable:
Y = Var_IBEX

Characteristics:
Var_IBEX
First available observation = 1(=2006.001)
Last available observation = 719(=2008.175)
First chosen observation = 1(=2006.001)
Last chosen observation = 475(=2007.203)
Number of usable chosen observations: 475
Subsample characteristics:
Minimum value: -3.7243897E-002
Maximum value: 3.2246119E-002
Sample mean: 8.5031502E-004

X variables:
X(1) = Var_PV_EUR
X(2) = LAG1[Var_PV_EUR]
X(3) = 1

Model:
Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + b(3)X(3) + U,
where U is the error term, satisfying
E[U|X(1),X(2),X(3)] = 0.

Parameters	Estimate	t-value (S.E.)	H.C. t-value (H.C. S.E.)
b(1)	0.1722223	10.933 (0.01575)	5.285 (0.03259)
b(2)	-0.0398977	-2.533 (0.01575)	-1.559 (0.02559)
b(3)	0.0006588	1.694 (0.00039)	1.670 (0.00039)

Notes:
1: S.E. = Standard error
2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 474
Variance of the residuals: 0.00007133
Standard error of the residuals (SER): 0.00844575
Residual sum of squares (RSS): 0.03359676
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.04213601
R-square: 0.2027
Adjusted R-square: 0.1993

Overall F test: F(2,471) = 59.86
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.31 3.01
Conclusions: reject reject

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 1.954999
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.37625
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: accept accept

Information criteria:
Akaike: -9.317976374
Hannan-Quinn: -9.307600941
Schwarz: -9.291597333

Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 27.557622
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Information criteria:
Akaike: -8.680776913
Hannan-Quinn: -8.663459706
Schwarz: -8.637778943

Resultados Regresiones Modelo $Y_t = \alpha + \beta X_t + \delta X_{t-1} + \varepsilon_t$
Frecuencia Diaria Nov 2007 / Oct 2008
Valor IBEX35

EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Friday June 24, 2011
Session time: 11:54:14

Dependent variable:
Y = Var_IBEX

Characteristics:
Var_IBEX
First available observation = 1(=2006.001)
Last available observation = 719(=2008.175)
First chosen observation = 475(=2007.203)
Last chosen observation = 719(=2008.175)
Number of usable chosen observations: 245
Subsample characteristics:
Minimum value: -9.1407567E-002
Maximum value: 1.0647165E-001
Sample mean: -1.9722927E-003

X variables:
X(1) = Var_PV_EUR
X(2) = LAG1[Var_PV_EUR]
X(3) = 1

Model:
 $Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + b(3)X(3) + U$,
where U is the error term, satisfying
 $E[U|X(1), X(2), X(3)] = 0$.

Parameters	Estimate	t-value (S.E.)	H.C. t-value (H.C. S.E.)
b(1)	0.6630593	22.958 (0.02888) [0.00000]	14.840 (0.04468) [0.00000]
b(2)	-0.0925788	-3.179 (0.02912) [0.00148]	-3.199 (0.02894) [0.00138]
b(3)	-0.0002353	-0.280 (0.00084) [0.77914]	-0.298 (0.00079) [0.76596]

Notes:
1: S.E. = Standard error
2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 244
Variance of the residuals: 0.00016776
Standard error of the residuals (SER): 0.01295209
Residual sum of squares (RSS): 0.04042937
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.12931109
R-square: 0.6873
Adjusted R-square: 0.6848

Overall F test: $F(2,241) = 264.91$
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.32 3.03
Conclusions: reject reject

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 1.731016
REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 29.663339
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000

EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Sunday May 9, 2010
Session time: 08:23:08

Dependent variable:
Y = Var_IBEX

Characteristics:
Var_IBEX
First available observation = 1(=2006.001)
Last available observation = 719(=2008.175)
First chosen observation = 475(=2007.203)
Last chosen observation = 719(=2008.175)
Number of usable chosen observations: 245
Subsample characteristics:
Minimum value: -9.1407567E-002
Maximum value: 1.0647165E-001
Sample mean: -1.9722927E-003

X variables:
X(1) = Var_PV_€
X(2) = LAG1[Var_PV_€]
X(3) = 1

Model:
 $Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + b(3)X(3) + U$,
where U is the error term, satisfying
 $E[U|X(1), X(2), X(3)] = 0$.

Parameters	Estimate	t-value (S.E.)	H.C. t-value (H.C. S.E.)
b(1)	0.0888745	0.981 (0.09056) [0.32642]	1.027 (0.08650) [0.30423]
b(2)	0.0241944	0.266 (0.09089) [0.79009]	0.344 (0.07035) [0.73091]
b(3)	-0.0018437	-1.241 (0.00149) [0.21461]	-1.208 (0.00153) [0.22686]

Notes:
1: S.E. = Standard error
2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 244
Variance of the residuals: 0.00053366
Standard error of the residuals (SER): 0.02310112
Residual sum of squares (RSS): 0.12861248
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.12931109
R-square: 0.0054
Adjusted R-square: -0.0029

Overall F test: $F(2,241) = 0.65$
p-value = 0.52060
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.32 3.03
Conclusions: accept accept

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 2.197739
REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 213.385098
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 17.890176
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00013
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

Conclusions: reject reject

Information criteria:
Akaike: -7.523529494
Hannan-Quinn: -7.506212287
Schwarz: -7.480531524

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

8.4. Anexo 4: Componentes del IBEX 35. Output de Regresiones Realizadas

Resultados Regresiones Modelo $Y_t = \alpha + \beta X_t$

+ ε_t

Frecuencia Diaria: Ene 2006 / Oct 2008

EasyReg International [April 9, 2010]
 Session date: Sunday May 9, 2010
 Session time: 10:20:04

Dependent variable:
 Y = Y_ABG

Characteristics:

Y_ABG
 First observation = 1(=2006.001)
 Last observation = 720(=2008.216)
 Number of usable observations: 720
 Minimum value: -1.1189303E-001
 Maximum value: 1.6777884E-001
 Sample mean: 2.9014710E-004

X variables:
 X(1) = X_ABG
 X(2) = 1

Model:

$Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + U$,
 where U is the error term, satisfying
 $E[U|X(1), X(2)] = 0$.

OLS estimation results

Parameters	Estimate	t-value (S.E.)	H.C. t-value (H.C. S.E.)
		[p-value]	[H.C. p-value]
b(1)	-0.0385948	-1.147 (0.03366) [0.25155]	-0.967 (0.03992) [0.33363]
b(2)	0.0003843	0.359 (0.00107) [0.71975]	0.358 (0.00107) [0.72028]

Notes:

- 1: S.E. = Standard error
- 2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
- 3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 720
 Variance of the residuals: 0.00082117
 Standard error of the residuals (SER): 0.02865603
 Residual sum of squares (RSS): 0.58959865
 (Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
 Total sum of squares (TSS): 0.59067822
 R-square: 0.0018
 Adjusted R-square: 0.0004

Test for first-order autocorrelation:

Durbin-Watson test = 1.956058
 REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 192.898290

Null hypothesis: The errors are normally distributed
 Null distribution: Chi-square(2)
 p-value = 0.00000
 Significance levels: 10% 5%
 Critical values: 4.61 5.99
 Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 0.039025

Null hypothesis: The errors are homoskedastic
 Null distribution: Chi-square(1)
 p-value = 0.84340
 Significance levels: 10% 5%
 Critical values: 2.71 3.84
 Conclusions: accept accept

Information criteria:

Akaike: -7.102008880

Hannan-Quinn: -7.097098208
 Schwarz: -7.089288738

EasyReg International [April 9, 2010]
 Session date: Sunday May 9, 2010
 Session time: 10:40:35

Dependent variable:
 Y = Y_ABE

Characteristics:

Y_ABE
 First observation = 1(=2006.001)
 Last observation = 720(=2008.216)
 Number of usable observations: 720
 Minimum value: -7.2100313E-002
 Maximum value: 8.9442815E-002
 Sample mean: -3.1658255E-004

X variables:

X(1) = X_ABE
 X(2) = 1

Model:

$Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + U$,
 where U is the error term, satisfying
 $E[U|X(1), X(2)] = 0$.

OLS estimation results

Parameters	Estimate	t-value (S.E.)	H.C. t-value (H.C. S.E.)
		[p-value]	[H.C. p-value]
b(1)	-0.0087273	-0.386 (0.02258) [0.69913]	-0.435 (0.02008) [0.66376]
b(2)	-0.0003101	-0.510 (0.00061) [0.61040]	-0.510 (0.00061) [0.61000]

Notes:

- 1: S.E. = Standard error
- 2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
- 3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 720
 Variance of the residuals: 0.0002665
 Standard error of the residuals (SER): 0.01632491
 Residual sum of squares (RSS): 0.19134893
 (Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
 Total sum of squares (TSS): 0.19138874
 R-square: 0.0002
 Adjusted R-square: -0.0012

Test for first-order autocorrelation:

Durbin-Watson test = 2.259359
 REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 459.532637

Null hypothesis: The errors are normally distributed
 Null distribution: Chi-square(2)
 p-value = 0.00000
 Significance levels: 10% 5%
 Critical values: 4.61 5.99
 Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 0.504477

Null hypothesis: The errors are homoskedastic
 Null distribution: Chi-square(1)
 p-value = 0.47754
 Significance levels: 10% 5%
 Critical values: 2.71 3.84
 Conclusions: accept accept

Information criteria:

Akaike: -8.227352325
 Hannan-Quinn: -8.222441653
 Schwarz: -8.214632182

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Sunday May 9, 2010
Session time: 10:41:34

Dependent variable:
Y = Y_ANA

Characteristics:

Y_ANA

First observation = 1(=2006.001)
Last observation = 720(=2008.216)
Number of usable observations: 720
Minimum value: -1.3051702E-001
Maximum value: 1.5591008E-001
Sample mean: 8.6468889E-007

X variables:

X(1) = X_ANA
X(2) = 1

Model:

Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + U,
where U is the error term, satisfying
E[U|X(1),X(2)] = 0.

OLS estimation results

Parameters	Estimate	t-value (S.E.)	H.C. t-value (H.C. S.E.)
		[p-value]	[H.C. p-value]
b(1)	-0.0113971	-0.447 (0.02552)	-0.554 (0.02056)
b(2)	0.0000057	0.006 (0.00099)	0.006 (0.00099)

Notes:

- 1: S.E. = Standard error
- 2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
- 3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 720
Variance of the residuals: 0.00070431
Standard error of the residuals (SER): 0.0265388
Residual sum of squares (RSS): 0.50569317
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.50583368
R-square: 0.0003
Adjusted R-square: -0.0011

Test for first-order autocorrelation:

Durbin-Watson test = 2.043646
REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 416.364138
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000

Significance levels:	10%	5%
Critical values:	4.61	5.99
Conclusions:	reject	reject

Breusch-Pagan test = 0.764904

Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(1)
p-value = 0.38180

Significance levels:	10%	5%
Critical values:	2.71	3.84
Conclusions:	accept	accept

Information criteria:

Akaike: -7.255520836
Hannan-Quinn: -7.250610164
Schwarz: -7.242800693

EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Sunday May 9, 2010
Session time: 10:42:33

Dependent variable:
Y = Y_ACX

Characteristics:

Y_ACX

First observation = 1(=2006.001)
Last observation = 720(=2008.216)
Number of usable observations: 720
Minimum value: -8.4770535E-002
Maximum value: 9.3142272E-002
Sample mean: -9.5334706E-005

X variables:

X(1) = X_ACX
X(2) = 1

Model:

Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + U,
where U is the error term, satisfying
E[U|X(1),X(2)] = 0.

OLS estimation results

Parameters	Estimate	t-value (S.E.)	H.C. t-value (H.C. S.E.)
		[p-value]	[H.C. p-value]
b(1)	0.0278075	1.109 (0.02507)	1.436 (0.01936)
b(2)	-0.0001005	-0.139 (0.00072)	-0.139 (0.00072)

Notes:

- 1: S.E. = Standard error
- 2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
- 3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n):

720
Variance of the residuals: 0.00037434
Standard error of the residuals (SER): 0.01934798
Residual sum of squares (RSS): 0.26877931
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.2692398
R-square: 0.0017
Adjusted R-square: 0.0003

Test for first-order autocorrelation:

Durbin-Watson test = 2.168890
REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 301.887733

Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000

Significance levels:	10%	5%
Critical values:	4.61	5.99
Conclusions:	reject	reject

Breusch-Pagan test = 0.032453

Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(1)
p-value = 0.85704

Significance levels:	10%	5%
Critical values:	2.71	3.84
Conclusions:	accept	accept

Information criteria:

Akaike: -7.887560300
Hannan-Quinn: -7.882649628
Schwarz: -7.874840158

EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Sunday May 9, 2010
Session time: 10:44:09

Dependent variable:
Y = Y_ACS

Characteristics:

Y_ACS

First observation = 1(=2006.001)
Last observation = 720(=2008.216)
Number of usable observations: 720
Minimum value: -7.0939469E-002
Maximum value: 9.5977417E-002
Sample mean: 2.3924666E-004

X variables:

X(1) = X_ACS
X(2) = 1

Model:

Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + U,
where U is the error term, satisfying
E[U|X(1),X(2)] = 0.

OLS estimation results

Parameters	Estimate	t-value (S.E.)	H.C. t-value (H.C. S.E.)
		[p-value]	[H.C. p-value]
b(1)	0.0160356	1.219 (0.01315)	1.487 (0.01078)
b(2)	0.0002238	0.331 (0.00068)	0.331 (0.00068)

Notes:

- 1: S.E. = Standard error
- 2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
- 3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

Effective sample size (n): 720
 Variance of the residuals: 0.0003293
 Standard error of the residuals (SER): 0.01814652
 Residual sum of squares (RSS): 0.23643456
 (Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
 Total sum of squares (TSS): 0.23692406
 R-square: 0.0021
 Adjusted R-square: 0.0007

Test for first-order autocorrelation:
 Durbin-Watson test = 1.979623
 REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 296.203804
 Null hypothesis: The errors are normally distributed
 Null distribution: Chi-square(2)
 p-value = 0.00000
 Significance levels: 10% 5%
 Critical values: 4.61 5.99
 Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 0.723338
 Null hypothesis: The errors are homoskedastic
 Null distribution: Chi-square(1)
 p-value = 0.39505
 Significance levels: 10% 5%
 Critical values: 2.71 3.84
 Conclusions: accept accept

Information criteria:
 Akaike: -8.015779482
 Hannan-Quinn: -8.010868811
 Schwarz: -8.003059340

 EasyReg International [April 9, 2010]
 Session date: Sunday May 9, 2010
 Session time: 10:45:07

Dependent variable:
 Y = Y_POP

Characteristics:
 Y_POP
 First observation = 1(=2006.001)
 Last observation = 720(=2008.216)
 Number of usable observations: 720
 Minimum value: -9.5730918E-002
 Maximum value: 1.6000000E-001
 Sample mean: -3.1570078E-004

X variables:
 X(1) = X_POP
 X(2) = 1

Model:
 $Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + U$,
 where U is the error term, satisfying
 $E[U|X(1), X(2)] = 0$.

Parameters	Estimate	t-value (S.E.) [p-value]	H.C. t-value (H.C. S.E.) [H.C. p-value]
b(1)	0.0205889	1.147 (0.01795) [0.25140]	1.190 (0.01730) [0.23392]
b(2)	-0.0003365	-0.436 (0.00077) [0.66269]	-0.435 (0.00077) [0.66324]

Notes:
 1: S.E. = Standard error
 2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
 3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 720
 Variance of the residuals: 0.00042827
 Standard error of the residuals (SER): 0.02069467
 Residual sum of squares (RSS): 0.30749737
 (Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
 Total sum of squares (TSS): 0.30806077
 R-square: 0.0018
 Adjusted R-square: 0.0004

Test for first-order autocorrelation:
 Durbin-Watson test = 1.827551
 REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 2941.631829
 Null hypothesis: The errors are normally distributed
 Null distribution: Chi-square(2)
 p-value = 0.00000
 Significance levels: 10% 5%

Critical values: 4.61 5.99
 Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 2.013786
 Null hypothesis: The errors are homoskedastic
 Null distribution: Chi-square(1)
 p-value = 0.15588
 Significance levels: 10% 5%
 Critical values: 2.71 3.84
 Conclusions: accept accept

Information criteria:
 Akaike: -7.752984387
 Hannan-Quinn: -7.748073715
 Schwarz: -7.740264245

 EasyReg International [April 9, 2010]
 Session date: Sunday May 9, 2010
 Session time: 10:45:49

Dependent variable:
 Y = Y_SAB

Characteristics:
 Y_SAB
 First observation = 1(=2006.001)
 Last observation = 720(=2008.216)
 Number of usable observations: 720
 Minimum value: -7.6433121E-002
 Maximum value: 1.8267420E-001
 Sample mean: 4.4574987E-005

X variables:
 X(1) = X_SAB
 X(2) = 1

Model:
 $Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + U$,
 where U is the error term, satisfying
 $E[U|X(1), X(2)] = 0$.

Parameters	Estimate	t-value (S.E.) [p-value]	H.C. t-value (H.C. S.E.) [H.C. p-value]
b(1)	0.0246109	1.559 (0.01578) [0.11894]	2.792 (0.00882) [0.00524]
b(2)	0.0000154	0.027 (0.00057) [0.97841]	0.027 (0.00057) [0.97835]

Notes:
 1: S.E. = Standard error
 2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
 3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 720
 Variance of the residuals: 0.00023436
 Standard error of the residuals (SER): 0.01530892
 Residual sum of squares (RSS): 0.16827268
 (Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
 Total sum of squares (TSS): 0.16884248
 R-square: 0.0034
 Adjusted R-square: 0.0020

Test for first-order autocorrelation:
 Durbin-Watson test = 2.113994
 REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 25874.059938
 Null hypothesis: The errors are normally distributed
 Null distribution: Chi-square(2)
 p-value = 0.00000
 Significance levels: 10% 5%
 Critical values: 4.61 5.99
 Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 2.239451
 Null hypothesis: The errors are homoskedastic
 Null distribution: Chi-square(1)
 p-value = 0.13453
 Significance levels: 10% 5%
 Critical values: 2.71 3.84
 Conclusions: accept accept

Information criteria:
 Akaike: -8.355865190
 Hannan-Quinn: -8.350954518
 Schwarz: -8.343145048

 EasyReg International [April 9, 2010]
 Session date: Sunday May 9, 2010
 Session time: 10:46:27

Dependent variable:

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

Y = Y_BTO

Characteristics:

Y_BTO

First observation = 1(=2006.001)
Last observation = 720(=2008.216)
Number of usable observations: 720
Minimum value: -8.5921325E-002
Maximum value: 1.1950395E-001
Sample mean: -1.3040644E-004

X variables:

X(1) = X_BTO

X(2) = 1

Model:

$Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + U$,
where U is the error term, satisfying
 $E[U|X(1), X(2)] = 0$.

OLS estimation results

Parameters	Estimate	t-value (S.E.) [p-value]	H.C. t-value (H.C. S.E.) [H.C. p-value]
b(1)	0.0042081	0.286 (0.01470) [0.77469]	0.274 (0.01535) [0.78395]
b(2)	-0.0001430	-0.214 (0.00067) [0.83064]	-0.216 (0.00066) [0.82888]

Notes:

- 1: S.E. = Standard error
- 2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
- 3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 720
Variance of the residuals: 0.00032045
Standard error of the residuals (SER): 0.01790106
Residual sum of squares (RSS): 0.23008162
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.23010787
R-square: 0.0001
Adjusted R-square: -0.0013

Test for first-order autocorrelation:

Durbin-Watson test = 2.179321
REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 1022.336169

Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 9.379710

Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(1)
p-value = 0.00219
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.71 3.84
Conclusions: reject reject

Information criteria:

Akaike: -8.043016833
Hannan-Quinn: -8.038106161
Schwarz: -8.030296691

EasyReg International [April 9, 2010]

Session date: Sunday May 9, 2010
Session time: 10:49:22

Dependent variable:

Y = Y_BKT

Characteristics:

Y_BKT

First observation = 1(=2006.001)
Last observation = 720(=2008.216)
Number of usable observations: 720
Minimum value: -7.6791809E-002
Maximum value: 1.4503817E-001
Sample mean: 8.4648431E-005

X variables:

X(1) = X_BKT

X(2) = 1

Model:

$Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + U$,
where U is the error term, satisfying
 $E[U|X(1), X(2)] = 0$.

OLS estimation results

Parameters	Estimate	t-value (S.E.) [p-value]	H.C. t-value (H.C. S.E.) [H.C. p-value]
b(1)	0.0078299	0.301 (0.02605) [0.76373]	0.366 (0.02139) [0.71435]
b(2)	0.0000796	0.093 (0.00086) [0.92592]	0.093 (0.00086) [0.92593]

Notes:

- 1: S.E. = Standard error
- 2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
- 3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n):

720
Variance of the residuals: 0.00052736
Standard error of the residuals (SER): 0.02296426
Residual sum of squares (RSS): 0.37864261
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.37869026
R-square: 0.0001
Adjusted R-square: -0.0013

Test for first-order autocorrelation:

Durbin-Watson test = 2.051133
REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 635.028189

Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 0.032314

Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(1)
p-value = 0.85734
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.71 3.84
Conclusions: accept accept

Information criteria:

Akaike: -7.544858157
Hannan-Quinn: -7.539947485
Schwarz: -7.532138014

EasyReg International [April 9, 2010]

Session date: Sunday May 9, 2010
Session time: 10:50:05

Dependent variable:

Y = Y_BBVA

Characteristics:

Y_BBVA

First observation = 1(=2006.001)
Last observation = 720(=2008.216)
Number of usable observations: 720
Minimum value: -1.2779851E-001
Maximum value: 1.3950276E-001
Sample mean: -5.3468033E-004

X variables:

X(1) = X_BBVA

X(2) = 1

Model:

$Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + U$,
where U is the error term, satisfying
 $E[U|X(1), X(2)] = 0$.

OLS estimation results

Parameters	Estimate	t-value (S.E.) [p-value]	H.C. t-value (H.C. S.E.) [H.C. p-value]
b(1)	0.0033159	0.237 (0.01398) [0.81245]	0.323 (0.01028) [0.74697]
b(2)	-0.0005389	-0.738 (0.00073) [0.46040]	-0.739 (0.00073) [0.46016]

Notes:

- 1: S.E. = Standard error
- 2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
- 3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n):

720
Variance of the residuals: 0.00038354
Standard error of the residuals (SER): 0.01958427
Residual sum of squares (RSS): 0.27538432
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.27540591

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

R-square: 0.0001
Adjusted R-square: -0.0013

Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.71 3.84
Conclusions: reject reject

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 1.967149
REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Information criteria:
Akaike: -7.809068958
Hannan-Quinn: -7.804158286
Schwarz: -7.796348816

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 3286.035679
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2))
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Sunday May 9, 2010
Session time: 10:51:31

Dependent variable:
Y = Y_CIN

Breusch-Pagan test = 0.090157
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(1)
p-value = 0.76398
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.71 3.84
Conclusions: accept accept

Characteristics:

Y_CIN
First observation = 1(=2006.001)
Last observation = 720(=2008.216)
Number of usable observations: 720
Minimum value: -7.8873239E-002
Maximum value: 1.4211886E-001
Sample mean: -1.5791100E-004

Information criteria:
Akaike: -7.863283302
Hannan-Quinn: -7.858372630
Schwarz: -7.850563160

X variables:

X(1) = X_CIN
X(2) = 1

EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Sunday May 9, 2010
Session time: 10:50:51

Model:
Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + U,
where U is the error term, satisfying
E[U|X(1),X(2)] = 0.

Dependent variable:
Y = Y_SAN

OLS estimation results

Parameters	Estimate	t-value (S.E.)	H.C. t-value (H.C. S.E.)
		[p-value]	[H.C. p-value]
b(1)	0.0239088	0.675 (0.03543)	0.830 (0.02880)
b(2)	-0.0001743	-0.215 (0.00081)	-0.216 (0.00081)
		[0.82948]	[0.82928]

Characteristics:

Y_SAN
First observation = 1(=2006.001)
Last observation = 720(=2008.216)
Number of usable observations: 720
Minimum value: -1.1941748E-001
Maximum value: 1.4328358E-001
Sample mean: -2.0422811E-004

Notes:

1: S.E. = Standard error
2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

X variables:
X(1) = X_SAN
X(2) = 1

Model:

Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + U,
where U is the error term, satisfying
E[U|X(1),X(2)] = 0.

Effective sample size (n): 720
Variance of the residuals: 0.00047108
Standard error of the residuals (SER): 0.02170433
Residual sum of squares (RSS): 0.33823381
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.33844828
R-square: 0.0006
Adjusted R-square: -0.0008

Parameters	Estimate	t-value (S.E.)	H.C. t-value (H.C. S.E.)
		[p-value]	[H.C. p-value]
b(1)	0.0029383	0.265 (0.01111)	0.295 (0.00997)
b(2)	-0.0002119	-0.282 (0.00075)	-0.284 (0.00075)
		[0.79138]	[0.76830]
		[0.77770]	[0.77645]

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 2.108001
REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Notes:

1: S.E. = Standard error
2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 581.947488
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2))
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Effective sample size (n): 720
Variance of the residuals: 0.00040491
Standard error of the residuals (SER): 0.0201224
Residual sum of squares (RSS): 0.29072621
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.29075455
R-square: 0.0001
Adjusted R-square: -0.0013

Breusch-Pagan test = 0.417059
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(1)
p-value = 0.51841
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.71 3.84
Conclusions: accept accept

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 2.141980
REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Information criteria:
Akaike: -7.657713532
Hannan-Quinn: -7.652802860
Schwarz: -7.644993390

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 3977.780898
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2))
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Sunday May 9, 2010
Session time: 10:52:28

Dependent variable:
Y = Y_CRI

Breusch-Pagan test = 7.586941
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(1)
p-value = 0.00588

Characteristics:

Y_CRI
First observation = 452(=2007.200)
Last observation = 720(=2008.216)
Number of usable observations: 269

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.


```

Minimum value: -1.0394265E-001
Maximum value: 1.2121212E-001
Sample mean: -2.3953031E-003
(0.00061) (0.00061)
[0.46796] [0.46723]

X variables:
X(1) = X_CRI
X(2) = 1

Model:
Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + U,
where U is the error term, satisfying
E[U|X(1),X(2)] = 0.

OLS estimation results
Parameters Estimate t-value H.C. t-value
(S.E.) (H.C. S.E.)
[p-value] [H.C. p-value]
b(1) -0.0130420 -1.178 -1.758
(0.01107) (0.00742)
[0.23878] [0.07879]
b(2) -0.0022774 -1.448 -1.439
(0.00157) (0.00158)
[0.14765] [0.15005]

Notes:
1: S.E. = Standard error
2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and
standard errors are based on White's heteroskedasticity
consistent variance matrix.
3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 269
Variance of the residuals: 0.00066281
Standard error of the residuals (SER): 0.02574515
Residual sum of squares (RSS): 0.17697102
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.17789086
R-square: 0.0052
Adjusted R-square: 0.0014

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 2.308589
REMARK: A better way of testing for autocorrelation
is to specify AR errors and then test the null
hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 307.201874
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2))
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 1.652227
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(1)
p-value = 0.19866
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.71 3.84
Conclusions: accept accept

Information criteria:
Akaike: -7.311610794
Hannan-Quinn: -7.300877385
Schwarz: -7.284884315

-----
EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Sunday May 9, 2010
Session time: 10:53:12
-----
Dependent variable:
Y = Y_ELE

Characteristics:
Y_ELE
First observation = 1(=2006.001)
Last observation = 720(=2008.216)
Number of usable observations: 720
Minimum value: -7.7330197E-002
Maximum value: 1.2882448E-001
Sample mean: 4.3987762E-004

X variables:
X(1) = X_ELE
X(2) = 1

Model:
Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + U,
where U is the error term, satisfying
E[U|X(1),X(2)] = 0.

OLS estimation results
Parameters Estimate t-value H.C. t-value
(S.E.) (H.C. S.E.)
[p-value] [H.C. p-value]
b(1) 0.0021038 0.115 0.203
(0.01834) (0.01037)
[0.90867] [0.83917]
b(2) 0.0004439 0.726 0.727
(0.00077) (0.00076)
[0.61535] [0.61455]

Notes:
1: S.E. = Standard error
2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and
standard errors are based on White's heteroskedasticity
consistent variance matrix.
3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 720
Variance of the residuals: 0.00042232
Standard error of the residuals (SER): 0.02055035
Residual sum of squares (RSS): 0.30322345
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.3038934
R-square: 0.0022
Adjusted R-square: 0.0008

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 2.074340
REMARK: A better way of testing for autocorrelation
is to specify AR errors and then test the null
hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 4290.688135
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2))
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 0.032209
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(1)
p-value = 0.85757
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.71 3.84
Conclusions: accept accept

Information criteria:
Akaike: -8.220171967
Hannan-Quinn: -8.215261295
Schwarz: -8.207451824

-----
EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Sunday May 9, 2010
Session time: 10:53:55
-----
Dependent variable:
Y = Y_FCC

Characteristics:
Y_FCC
First observation = 1(=2006.001)
Last observation = 720(=2008.216)
Number of usable observations: 720
Minimum value: -6.8713764E-002
Maximum value: 7.8451524E-002
Sample mean: -4.0996403E-004

X variables:
X(1) = X_FCC
X(2) = 1

Model:
Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + U,
where U is the error term, satisfying
E[U|X(1),X(2)] = 0.

OLS estimation results
Parameters Estimate t-value H.C. t-value
(S.E.) (H.C. S.E.)
[p-value] [H.C. p-value]
b(1) -0.0247023 -1.260 -1.364
(0.01961) (0.01810)
[0.20785] [0.17243]
b(2) -0.0003849 -0.502 -0.504
(0.00077) (0.00076)
[0.61535] [0.61455]

Notes:
1: S.E. = Standard error
2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and
standard errors are based on White's heteroskedasticity
consistent variance matrix.
3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 720
Variance of the residuals: 0.00042232
Standard error of the residuals (SER): 0.02055035
Residual sum of squares (RSS): 0.30322345
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.3038934
R-square: 0.0022
Adjusted R-square: 0.0008

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 2.074340
REMARK: A better way of testing for autocorrelation
is to specify AR errors and then test the null
hypothesis that the AR parameters are zero.

```

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 34.975233
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 2.638083
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(1)
p-value = 0.10433
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.71 3.84
Conclusions: accept accept

Information criteria:
Akaike: -7.765980944
Hannan-Quinn: -7.762070272
Schwarz: -7.754260802

EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Sunday May 9, 2010
Session time: 10:54:39

Dependent variable:
Y = Y_FER

Characteristics:

Y_FER
First observation = 1(=2006.001)
Last observation = 720(=2008.216)
Number of usable observations: 720
Minimum value: -9.4645551E-002
Maximum value: 1.0665881E-001
Sample mean: -9.4150058E-004

X variables:
X(1) = X_FER
X(2) = 1

Model:

Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + U,
where U is the error term, satisfying
E[U|X(1),X(2)] = 0.

Parameters	Estimate	t-value	
		(S.E.)	(H.C. S.E.)
b(1)	0.0075591	0.303	0.408
		[p-value]	[H.C. p-value]
		(0.02497)	(0.01853)
		[0.76206]	[0.68327]
b(2)	-0.0009519	-0.995	-0.996
		(0.00096)	(0.00096)
		[0.31949]	[0.31903]

Notes:

- 1: S.E. = Standard error
- 2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
- 3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 720
Variance of the residuals: 0.00065752
Standard error of the residuals (SER): 0.02564209
Residual sum of squares (RSS): 0.47209723
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.4721575
R-square: 0.0001
Adjusted R-square: -0.0013

Test for first-order autocorrelation:

Durbin-Watson test = 2.150469
REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 107.684736
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 0.119642
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(1)
p-value = 0.72942
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.71 3.84
Conclusions: accept accept

Information criteria:
Akaike: -7.324265982
Hannan-Quinn: -7.319355310

Schwarz: -7.311545840

EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Sunday May 9, 2010
Session time: 10:58:14

Dependent variable:
Y = Y_GAM

Characteristics:
Y_GAM

First observation = 1(=2006.001)
Last observation = 720(=2008.216)
Number of usable observations: 720
Minimum value: -2.2296173E-001
Maximum value: 1.6097279E-001
Sample mean: 3.7912602E-004

X variables:
X(1) = X_GAM
X(2) = 1

Model:

Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + U,
where U is the error term, satisfying
E[U|X(1),X(2)] = 0.

OLS estimation results

Parameters	Estimate	t-value	
		(S.E.)	(H.C. S.E.)
b(1)	0.0385263	1.597	1.851
		(0.02413)	(0.02082)
		[0.11032]	[0.06420]
b(2)	0.0003889	0.396	0.396
		(0.00098)	(0.00098)
		[0.69180]	[0.69217]

Notes:

- 1: S.E. = Standard error
- 2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
- 3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 720
Variance of the residuals: 0.0006931
Standard error of the residuals (SER): 0.02632674
Residual sum of squares (RSS): 0.49764388
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.49941106
R-square: 0.0035
Adjusted R-square: 0.0022

Test for first-order autocorrelation:

Durbin-Watson test = 1.891767
REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 4236.494109
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 15.349036
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(1)
p-value = 0.00009
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.71 3.84
Conclusions: reject reject

Information criteria:

Akaike: -7.271566213
Hannan-Quinn: -7.266655541
Schwarz: -7.258846071

EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Sunday May 9, 2010
Session time: 10:58:57

Dependent variable:
Y = Y_GAS

Characteristics:
Y_GAS

First observation = 1(=2006.001)
Last observation = 720(=2008.216)
Number of usable observations: 720
Minimum value: -9.1706248E-002
Maximum value: 1.2209590E-001
Sample mean: 1.9884532E-004

X variables:
X(1) = X_GAS
X(2) = 1

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

```

consistent variance matrix.
3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n):          629
Variance of the residuals:         0.00057138
Standard error of the residuals (SER): 0.02390356
Residual sum of squares (RSS):     0.35825538
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS):        0.3582583
R-square:                          0.0000
Adjusted R-square:                 -0.0016

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 2.130022
REMARK: A better way of testing for autocorrelation
is to specify AR errors and then test the null
hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 659.716394
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000
Significance levels:      10%      5%
Critical values:         4.61      5.99
Conclusions:             reject    reject

Breusch-Pagan test = 0.032026
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(1)
p-value = 0.85797
Significance levels:      10%      5%
Critical values:         2.71      3.84
Conclusions:             accept    accept

Information criteria:
Akaike:                  -7.464281145
Hannan-Quinn:           -7.458791988
Schwarz:                 -7.450150362

-----
EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Sunday May 9, 2010
Session time: 11:01:00
-----
Dependent variable:
Y = Y_IBR

Characteristics:
Y_IBR
First observation = 497(=2007.245)
Last observation = 720(=2008.216)
Number of usable observations: 224
Minimum value: -1.5302491E-001
Maximum value: 1.1764706E-001
Sample mean: -2.9994292E-003

X variables:
X(1) = X_IBR
X(2) = 1

Model:
Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + U,
where U is the error term, satisfying
E[U|X(1),X(2)] = 0.

OLS estimation results
Parameters Estimate t-value H.C. t-value
(S.E.) (S.E.) (H.C. S.E.)
[p-value] [H.C. p-value]
b(1) 0.0009090 0.030 (0.03046) (0.02579)
[0.97619] [0.97188]
b(2) -0.0030032 -1.316 (0.00228) (0.00229)
[0.18805] [0.19013]

Notes:
1: S.E. = Standard error
2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and
standard errors are based on White's heteroskedasticity
consistent variance matrix.
3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n):          720
Variance of the residuals:         0.00038258
Standard error of the residuals (SER): 0.01955977
Residual sum of squares (RSS):     0.27469569
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS):        0.27484604
R-square:                          0.0005
Adjusted R-square:                 -0.0008

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 2.077115
REMARK: A better way of testing for autocorrelation
is to specify AR errors and then test the null
hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 831.338059
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000
Significance levels:      10%      5%
Critical values:         4.61      5.99
Conclusions:             reject    reject

Breusch-Pagan test = 1.273001
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(1)
p-value = 0.25920
Significance levels:      10%      5%
Critical values:         2.71      3.84
Conclusions:             accept    accept

Information criteria:
Akaike:                  -7.865787043
Hannan-Quinn:           -7.860876371
Schwarz:                 -7.853066900

-----
EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Sunday May 9, 2010
Session time: 11:00:12
-----
Dependent variable:
Y = Y_GRF

Characteristics:
Y_GRF
First observation = 92(=2006.092)
Last observation = 720(=2008.216)
Number of usable observations: 629
Minimum value: -1.1126779E-001
Maximum value: 1.5698337E-001
Sample mean: 2.2909047E-003

X variables:
X(1) = X_GRF
X(2) = 1

Model:
Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + U,
where U is the error term, satisfying
E[U|X(1),X(2)] = 0.

OLS estimation results
Parameters Estimate t-value H.C. t-value
(S.E.) (S.E.) (H.C. S.E.)
[p-value] [H.C. p-value]
b(1) -0.0003722 -0.071 (0.00521) (0.00106)
[0.94307] [0.72641]
b(2) 0.0022940 2.404 (0.00095) (0.00095)
[0.01620] [0.01614]

Notes:
1: S.E. = Standard error
2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and
standard errors are based on White's heteroskedasticity
consistent variance matrix.
3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n):          224
Variance of the residuals:         0.0011623
Standard error of the residuals (SER): 0.03409246
Residual sum of squares (RSS):     0.25802962
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS):        0.25803065
R-square:                          0.0000
Adjusted R-square:                 -0.0045

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 1.889377
REMARK: A better way of testing for autocorrelation
is to specify AR errors and then test the null
hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 76.723212
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)

```

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 0.977084
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(1)
p-value = 0.32292
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.71 3.84
Conclusions: accept accept

Information criteria:
Akaike: -6.748469818
Hannan-Quinn: -6.736174224
Schwarz: -6.718008693

EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Sunday May 9, 2010
Session time: 11:01:40

Dependent variable:
Y = Y_IBLA

Characteristics:
Y_IBLA

First observation = 1(=2006.001)
Last observation = 720(=2008.216)
Number of usable observations: 720
Minimum value: -1.2138728E-001
Maximum value: 2.6428571E-001
Sample mean: 7.8708775E-005

X variables:
X(1) = X_IBLA
X(2) = 1

Model:
Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + U,
where U is the error term, satisfying
E[U|X(1),X(2)] = 0.

Parameters	Estimate	t-value (S.E.) [p-value]	H.C. t-value (H.C. S.E.) [H.C. p-value]
b(1)	0.0086605	0.291 (0.02972) [0.77077]	0.357 (0.02427) [0.72121]
b(2)	0.0000683	0.065 (0.00105) [0.94807]	0.065 (0.00105) [0.94811]

Notes:
1: S.E. = Standard error
2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n):	720
Variance of the residuals:	0.00079052
Standard error of the residuals (SER):	0.02811613
Residual sum of squares (RSS):	0.56759115
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)	
Total sum of squares (TSS):	0.56765826
R-square:	0.0001
Adjusted R-square:	-0.0013

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 1.969753
REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 8157.701050
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 0.284100
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(1)
p-value = 0.59403
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.71 3.84
Conclusions: accept accept

Information criteria:
Akaike: -7.140049576
Hannan-Quinn: -7.135138905
Schwarz: -7.127329434

EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Sunday May 9, 2010
Session time: 11:02:17

Dependent variable:
Y = Y_ITX

Characteristics:
Y_ITX

First observation = 1(=2006.001)
Last observation = 720(=2008.216)
Number of usable observations: 720
Minimum value: -8.8319088E-002
Maximum value: 1.0481482E-001
Sample mean: 1.3535296E-004

X variables:
X(1) = X_ITX
X(2) = 1

Model:
Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + U,
where U is the error term, satisfying
E[U|X(1),X(2)] = 0.

Parameters	Estimate	t-value (S.E.) [p-value]	H.C. t-value (H.C. S.E.) [H.C. p-value]
b(1)	0.0153708	0.697 (0.02205) [0.48569]	0.745 (0.02064) [0.45655]
b(2)	0.0001230	0.162 (0.00076) [0.87096]	0.162 (0.00076) [0.87094]

Notes:
1: S.E. = Standard error
2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n):	720
Variance of the residuals:	0.00041277
Standard error of the residuals (SER):	0.02031681
Residual sum of squares (RSS):	0.29637077
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)	
Total sum of squares (TSS):	0.2965714
R-square:	0.0007
Adjusted R-square:	-0.0007

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 2.248206
REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 386.571348
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 0.005043
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(1)
p-value = 0.94339
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.71 3.84
Conclusions: accept accept

Information criteria:
Akaike: -7.789839669
Hannan-Quinn: -7.784928997
Schwarz: -7.777119526

EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Sunday May 9, 2010
Session time: 11:02:57

Dependent variable:
Y = Y_IDR

Characteristics:
Y_IDR

First observation = 1(=2006.001)
Last observation = 720(=2008.216)
Number of usable observations: 720
Minimum value: -7.6131687E-002
Maximum value: 9.0770404E-002
Sample mean: 4.1979074E-005

X variables:
X(1) = X_IDR
X(2) = 1

Model:
Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + U,
where U is the error term, satisfying
E[U|X(1),X(2)] = 0.

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

OLS estimation results

Parameters	Estimate	t-value (S.E.) [p-value]	H.C. t-value (H.C. S.E.) [H.C. p-value]
b(1)	-0.0026092	(0.01118) [0.81550]	(0.00639) [0.68311]
b(2)	0.0000466	(0.00062) [0.93979]	(0.00062) [0.93977]

Notes:

- 1: S.E. = Standard error
- 2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
- 3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 720
 Variance of the residuals: 0.00027369
 Standard error of the residuals (SER): 0.01654348
 Residual sum of squares (RSS): 0.19650698
 (Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
 Total sum of squares (TSS): 0.19652188
 R-square: 0.0001
 Adjusted R-square: -0.0013

Test for first-order autocorrelation:

Durbin-Watson test = 2.172220
 REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 231.989268
 Null hypothesis: The errors are normally distributed
 Null distribution: Chi-square(2)
 p-value = 0.00000
 Significance levels: 10% 5%
 Critical values: 4.61 5.99
 Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 0.003580
 Null hypothesis: The errors are homoskedastic
 Null distribution: Chi-square(1)
 p-value = 0.95229
 Significance levels: 10% 5%
 Critical values: 2.71 3.84
 Conclusions: accept accept

Information criteria:
 Akaike: -8.200753005
 Hannan-Quinn: -8.195842333
 Schwarz: -8.188032863

EasyReg International [April 9, 2010]
 Session date: Sunday May 9, 2010
 Session time: 11:03:37

Dependent variable:
 Y = Y_MAP

Characteristics:

Y_MAP
 First observation = 1(=2006.001)
 Last observation = 720(=2008.216)
 Number of usable observations: 720
 Minimum value: -8.5271318E-002
 Maximum value: 1.1111111E-001
 Sample mean: 3.7337429E-005

X variables:
 X(1) = X_MAP
 X(2) = 1

Model:

$Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + U$,
 where U is the error term, satisfying
 $E[U|X(1), X(2)] = 0$.

OLS estimation results

Parameters	Estimate	t-value (S.E.) [p-value]	H.C. t-value (H.C. S.E.) [H.C. p-value]
b(1)	0.0072358	(0.01303) [0.57880]	(0.01071) [0.49938]
b(2)	0.0000208	(0.00078) [0.97870]	(0.00078) [0.97864]

Notes:

- 1: S.E. = Standard error
- 2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
- 3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 720
 Variance of the residuals: 0.00043714
 Standard error of the residuals (SER): 0.02090781
 Residual sum of squares (RSS): 0.31386416

(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
 Total sum of squares (TSS): 0.31399888
 R-square: 0.0004
 Adjusted R-square: -0.0010

Test for first-order autocorrelation:

Durbin-Watson test = 2.065777
 REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 446.866257
 Null hypothesis: The errors are normally distributed
 Null distribution: Chi-square(2)
 p-value = 0.00000
 Significance levels: 10% 5%
 Critical values: 4.61 5.99
 Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 1.378622
 Null hypothesis: The errors are homoskedastic
 Null distribution: Chi-square(1)
 p-value = 0.24034
 Significance levels: 10% 5%
 Critical values: 2.71 3.84
 Conclusions: accept accept

Information criteria:

Akaike: -7.732490661
 Hannan-Quinn: -7.727579989
 Schwarz: -7.719770519

EasyReg International [April 9, 2010]
 Session date: Sunday May 9, 2010
 Session time: 11:04:25

Dependent variable:
 Y = Y_OHL

Characteristics:

Y_OHL
 First observation = 1(=2006.001)
 Last observation = 720(=2008.216)
 Number of usable observations: 720
 Minimum value: -1.0294118E-001
 Maximum value: 1.5507412E-001
 Sample mean: -1.1325089E-004

X variables:

X(1) = X_OHL
 X(2) = 1

Model:

$Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + U$,
 where U is the error term, satisfying
 $E[U|X(1), X(2)] = 0$.

OLS estimation results

Parameters	Estimate	t-value (S.E.) [p-value]	H.C. t-value (H.C. S.E.) [H.C. p-value]
b(1)	-0.0108099	(0.01063) [0.30931]	(0.01161) [0.35181]
b(2)	-0.0000404	(0.00097) [0.96658]	(0.00096) [0.96642]

Notes:

- 1: S.E. = Standard error
- 2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
- 3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 720
 Variance of the residuals: 0.00066686
 Standard error of the residuals (SER): 0.02582354
 Residual sum of squares (RSS): 0.47880214
 (Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
 Total sum of squares (TSS): 0.47949141
 R-square: 0.0014
 Adjusted R-square: 0.0000

Test for first-order autocorrelation:

Durbin-Watson test = 1.841540
 REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 257.535775
 Null hypothesis: The errors are normally distributed
 Null distribution: Chi-square(2)
 p-value = 0.00000
 Significance levels: 10% 5%
 Critical values: 4.61 5.99
 Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 1.759012
 Null hypothesis: The errors are homoskedastic

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

Null distribution: Chi-square(1)
p-value = 0.18475
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.71 3.84
Conclusions: accept accept

Information criteria:
Akaike: -7.310163502
Hannan-Quinn: -7.305252830
Schwarz: -7.297443359

EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Sunday May 9, 2010
Session time: 11:05:03

Dependent variable:
Y = Y_REE

Characteristics:

Y_REE
First observation = 1(=2006.001)
Last observation = 720(=2008.216)
Number of usable observations: 720
Minimum value: -8.7117390E-002
Maximum value: 1.4664701E-001
Sample mean: 5.3550181E-004

X variables:
X(1) = X_REE
X(2) = 1

Model:

$Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + U$,
where U is the error term, satisfying
 $E[U|X(1), X(2)] = 0$.

OLS estimation results

Parameters	Estimate	t-value (S.E.)	H.C. t-value (H.C. S.E.)
		[p-value]	[H.C. p-value]
b(1)	0.0033976	0.267 (0.01274)	0.337 (0.01007)
b(2)	0.0005327	0.838 (0.00064)	0.840 (0.00063)

Notes:

- 1: S.E. = Standard error
- 2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
- 3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 720
Variance of the residuals: 0.00029093
Standard error of the residuals (SER): 0.01705675
Residual sum of squares (RSS): 0.20888975
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.20891046
R-square: 0.0001
Adjusted R-square: -0.0013

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 2.107079
REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 4050.861167
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 4.937225
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(1)
p-value = 0.02628
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.71 3.84
Conclusions: reject reject

Information criteria:
Akaike: -8.139644330
Hannan-Quinn: -8.134733658
Schwarz: -8.126924188

EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Sunday May 9, 2010
Session time: 11:05:44

Dependent variable:
Y = Y_REP

Characteristics:

Y_REP
First observation = 1(=2006.001)

Last observation = 720(=2008.216)
Number of usable observations: 720
Minimum value: -1.5754190E-001
Maximum value: 1.1687307E-001
Sample mean: -5.1724037E-004

X variables:
X(1) = X_REP
X(2) = 1

Model:

$Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + U$,
where U is the error term, satisfying
 $E[U|X(1), X(2)] = 0$.

OLS estimation results

Parameters	Estimate	t-value (S.E.)	H.C. t-value (H.C. S.E.)
		[p-value]	[H.C. p-value]
b(1)	0.0154017	0.767 (0.02008)	0.937 (0.01644)
b(2)	-0.0005156	-0.687 (0.00075)	-0.687 (0.00075)

Notes:

- 1: S.E. = Standard error
- 2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
- 3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 720
Variance of the residuals: 0.00040578
Standard error of the residuals (SER): 0.02014393
Residual sum of squares (RSS): 0.29134863
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.29158729
R-square: 0.0008
Adjusted R-square: -0.0006

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 2.007500
REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 2885.985255
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 7.947547
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(1)
p-value = 0.00482
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.71 3.84
Conclusions: reject reject

Information criteria:
Akaike: -7.806930360
Hannan-Quinn: -7.802019688
Schwarz: -7.794210218

EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Sunday May 9, 2010
Session time: 11:06:39

Dependent variable:
Y = Y_SVY

Characteristics:

Y_SVY
First observation = 1(=2006.001)
Last observation = 720(=2008.216)
Number of usable observations: 720
Minimum value: -1.1049551E-001
Maximum value: 1.5213167E-001
Sample mean: -8.6436591E-004

X variables:
X(1) = X_SVY
X(2) = 1

Model:

$Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + U$,
where U is the error term, satisfying
 $E[U|X(1), X(2)] = 0$.

OLS estimation results

Parameters	Estimate	t-value (S.E.)	H.C. t-value (H.C. S.E.)
		[p-value]	[H.C. p-value]
b(1)	-0.0051167	-0.122 (0.04181)	-0.176 (0.02906)

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

```
b(2)      -0.0008595      [0.90260]      [0.86025]
              [-0.756]      [-0.758]
              (0.00114)      (0.00113)
              [0.44943]      [0.44855]
```

Notes:

- 1: S.E. = Standard error
- 2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
- 3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

```
Effective sample size (n):      720
Variance of the residuals:      0.00092866
Standard error of the residuals (SER): 0.03047391
Residual sum of squares (RSS): 0.66677741
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS):      0.66679132
R-square:      0.0000
Adjusted R-square:      -0.0014
```

Test for first-order autocorrelation:

Durbin-Watson test = 2.105307
REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

```
Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 272.147283
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2))
p-value = 0.00000
Significance levels:      10%      5%
Critical values:      4.61      5.99
Conclusions:      reject      reject
```

```
Breusch-Pagan test = 0.781381
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(1)
p-value = 0.37672
Significance levels:      10%      5%
Critical values:      2.71      3.84
Conclusions:      accept      accept
```

Information criteria:
Akaike: -6.978994665
Hannan-Quinn: -6.974083993
Schwarz: -6.966274522

EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Sunday May 9, 2010
Session time: 11:07:22

Dependent variable:
Y = Y_TRE

Characteristics:

```
Y_TRE
First observation = 118(=2006.118)
Last observation = 720(=2008.216)
Number of usable observations: 603
Minimum value: -1.3043478E-001
Maximum value: 1.4020912E-001
Sample mean: 7.9991542E-004
```

X variables:
X(1) = X_TRE
X(2) = 1

Model:

$Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + U$,
where U is the error term, satisfying
 $E[U|X(1),X(2)] = 0$.

Parameters	Estimate	t-value (S.E.)	H.C. t-value (H.C. S.E.)
		[p-value]	[H.C. p-value]
b(1)	-0.0069510	-0.439 (0.01582) [0.66042]	-0.524 (0.01327) [0.60032]
b(2)	0.0008194	0.730 (0.00112) [0.46546]	0.729 (0.00112) [0.46602]

Notes:

- 1: S.E. = Standard error
- 2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
- 3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

```
Effective sample size (n):      603
Variance of the residuals:      0.00075882
Standard error of the residuals (SER): 0.02754675
Residual sum of squares (RSS): 0.45605297
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS):      0.45619944
R-square:      0.0003
Adjusted R-square:      -0.0013
```

Test for first-order autocorrelation:

Durbin-Watson test = 1.914335
REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

```
Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 233.947159
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2))
p-value = 0.00000
Significance levels:      10%      5%
Critical values:      4.61      5.99
Conclusions:      reject      reject
```

```
Breusch-Pagan test = 0.434328
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(1)
p-value = 0.50987
Significance levels:      10%      5%
Critical values:      2.71      3.84
Conclusions:      accept      accept
```

Information criteria:

Akaike: -7.180430009
Hannan-Quinn: -7.174747770
Schwarz: -7.165829952

EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Sunday May 9, 2010
Session time: 11:08:04

Dependent variable:
Y = Y_TL5

Characteristics:

```
Y_TL5
First observation = 1(=2006.001)
Last observation = 720(=2008.216)
Number of usable observations: 720
Minimum value: -1.2329749E-001
Maximum value: 1.1111111E-001
Sample mean: -1.4985616E-003
```

X variables:
X(1) = X_TL5
X(2) = 1

Model:

$Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + U$,
where U is the error term, satisfying
 $E[U|X(1),X(2)] = 0$.

OLS estimation results

Parameters	Estimate	t-value (S.E.)	H.C. t-value (H.C. S.E.)
		[p-value]	[H.C. p-value]
b(1)	0.0209652	1.208 (0.01736) [0.22709]	1.594 (0.01315) [0.11095]
b(2)	-0.0015113	-2.023 (0.00075) [0.04304]	-2.023 (0.00075) [0.04304]

Notes:

- 1: S.E. = Standard error
- 2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
- 3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

```
Effective sample size (n):      720
Variance of the residuals:      0.00040163
Standard error of the residuals (SER): 0.02004075
Residual sum of squares (RSS): 0.2883714
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS):      0.28895739
R-square:      0.0020
Adjusted R-square:      0.0006
```

Test for first-order autocorrelation:

Durbin-Watson test = 2.079637
REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

```
Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 826.949448
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2))
p-value = 0.00000
Significance levels:      10%      5%
Critical values:      4.61      5.99
Conclusions:      reject      reject
```

```
Breusch-Pagan test = 0.005746
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(1)
p-value = 0.93958
Significance levels:      10%      5%
Critical values:      2.71      3.84
Conclusions:      accept      accept
```

Information criteria:

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

Akaike: -7.817201690
Hannan-Quinn: -7.812291018
Schwarz: -7.804481548

X(1) = X_UNF
X(2) = 1

EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Sunday May 9, 2010
Session time: 11:08:47

Dependent variable:
Y = Y_TEF

Characteristics:

Y_TEF
First observation = 1(=2006.001)
Last observation = 720(=2008.216)
Number of usable observations: 720
Minimum value: -9.0969018E-002
Maximum value: 1.0761980E-001
Sample mean: 3.0203661E-004

X variables:
X(1) = X_TEF
X(2) = 1

Model:

$Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + U$,
where U is the error term, satisfying
 $E[U|X(1), X(2)] = 0$.

OLS estimation results

Parameters	Estimate	t-value (S.E.)	H.C. t-value (H.C. S.E.)
		[p-value]	[H.C. p-value]
b(1)	0.0298076	1.863 (0.01600)	2.019 (0.01476)
b(2)	0.0002843	0.478 (0.00060)	0.478 (0.00060)

Notes:

- 1: S.E. = Standard error
- 2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
- 3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 720
Variance of the residuals: 0.00025508
Standard error of the residuals (SER): 0.01597116
Residual sum of squares (RSS): 0.18314601
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.18403115
R-square: 0.0048
Adjusted R-square: 0.0034

Test for first-order autocorrelation:

Durbin-Watson test = 2.060373
REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 2071.503498
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 0.000163
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(1)
p-value = 0.98982
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.71 3.84
Conclusions: accept accept

Information criteria:

Akaike: -8.271167229
Hannan-Quinn: -8.266256557
Schwarz: -8.258447087

EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Sunday May 9, 2010
Session time: 11:09:24

Dependent variable:
Y = Y_UNF

Characteristics:

Y_UNF
First observation = 1(=2006.001)
Last observation = 720(=2008.216)
Number of usable observations: 720
Minimum value: -6.6980675E-002
Maximum value: 1.6438356E-001
Sample mean: 7.6716732E-004

X variables:

Model:

$Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + U$,
where U is the error term, satisfying
 $E[U|X(1), X(2)] = 0$.

OLS estimation results

Parameters	Estimate	t-value (S.E.)	H.C. t-value (H.C. S.E.)
		[p-value]	[H.C. p-value]
b(1)	-0.0017889	-0.181 (0.00988)	-0.226 (0.00792)
b(2)	0.0007697	1.315 (0.00059)	1.319 (0.00058)

Notes:

- 1: S.E. = Standard error
- 2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
- 3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 720

Variance of the residuals: 0.0002464
Standard error of the residuals (SER): 0.01569727
Residual sum of squares (RSS): 0.17691831
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.17692638
R-square: 0.0000
Adjusted R-square: -0.0013

Test for first-order autocorrelation:

Durbin-Watson test = 1.877479
REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 12054.574149

Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 4.754508

Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(1)
p-value = 0.02922
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.71 3.84
Conclusions: reject reject

Information criteria:

Akaike: -8.305762814
Hannan-Quinn: -8.300852142
Schwarz: -8.293042672

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

Resultados Regresiones Modelo $Y_t = \alpha + \beta X_t + \delta X_{t-1} + \varepsilon_t$
Frecuencia Diaria: Ene 2006 / Oct 2008

INTRODUCIMOS UN LAG EN LA ESTIMACIÓN

EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Friday May 11, 2010
Session time: 07:33:13

Dependent variable:
Y = Y_ABG

Characteristics:

Y_ABG

First observation = 1(=2006.001)
Last observation = 720(=2008.216)
Number of usable observations: 720
Minimum value: -1.1189303E-001
Maximum value: 1.6777884E-001
Sample mean: 2.9014710E-004

X variables:

X(1) = X_ABG
X(2) = LAG1[X_ABG]
X(3) = 1

Model:

Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + b(3)X(3) + U,
where U is the error term, satisfying
E[U|X(1),X(2),X(3)] = 0.

OLS estimation results

Parameters	Estimate	t-value (S.E.)	H.C. t-value (H.C. S.E.)
		[p-value]	[H.C. p-value]
b(1)	-0.0431170	-1.261 (0.03419) [0.20726]	-1.053 (0.04095) [0.29242]
b(2)	0.0260594	0.762 (0.03419) [0.44593]	0.465 (0.05609) [0.64225]
b(3)	0.0002706	0.252 (0.00107) [0.80093]	0.253 (0.00107) [0.80063]

Notes:

- 1: S.E. = Standard error
- 2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
- 3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 719
Variance of the residuals: 0.00082009
Standard error of the residuals (SER): 0.02863724
Residual sum of squares (RSS): 0.58718546
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.58873383
R-square: 0.0026
Adjusted R-square: -0.0002

Overall F test: F(2,716) = 0.94

p-value = 0.38906
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.3 3.
Conclusions: accept accept

Test for first-order autocorrelation:

Durbin-Watson test = 1.966468
REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 200.400673
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 4.699814
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.09538
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject accept

Information criteria:
Akaike: -7.101930991
Hannan-Quinn: -7.094556502

Schwarz: -7.082830040

EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Friday May 11, 2010
Session time: 07:34:13

Dependent variable:
Y = Y_ABE

Characteristics:

Y_ABE

First observation = 1(=2006.001)
Last observation = 720(=2008.216)
Number of usable observations: 720
Minimum value: -7.2100313E-002
Maximum value: 8.9442815E-002
Sample mean: -3.1658255E-004

X variables:

X(1) = X_ABE
X(2) = LAG1[X_ABE]
X(3) = 1

Model:

Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + b(3)X(3) + U,
where U is the error term, satisfying
E[U|X(1),X(2),X(3)] = 0.

OLS estimation results

Parameters	Estimate	t-value (S.E.)	H.C. t-value (H.C. S.E.)
		[p-value]	[H.C. p-value]
b(1)	-0.0059641	-0.258 (0.02308) [0.79612]	-0.293 (0.02039) [0.76989]
b(2)	-0.0138106	-0.595 (0.02320) [0.55166]	-0.672 (0.02055) [0.50153]
b(3)	-0.0002985	-0.489 (0.00061) [0.62450]	-0.490 (0.00061) [0.62395]

Notes:

- 1: S.E. = Standard error
- 2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
- 3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 719
Variance of the residuals: 0.0002671
Standard error of the residuals (SER): 0.01634315
Residual sum of squares (RSS): 0.19124247
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.19137709
R-square: 0.0007
Adjusted R-square: -0.0021

Overall F test: F(2,716) = 0.25

p-value = 0.77725
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.3 3.
Conclusions: accept accept

Test for first-order autocorrelation:

Durbin-Watson test = 2.259816
REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 457.681821
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 0.709473
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.70136
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: accept accept

Information criteria:

Akaike: -8.223729607
Hannan-Quinn: -8.216355118
Schwarz: -8.204628656

EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Friday May 11, 2010
Session time: 07:34:42

Dependent variable:
Y = Y_ANA

Characteristics:

Y_ANA

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

```

First observation = 1(=2006.001)
Last observation = 720(=2008.216)
Number of usable observations: 720
Minimum value: -1.3051702E-001
Maximum value: 1.5591008E-001
Sample mean: 8.6468889E-007

X variables:
X(1) = X_ANA
X(2) = LAG1[X_ANA]
X(3) = 1

Model:
Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + b(3)X(3) + U,
where U is the error term, satisfying
E[U|X(1),X(2),X(3)] = 0.

OLS estimation results
Parameters Estimate t-value H.C. t-value
(S.E.) (H.C. S.E.)
[p-value] [H.C. p-value]
b(1) 0.0281230 1.119 1.463
(0.02513) (0.01922)
[0.26315] [0.14339]
b(2) -0.0011587 -0.046 -0.040
(0.02513) (0.02878)
[0.96322] [0.96788]
b(3) -0.0001169 -0.162 -0.162
(0.00072) (0.00072)
[0.87148] [0.87139]

Notes:
1: S.E. = Standard error
2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and
standard errors are based on White's heteroskedasticity
consistent variance matrix.
3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 719
Variance of the residuals: 0.00070609
Standard error of the residuals (SER): 0.02657243
Residual sum of squares (RSS): 0.50556349
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.50574382
R-square: 0.0004
Adjusted R-square: -0.0024

Overall F test: F(2,716) = 0.13
p-value = 0.88012
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.3 3.
Conclusions: accept accept

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 2.043398
REMARK: A better way of testing for autocorrelation
is to specify AR errors and then test the null
hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 412.804664
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 1.230710
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.54045
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: accept accept

Information criteria:
Akaike: -7.251598078
Hannan-Quinn: -7.244223589
Schwarz: -7.232497127

-----
EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Friday May 11, 2010
Session time: 07:35:15
-----
Dependent variable:
Y = Y_ACX

Characteristics:
Y_ACX
First observation = 1(=2006.001)
Last observation = 720(=2008.216)
Number of usable observations: 720
Minimum value: -8.4770535E-002
Maximum value: 9.3142272E-002
Sample mean: -9.5334706E-005

X variables:
X(1) = X_ACX
X(2) = LAG1[X_ACX]
X(3) = 1

Model:
Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + b(3)X(3) + U,
where U is the error term, satisfying
E[U|X(1),X(2),X(3)] = 0.

OLS estimation results
Parameters Estimate t-value H.C. t-value
(S.E.) (H.C. S.E.)
[p-value] [H.C. p-value]
b(1) 0.0262152 1.957 2.255
(0.01340) (0.01162)
[0.05039] [0.02411]

```

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

```

b(2)      -0.0459279      -3.428      -2.105
           (0.01340)      (0.02182)
           [0.00061]      [0.03527]
b(3)      0.0002503      0.372      0.374
           (0.00067)      (0.00067)
           [0.70967]      [0.70857]

Notes:
1: S.E. = Standard error
2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and
   standard errors are based on White's heteroskedasticity
   consistent variance matrix.
3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n):          719
Variance of the residuals:         0.00032485
Standard error of the residuals (SER): 0.01802371
Residual sum of squares (RSS):     0.23259559
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS):        0.23690039
R-square:                          0.0182
Adjusted R-square:                 0.0154

Overall F test: F(2,716) = 6.63
p-value = 0.00133
Significance levels:               10%      5%
Critical values:                   2.3      3.
Conclusions:                       reject   reject

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 1.970642
REMARK: A better way of testing for autocorrelation
is to specify AR errors and then test the null
hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 259.822059
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2))
p-value = 0.00000
Significance levels:               10%      5%
Critical values:                   4.61     5.99
Conclusions:                       reject   reject

Breusch-Pagan test = 19.254882
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00007
Significance levels:               10%      5%
Critical values:                   4.61     5.99
Conclusions:                       reject   reject

Information criteria:
Akaike:      -8.027970451
Hannan-Quinn: -8.020595961
Schwarz:     -8.008869499

-----
EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Friday May 11, 2010
Session time: 07:36:39
-----
Dependent variable:
Y = Y_POP

Characteristics:
Y_POP
First observation = 1(=2006.001)
Last observation = 720(=2008.216)
Number of usable observations: 720
Minimum value: -9.5730918E-002
Maximum value: 1.6000000E-001
Sample mean: -3.1570078E-004

X variables:
X(1) = X_POP
X(2) = LAG1[X_POP]
X(3) = 1

Model:
Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + b(3)X(3) + U,
where U is the error term, satisfying
E[U|X(1),X(2),X(3)] = 0.

OLS estimation results
Parameters Estimate t-value H.C. t-value
(S.E.) (H.C. S.E.)
[p-value] [H.C. p-value]
b(1) 0.0252680 1.345 1.338
(0.01879) (0.01889)
[0.17869] [0.18091]
b(2) -0.0162233 -0.863 -1.458
(0.01879) (0.01113)
[0.38789] [0.14482]
b(3) -0.0003331 -0.431 -0.431
(0.00077) (0.00077)
[0.66642] [0.66677]

Notes:
1: S.E. = Standard error
2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and
   standard errors are based on White's heteroskedasticity
   consistent variance matrix.
3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n):          719
Variance of the residuals:         0.00023492
Standard error of the residuals (SER): 0.01532699
Residual sum of squares (RSS):     0.16820023
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS):        0.16882368
R-square:                          0.0037
Adjusted R-square:                 0.0009

Overall F test: F(2,716) = 1.33
p-value = 0.26528
Significance levels:               10%      5%

Effective sample size (n):          719
Variance of the residuals:         0.00042897
Standard error of the residuals (SER): 0.02071164
Residual sum of squares (RSS):     0.30714389
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS):        0.30802328
R-square:                          0.0029
Adjusted R-square:                 0.0001

Overall F test: F(2,716) = 1.02
p-value = 0.35880
Significance levels:               10%      5%
Critical values:                   2.3      3.
Conclusions:                       accept   accept

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 1.827184
REMARK: A better way of testing for autocorrelation
is to specify AR errors and then test the null
hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 2951.776416
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2))
p-value = 0.00000
Significance levels:               10%      5%
Critical values:                   4.61     5.99
Conclusions:                       reject   reject

Breusch-Pagan test = 2.174477
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.33715
Significance levels:               10%      5%
Critical values:                   4.61     5.99
Conclusions:                       accept   accept

Information criteria:
Akaike:      -7.749955373
Hannan-Quinn: -7.742580884
Schwarz:     -7.730854422

-----
EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Friday May 11, 2010
Session time: 07:37:15
-----
Dependent variable:
Y = Y_SAB

Characteristics:
Y_SAB
First observation = 1(=2006.001)
Last observation = 720(=2008.216)
Number of usable observations: 720
Minimum value: -7.6433121E-002
Maximum value: 1.8267420E-001
Sample mean: 4.4574987E-005

X variables:
X(1) = X_SAB
X(2) = LAG1[X_SAB]
X(3) = 1

Model:
Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + b(3)X(3) + U,
where U is the error term, satisfying
E[U|X(1),X(2),X(3)] = 0.

OLS estimation results
Parameters Estimate t-value H.C. t-value
(S.E.) (H.C. S.E.)
[p-value] [H.C. p-value]
b(1) 0.0264061 1.626 3.001
(0.01624) (0.00880)
[0.10404] [0.00269]
b(2) -0.0078086 -0.481 -0.480
(0.01624) (0.01627)
[0.63073] [0.63125]
b(3) 0.0000285 0.050 0.050
(0.00057) (0.00057)
[0.96026] [0.95999]

Notes:
1: S.E. = Standard error
2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and
   standard errors are based on White's heteroskedasticity
   consistent variance matrix.
3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n):          719
Variance of the residuals:         0.00023492
Standard error of the residuals (SER): 0.01532699
Residual sum of squares (RSS):     0.16820023
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS):        0.16882368
R-square:                          0.0037
Adjusted R-square:                 0.0009

Overall F test: F(2,716) = 1.33
p-value = 0.26528
Significance levels:               10%      5%

```

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

Critical values: 2.3 3.
Conclusions: accept accept

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 2.114148
REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 25951.885420
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 10.746146
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00464
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Information criteria:
Akaike: -8.352116587
Hannan-Quinn: -8.344742097
Schwarz: -8.333015636

EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Friday May 11, 2010
Session time: 07:57:31

Dependent variable:
Y = Y_BTO

Characteristics:
Y_BTO

First observation = 1(=2006.001)
Last observation = 720(=2008.216)
Number of usable observations: 720
Minimum value: -8.5921325E-002
Maximum value: 1.1950395E-001
Sample mean: -1.3040644E-004

X variables:
X(1) = X_BTO
X(2) = LAG1[X_BTO]
X(3) = 1

Model:
Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + b(3)X(3) + U,
where U is the error term, satisfying
E[U|X(1),X(2),X(3)] = 0.

OLS estimation results				
Parameters	Estimate	t-value (S.E.)	H.C. t-value (H.C. S.E.)	
		[p-value]	[H.C. p-value]	
b(1)	0.0059917	0.406 (0.01475) [0.68449]	0.386 (0.01553) [0.69969]	
b(2)	-0.0224163	-1.515 (0.01480) [0.12980]	-1.856 (0.01208) [0.06341]	
b(3)	-0.0000794	-0.119 (0.00067) [0.90566]	-0.120 (0.00056) [0.90469]	

Notes:
1: S.E. = Standard error
2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 719
Variance of the residuals: 0.00032032
Standard error of the residuals (SER): 0.01789735
Residual sum of squares (RSS): 0.2293456
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.23010697
R-square: 0.0033
Adjusted R-square: 0.0005

Overall F test: F(2,716) = 1.19
p-value = 0.30469
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.3 3.
Conclusions: accept accept

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 2.184789
REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 1032.583282
Null hypothesis: The errors are normally distributed

Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 9.492352
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00868
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Information criteria:
Akaike: -8.042041678
Hannan-Quinn: -8.034667188
Schwarz: -8.022940726

EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Friday May 11, 2010
Session time: 07:58:01

Dependent variable:
Y = Y_BKT

Characteristics:
Y_BKT

First observation = 1(=2006.001)
Last observation = 720(=2008.216)
Number of usable observations: 720
Minimum value: -7.6791809E-002
Maximum value: 1.4503817E-001
Sample mean: 8.4648431E-005

X variables:
X(1) = X_BKT
X(2) = LAG1[X_BKT]
X(3) = 1

Model:
Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + b(3)X(3) + U,
where U is the error term, satisfying
E[U|X(1),X(2),X(3)] = 0.

OLS estimation results				
Parameters	Estimate	t-value (S.E.)	H.C. t-value (H.C. S.E.)	
		[p-value]	[H.C. p-value]	
b(1)	0.0087495	0.333 (0.02630) [0.73942]	0.402 (0.02175) [0.68745]	
b(2)	-0.0070471	-0.268 (0.02630) [0.78877]	-0.237 (0.02976) [0.81279]	
b(3)	0.0000824	0.096 (0.00086) [0.92344]	0.096 (0.00086) [0.92335]	

Notes:
1: S.E. = Standard error
2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 719
Variance of the residuals: 0.00052878
Standard error of the residuals (SER): 0.02299514
Residual sum of squares (RSS): 0.37860396
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.37868969
R-square: 0.0002
Adjusted R-square: -0.0026

Overall F test: F(2,716) = 0.08
p-value = 0.92214
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.3 3.
Conclusions: accept accept

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 2.050236
REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 631.956169
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 2.399866
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.30121
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: accept accept

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

Information criteria:
Akaike: -7.540781004
Hannan-Quinn: -7.533406514
Schwarz: -7.521680053

EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Friday May 11, 2010
Session time: 07:58:31

Dependent variable:
Y = Y_BBVA

Characteristics:
Y_BBVA

First observation = 1(=2006.001)
Last observation = 720(=2008.216)
Number of usable observations: 720
Minimum value: -1.2779851E-001
Maximum value: 1.3950276E-001
Sample mean: -5.3468033E-004

X variables:
X(1) = X_BBVA
X(2) = LAG1[X_BBVA]
X(3) = 1

Model:
Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + b(3)X(3) + U,
where U is the error term, satisfying
E[U|X(1),X(2),X(3)] = 0.

Parameters	Estimate	t-value (S.E.)	H.C. t-value (H.C. S.E.)
b(1)	0.0055303	0.373 [0.01481]	0.484 [0.01143]
b(2)	-0.0068383	-0.462 [0.01481]	-0.556 [0.01230]
b(3)	-0.0005392	-0.737 [0.64436]	-0.737 [0.57821]

Notes:

- 1: S.E. = Standard error
- 2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
- 3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 719
Variance of the residuals: 0.00038447
Standard error of the residuals (SER): 0.01960798
Residual sum of squares (RSS): 0.27528258
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.2753857
R-square: 0.0004
Adjusted R-square: -0.0024

Overall F test: F(2,716) = 0.13
p-value = 0.87450
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.3 3.
Conclusions: accept accept

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 1.967333
REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 3272.239437
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2))
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 2.264677
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.32228
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: accept accept

Information criteria:
Akaike: -7.859473575
Hannan-Quinn: -7.852099086
Schwarz: -7.840372624

EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Friday May 11, 2010
Session time: 07:59:02

Dependent variable:

Y = Y_SAN

Characteristics:

Y_SAN
First observation = 1(=2006.001)
Last observation = 720(=2008.216)
Number of usable observations: 720
Minimum value: -1.1941748E-001
Maximum value: 1.4328358E-001
Sample mean: -2.0422811E-004

X variables:

X(1) = X_SAN
X(2) = LAG1[X_SAN]
X(3) = 1

Model:

Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + b(3)X(3) + U,
where U is the error term, satisfying
E[U|X(1),X(2),X(3)] = 0.

OLS estimation results

Parameters	Estimate	t-value (S.E.)	H.C. t-value (H.C. S.E.)
b(1)	0.0031974	0.288 [0.01112]	0.365 [0.00875]
b(2)	0.0101883	0.916 [0.01112]	1.322 [0.00770]
b(3)	-0.0002390	-0.318 [0.35962]	-0.321 [0.18605]

Notes:

- 1: S.E. = Standard error
- 2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
- 3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 719
Variance of the residuals: 0.00040557
Standard error of the residuals (SER): 0.02013869
Residual sum of squares (RSS): 0.29038581
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.2907545
R-square: 0.0013
Adjusted R-square: -0.0015

Overall F test: F(2,716) = 0.45
p-value = 0.63474
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.3 3.
Conclusions: accept accept

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 2.143620
REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 3962.143255
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2))
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 8.388163
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.01508
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Information criteria:
Akaike: -7.806061302
Hannan-Quinn: -7.798686813
Schwarz: -7.786960351

EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Friday May 11, 2010
Session time: 07:59:29

Dependent variable:

Y = Y_CIN

Characteristics:

Y_CIN
First observation = 1(=2006.001)
Last observation = 720(=2008.216)
Number of usable observations: 720
Minimum value: -7.8873239E-002
Maximum value: 1.4211886E-001
Sample mean: -1.5791100E-004

X variables:

X(1) = X_CIN

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

X(2) = LAG1[X_CIN]
X(3) = 1

Model:

$Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + b(3)X(3) + U$,
where U is the error term, satisfying
 $E[U|X(1), X(2), X(3)] = 0$.

OLS estimation results

Parameters	Estimate	t-value (S.E.)	H.C. t-value (H.C. S.E.)
		[p-value]	[H.C. p-value]
b(1)	0.0253278	0.705 (0.03591) [0.48056]	0.874 (0.02898) [0.38213]
b(2)	-0.0095455	-0.266 (0.03590) [0.79035]	-0.283 (0.03374) [0.77723]
b(3)	-0.0001623	-0.200 (0.00081) [0.84145]	-0.201 (0.00081) [0.84062]

Notes:

- 1: S.E. = Standard error
- 2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
- 3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 719
Variance of the residuals: 0.00047232
Standard error of the residuals (SER): 0.02173285
Residual sum of squares (RSS): 0.33817871
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.33842578
R-square: 0.0007
Adjusted R-square: -0.0021

Overall F test: $F(2, 716) = 0.26$

p-value = 0.76986
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.3 3.
Conclusions: accept accept

Test for first-order autocorrelation:

Durbin-Watson test = 2.107453
REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 584.021016

Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 9.534741

Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00850
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Information criteria:

Akaike: -7.653697219
Hannan-Quinn: -7.646322730
Schwarz: -7.634596268

EasyReg International [April 9, 2010]

Session date: Friday May 11, 2010
Session time: 08:00:00

Dependent variable:

Y = Y_CRI

Characteristics:

Y_CRI

First observation = 452(=2007.200)
Last observation = 720(=2008.216)
Number of usable observations: 269
Minimum value: -1.0394265E-001
Maximum value: 1.2121212E-001
Sample mean: -2.3953031E-003

X variables:

X(1) = X_CRI
X(2) = LAG1[X_CRI]
X(3) = 1

Model:

$Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + b(3)X(3) + U$,
where U is the error term, satisfying
 $E[U|X(1), X(2), X(3)] = 0$.

OLS estimation results

Parameters	Estimate	t-value (S.E.)	H.C. t-value (H.C. S.E.)
		[p-value]	[H.C. p-value]

b(1)	-0.0135260	-1.203 (0.01125) [0.22905]	-1.874 (0.00722) [0.06094]
b(2)	0.0020050	0.178 (0.01124) [0.85839]	0.239 (0.00839) [0.81117]
b(3)	-0.0023330	-1.473 (0.00158) [0.14062]	-1.455 (0.00160) [0.14558]

Notes:

- 1: S.E. = Standard error
- 2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
- 3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 268
Variance of the residuals: 0.00066726
Standard error of the residuals (SER): 0.02583144
Residual sum of squares (RSS): 0.17682481
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.1777902
R-square: 0.0054
Adjusted R-square: -0.0021

Overall F test: $F(2, 265) = 0.72$

p-value = 0.48606
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.32 3.03
Conclusions: accept accept

Test for first-order autocorrelation:

Durbin-Watson test = 2.309357
REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 304.504092

Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 3.865264

Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.14477
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: accept accept

Information criteria:

Akaike: -7.301194739
Hannan-Quinn: -7.285049459
Schwarz: -7.260997123

EasyReg International [April 9, 2010]

Session date: Friday May 11, 2010
Session time: 08:00:31

Dependent variable:

Y = Y_ELE

Characteristics:

Y_ELE

First observation = 1(=2006.001)
Last observation = 720(=2008.216)
Number of usable observations: 720
Minimum value: -7.7330197E-002
Maximum value: 1.2882448E-001
Sample mean: 4.3987762E-004

X variables:

X(1) = X_ELE
X(2) = LAG1[X_ELE]
X(3) = 1

Model:

$Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + b(3)X(3) + U$,
where U is the error term, satisfying
 $E[U|X(1), X(2), X(3)] = 0$.

OLS estimation results

Parameters	Estimate	t-value (S.E.)	H.C. t-value (H.C. S.E.)
		[p-value]	[H.C. p-value]
b(1)	0.0081551	0.436 (0.01871) [0.66295]	0.751 (0.01086) [0.45256]
b(2)	-0.0319544	-1.709 (0.01870) [0.08752]	-2.017 (0.01585) [0.04374]
b(3)	0.0004080	0.667 (0.00061) [0.50501]	0.670 (0.00061) [0.50269]

Notes:

- 1: S.E. = Standard error

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 719
Variance of the residuals: 0.00026794
Standard error of the residuals (SER): 0.01636894
Residual sum of squares (RSS): 0.1918467
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.19263138
R-square: 0.0041
Adjusted R-square: 0.0013

Overall F test: $F(2,716) = 1.46$
p-value = 0.23125
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.3 3.
Conclusions: accept accept

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 1.749999
REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 4329.780814
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 1.791861
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.40823
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: accept accept

Information criteria:
Akaike: -8.220575090
Hannan-Quinn: -8.213200600
Schwarz: -8.201474138

EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Friday May 11, 2010
Session time: 08:01:19

Dependent variable:
Y = Y_FCC

Characteristics:
Y_FCC

First observation = 1(=2006.001)
Last observation = 720(=2008.216)
Number of usable observations: 720
Minimum value: -6.8713764E-002
Maximum value: 7.8451524E-002
Sample mean: -4.0996403E-004

X variables:
X(1) = X_FCC
X(2) = LAG1[X_FCC]
X(3) = 1

Model:
 $Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + b(3)X(3) + U$,
where U is the error term, satisfying
 $E[U|X(1), X(2), X(3)] = 0$.

OLS estimation results			
Parameters	Estimate	t-value (S.E.)	H.C. t-value (H.C. S.E.)
		[p-value]	[H.C. p-value]
b(1)	-0.0220146	-1.097 (0.02007)	-1.159 (0.01900)
b(2)	-0.0172420	-0.862 (0.01999)	-0.649 (0.02655)
b(3)	-0.0003787	-0.493 (0.00077)	-0.496 (0.00076)
		[0.27257]	[0.24653]
		[0.62167]	[0.62024]

Notes:
1: S.E. = Standard error
2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 719
Variance of the residuals: 0.00042299
Standard error of the residuals (SER): 0.02056676
Residual sum of squares (RSS): 0.30286206
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.30387282
R-square: 0.0033
Adjusted R-square: 0.0005

Overall F test: $F(2,716) = 1.19$
p-value = 0.30277
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.3 3.
Conclusions: accept accept

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 2.073241
REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 32.104260
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 6.273955
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.04341
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Information criteria:
Akaike: -7.763994263
Hannan-Quinn: -7.756619774
Schwarz: -7.744893312

EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Friday May 11, 2010
Session time: 08:01:51

Dependent variable:
Y = Y_FER

Characteristics:
Y_FER

First observation = 1(=2006.001)
Last observation = 720(=2008.216)
Number of usable observations: 720
Minimum value: -9.4645551E-002
Maximum value: 1.0665881E-001
Sample mean: -9.4150058E-004

X variables:
X(1) = X_FER
X(2) = LAG1[X_FER]
X(3) = 1

Model:
 $Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + b(3)X(3) + U$,
where U is the error term, satisfying
 $E[U|X(1), X(2), X(3)] = 0$.

OLS estimation results			
Parameters	Estimate	t-value (S.E.)	H.C. t-value (H.C. S.E.)
		[p-value]	[H.C. p-value]
b(1)	0.0074133	0.297 (0.02498)	0.390 (0.01899)
b(2)	-0.0279105	-1.117 (0.02498)	-1.117 (0.02498)
b(3)	-0.0009292	-0.970 (0.00096)	-0.971 (0.00096)
		[0.76660]	[0.69619]
		[0.26380]	[0.26386]
		[0.33202]	[0.33149]

Notes:
1: S.E. = Standard error
2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 719
Variance of the residuals: 0.00065801
Standard error of the residuals (SER): 0.02565172
Residual sum of squares (RSS): 0.4711358
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.47201845
R-square: 0.0019
Adjusted R-square: -0.0009

Overall F test: $F(2,716) = 0.67$
p-value = 0.51135
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.3 3.
Conclusions: accept accept

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 2.154023
REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 113.277910
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 0.183699
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.91224
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: accept accept

Information criteria:
Akaike: -7.322125347
Hannan-Quinn: -7.314750857
Schwarz: -7.303024395

EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Friday May 11, 2010
Session time: 08:02:25

Dependent variable:
Y = Y_GAM

Characteristics:
Y_GAM

First observation = 1(=2006.001)
Last observation = 720(=2008.216)
Number of usable observations: 720
Minimum value: -2.2296173E-001
Maximum value: 1.6097279E-001
Sample mean: 3.7912602E-004

X variables:
X(1) = X_GAM
X(2) = LAG1[X_GAM]
X(3) = 1

Model:
Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + b(3)X(3) + U,
where U is the error term, satisfying
E[U|X(1),X(2),X(3)] = 0.

Parameters	Estimate	t-value (S.E.)	H.C. t-value (H.C. S.E.)
		[p-value]	[H.C. p-value]
b(1)	0.0376723	1.560 (0.02415) [0.11883]	1.912 (0.01970) [0.05590]
b(2)	0.0265322	1.098 (0.02416) [0.27206]	1.381 (0.01921) [0.16715]
b(3)	0.0003911	0.398 (0.00098) [0.69054]	0.398 (0.00098) [0.69099]

Notes:
1: S.E. = Standard error
2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 719
Variance of the residuals: 0.00069385
Standard error of the residuals (SER): 0.02634095
Residual sum of squares (RSS): 0.49679355
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.499398
R-square: 0.0052
Adjusted R-square: 0.0024

Overall F test: F(2,716) = 1.88
p-value = 0.15308
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.3 3.
Conclusions: accept accept

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 1.891852
REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 4263.810267
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 14.694381
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(2)

p-value = 0.00064
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Information criteria:
Akaike: -7.269097174
Hannan-Quinn: -7.261722685
Schwarz: -7.249996223

EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Friday May 11, 2010
Session time: 08:02:58

Dependent variable:
Y = Y_GAS

Characteristics:
Y_GAS

First observation = 1(=2006.001)
Last observation = 720(=2008.216)
Number of usable observations: 720
Minimum value: -9.1706248E-002
Maximum value: 1.2209590E-001
Sample mean: 1.9884532E-004

X variables:
X(1) = X_GAS
X(2) = LAG1[X_GAS]
X(3) = 1

Model:
Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + b(3)X(3) + U,
where U is the error term, satisfying
E[U|X(1),X(2),X(3)] = 0.

Parameters	Estimate	t-value (S.E.)	H.C. t-value (H.C. S.E.)
		[p-value]	[H.C. p-value]
b(1)	0.0099512	0.673 (0.01478) [0.50088]	0.746 (0.01333) [0.45541]
b(2)	-0.0042207	-0.286 (0.01478) [0.77526]	-0.336 (0.01256) [0.73687]
b(3)	0.0002038	0.279 (0.00073) [0.78027]	0.279 (0.00073) [0.78004]

Notes:
1: S.E. = Standard error
2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 719
Variance of the residuals: 0.00038355
Standard error of the residuals (SER): 0.01958452
Residual sum of squares (RSS): 0.27462421
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.27480395
R-square: 0.0007
Adjusted R-square: -0.0021

Overall F test: F(2,716) = 0.23
p-value = 0.79111
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.3 3.
Conclusions: accept accept

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 2.076375
REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 825.790919
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 1.468433
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.47988
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: accept accept

Information criteria:
Akaike: -7.861868072
Hannan-Quinn: -7.854493583
Schwarz: -7.842767121

EasyReg International [April 9, 2010]

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

Session date: Friday May 11, 2010
Session time: 08:03:34

Sample mean: -2.9994292E-003

Dependent variable:
Y = Y_GRP

X variables:
X(1) = X_IBR
X(2) = LAG1[X_IBR]
X(3) = 1

Characteristics:
Y_GRP

First observation = 92(=2006.092)
Last observation = 720(=2008.216)
Number of usable observations: 629
Minimum value: -1.1126779E-001
Maximum value: 1.5698337E-001
Sample mean: 2.2909047E-003

Model:
Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + b(3)X(3) + U,
where U is the error term, satisfying
E[U|X(1),X(2),X(3)] = 0.

X variables:
X(1) = X_GRP
X(2) = LAG1[X_GRP]
X(3) = 1

OLS estimation results

Parameters	Estimate	t-value (S.E.)	H.C. t-value (H.C. S.E.)
b(1)	0.0000975	0.003 (0.03090)	0.004 (0.02667)
b(2)	0.0048986	0.159 (0.03090)	0.322 (0.01519)
b(3)	-0.0029067	-1.266 (0.00230)	-1.261 (0.00231)

[p-value] [H.C. p-value]
[0.99708] [0.99708]
[0.69921] [0.74710]
[0.20562] [0.20739]

Model:
Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + b(3)X(3) + U,
where U is the error term, satisfying
E[U|X(1),X(2),X(3)] = 0.

OLS estimation results

Parameters	Estimate	t-value (S.E.)	H.C. t-value (H.C. S.E.)
b(1)	-0.0004176	-0.083 (0.00504)	-0.386 (0.00108)
b(2)	-0.0030806	-0.611 (0.00504)	-1.137 (0.00271)
b(3)	0.0020741	2.243 (0.00092)	2.245 (0.00092)

[p-value] [H.C. p-value]
[0.93403] [0.69921]
[0.54141] [0.25552]
[0.02488] [0.02479]

Notes:
1: S.E. = Standard error
2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 223
Variance of the residuals: 0.00116981
Standard error of the residuals (SER): 0.03420243
Residual sum of squares (RSS): 0.25735731
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.25738757
R-square: 0.0001
Adjusted R-square: -0.0090

Overall F test: F(2,220) = 0.01
p-value = 0.98715
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.33 3.04
Conclusions: accept accept

Notes:
1: S.E. = Standard error
2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 628
Variance of the residuals: 0.00053454
Standard error of the residuals (SER): 0.02312018
Residual sum of squares (RSS): 0.33408906
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.33429043
R-square: 0.0006
Adjusted R-square: -0.0026

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 1.858430
REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Overall F test: F(2,625) = 0.19
p-value = 0.82832
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.3 3.
Conclusions: accept accept

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 77.090614
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 2.234526
REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Breusch-Pagan test = 0.916985
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.63224
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: accept accept

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 220.395315
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Information criteria:
Akaike: -6.737555787
Hannan-Quinn: -6.719051944
Schwarz: -6.691719396

Breusch-Pagan test = 0.118154
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.94263
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: accept accept

EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Friday May 11, 2010
Session time: 08:04:44

Information criteria:
Akaike: -7.529333689
Hannan-Quinn: -7.521089203
Schwarz: -7.508111363

Dependent variable:
Y = Y_IBE

Characteristics:
Y_IBE
First observation = 1(=2006.001)
Last observation = 720(=2008.216)
Number of usable observations: 720
Minimum value: -1.2576687E-001
Maximum value: 1.8798450E-001
Sample mean: 2.3938207E-004

EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Friday May 11, 2010
Session time: 08:04:10

Dependent variable:
Y = Y_IBR

X variables:
X(1) = X_IBE
X(2) = LAG1[X_IBE]
X(3) = 1

Characteristics:
Y_IBR

First observation = 497(=2007.245)
Last observation = 720(=2008.216)
Number of usable observations: 224
Minimum value: -1.5302491E-001
Maximum value: 1.1764706E-001

Model:
Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + b(3)X(3) + U,
where U is the error term, satisfying
E[U|X(1),X(2),X(3)] = 0.

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

```

[0.94376] [0.94425]

OLS estimation results
Parameters Estimate t-value H.C. t-value
(S.E.) (H.C. S.E.)
[p-value] [H.C. p-value]
b(1) -0.0240529 -1.048 -1.032
(0.02295) (0.02330)
[0.29457] [0.30197]
b(2) -0.0090926 -0.396 -0.452
(0.02295) (0.02012)
[0.69194] [0.65135]
b(3) 0.0002566 0.302 0.303
(0.00085) (0.00085)
[0.76265] [0.76219]

Notes:
1: S.E. = Standard error
2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and
standard errors are based on White's heteroskedasticity
consistent variance matrix.
3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 719
Variance of the residuals: 0.00051877
Standard error of the residuals (SER): 0.02277648
Residual sum of squares (RSS): 0.371438
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.37213888
R-square: 0.0019
Adjusted R-square: -0.0009

Overall F test: F(2,716) = 0.68
p-value = 0.50889
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.3 3.
Conclusions: accept accept

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 2.003805
REMARK: A better way of testing for autocorrelation
is to specify AR errors and then test the null
hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 6964.562604
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2))
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 5.160612
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.07575
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject accept

Information criteria:
Akaike: -7.559889743
Hannan-Quinn: -7.552515253
Schwarz: -7.540788791

-----
EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Friday May 11, 2010
Session time: 08:05:13
-----

Dependent variable:
Y = Y_IBLA

Characteristics:
Y_IBLA
First observation = 1(=2006.001)
Last observation = 720(=2008.216)
Number of usable observations: 720
Minimum value: -1.2138728E-001
Maximum value: 2.6428571E-001
Sample mean: 7.8708775E-005

X variables:
X(1) = X_IBLA
X(2) = LAG1[X_IBLA]
X(3) = 1

Model:
Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + b(3)X(3) + U,
where U is the error term, satisfying
E[U|X(1),X(2),X(3)] = 0.

OLS estimation results
Parameters Estimate t-value H.C. t-value
(S.E.) (H.C. S.E.)
[p-value] [H.C. p-value]
b(1) 0.0141533 0.636 0.686
(0.02224) (0.02064)
[0.52454] [0.49292]
b(2) 0.0100179 0.450 0.681
(0.02224) (0.01471)
[0.65243] [0.49591]
b(3) 0.0001268 0.167 0.167
(0.00076) (0.00076)
[0.86726] [0.86723]

Notes:
1: S.E. = Standard error
2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and
standard errors are based on White's heteroskedasticity
consistent variance matrix.
3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 719
Variance of the residuals: 0.00041373
Standard error of the residuals (SER): 0.02034025
Residual sum of squares (RSS): 0.29622754

-----
EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Friday May 11, 2010
Session time: 08:05:45
-----

Dependent variable:
Y = Y_ITX

Characteristics:
Y_ITX
First observation = 1(=2006.001)
Last observation = 720(=2008.216)
Number of usable observations: 720
Minimum value: -8.8319088E-002
Maximum value: 1.0481482E-001
Sample mean: 1.3535296E-004

X variables:
X(1) = X_ITX
X(2) = LAG1[X_ITX]
X(3) = 1

Model:
Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + b(3)X(3) + U,
where U is the error term, satisfying
E[U|X(1),X(2),X(3)] = 0.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 8017.448059
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2))
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 21.992675
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00002
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Information criteria:
Akaike: -7.136363898
Hannan-Quinn: -7.128989408
Schwarz: -7.117262946

-----
EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Friday May 11, 2010
Session time: 08:05:13
-----

Dependent variable:
Y = Y_IBLA

Characteristics:
Y_IBLA
First observation = 1(=2006.001)
Last observation = 720(=2008.216)
Number of usable observations: 720
Minimum value: -1.2138728E-001
Maximum value: 2.6428571E-001
Sample mean: 7.8708775E-005

X variables:
X(1) = X_IBLA
X(2) = LAG1[X_IBLA]
X(3) = 1

Model:
Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + b(3)X(3) + U,
where U is the error term, satisfying
E[U|X(1),X(2),X(3)] = 0.

OLS estimation results
Parameters Estimate t-value H.C. t-value
(S.E.) (H.C. S.E.)
[p-value] [H.C. p-value]
b(1) 0.0141533 0.636 0.686
(0.02224) (0.02064)
[0.52454] [0.49292]
b(2) 0.0100179 0.450 0.681
(0.02224) (0.01471)
[0.65243] [0.49591]
b(3) 0.0001268 0.167 0.167
(0.00076) (0.00076)
[0.86726] [0.86723]

Notes:
1: S.E. = Standard error
2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and
standard errors are based on White's heteroskedasticity
consistent variance matrix.
3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 719
Variance of the residuals: 0.00041373
Standard error of the residuals (SER): 0.02034025
Residual sum of squares (RSS): 0.29622754

```

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.29651243
R-square: 0.0010
Adjusted R-square: -0.0018

Overall F test: $F(2,716) = 0.34$
p-value = 0.70872
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.3 3.
Conclusions: accept accept

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 2.248550
REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 384.454431
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 0.006356
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.99683
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: accept accept

Information criteria:
Akaike: -7.786143851
Hannan-Quinn: -7.778769361
Schwarz: -7.767042899

EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Friday May 11, 2010
Session time: 08:06:17

Dependent variable:
Y = Y_IDR

Characteristics:
Y_IDR

First observation = 1(=2006.001)
Last observation = 720(=2008.216)
Number of usable observations: 720
Minimum value: -7.6131687E-002
Maximum value: 9.0770404E-002
Sample mean: 4.1979074E-005

X variables:
X(1) = X_IDR
X(2) = LAG1[X_IDR]
X(3) = 1

Model:
 $Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + b(3)X(3) + U$,
where U is the error term, satisfying
 $E[U|X(1), X(2), X(3)] = 0$.

OLS estimation results			
Parameters	Estimate	t-value (S.E.)	H.C. t-value (H.C. S.E.)
		[p-value]	[H.C. p-value]
b(1)	-0.0065119	-0.571 (0.01140)	-1.062 (0.00613)
		[0.56793]	[0.28842]
b(2)	0.0195293	1.713 (0.01140)	2.373 (0.00823)
		[0.08676]	[0.01765]
b(3)	0.0000300	0.049 (0.00062)	0.049 (0.00062)
		[0.96128]	[0.96126]

Notes:
1: S.E. = Standard error
2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 719
Variance of the residuals: 0.00027324
Standard error of the residuals (SER): 0.01653008
Residual sum of squares (RSS): 0.19564248
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.19645905
R-square: 0.0042
Adjusted R-square: 0.0014

Overall F test: $F(2,716) = 1.49$
p-value = 0.22442
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.3 3.
Conclusions: accept accept

Test for first-order autocorrelation:

Durbin-Watson test = 2.169683
REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 235.021497
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 0.035765
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.98228
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: accept accept

Information criteria:
Akaike: -8.200982822
Hannan-Quinn: -8.193608332
Schwarz: -8.181881871

EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Friday May 11, 2010
Session time: 08:06:51

Dependent variable:
Y = Y_MAP

Characteristics:
Y_MAP

First observation = 1(=2006.001)
Last observation = 720(=2008.216)
Number of usable observations: 720
Minimum value: -8.5271318E-002
Maximum value: 1.1111111E-001
Sample mean: 3.7337429E-005

X variables:
X(1) = X_MAP
X(2) = LAG1[X_MAP]
X(3) = 1

Model:
 $Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + b(3)X(3) + U$,
where U is the error term, satisfying
 $E[U|X(1), X(2), X(3)] = 0$.

OLS estimation results			
Parameters	Estimate	t-value (S.E.)	H.C. t-value (H.C. S.E.)
		[p-value]	[H.C. p-value]
b(1)	0.0052479	0.394 (0.01333)	0.492 (0.01067)
		[0.69391]	[0.62272]
b(2)	0.0096771	0.726 (0.01334)	0.901 (0.01074)
		[0.46812]	[0.36764]
b(3)	0.0000108	0.014 (0.00078)	0.014 (0.00078)
		[0.98901]	[0.98897]

Notes:
1: S.E. = Standard error
2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 719
Variance of the residuals: 0.00043799
Standard error of the residuals (SER): 0.0209282
Residual sum of squares (RSS): 0.31360061
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.31396631
R-square: 0.0012
Adjusted R-square: -0.0016

Overall F test: $F(2,716) = 0.42$
p-value = 0.65871
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.3 3.
Conclusions: accept accept

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 2.063029
REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 443.039913
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

Breusch-Pagan test = 1.571396
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.45580
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: accept accept

Information criteria:
Akaike: -7.729151486
Hannan-Quinn: -7.721776996
Schwarz: -7.710050535

EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Friday May 11, 2010
Session time: 08:07:58

Dependent variable:
Y = Y_OHL

Characteristics:
Y_OHL

First observation = 1(=2006.001)
Last observation = 720(=2008.216)
Number of usable observations: 720
Minimum value: -1.0294118E-001
Maximum value: 1.5507412E-001
Sample mean: -1.1325089E-004

X variables:
X(1) = X_OHL
X(2) = LAG1[X_OHL]
X(3) = 1

Model:
Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + b(3)X(3) + U,
where U is the error term, satisfying
E[U|X(1),X(2),X(3)] = 0.

Parameters	Estimate	t-value (S.E.)	H.C. t-value (H.C. S.E.)
		[p-value]	[H.C. p-value]
b(1)	-0.0108405	-1.017 (0.01066)	-0.932 (0.01163)
		[0.30922]	[0.35115]
b(2)	0.0003980	0.037 (0.01066)	0.054 (0.00738)
		[0.97022]	[0.95697]
b(3)	-0.0000306	-0.032 (0.00097)	-0.032 (0.00097)
		[0.97480]	[0.97471]

Notes:
1: S.E. = Standard error
2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 719
Variance of the residuals: 0.00066861
Standard error of the residuals (SER): 0.02585744
Residual sum of squares (RSS): 0.47872292
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.4794144
R-square: 0.0014
Adjusted R-square: -0.0013

Overall F test: F(2,716) = 0.52
p-value = 0.59624
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.3 3.
Conclusions: accept accept

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 1.841770
REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 255.944010
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 2.054453
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.35800
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: accept accept

Information criteria:
Akaike: -7.306149748
Hannan-Quinn: -7.298775258
Schwarz: -7.287048796

EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Friday May 11, 2010
Session time: 08:08:32

Dependent variable:
Y = Y_REE

Characteristics:
Y_REE

First observation = 1(=2006.001)
Last observation = 720(=2008.216)
Number of usable observations: 720
Minimum value: -8.7117390E-002
Maximum value: 1.4664701E-001
Sample mean: 5.3550181E-004

X variables:
X(1) = X_REE
X(2) = LAG1[X_REE]
X(3) = 1

Model:
Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + b(3)X(3) + U,
where U is the error term, satisfying
E[U|X(1),X(2),X(3)] = 0.

Parameters	Estimate	t-value (S.E.)	H.C. t-value (H.C. S.E.)
		[p-value]	[H.C. p-value]
b(1)	0.0034216	0.268 (0.01275)	0.337 (0.01014)
		[0.78849]	[0.73591]
b(2)	0.0048033	0.377 (0.01275)	0.322 (0.01494)
		[0.70645]	[0.74781]
b(3)	0.0005312	0.834 (0.00064)	0.837 (0.00063)
		[0.40444]	[0.40284]

Notes:
1: S.E. = Standard error
2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 719
Variance of the residuals: 0.00029168
Standard error of the residuals (SER): 0.01707876
Residual sum of squares (RSS): 0.20884568
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.20890757
R-square: 0.0003
Adjusted R-square: -0.0025

Overall F test: F(2,716) = 0.11
p-value = 0.89934
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.3 3.
Conclusions: accept accept

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 2.108828
REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 3997.359520
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 8.095075
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.01747
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Information criteria:
Akaike: -8.135676117
Hannan-Quinn: -8.128301627
Schwarz: -8.116575166

EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Friday May 11, 2010
Session time: 08:09:28

Dependent variable:
Y = Y_REP

Characteristics:
Y_REP

First observation = 1(=2006.001)

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

Last observation = 720(=2008.216)
Number of usable observations: 720
Minimum value: -1.5754190E-001
Maximum value: 1.1687307E-001
Sample mean: -5.1724037E-004

X variables:
X(1) = X_REP
X(2) = LAG1[X_REP]
X(3) = 1

Model:
 $Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + b(3)X(3) + U$,
where U is the error term, satisfying
 $E[U|X(1), X(2), X(3)] = 0$.

OLS estimation results

Parameters	Estimate	t-value (S.E.)	H.C. t-value (H.C. S.E.)
b(1)	0.0113318	[p-value] 0.542 (0.02090) [0.01674] [0.58771] [0.49836]	0.677 (0.01674) [0.49836]
b(2)	0.0133731	0.640 (0.02090) [0.52224]	0.702 (0.01904) [0.48247]
b(3)	-0.0005437	-0.723 (0.00075) [0.46942]	-0.723 (0.00075) [0.46961]

Notes:
1: S.E. = Standard error
2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 719
Variance of the residuals: 0.00040608
Standard error of the residuals (SER): 0.02015148
Residual sum of squares (RSS): 0.2907548
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.29114778
R-square: 0.0013
Adjusted R-square: -0.0014

Overall F test: $F(2,716) = 0.48$
p-value = 0.61640
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.3 3.
Conclusions: accept accept

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 2.005759
REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 2863.690083
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 9.652975
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00801
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Information criteria:
Akaike: -7.804791417
Hannan-Quinn: -7.797416928
Schwarz: -7.785690466

EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Friday May 11, 2010
Session time: 08:10:04

Dependent variable:
Y = Y_SVY

Characteristics:
Y_SVY

First observation = 1(=2006.001)
Last observation = 720(=2008.216)
Number of usable observations: 720
Minimum value: -1.1049551E-001
Maximum value: 1.5213167E-001
Sample mean: -8.6436591E-004

X variables:
X(1) = X_SVY
X(2) = LAG1[X_SVY]
X(3) = 1

Model:

$Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + b(3)X(3) + U$,
where U is the error term, satisfying
 $E[U|X(1), X(2), X(3)] = 0$.

OLS estimation results

Parameters	Estimate	t-value (S.E.)	H.C. t-value (H.C. S.E.)
b(1)	0.0029411	[p-value] 0.070 (0.04229) [0.94456]	0.101 (0.02925) [0.91990]
b(2)	-0.0546070	-1.291 (0.04229) [0.19662]	-1.334 (0.04093) [0.18217]
b(3)	-0.0008190	-0.720 (0.00114) [0.47168]	-0.722 (0.00113) [0.47049]

Notes:
1: S.E. = Standard error
2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 719
Variance of the residuals: 0.00092908
Standard error of the residuals (SER): 0.03048079
Residual sum of squares (RSS): 0.66522032
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.66678354
R-square: 0.0023
Adjusted R-square: -0.0004

Overall F test: $F(2,716) = 0.84$
p-value = 0.43116
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.3 3.
Conclusions: accept accept

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 2.103051
REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 280.303438
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 0.956955
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.61973
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: accept accept

Information criteria:
Akaike: -6.977153421
Hannan-Quinn: -6.969778931
Schwarz: -6.958052469

EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Friday May 11, 2010
Session time: 08:10:42

Dependent variable:
Y = Y_TRE

Characteristics:
Y_TRE

First observation = 118(=2006.118)
Last observation = 720(=2008.216)
Number of usable observations: 603
Minimum value: -1.3043478E-001
Maximum value: 1.4020912E-001
Sample mean: 7.9991542E-004

X variables:
X(1) = X_TRE
X(2) = LAG1[X_TRE]
X(3) = 1

Model:
 $Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + b(3)X(3) + U$,
where U is the error term, satisfying
 $E[U|X(1), X(2), X(3)] = 0$.

OLS estimation results

Parameters	Estimate	t-value (S.E.)	H.C. t-value (H.C. S.E.)
b(1)	-0.0082260	[p-value] -0.520 (0.01583) [0.60335]	-0.627 (0.01313) [0.53086]
b(2)	0.0245085	1.548	2.110

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

	(0.01583)	(0.01162)
	[0.12162]	[0.03490]
b(3)	0.0007213	0.642 0.639
	(0.00112)	(0.00113)
	[0.52087]	[0.52257]

Notes:

- 1: S.E. = Standard error
- 2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
- 3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n):	602
Variance of the residuals:	0.00075769
Standard error of the residuals (SER):	0.0275262
Residual sum of squares (RSS):	0.45385743
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)	
Total sum of squares (TSS):	0.45581881
R-square:	0.0043
Adjusted R-square:	0.0010

Overall F test: F(2,599) = 1.29
p-value = 0.27409
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.3 3.
Conclusions: accept accept

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 1.91297
REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 233.853195
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 2.372977
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.30529
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: accept accept

Information criteria:
Akaike: -7.180262821
Hannan-Quinn: -7.171727889
Schwarz: -7.158334628

EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Friday May 11, 2010
Session time: 08:11:14

Dependent variable:
Y = Y_TL5

Characteristics:
Y_TL5

First observation = 1 (=2006.001)
Last observation = 720 (=2008.216)
Number of usable observations: 720
Minimum value: -1.2329749E-001
Maximum value: 1.1111111E-001
Sample mean: -1.4985616E-003

X variables:
X(1) = X_TL5
X(2) = LAG1[X_TL5]
X(3) = 1

Model:
Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + b(3)X(3) + U,
where U is the error term, satisfying
E[U|X(1),X(2),X(3)] = 0.

Parameters	Estimate	t-value (S.E.)	H.C. t-value (H.C. S.E.)
b(1)	0.0215105	1.239 [0.01736]	1.638 [0.01313]
b(2)	-0.0253332	-1.458 [0.01737]	-0.817 [0.03102]
b(3)	-0.0014962	-2.002 [0.00075]	-2.008 [0.00074]

Notes:

- 1: S.E. = Standard error
- 2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
- 3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n):	719
Variance of the residuals:	0.00040156
Standard error of the residuals (SER):	0.02003893
Residual sum of squares (RSS):	0.28751616
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)	
Total sum of squares (TSS):	0.28895667
R-square:	0.0050
Adjusted R-square:	0.0022

Overall F test: F(2,716) = 1.79
p-value = 0.16635
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.3 3.
Conclusions: accept accept

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 2.072907
REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 812.000557
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 27.952923
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Information criteria:
Akaike: -7.815992661
Hannan-Quinn: -7.808618172
Schwarz: -7.796891710

EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Friday May 11, 2010
Session time: 08:11:53

Dependent variable:
Y = Y_TEF

Characteristics:
Y_TEF

First observation = 1 (=2006.001)
Last observation = 720 (=2008.216)
Number of usable observations: 720
Minimum value: -9.0969018E-002
Maximum value: 1.0761980E-001
Sample mean: 3.0203661E-004

X variables:
X(1) = X_TEF
X(2) = LAG1[X_TEF]
X(3) = 1

Model:
Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + b(3)X(3) + U,
where U is the error term, satisfying
E[U|X(1),X(2),X(3)] = 0.

Parameters	Estimate	t-value (S.E.)	H.C. t-value (H.C. S.E.)
b(1)	0.0280829	1.638 [0.01715]	1.717 [0.01635]
b(2)	0.0049428	0.288 [0.01717]	0.350 [0.01413]
b(3)	0.0002699	0.453 [0.00060]	0.453 [0.00060]

Notes:

- 1: S.E. = Standard error
- 2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
- 3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n):	719
Variance of the residuals:	0.00025564
Standard error of the residuals (SER):	0.01598879
Residual sum of squares (RSS):	0.18303915
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)	
Total sum of squares (TSS):	0.18394765
R-square:	0.0049
Adjusted R-square:	0.0022

Overall F test: F(2,716) = 1.78
p-value = 0.16916
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.3 3.

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

Conclusions: accept accept

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 2.062161
REMARK: A better way of testing for autocorrelation
is to specify AR errors and then test the null
hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 2065.338028
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2))
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 0.009940
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.99504
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: accept accept

Information criteria:
Akaike: -8.267571652
Hannan-Quinn: -8.260197162
Schwarz: -8.248470701

p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 5.895700
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.05245
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject accept

Information criteria:
Akaike: -8.302189839
Hannan-Quinn: -8.294815350
Schwarz: -8.283088888

EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Friday May 11, 2010
Session time: 08:12:26

Dependent variable:
Y = Y_UNF

Characteristics:
Y_UNF
First observation = 1(=2006.001)
Last observation = 720(=2008.216)
Number of usable observations: 720
Minimum value: -6.6980675E-002
Maximum value: 1.6438356E-001
Sample mean: 7.6716732E-004

X variables:
X(1) = X_UNF
X(2) = LAG1[X_UNF]
X(3) = 1

Model:
 $Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + b(3)X(3) + U$,
where U is the error term, satisfying
 $E[U|X(1), X(2), X(3)] = 0$.

OLS estimation results			
Parameters	Estimate	t-value (S.E.)	H.C. t-value (H.C. S.E.)
		[p-value]	[H.C. p-value]
b(1)	-0.0021530	-0.217 (0.00991) [0.82803]	-0.274 (0.00787) [0.78430]
b(2)	0.0064069	0.646 (0.00991) [0.51802]	0.695 (0.00922) [0.48706]
b(3)	0.0007638	1.303 (0.00059) [0.19270]	1.308 (0.00058) [0.19083]

Notes:
1: S.E. = Standard error
2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and
standard errors are based on White's heteroskedasticity
consistent variance matrix.
3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 719
Variance of the residuals: 0.00024694
Standard error of the residuals (SER): 0.01571442
Residual sum of squares (RSS): 0.17681109
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.17692232
R-square: 0.0006
Adjusted R-square: -0.0022

Overall F test: F(2,716) = 0.23
p-value = 0.79834
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.3 3.
Conclusions: accept accept

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 1.874917
REMARK: A better way of testing for autocorrelation
is to specify AR errors and then test the null
hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 12014.569493
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2))

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

Resultados Regresiones Modelo $Y_t = \alpha + \beta X_t + \varepsilon_t$
Frecuencia Diaria Ene 2006 / Nov 2007

EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Sunday May 9, 2010
Session time: 22:34:06

Dependent variable:
Y = Y_ABG

Characteristics:

Y_ABG
First observation = 1(=2006.001)
Last observation = 473(=2007.221)
Number of usable observations: 473
Minimum value: -9.5720202E-002
Maximum value: 1.1250000E-001
Sample mean: 2.0095633E-003

X variables:

X(1) = X_ABG
X(2) = 1

Model:

$Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + U$,
where U is the error term, satisfying
 $E[U|X(1), X(2)] = 0$.

OLS estimation results

Parameters	Estimate	t-value (S.E.) [p-value]	H.C. t-value (H.C. S.E.) [H.C. p-value]
b(1)	-0.0564929	-1.727 (0.03271) [0.08412]	-1.362 (0.04149) [0.17332]
b(2)	0.0022914	1.874 (0.00122) [0.06093]	1.882 (0.00122) [0.05986]

Notes:

- 1: S.E. = Standard error
- 2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
- 3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 473
Variance of the residuals: 0.00069458
Standard error of the residuals (SER): 0.02635493
Residual sum of squares (RSS): 0.3271482
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.32922046
R-square: 0.0063
Adjusted R-square: 0.0042

Test for first-order autocorrelation:

Durbin-Watson test = 1.983760
REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 29.627090

Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 1.239299

Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(1)
p-value = 0.26561
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.71 3.84
Conclusions: accept accept

Information criteria:

Akaike: -7.267980730
Hannan-Quinn: -7.261063775
Schwarz: -7.250394703

EasyReg International [April 9, 2010]

Session date: Sunday May 9, 2010
Session time: 22:34:46

Dependent variable:
Y = Y_ABE

Characteristics:

Y_ABE
First observation = 1(=2006.001)
Last observation = 473(=2007.221)
Number of usable observations: 473
Minimum value: -3.6151778E-002

Maximum value: 3.3471578E-002
Sample mean: 3.8278472E-004

X variables:

X(1) = X_ABE
X(2) = 1

Model:

$Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + U$,
where U is the error term, satisfying
 $E[U|X(1), X(2)] = 0$.

OLS estimation results

Parameters	Estimate	t-value (S.E.) [p-value]	H.C. t-value (H.C. S.E.) [H.C. p-value]
b(1)	0.0068965	0.356 (0.01937) [0.72185]	0.457 (0.01508) [0.64739]
b(2)	0.0003802	0.734 (0.00052) [0.46273]	0.735 (0.00052) [0.46255]

Notes:

- 1: S.E. = Standard error
- 2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
- 3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n):

473
Variance of the residuals: 0.00012675
Standard error of the residuals (SER): 0.01125833
Residual sum of squares (RSS): 0.05969925
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.05971531
R-square: 0.0003
Adjusted R-square: -0.0019

Test for first-order autocorrelation:

Durbin-Watson test = 2.291829
REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 16.251900

Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00030
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 0.156171

Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(1)
p-value = 0.69271
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.71 3.84
Conclusions: accept accept

Information criteria:

Akaike: -8.969074628
Hannan-Quinn: -8.962157674
Schwarz: -8.951488601

EasyReg International [April 9, 2010]

Session date: Sunday May 9, 2010
Session time: 22:35:34

Dependent variable:
Y = Y_ANA

Characteristics:

Y_ANA
First observation = 1(=2006.001)
Last observation = 473(=2007.221)
Number of usable observations: 473
Minimum value: -6.2150404E-002
Maximum value: 7.9758308E-002
Sample mean: 2.0724858E-003

X variables:

X(1) = X_ANA
X(2) = 1

Model:

$Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + U$,
where U is the error term, satisfying
 $E[U|X(1), X(2)] = 0$.

OLS estimation results

Parameters	Estimate	t-value (S.E.) [p-value]	H.C. t-value (H.C. S.E.) [H.C. p-value]
b(1)	-0.0022663	-0.103 (0.02203) [0.91808]	-0.149 (0.01520) [0.88144]
b(2)	0.0020731	2.157 (0.00096)	2.156 (0.00096)

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

[0.03103] [0.03111]

Notes:
1: S.E. = Standard error
2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 473
Variance of the residuals: 0.00043699
Standard error of the residuals (SER): 0.02090432
Residual sum of squares (RSS): 0.20582251
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.20582713
R-square: 0.0000
Adjusted R-square: -0.0021

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 1.997059
REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 36.583442
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 1.619255
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(1)
p-value = 0.20320
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.71 3.84
Conclusions: accept accept

Information criteria:
Akaike: -7.731379815
Hannan-Quinn: -7.724462860
Schwarz: -7.713793788

EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Sunday May 9, 2010
Session time: 22:36:24

Dependent variable:
Y = Y_ACS

Characteristics:

Y_ACS
First observation = 1(=2006.001)
Last observation = 473(=2007.221)
Number of usable observations: 473
Minimum value: -6.6019630E-002
Maximum value: 7.0846906E-002
Sample mean: 1.1573356E-003

X variables:
X(1) = X_ACS
X(2) = 1

Model:
Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + U,
where U is the error term, satisfying
E[U|X(1),X(2)] = 0.

OLS estimation results

Parameters	Estimate	t-value (S.E.)	H.C. t-value (H.C. S.E.)
		[p-value]	[H.C. p-value]
b(1)	0.0259497	0.878 (0.02956) [0.37998]	1.156 (0.02245) [0.24777]
b(2)	0.0011405	1.516 (0.00075) [0.12940]	1.515 (0.00075) [0.12975]

Notes:
1: S.E. = Standard error
2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 473
Variance of the residuals: 0.00026737
Standard error of the residuals (SER): 0.01635144
Residual sum of squares (RSS): 0.12593103
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.12613711
R-square: 0.0016
Adjusted R-square: -0.0005

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 2.221643
REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null

hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 99.329451
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 0.406838
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(1)
p-value = 0.52358
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.71 3.84
Conclusions: accept accept

Information criteria:
Akaike: -8.222659656
Hannan-Quinn: -8.225742701
Schwarz: -8.205073629

EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Sunday May 9, 2010
Session time: 22:37:14

Dependent variable:
Y = Y_ACS

Characteristics:

Y_ACS
First observation = 1(=2006.001)
Last observation = 473(=2007.221)
Number of usable observations: 473
Minimum value: -6.5461347E-002
Maximum value: 5.7411908E-002
Sample mean: 1.0500820E-003

X variables:
X(1) = X_ACS
X(2) = 1

Model:
Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + U,
where U is the error term, satisfying
E[U|X(1),X(2)] = 0.

OLS estimation results

Parameters	Estimate	t-value (S.E.)	H.C. t-value (H.C. S.E.)
		[p-value]	[H.C. p-value]
b(1)	0.0062498	0.535 (0.01169) [0.59298]	0.947 (0.00660) [0.34384]
b(2)	0.0010414	1.576 (0.00066) [0.11503]	1.577 (0.00066) [0.11472]

Notes:
1: S.E. = Standard error
2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 473
Variance of the residuals: 0.00020642
Standard error of the residuals (SER): 0.01436745
Residual sum of squares (RSS): 0.09722552
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.0972845
R-square: 0.0006
Adjusted R-square: -0.0015

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 1.835540
REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 186.288409
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 0.169747
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(1)
p-value = 0.68034
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.71 3.84
Conclusions: accept accept

Information criteria:
Akaike: -8.481360745
Hannan-Quinn: -8.474443790
Schwarz: -8.463774718

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Sunday May 9, 2010
Session time: 22:38:29

Dependent variable:
Y = Y_POP

Characteristics:

Y_POP

First observation = 1(=2006.001)
Last observation = 473(=2007.221)
Number of usable observations: 473
Minimum value: -4.7254151E-002
Maximum value: 5.4166667E-002
Sample mean: 2.6738561E-004

X variables:
X(1) = X_POP
X(2) = 1

Model:

$Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + U$,
where U is the error term, satisfying
 $E[U|X(1), X(2)] = 0$.

Parameters	Estimate	t-value (S.E.) [p-value]	H.C. t-value (H.C. S.E.) [H.C. p-value]
b(1)	0.0106666	1.087 (0.00981) [0.27694]	0.737 (0.01447) [0.46093]
b(2)	0.0002512	0.502 (0.00050) [0.61591]	0.499 (0.00050) [0.61803]

Notes:

- 1: S.E. = Standard error
- 2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
- 3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 473
Variance of the residuals: 0.00011853
Standard error of the residuals (SER): 0.01088712
Residual sum of squares (RSS): 0.05582736
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.05596747
R-square: 0.0025
Adjusted R-square: 0.0004

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 1.818740
REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 124.039101
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 8.211718
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(1)
p-value = 0.00416
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.71 3.84
Conclusions: reject reject

Information criteria:
Akaike: -9.036129864
Hannan-Quinn: -9.029212909
Schwarz: -9.018543837

EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Sunday May 9, 2010
Session time: 22:39:50

Dependent variable:
Y = Y_SAB

Characteristics:

Y_SAB

First observation = 1(=2006.001)
Last observation = 473(=2007.221)
Number of usable observations: 473
Minimum value: -5.0485437E-002
Maximum value: 3.7936267E-002
Sample mean: 4.8636343E-004

X variables:
X(1) = X_SAB
X(2) = 1

Model:

$Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + U$,
where U is the error term, satisfying
 $E[U|X(1), X(2)] = 0$.

Parameters	Estimate	t-value (S.E.) [p-value]	H.C. t-value (H.C. S.E.) [H.C. p-value]
b(1)	0.0314408	2.813 (0.01118) [0.00491]	5.132 (0.00613) [0.00000]
b(2)	0.0004299	0.889 (0.00048) [0.37391]	0.890 (0.00048) [0.37357]

Notes:

- 1: S.E. = Standard error
- 2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
- 3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 473
Variance of the residuals: 0.00011039
Standard error of the residuals (SER): 0.01050672
Residual sum of squares (RSS): 0.0519942
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.05286755
R-square: 0.0165
Adjusted R-square: 0.0144

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 1.955103
REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 153.224087
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 0.001419
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(1)
p-value = 0.96995
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.71 3.84
Conclusions: accept accept

Information criteria:
Akaike: -9.107261790
Hannan-Quinn: -9.100344835
Schwarz: -9.089675763

EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Sunday May 9, 2010
Session time: 22:41:29

Dependent variable:
Y = Y_BTO

Characteristics:

Y_BTO

First observation = 1(=2006.001)
Last observation = 473(=2007.221)
Number of usable observations: 473
Minimum value: -3.8138825E-002
Maximum value: 4.1444867E-002
Sample mean: 3.6431647E-004

X variables:
X(1) = X_BTO
X(2) = 1

Model:

$Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + U$,
where U is the error term, satisfying
 $E[U|X(1), X(2)] = 0$.

Parameters	Estimate	t-value (S.E.) [p-value]	H.C. t-value (H.C. S.E.) [H.C. p-value]
b(1)	-0.0074665	-0.672 (0.01111) [0.50163]	-0.661 (0.01130) [0.50892]
b(2)	0.0004025	0.706 (0.00057) [0.47997]	0.719 (0.00056) [0.47198]

Notes:

- 1: S.E. = Standard error
- 2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 473
 Variance of the residuals: 0.00015203
 Standard error of the residuals (SER): 0.01233003
 Residual sum of squares (RSS): 0.07160593
 (Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
 Total sum of squares (TSS): 0.07167457
 R-square: 0.0010
 Adjusted R-square: -0.0012

Test for first-order autocorrelation:
 Durbin-Watson test = 1.954815
 REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 25.493185
 Null hypothesis: The errors are normally distributed
 Null distribution: Chi-square(2)
 p-value = 0.00000
 Significance levels: 10% 5%
 Critical values: 4.61 5.99
 Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 7.764160
 Null hypothesis: The errors are homoskedastic
 Null distribution: Chi-square(1)
 p-value = 0.00533
 Significance levels: 10% 5%
 Critical values: 2.71 3.84
 Conclusions: reject reject

Information criteria:
 Akaike: -8.787216055
 Hannan-Quinn: -8.780299100
 Schwarz: -8.769630028

 EasyReg International [April 9, 2010]
 Session date: Sunday May 9, 2010
 Session time: 22:42:13

Dependent variable:
 Y = Y_BKT

Characteristics:

Y_BKT
 First observation = 1(=2006.001)
 Last observation = 473(=2007.221)
 Number of usable observations: 473
 Minimum value: -6.1355311E-002
 Maximum value: 6.1616162E-002
 Sample mean: 1.6713955E-004

X variables:
 X(1) = X_BKT
 X(2) = 1

Model:
 $Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + U$,
 where U is the error term, satisfying
 $E[U|X(1), X(2)] = 0$.

Parameters	Estimate	t-value	
		(S.E.)	(H.C. S.E.)
		[p-value]	[H.C. p-value]
b(1)	-0.0077552	(0.02144)	(0.01390)
		[0.71757]	[0.57691]
b(2)	0.0001828	(0.00074)	(0.00074)
		[0.80593]	[0.80494]

Notes:
 1: S.E. = Standard error
 2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
 3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 473
 Variance of the residuals: 0.00026089
 Standard error of the residuals (SER): 0.01615205
 Residual sum of squares (RSS): 0.12287852
 (Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
 Total sum of squares (TSS): 0.12291265
 R-square: 0.0003
 Adjusted R-square: -0.0018

Test for first-order autocorrelation:
 Durbin-Watson test = 2.043025
 REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 103.241754
 Null hypothesis: The errors are normally distributed
 Null distribution: Chi-square(2)
 p-value = 0.00000

Significance levels: 10% 5%
 Critical values: 4.61 5.99
 Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 1.248702
 Null hypothesis: The errors are homoskedastic
 Null distribution: Chi-square(1)
 p-value = 0.26380
 Significance levels: 10% 5%
 Critical values: 2.71 3.84
 Conclusions: accept accept

Information criteria:
 Akaike: -8.247197818
 Hannan-Quinn: -8.240280863
 Schwarz: -8.229611791

 EasyReg International [April 9, 2010]
 Session date: Sunday May 9, 2010
 Session time: 22:43:42

Dependent variable:
 Y = Y_BBVA

Characteristics:

Y_BBVA
 First observation = 1(=2006.001)
 Last observation = 473(=2007.221)
 Number of usable observations: 473
 Minimum value: -4.7244094E-002
 Maximum value: 4.5285360E-002
 Sample mean: 2.3112788E-004

X variables:
 X(1) = X_BBVA
 X(2) = 1

Model:
 $Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + U$,
 where U is the error term, satisfying
 $E[U|X(1), X(2)] = 0$.

Parameters	Estimate	t-value	
		(S.E.)	(H.C. S.E.)
		[p-value]	[H.C. p-value]
b(1)	0.0140215	(0.00965)	(0.00955)
		[0.14633]	[0.14197]
b(2)	0.0002095	(0.00056)	(0.00057)
		[0.71037]	[0.71120]

Notes:
 1: S.E. = Standard error
 2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
 3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 473
 Variance of the residuals: 0.00015042
 Standard error of the residuals (SER): 0.01226459
 Residual sum of squares (RSS): 0.07084787
 (Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
 Total sum of squares (TSS): 0.07116528
 R-square: 0.0045
 Adjusted R-square: 0.0023

Test for first-order autocorrelation:
 Durbin-Watson test = 1.885668
 REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 14.357519
 Null hypothesis: The errors are normally distributed
 Null distribution: Chi-square(2)
 p-value = 0.00076
 Significance levels: 10% 5%
 Critical values: 4.61 5.99
 Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 3.109898
 Null hypothesis: The errors are homoskedastic
 Null distribution: Chi-square(1)
 p-value = 0.07782
 Significance levels: 10% 5%
 Critical values: 2.71 3.84
 Conclusions: reject accept

Information criteria:
 Akaike: -8.797859049
 Hannan-Quinn: -8.790942094
 Schwarz: -8.780273022

 EasyReg International [April 9, 2010]
 Session date: Sunday May 9, 2010
 Session time: 22:44:42

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

Dependent variable:
Y = Y_SAN

Characteristics:

Y_SAN
First observation = 1(=2006.001)
Last observation = 473(=2007.221)
Number of usable observations: 473
Minimum value: -4.3964232E-002
Maximum value: 4.1506533E-002
Sample mean: 6.6213950E-004

X variables:

X(1) = X_SAN
X(2) = 1

Model:

Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + U,
where U is the error term, satisfying
E[U|X(1),X(2)] = 0.

OLS estimation results

Parameters	Estimate	t-value (S.E.) [p-value]	H.C. t-value (H.C. S.E.) [H.C. p-value]
b(1)	-0.0005350	-0.071 (0.00751) [0.94323]	-0.063 (0.00852) [0.94994]
b(2)	0.0006644	1.157 (0.00057) [0.24724]	1.157 (0.00057) [0.24717]

Notes:

- 1: S.E. = Standard error
- 2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
- 3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 473
Variance of the residuals: 0.00015548
Standard error of the residuals (SER): 0.01246908
Residual sum of squares (RSS): 0.07323015
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.07323094
R-square: 0.0000
Adjusted R-square: -0.0021

Test for first-order autocorrelation:

Durbin-Watson test = 2.212442
REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 11.970335

Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00252
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 0.026136

Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(1)
p-value = 0.87157
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.71 3.84
Conclusions: accept accept

Information criteria:

Akaike: -8.764786723
Hannan-Quinn: -8.757869768
Schwarz: -8.747200696

EasyReg International [April 9, 2010]

Session date: Sunday May 9, 2010
Session time: 22:45:36

Dependent variable:

Y = Y_CIN

Characteristics:

Y_CIN
First observation = 1(=2006.001)
Last observation = 473(=2007.221)
Number of usable observations: 473
Minimum value: -5.5362672E-002
Maximum value: 7.9411765E-002
Sample mean: 5.4815962E-004

X variables:

X(1) = X_CIN
X(2) = 1

Model:

Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + U,
where U is the error term, satisfying
E[U|X(1),X(2)] = 0.

OLS estimation results

Parameters	Estimate	t-value (S.E.) [p-value]	H.C. t-value (H.C. S.E.) [H.C. p-value]
b(1)	0.0226819	0.749 (0.03029) [0.45393]	0.706 (0.02178) [0.29766]
b(2)	0.0005119	0.709 (0.00072) [0.47837]	0.706 (0.00073) [0.48018]

Notes:

- 1: S.E. = Standard error
- 2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
- 3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n):

473
Variance of the residuals: 0.0002455
Standard error of the residuals (SER): 0.01566836
Residual sum of squares (RSS): 0.11562931
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.115767
R-square: 0.0012
Adjusted R-square: -0.0009

Test for first-order autocorrelation:

Durbin-Watson test = 1.987065
REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 112.665656

Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 1.439120

Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(1)
p-value = 0.23028
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.71 3.84
Conclusions: accept accept

Information criteria:

Akaike: -8.308004511
Hannan-Quinn: -8.301087556
Schwarz: -8.290418484

EasyReg International [April 9, 2010]

Session date: Sunday May 9, 2010
Session time: 22:47:09

Dependent variable:

Y = Y_CRI

Characteristics:

Y_CRI
First observation = 452(=2007.200)
Last observation = 473(=2007.221)
Number of usable observations: 22
Minimum value: -1.7142857E-002
Maximum value: 1.1560694E-002
Sample mean: -1.1953999E-003

X variables:

X(1) = X_CRI
X(2) = 1

WARNING: The effective degrees of freedom is only 20.
Therefore, the estimation results may be unreliable!

Model:

Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + U,
where U is the error term, satisfying
E[U|X(1),X(2)] = 0.

OLS estimation results

Parameters	Estimate	t-value (S.E.) [p-value]	H.C. t-value (H.C. S.E.) [H.C. p-value]
b(1)	0.0135421	1.202 (0.01127) [0.22933]	4.447 (0.00305) [0.00001]
b(2)	-0.0010741	-0.618 (0.00174) [0.53687]	-0.614 (0.00175) [0.53940]

Notes:

- 1: S.E. = Standard error
- 2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
- 3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n):

22
Variance of the residuals: 0.00006632

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

Standard error of the residuals (SER): 0.00814377
Residual sum of squares (RSS): 0.00132642
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.00142225
R-square: 0.0674
Adjusted R-square: 0.0207

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 2.607667
REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 0.925172
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.62965
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: accept accept

Breusch-Pagan test = 0.201758
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(1)
p-value = 0.65331
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.71 3.84
Conclusions: accept accept

Information criteria:
Akaike: -9.534497051
Hannan-Quinn: -9.511131888
Schwarz: -9.435311373

EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Sunday May 9, 2010
Session time: 22:48:44

Dependent variable:
Y = Y_ELE

Characteristics:
Y_ELE

First observation = 1(=2006.001)
Last observation = 473(=2007.221)
Number of usable observations: 473
Minimum value: -3.7930168E-002
Maximum value: 1.0544568E-001
Sample mean: 1.2370379E-003

X variables:
X(1) = X_ELE
X(2) = 1

Model:
Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + U,
where U is the error term, satisfying
E[U|X(1),X(2)] = 0.

Parameters	Estimate	t-value (S.E.)	H.C. t-value (H.C. S.E.)
b(1)	-0.0063096	-0.410 (0.01539)	-0.705 (0.00895)
b(2)	0.0012296	2.301 (0.00053)	2.303 (0.00053)

[p-value] [H.C. p-value]
[0.68172] [0.48100]
[0.02140] [0.02127]

Notes:
1: S.E. = Standard error
2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 473
Variance of the residuals: 0.00013493
Standard error of the residuals (SER): 0.01161581
Residual sum of squares (RSS): 0.06355066
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.06357336
R-square: 0.0004
Adjusted R-square: -0.0018

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 1.629208
REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 10181.955812
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 0.074422
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(1)
p-value = 0.78500
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.71 3.84
Conclusions: accept accept

Information criteria:
Akaike: -8.906556603
Hannan-Quinn: -8.899639648
Schwarz: -8.888970576

EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Sunday May 9, 2010
Session time: 22:49:40

Dependent variable:
Y = Y_FCC

Characteristics:
Y_FCC

First observation = 1(=2006.001)
Last observation = 473(=2007.221)
Number of usable observations: 473
Minimum value: -6.7434211E-002
Maximum value: 6.2500000E-002
Sample mean: 5.3116959E-004

X variables:
X(1) = X_FCC
X(2) = 1

Model:
Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + U,
where U is the error term, satisfying
E[U|X(1),X(2)] = 0.

Parameters	Estimate	t-value (S.E.)	H.C. t-value (H.C. S.E.)
b(1)	-0.0186091	-1.073 (0.01735)	-1.125 (0.01654)
b(2)	0.0005587	0.708 (0.00079)	0.712 (0.00079)

[p-value] [H.C. p-value]
[0.28336] [0.26047]
[0.47912] [0.47675]

Notes:
1: S.E. = Standard error
2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 473
Variance of the residuals: 0.00029444
Standard error of the residuals (SER): 0.01715919
Residual sum of squares (RSS): 0.13868024
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.13901911
R-square: 0.0024
Adjusted R-square: 0.0003

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 2.077885
REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 46.028571
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 6.332420
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(1)
p-value = 0.01186
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.71 3.84
Conclusions: reject reject

Information criteria:
Akaike: -8.126223123
Hannan-Quinn: -8.119306168
Schwarz: -8.108637096

EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Sunday May 9, 2010
Session time: 22:50:46

Dependent variable:
Y = Y_FER

Characteristics:

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

Y_FER
First observation = 1(=2006.001)
Last observation = 473(=2007.221)
Number of usable observations: 473
Minimum value: -7.0928196E-002
Maximum value: 6.6964286E-002
Sample mean: 7.8552173E-005

X variables:
X(1) = X_FER
X(2) = 1

Model:
Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + U,
where U is the error term, satisfying
E[U|X(1),X(2)] = 0.

OLS estimation results			
Parameters	Estimate	t-value (S.E.) [p-value]	H.C. t-value (H.C. S.E.) [H.C. p-value]
b(1)	-0.0182770	-0.909 (0.02011) [0.36347]	-1.716 (0.01065) [0.08615]
b(2)	0.0001240	0.144 (0.00086) [0.88548]	0.144 (0.00086) [0.88541]

Notes:
1: S.E. = Standard error
2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n):	473
Variance of the residuals:	0.00034915
Standard error of the residuals (SER):	0.01868557
Residual sum of squares (RSS):	0.16444994
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)	
Total sum of squares (TSS):	0.1647383
R-square:	0.0018
Adjusted R-square:	-0.0004

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 2.084393
REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 30.123222
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 0.023155
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(1)
p-value = 0.87906
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.71 3.84
Conclusions: accept accept

Information criteria:
Akaike: -7.955787771
Hannan-Quinn: -7.948870816
Schwarz: -7.938201744

EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Sunday May 9, 2010
Session time: 22:51:50

Dependent variable:
Y = Y_GAM

Characteristics:

Y_GAM
First observation = 1(=2006.001)
Last observation = 473(=2007.221)
Number of usable observations: 473
Minimum value: -8.2311734E-002
Maximum value: 6.3221550E-002
Sample mean: 2.2996841E-003

X variables:
X(1) = X_GAM
X(2) = 1

Model:
Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + U,
where U is the error term, satisfying
E[U|X(1),X(2)] = 0.

OLS estimation results			
Parameters	Estimate	t-value (S.E.) [p-value]	H.C. t-value (H.C. S.E.) [H.C. p-value]
b(1)	0.0026233	0.154 (0.01704) [0.87766]	0.188 (0.01399) [0.85124]
b(2)	0.0013177	1.942 (0.00068) [0.05211]	1.943 (0.00068) [0.05198]

b(1)	0.0200501	1.033 (0.01940) [0.30142]	1.124 (0.01784) [0.26105]
b(2)	0.0023037	2.849 (0.00081) [0.00438]	2.849 (0.00081) [0.00439]

Notes:
1: S.E. = Standard error
2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n):	473
Variance of the residuals:	0.0003092
Standard error of the residuals (SER):	0.01758405
Residual sum of squares (RSS):	0.14563264
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)	
Total sum of squares (TSS):	0.14596283
R-square:	0.0023
Adjusted R-square:	0.0001

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 1.861820
REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 42.571949
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 0.660658
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(1)
p-value = 0.41633
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.71 3.84
Conclusions: accept accept

Information criteria:
Akaike: -8.077306717
Hannan-Quinn: -8.070389762
Schwarz: -8.059720690

EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Sunday May 9, 2010
Session time: 22:53:15

Dependent variable:
Y = Y_GAS

Characteristics:
Y_GAS

First observation = 1(=2006.001)
Last observation = 473(=2007.221)
Number of usable observations: 473
Minimum value: -5.0990099E-002
Maximum value: 6.3572637E-002
Sample mean: 1.3206508E-003

X variables:
X(1) = X_GAS
X(2) = 1

Model:
Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + U,
where U is the error term, satisfying
E[U|X(1),X(2)] = 0.

OLS estimation results			
Parameters	Estimate	t-value (S.E.) [p-value]	H.C. t-value (H.C. S.E.) [H.C. p-value]
b(1)	0.0026233	0.154 (0.01704) [0.87766]	0.188 (0.01399) [0.85124]
b(2)	0.0013177	1.942 (0.00068) [0.05211]	1.943 (0.00068) [0.05198]

Notes:
1: S.E. = Standard error
2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n):	473
Variance of the residuals:	0.00021753
Standard error of the residuals (SER):	0.01474884
Residual sum of squares (RSS):	0.10245578
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)	
Total sum of squares (TSS):	0.10246093
R-square:	0.0001
Adjusted R-square:	-0.0021

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 1.974178
REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 49.655654
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2))
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 0.045921
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(1)
p-value = 0.83032
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.71 3.84
Conclusions: accept accept

Information criteria:
Akaike: -8.428962757
Hannan-Quinn: -8.422045802
Schwarz: -8.411376730

EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Sunday May 9, 2010
Session time: 22:55:24

Dependent variable:
Y = Y_GRF

Characteristics:

Y_GRF
First observation = 92(=2006.092)
Last observation = 473(=2007.221)
Number of usable observations: 382
Minimum value: -1.1126779E-001
Maximum value: 1.5698337E-001
Sample mean: 3.8652329E-003

X variables:
X(1) = X_GRF
X(2) = 1

Model:

$Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + U$,
where U is the error term, satisfying
 $E[U|X(1), X(2)] = 0$.

Parameters	Estimate	t-value (S.E.)	H.C. t-value (H.C. S.E.)
		[p-value]	[H.C. p-value]
b(1)	-0.0010244	-0.202 (0.00507)	-1.281 (0.00080)
b(2)	0.0038774	3.291 (0.00118)	3.288 (0.00101)

Notes:

- 1: S.E. = Standard error
- 2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
- 3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 382
Variance of the residuals: 0.00052875
Standard error of the residuals (SER): 0.02299448
Residual sum of squares (RSS): 0.20092348
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.20094507
R-square: 0.0001
Adjusted R-square: -0.0025

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 1.966587
REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 861.919348
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2))
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 0.385582
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(1)
p-value = 0.53463
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.71 3.84
Conclusions: accept accept

Information criteria:
Akaike: -7.539780555
Hannan-Quinn: -7.531585568
Schwarz: -7.519123903

EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Sunday May 9, 2010
Session time: 22:57:04

Dependent variable:
Y = Y_IBE

Characteristics:

Y_IBE
First observation = 1(=2006.001)
Last observation = 473(=2007.221)
Number of usable observations: 473
Minimum value: -4.3501048E-002
Maximum value: 1.4457109E-001
Sample mean: 1.6624076E-003

X variables:

X(1) = X_IBE
X(2) = 1

Model:

$Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + U$,
where U is the error term, satisfying
 $E[U|X(1), X(2)] = 0$.

Parameters	Estimate	t-value (S.E.)	H.C. t-value (H.C. S.E.)
		[p-value]	[H.C. p-value]
b(1)	-0.0391435	-1.885 (0.02077)	-2.076 (0.01885)
b(2)	0.0016722	2.468 (0.00068)	2.468 (0.00068)

Notes:

- 1: S.E. = Standard error
- 2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
- 3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 473
Variance of the residuals: 0.00021706
Standard error of the residuals (SER): 0.01473291
Residual sum of squares (RSS): 0.10223468
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.10300582
R-square: 0.0075
Adjusted R-square: 0.0054

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 1.897673
REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 7191.189659
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2))
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 0.000042
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(1)
p-value = 0.99485
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.71 3.84
Conclusions: accept accept

Information criteria:
Akaike: -8.431123073
Hannan-Quinn: -8.424206118
Schwarz: -8.413537046

EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Sunday May 9, 2010
Session time: 22:58:19

Dependent variable:
Y = Y_IBLA

Characteristics:

Y_IBLA
First observation = 1(=2006.001)
Last observation = 473(=2007.221)
Number of usable observations: 473
Minimum value: -5.8252427E-002
Maximum value: 1.3058419E-001
Sample mean: 9.8752652E-004

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

X variables:
X(1) = X_IBLA
X(2) = 1

Model:

$Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + U$,
where U is the error term, satisfying
 $E[U|X(1),X(2)] = 0$.

OLS estimation results

Parameters	Estimate	t-value (S.E.)	H.C. t-value (H.C. S.E.)
		[p-value]	[H.C. p-value]
b(1)	-0.0113775	-0.341 (0.03335) [0.73297]	-0.385 (0.02959) [0.70056]
b(2)	0.0010050	1.153 (0.00087) [0.24903]	1.142 (0.00088) [0.25358]

Notes:

- 1: S.E. = Standard error
- 2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
- 3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 473
Variance of the residuals: 0.00035833
Standard error of the residuals (SER): 0.01892964
Residual sum of squares (RSS): 0.16877408
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.16881579
R-square: 0.0002
Adjusted R-square: -0.0019

Test for first-order autocorrelation:

Durbin-Watson test = 2.185187
REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 741.183468
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 6.934741
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(1)
p-value = 0.00845
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.71 3.84
Conclusions: reject reject

Information criteria:
Akaike: -7.929832981
Hannan-Quinn: -7.922916027
Schwarz: -7.912246954

EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Sunday May 9, 2010
Session time: 22:59:05

Dependent variable:
Y = Y_ITX

Characteristics:

Y_ITX
First observation = 1(=2006.001)
Last observation = 473(=2007.221)
Number of usable observations: 473
Minimum value: -4.2597419E-002
Maximum value: 7.6737940E-002
Sample mean: 1.3918664E-003

X variables:
X(1) = X_ITX
X(2) = 1

Model:

$Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + U$,
where U is the error term, satisfying
 $E[U|X(1),X(2)] = 0$.

OLS estimation results

Parameters	Estimate	t-value (S.E.)	H.C. t-value (H.C. S.E.)
		[p-value]	[H.C. p-value]
b(1)	-0.0022148	-0.133 (0.01666) [0.89421]	-0.170 (0.01300) [0.86467]
b(2)	0.0013943	2.200 (0.00063) [0.02777]	2.204 (0.00063) [0.02753]

Notes:

- 1: S.E. = Standard error
- 2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
- 3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 473
Variance of the residuals: 0.00018975
Standard error of the residuals (SER): 0.01377487
Residual sum of squares (RSS): 0.08937091
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.08937427
R-square: 0.0000
Adjusted R-square: -0.0021

Test for first-order autocorrelation:

Durbin-Watson test = 2.136988
REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 271.582044
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 0.577985
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(1)
p-value = 0.44710
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.71 3.84
Conclusions: accept accept

Information criteria:

Akaike: -8.565598730
Hannan-Quinn: -8.558681775
Schwarz: -8.548012703

EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Sunday May 9, 2010
Session time: 23:00:17

Dependent variable:
Y = Y_IDR

Characteristics:

Y_IDR
First observation = 1(=2006.001)
Last observation = 473(=2007.221)
Number of usable observations: 473
Minimum value: -4.7770346E-002
Maximum value: 4.6006757E-002
Sample mean: 5.2935592E-004

X variables:
X(1) = X_IDR
X(2) = 1

Model:

$Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + U$,
where U is the error term, satisfying
 $E[U|X(1),X(2)] = 0$.

OLS estimation results

Parameters	Estimate	t-value (S.E.)	H.C. t-value (H.C. S.E.)
		[p-value]	[H.C. p-value]
b(1)	0.0028641	0.290 (0.00986) [0.77147]	0.418 (0.00685) [0.67583]
b(2)	0.0005269	0.853 (0.00062) [0.39351]	0.853 (0.00062) [0.39373]

Notes:

- 1: S.E. = Standard error
- 2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
- 3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 473
Variance of the residuals: 0.00018034
Standard error of the residuals (SER): 0.01342918
Residual sum of squares (RSS): 0.08494151
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.08495673
R-square: 0.0002
Adjusted R-square: -0.0019

Test for first-order autocorrelation:

Durbin-Watson test = 2.001351
REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 18.547337
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00009
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 0.344894
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(1)
p-value = 0.55702
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.71 3.84
Conclusions: accept accept

Information criteria:
Akaike: -8.616431094
Hannan-Quinn: -8.609514139
Schwarz: -8.598845067

EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Sunday May 9, 2010
Session time: 23:01:51

Dependent variable:
Y = Y_MAP

Characteristics:

Y_MAP
First observation = 1(=2006.001)
Last observation = 473(=2007.221)
Number of usable observations: 473
Minimum value: -4.5901639E-002
Maximum value: 5.4054054E-002
Sample mean: 3.5722599E-004

X variables:
X(1) = X_MAP
X(2) = 1

Model:
 $Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + U$,
where U is the error term, satisfying
 $E[U|X(1), X(2)] = 0$.

Parameters	Estimate	t-value (S.E.) [p-value]	H.C. t-value (H.C. S.E.) [H.C. p-value]
b(1)	0.0020809	0.197 (0.01055) [0.84368]	0.259 (0.00804) [0.79578]
b(2)	0.0003512	0.522 (0.00067) [0.60166]	0.522 (0.00067) [0.60201]

Notes:
1: S.E. = Standard error
2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 473
Variance of the residuals: 0.00021366
Standard error of the residuals (SER): 0.01461727
Residual sum of squares (RSS): 0.10063599
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.1006443
R-square: 0.0001
Adjusted R-square: -0.0020

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 1.993127
REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 22.903298
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00001
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 0.225995
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(1)
p-value = 0.63451
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.71 3.84
Conclusions: accept accept

Information criteria:
Akaike: -8.446884066
Hannan-Quinn: -8.439967111
Schwarz: -8.429298039

EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Sunday May 9, 2010
Session time: 23:03:14

Dependent variable:
Y = Y_OHL

Characteristics:

Y_OHL

First observation = 1(=2006.001)
Last observation = 473(=2007.221)
Number of usable observations: 473
Minimum value: -1.0294118E-001
Maximum value: 7.3246431E-002
Sample mean: 2.0192072E-003

X variables:
X(1) = X_OHL
X(2) = 1

Model:
 $Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + U$,
where U is the error term, satisfying
 $E[U|X(1), X(2)] = 0$.

Parameters	Estimate	t-value (S.E.) [p-value]	H.C. t-value (H.C. S.E.) [H.C. p-value]
b(1)	-0.0056938	-0.596 (0.00955) [0.55102]	-0.506 (0.01125) [0.61262]
b(2)	0.0020662	2.044 (0.00101) [0.04094]	2.054 (0.00101) [0.03996]

Notes:
1: S.E. = Standard error
2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 473
Variance of the residuals: 0.00048032
Standard error of the residuals (SER): 0.02191627
Residual sum of squares (RSS): 0.22623216
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.22640291
R-square: 0.0008
Adjusted R-square: -0.0014

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 1.742630
REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 59.033071
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 1.417401
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(1)
p-value = 0.23383
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.71 3.84
Conclusions: accept accept

Information criteria:
Akaike: -7.636832282
Hannan-Quinn: -7.629915327
Schwarz: -7.619246255

EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Sunday May 9, 2010
Session time: 23:04:35

Dependent variable:
Y = Y_REE

Characteristics:

Y_REE

First observation = 1(=2006.001)
Last observation = 473(=2007.221)
Number of usable observations: 473
Minimum value: -8.5990888E-002
Maximum value: 7.9945799E-002
Sample mean: 9.5259292E-004

X variables:
X(1) = X_REE
X(2) = 1

Model:

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

$Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + U$,
where U is the error term, satisfying
 $E[U|X(1), X(2)] = 0$.

OLS estimation results

Parameters	Estimate	t-value (S.E.)	H.C. t-value (H.C. S.E.)
		[p-value]	[H.C. p-value]
b(1)	-0.0033159	-0.270 (0.01228)	-0.344 (0.00964)
		[0.78718]	[0.73083]
b(2)	0.0009558	1.631 (0.00059)	1.630 (0.00059)
		[0.10300]	[0.10319]

Notes:

- 1: S.E. = Standard error
- 2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
- 3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 473
Variance of the residuals: 0.00016248
Standard error of the residuals (SER): 0.01274669
Residual sum of squares (RSS): 0.07652713
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.07653898
R-square: 0.0002
Adjusted R-square: -0.0020

Test for first-order autocorrelation:

Durbin-Watson test = 2.022490
REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 1553.931807

Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 0.237030

Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(1)
p-value = 0.62636
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.71 3.84
Conclusions: accept accept

Information criteria:

Akaike: -8.720748636
Hannan-Quinn: -8.713831681
Schwarz: -8.703162609

EasyReg International [April 9, 2010]

Session date: Sunday May 9, 2010
Session time: 23:06:35

Dependent variable:

Y = Y_REP

Characteristics:

Y_REP
First observation = 1(=2006.001)
Last observation = 473(=2007.221)
Number of usable observations: 473
Minimum value: -7.6674738E-002
Maximum value: 4.5489297E-002
Sample mean: 2.6142246E-004

X variables:

X(1) = X_REP
X(2) = 1

Model:

$Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + U$,
where U is the error term, satisfying
 $E[U|X(1), X(2)] = 0$.

OLS estimation results

Parameters	Estimate	t-value (S.E.)	H.C. t-value (H.C. S.E.)
		[p-value]	[H.C. p-value]
b(1)	0.0131351	0.800 (0.01641)	0.810 (0.01622)
		[0.42354]	[0.41802]
b(2)	0.0002669	0.419 (0.00064)	0.418 (0.00064)
		[0.67540]	[0.67613]

Notes:

- 1: S.E. = Standard error
- 2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
- 3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 473
Variance of the residuals: 0.00019212
Standard error of the residuals (SER): 0.0138608
Residual sum of squares (RSS): 0.09048931
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.09061235
R-square: 0.0014
Adjusted R-square: -0.0008

Test for first-order autocorrelation:

Durbin-Watson test = 1.818581
REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 234.019505

Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 11.724663

Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(1)
p-value = 0.00062
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.71 3.84
Conclusions: reject reject

Information criteria:

Akaike: -8.553162330
Hannan-Quinn: -8.546245375
Schwarz: -8.535576303

EasyReg International [April 9, 2010]

Session date: Sunday May 9, 2010
Session time: 23:07:26

Dependent variable:

Y = Y_SYV

Characteristics:

Y_SYV
First observation = 1(=2006.001)
Last observation = 473(=2007.221)
Number of usable observations: 473
Minimum value: -8.1502207E-002
Maximum value: 1.5213167E-001
Sample mean: 1.0920600E-003

X variables:

X(1) = X_SYV
X(2) = 1

Model:

$Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + U$,
where U is the error term, satisfying
 $E[U|X(1), X(2)] = 0$.

OLS estimation results

Parameters	Estimate	t-value (S.E.)	H.C. t-value (H.C. S.E.)
		[p-value]	[H.C. p-value]
b(1)	0.0034386	0.099 (0.03486)	0.124 (0.02767)
		[0.92142]	[0.90111]
b(2)	0.0010867	0.945 (0.00115)	0.948 (0.00115)
		[0.34471]	[0.34322]

Notes:

- 1: S.E. = Standard error
- 2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
- 3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 473
Variance of the residuals: 0.00062424
Standard error of the residuals (SER): 0.0249847
Residual sum of squares (RSS): 0.29401475
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.29402083
R-square: 0.0000
Adjusted R-square: -0.0021

Test for first-order autocorrelation:

Durbin-Watson test = 1.934101
REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 482.048132

Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 0.763584
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(1)
p-value = 0.38221
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.71 3.84
Conclusions: accept accept

Information criteria:
Akaike: -7.374764068
Hannan-Quinn: -7.367847113
Schwarz: -7.357178041

EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Sunday May 9, 2010
Session time: 23:08:56

Dependent variable:
Y = Y_TRE

Characteristics:

Y_TRE
First observation = 118(=2006.118)
Last observation = 473(=2007.221)
Number of usable observations: 356
Minimum value: -8.5665105E-002
Maximum value: 7.2703057E-002
Sample mean: 3.4588656E-003

X variables:
X(1) = X_TRE
X(2) = 1

Model:

$Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + U$,
where U is the error term, satisfying
 $E[U|X(1), X(2)] = 0$.

OLS estimation results

Parameters	Estimate	t-value (S.E.)	H.C. t-value (H.C. S.E.)
		[p-value]	[H.C. p-value]
b(1)	-0.0051937	-0.345 (0.01504)	-0.382 (0.01361)
		[0.72982]	[0.70277]
b(2)	0.0034743	3.023 (0.00115)	3.016 (0.00115)
		[0.00250]	[0.00256]

Notes:

- 1: S.E. = Standard error
- 2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
- 3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 356
Variance of the residuals: 0.00046952
Standard error of the residuals (SER): 0.0216684
Residual sum of squares (RSS): 0.16620988
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.16626588
R-square: 0.0003
Adjusted R-square: -0.0025

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 2.030968
REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 11.930958
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00257
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 0.776961
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(1)
p-value = 0.37807
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.71 3.84
Conclusions: accept accept

Information criteria:
Akaike: -7.658198745
Hannan-Quinn: -7.649539259
Schwarz: -7.636429471

EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Sunday May 9, 2010
Session time: 23:09:50

Dependent variable:
Y = Y_TL5

Characteristics:

Y_TL5
First observation = 1(=2006.001)
Last observation = 473(=2007.221)
Number of usable observations: 473
Minimum value: -7.5555556E-002
Maximum value: 5.0466264E-002
Sample mean: -2.0343068E-004

X variables:

X(1) = X_TL5
X(2) = 1

Model:

$Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + U$,
where U is the error term, satisfying
 $E[U|X(1), X(2)] = 0$.

OLS estimation results

Parameters	Estimate	t-value (S.E.)	H.C. t-value (H.C. S.E.)
		[p-value]	[H.C. p-value]
b(1)	0.0224700	1.506 (0.01492)	1.800 (0.01248)
		[0.13199]	[0.07181]
b(2)	-0.0002445	-0.366 (0.00067)	-0.366 (0.00067)
		[0.71451]	[0.71453]

Notes:

- 1: S.E. = Standard error
- 2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
- 3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 473
Variance of the residuals: 0.00021094
Standard error of the residuals (SER): 0.0145238
Residual sum of squares (RSS): 0.09935308
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.0998317
R-square: 0.0048
Adjusted R-square: 0.0027

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 2.062226
REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 114.095640
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 0.014878
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(1)
p-value = 0.90292
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.71 3.84
Conclusions: accept accept

Information criteria:
Akaike: -8.459714040
Hannan-Quinn: -8.452797085
Schwarz: -8.442128013

EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Sunday May 9, 2010
Session time: 23:10:39

Dependent variable:
Y = Y_TEF

Characteristics:

Y_TEF
First observation = 1(=2006.001)
Last observation = 473(=2007.221)
Number of usable observations: 473
Minimum value: -3.9565555E-002
Maximum value: 6.9875776E-002
Sample mean: 1.2593726E-003

X variables:

X(1) = X_TEF
X(2) = 1

Model:

$Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + U$,
where U is the error term, satisfying
 $E[U|X(1), X(2)] = 0$.

OLS estimation results

Parameters	Estimate	t-value	H.C. t-value
------------	----------	---------	--------------

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

	(S.E.) [p-value]	(H.C. S.E.) [H.C. p-value]
b(1)	0.0194274 (0.01385) [0.16063]	1.403 (0.01371) [0.15640]
b(2)	0.0012205 (0.00052) [0.01863]	2.353 (0.00052) [0.01904]

Notes:
1: S.E. = Standard error
2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 473
Variance of the residuals: 0.0001269
Standard error of the residuals (SER): 0.01126492
Residual sum of squares (RSS): 0.05976918
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.06001895
R-square: 0.0042
Adjusted R-square: 0.0020

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 1.859644
REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 255.516064
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 1.022019
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(1)
p-value = 0.31204
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.71 3.84
Conclusions: accept accept

Information criteria:
Akaike: -8.967903857
Hannan-Quinn: -8.960986902
Schwarz: -8.950317830

EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Sunday May 9, 2010
Session time: 23:11:22

Dependent variable:
Y = Y_UNF

Characteristics:
Y_UNF
First observation = 1(=2006.001)
Last observation = 473(=2007.221)
Number of usable observations: 473
Minimum value: -4.3064749E-002
Maximum value: 4.5991345E-002
Sample mean: 9.8652784E-004

X variables:
X(1) = Y_UNF
X(2) = 1

Model:
 $Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + U$,
where U is the error term, satisfying
 $E[U|X(1), X(2)] = 0$.

Parameters	Estimate	t-value (S.E.) [p-value]	H.C. t-value (H.C. S.E.) [H.C. p-value]
b(1)	-0.0078141	-0.800 (0.00976) [0.42350]	-0.784 (0.00997) [0.43317]
b(2)	0.0009911	1.813 (0.00055) [0.06979]	1.812 (0.00055) [0.06992]

Notes:
1: S.E. = Standard error
2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 473
Variance of the residuals: 0.0001413
Standard error of the residuals (SER): 0.01188686
Residual sum of squares (RSS): 0.06655113
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.06664164
R-square: 0.0014

Adjusted R-square: -0.0008

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 2.029736
REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 29.835898
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 0.438481
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(1)
p-value = 0.50786
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.71 3.84
Conclusions: accept accept

Information criteria:
Akaike: -8.860423466
Hannan-Quinn: -8.853506511
Schwarz: -8.842837439

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

Resultados Regresiones Modelo $Y_t = \alpha + \beta X_t + \delta X_{t-1} + \varepsilon_t$
Frecuencia Diaria Ene 2006 / Nov 2007

 INTRODUCIMOS UN LAG EN LA ESTIMACIÓN

 EasyReg International [April 9, 2010]
 Session date: Friday May 14, 2010
 Session time: 13:41:20

Dependent variable:
 Y = Y_ABG

Characteristics:
 Y_ABG

First observation = 1(=2006.001)
 Last observation = 473(=2007.221)
 Number of usable observations: 473
 Minimum value: -9.5720202E-002
 Maximum value: 1.1250000E-001
 Sample mean: 2.0095633E-003

X variables:
 X(1) = X_ABG
 X(2) = LAG1[X_ABG]
 X(3) = 1

Model:
 $Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + b(3)X(3) + U$,
 where U is the error term, satisfying
 $E[U|X(1), X(2), X(3)] = 0$.

Parameters	Estimate	t-value (S.E.) [p-value]	H.C. t-value (H.C. S.E.) [H.C. p-value]
b(1)	-0.0554536	-1.672 (0.03317) [0.09455]	-1.293 (0.04290) [0.19611]
b(2)	-0.0042861	-0.129 (0.03317) [0.89718]	-0.074 (0.05787) [0.94096]
b(3)	0.0022184	1.815 (0.00123) [0.07152]	0.757 (0.00122) [0.06946]

Notes:
 1: S.E. = Standard error
 2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
 3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 472
 Variance of the residuals: 0.00069374
 Standard error of the residuals (SER): 0.02633888
 Residual sum of squares (RSS): 0.32536258
 (Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
 Total sum of squares (TSS): 0.32742353
 R-square: 0.0063
 Adjusted R-square: 0.0021

Overall F test: $F(2,469) = 1.49$
 p-value = 0.22748
 Significance levels: 10% 5%
 Critical values: 2.31 3.01
 Conclusions: accept accept

Test for first-order autocorrelation:
 Durbin-Watson test = 1.992343
 REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 30.318344
 Null hypothesis: The errors are normally distributed
 Null distribution: Chi-square(2)
 p-value = 0.00000
 Significance levels: 10% 5%
 Critical values: 4.61 5.99
 Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 5.638757
 Null hypothesis: The errors are homoskedastic
 Null distribution: Chi-square(2)
 p-value = 0.05964
 Significance levels: 10% 5%
 Critical values: 4.61 5.99
 Conclusions: reject accept

Information criteria:
 Akaike: -7.267082198
 Hannan-Quinn: -7.256689153
 Schwarz: -7.240660722

 EasyReg International [April 9, 2010]
 Session date: Friday May 14, 2010
 Session time: 13:41:54

Dependent variable:
 Y = Y_ABE

Characteristics:
 Y_ABE

First observation = 1(=2006.001)
 Last observation = 473(=2007.221)
 Number of usable observations: 473
 Minimum value: -3.6151778E-002
 Maximum value: 3.3471578E-002
 Sample mean: 3.8278472E-004

X variables:
 X(1) = X_ABE
 X(2) = LAG1[X_ABE]
 X(3) = 1

Model:
 $Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + b(3)X(3) + U$,
 where U is the error term, satisfying
 $E[U|X(1), X(2), X(3)] = 0$.

Parameters	Estimate	t-value (S.E.) [p-value]	H.C. t-value (H.C. S.E.) [H.C. p-value]
b(1)	0.0093298	0.469 (0.01990) [0.63925]	0.594 (0.01572) [0.55274]
b(2)	-0.0110819	-0.556 (0.01992) [0.57801]	-0.524 (0.02116) [0.60055]
b(3)	0.0003927	0.756 (0.00052) [0.44943]	0.757 (0.00052) [0.44905]

Notes:
 1: S.E. = Standard error
 2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
 3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 472
 Variance of the residuals: 0.00012717
 Standard error of the residuals (SER): 0.011277
 Residual sum of squares (RSS): 0.0596431
 (Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
 Total sum of squares (TSS): 0.05969838
 R-square: 0.0009
 Adjusted R-square: -0.0033

Overall F test: $F(2,469) = 0.22$
 p-value = 0.80472
 Significance levels: 10% 5%
 Critical values: 2.31 3.01
 Conclusions: accept accept

Test for first-order autocorrelation:
 Durbin-Watson test = 2.294384
 REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 15.947318
 Null hypothesis: The errors are normally distributed
 Null distribution: Chi-square(2)
 p-value = 0.00034
 Significance levels: 10% 5%
 Critical values: 4.61 5.99
 Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 0.447588
 Null hypothesis: The errors are homoskedastic
 Null distribution: Chi-square(2)
 p-value = 0.79948
 Significance levels: 10% 5%
 Critical values: 4.61 5.99
 Conclusions: accept accept

Information criteria:
 Akaike: -8.963644012
 Hannan-Quinn: -8.953250966
 Schwarz: -8.937222535

 EasyReg International [April 9, 2010]
 Session date: Friday May 14, 2010
 Session time: 13:42:45

Dependent variable:
 Y = Y_ANA

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

Characteristics:

Y_ANA
First observation = 1(=2006.001)
Last observation = 473(=2007.221)
Number of usable observations: 473
Minimum value: -6.2150404E-002
Maximum value: 7.9758308E-002
Sample mean: 2.0724858E-003

X variables:
X(1) = X_ANA
X(2) = LAG1[X_ANA]
X(3) = 1

Model:
Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + b(3)X(3) + U,
where U is the error term, satisfying
E[U|X(1),X(2),X(3)] = 0.

OLS estimation results
Parameters Estimate t-value H.C. t-value
(S.E.) (H.C. S.E.)
[p-value] [H.C. p-value]

Parameters	Estimate	t-value (S.E.)	H.C. t-value (H.C. S.E.)
b(1)	-0.0034722	-0.155 (0.02242) [0.87692]	-0.213 (0.01629) [0.83121]
b(2)	0.0071833	0.320 (0.02242) [0.74866]	0.223 (0.03224) [0.82369]
b(3)	0.0020559	2.133 (0.00096) [0.03296]	2.132 (0.00096) [0.03302]

Notes:
1: S.E. = Standard error
2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 472
Variance of the residuals: 0.00043864
Standard error of the residuals (SER): 0.02094377
Residual sum of squares (RSS): 0.20572278
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.20577224
R-square: 0.0002
Adjusted R-square: -0.0040

Overall F test: F(2,469) = 0.06
p-value = 0.94520
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.31 3.01
Conclusions: accept accept

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 1.998237
REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 37.617377
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 1.867167
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.39314
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: accept accept

Information criteria:
Akaike: -7.725492853
Hannan-Quinn: -7.715099808
Schwarz: -7.699071376

EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Friday May 14, 2010
Session time: 13:43:16

Dependent variable:
Y = Y_ACX

Characteristics:
Y_ACX
First observation = 1(=2006.001)
Last observation = 473(=2007.221)
Number of usable observations: 473
Minimum value: -6.6019630E-002
Maximum value: 7.0846906E-002
Sample mean: 1.1573356E-003

X variables:
X(1) = X_ACX
X(2) = LAG1[X_ACX]

X(3) = 1

Model:
Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + b(3)X(3) + U,
where U is the error term, satisfying
E[U|X(1),X(2),X(3)] = 0.

OLS estimation results
Parameters Estimate t-value H.C. t-value
(S.E.) (H.C. S.E.)
[p-value] [H.C. p-value]

Parameters	Estimate	t-value (S.E.)	H.C. t-value (H.C. S.E.)
b(1)	0.0317823	1.062 (0.02992) [0.28811]	1.436 (0.02213) [0.15097]
b(2)	-0.0353146	-1.181 (0.02991) [0.23773]	-0.883 (0.03997) [0.37701]
b(3)	0.0011371	1.510 (0.00075) [0.13112]	1.509 (0.00075) [0.13137]

Notes:
1: S.E. = Standard error
2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 472
Variance of the residuals: 0.00026747
Standard error of the residuals (SER): 0.0163546
Residual sum of squares (RSS): 0.12544486
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.12603118
R-square: 0.0047
Adjusted R-square: 0.0004

Overall F test: F(2,469) = 1.10
p-value = 0.33505
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.31 3.01
Conclusions: accept accept

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 2.217057
REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 101.869701
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 1.142733
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.56475
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: accept accept

Information criteria:
Akaike: -8.220156093
Hannan-Quinn: -8.209763047
Schwarz: -8.193734616

EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Friday May 14, 2010
Session time: 13:43:47

Dependent variable:
Y = Y_ACS

Characteristics:
Y_ACS
First observation = 1(=2006.001)
Last observation = 473(=2007.221)
Number of usable observations: 473
Minimum value: -6.5461347E-002
Maximum value: 5.7411908E-002
Sample mean: 1.0500820E-003

X variables:
X(1) = X_ACS
X(2) = LAG1[X_ACS]
X(3) = 1

Model:
Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + b(3)X(3) + U,
where U is the error term, satisfying
E[U|X(1),X(2),X(3)] = 0.

OLS estimation results
Parameters Estimate t-value H.C. t-value
(S.E.) (H.C. S.E.)
[p-value] [H.C. p-value]

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

```

b(1)      0.0129402      1.075      1.689
          (0.01204)      (0.00766)
          [0.28242]      [0.09131]
b(2)     -0.0267971      -2.226      -1.127
          (0.01204)      (0.02379)
          [0.02602]      [0.25991]
b(3)      0.0010615      1.610      1.620
          (0.00066)      (0.00066)
          [0.10750]      [0.10517]

Notes:
1: S.E. = Standard error
2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and
   standard errors are based on White's heteroskedasticity
   consistent variance matrix.
3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n):          472
Variance of the residuals:          0.0002051
Standard error of the residuals (SER): 0.01432141
Residual sum of squares (RSS):      0.09619324
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS):         0.09726806
R-square:                           0.0111
Adjusted R-square:                  0.0068

Overall F test: F(2,469) = 2.62
p-value = 0.07385
Significance levels:                10%      5%
Critical values:                    2.31    3.01
Conclusions:                        reject   accept

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 1.826928
REMARK: A better way of testing for autocorrelation
is to specify AR errors and then test the null
hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 126.476554
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000
Significance levels:                10%      5%
Critical values:                    4.61    5.99
Conclusions:                        reject   reject

Breusch-Pagan test = 25.364892
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000
Significance levels:                10%      5%
Critical values:                    4.61    5.99
Conclusions:                        reject   reject

Information criteria:
Akaike:                            -8.485663287
Hannan-Quinn: -8.475270241
Schwarz:                            -8.459241810

-----
EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Friday May 14, 2010
Session time: 13:44:18
-----
Dependent variable:
Y = Y_POP

Characteristics:
Y_POP
First observation = 1(=2006.001)
Last observation = 473(=2007.221)
Number of usable observations: 473
Minimum value: -4.7254151E-002
Maximum value: 5.4166667E-002
Sample mean: 2.6738561E-004

X variables:
X(1) = X_POP
X(2) = LAG1[X_POP]
X(3) = 1

Model:
Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + b(3)X(3) + U,
where U is the error term, satisfying
E[U|X(1),X(2),X(3)] = 0.

OLS estimation results
Parameters Estimate t-value H.C. t-value
(S.E.) (H.C. S.E.)
[p-value] [H.C. p-value]
b(1) 0.0141588 1.366 0.909
(0.01037) (0.01558)
[0.17200] [0.36352]
b(2) -0.0110842 -1.069 -1.153
(0.01037) (0.00961)
[0.28493] [0.24884]
b(3) 0.0002514 0.501 0.499
(0.00050) (0.00050)
[0.61641] [0.61795]

Notes:
1: S.E. = Standard error
2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and
   standard errors are based on White's heteroskedasticity
   consistent variance matrix.
3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n):          472
Variance of the residuals:          0.00011048
Standard error of the residuals (SER): 0.01051087
Residual sum of squares (RSS):      0.05181438
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS):         0.0528447
R-square:                           0.0195
Adjusted R-square:                  0.0153

standard errors are based on White's heteroskedasticity
consistent variance matrix.
3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n):          472
Variance of the residuals:          0.00011868
Standard error of the residuals (SER): 0.01089421
Residual sum of squares (RSS):      0.0556627
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS):         0.05593677
R-square:                           0.0049
Adjusted R-square:                  0.0007

Overall F test: F(2,469) = 1.15
p-value = 0.31608
Significance levels:                10%      5%
Critical values:                    2.31    3.01
Conclusions:                        accept   accept

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 1.815720
REMARK: A better way of testing for autocorrelation
is to specify AR errors and then test the null
hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 128.008559
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000
Significance levels:                10%      5%
Critical values:                    4.61    5.99
Conclusions:                        reject   reject

Breusch-Pagan test = 10.074540
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00649
Significance levels:                10%      5%
Critical values:                    4.61    5.99
Conclusions:                        reject   reject

Information criteria:
Akaike:                            -9.032712064
Hannan-Quinn: -9.022319019
Schwarz:                            -9.006290588

-----
EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Friday May 14, 2010
Session time: 13:48:41
-----
Dependent variable:
Y = Y_SAB

Characteristics:
Y_SAB
First observation = 1(=2006.001)
Last observation = 473(=2007.221)
Number of usable observations: 473
Minimum value: -5.0485437E-002
Maximum value: 3.7936267E-002
Sample mean: 4.8636343E-004

X variables:
X(1) = X_SAB
X(2) = LAG1[X_SAB]
X(3) = 1

Model:
Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + b(3)X(3) + U,
where U is the error term, satisfying
E[U|X(1),X(2),X(3)] = 0.

OLS estimation results
Parameters Estimate t-value H.C. t-value
(S.E.) (H.C. S.E.)
[p-value] [H.C. p-value]
b(1) 0.0345648 3.009 5.121
(0.01149) (0.00675)
[0.00262] [0.00000]
b(2) -0.0137400 -1.196 -0.879
(0.01149) (0.01564)
[0.23167] [0.37955]
b(3) 0.0004586 0.947 0.952
(0.00048) (0.00048)
[0.34385] [0.34088]

Notes:
1: S.E. = Standard error
2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and
   standard errors are based on White's heteroskedasticity
   consistent variance matrix.
3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n):          472
Variance of the residuals:          0.00011048
Standard error of the residuals (SER): 0.01051087
Residual sum of squares (RSS):      0.05181438
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS):         0.0528447
R-square:                           0.0195
Adjusted R-square:                  0.0153

```

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

Overall F test: $F(2,469) = 4.66$
 p-value = 0.00988
 Significance levels: 10% 5%
 Critical values: 2.31 3.01
 Conclusions: reject reject

Test for first-order autocorrelation:
 Durbin-Watson test = 1.95423
 REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 136.724795
 Null hypothesis: The errors are normally distributed
 Null distribution: Chi-square(2)
 p-value = 0.00000
 Significance levels: 10% 5%
 Critical values: 4.61 5.99
 Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 7.634300
 Null hypothesis: The errors are homoskedastic
 Null distribution: Chi-square(2)
 p-value = 0.02199
 Significance levels: 10% 5%
 Critical values: 4.61 5.99
 Conclusions: reject reject

Information criteria:
 Akaike: -9.104354640
 Hannan-Quinn: -9.093961595
 Schwarz: -9.077933163

EasyReg International [April 9, 2010]
 Session date: Friday May 14, 2010
 Session time: 13:49:22

Dependent variable:
 Y = Y_BTO

Characteristics:
 Y_BTO

First observation = 1(=2006.001)
 Last observation = 473(=2007.221)
 Number of usable observations: 473
 Minimum value: -3.8138825E-002
 Maximum value: 4.1444867E-002
 Sample mean: 3.6431647E-004

X variables:
 X(1) = X_BTO
 X(2) = LAG1[X_BTO]
 X(3) = 1

Model:
 $Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + b(3)X(3) + U$,
 where U is the error term, satisfying
 $E[U|X(1), X(2), X(3)] = 0$.

Parameters	Estimate	t-value (S.E.)	H.C. t-value (H.C. S.E.)
b(1)	-0.0064246	-0.578 (0.01111)	-0.560 (0.01148)
b(2)	-0.0196919	-1.772 (0.01111)	-2.313 (0.00851)
b(3)	0.0004971	0.869 (0.00057)	0.885 (0.00056)

Notes:
 1: S.E. = Standard error
 2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
 3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 472
 Variance of the residuals: 0.00015166
 Standard error of the residuals (SER): 0.01231513
 Residual sum of squares (RSS): 0.07112968
 (Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
 Total sum of squares (TSS): 0.07167437
 R-square: 0.0076
 Adjusted R-square: 0.0034

Overall F test: $F(2,469) = 1.80$
 p-value = 0.16714
 Significance levels: 10% 5%
 Critical values: 2.31 3.01
 Conclusions: accept accept

Test for first-order autocorrelation:
 Durbin-Watson test = 1.965846
 REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 24.297990
 Null hypothesis: The errors are normally distributed
 Null distribution: Chi-square(2)
 p-value = 0.00001
 Significance levels: 10% 5%
 Critical values: 4.61 5.99
 Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 8.547191
 Null hypothesis: The errors are homoskedastic
 Null distribution: Chi-square(2)
 p-value = 0.01393
 Significance levels: 10% 5%
 Critical values: 4.61 5.99
 Conclusions: reject reject

Information criteria:
 Akaike: -8.787517766
 Hannan-Quinn: -8.777124720
 Schwarz: -8.761096289

EasyReg International [April 9, 2010]
 Session date: Friday May 14, 2010
 Session time: 13:50:00

Dependent variable:
 Y = Y_BKT

Characteristics:
 Y_BKT

First observation = 1(=2006.001)
 Last observation = 473(=2007.221)
 Number of usable observations: 473
 Minimum value: -6.1355311E-002
 Maximum value: 6.1616162E-002
 Sample mean: 1.6713955E-004

X variables:
 X(1) = X_BKT
 X(2) = LAG1[X_BKT]
 X(3) = 1

Model:
 $Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + b(3)X(3) + U$,
 where U is the error term, satisfying
 $E[U|X(1), X(2), X(3)] = 0$.

Parameters	Estimate	t-value (S.E.)	H.C. t-value (H.C. S.E.)
b(1)	-0.0030974	-0.144 (0.02154)	-0.223 (0.01389)
b(2)	-0.0411565	-1.911 (0.02154)	-1.269 (0.03243)
b(3)	0.0002556	0.343 (0.00074)	0.345 (0.00074)

Notes:
 1: S.E. = Standard error
 2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
 3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 472
 Variance of the residuals: 0.00025998
 Standard error of the residuals (SER): 0.0161238
 Residual sum of squares (RSS): 0.12192917
 (Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
 Total sum of squares (TSS): 0.12291219
 R-square: 0.0080
 Adjusted R-square: 0.0038

Overall F test: $F(2,469) = 1.89$
 p-value = 0.15213
 Significance levels: 10% 5%
 Critical values: 2.31 3.01
 Conclusions: accept accept

Test for first-order autocorrelation:
 Durbin-Watson test = 2.036945
 REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 91.598099
 Null hypothesis: The errors are normally distributed
 Null distribution: Chi-square(2)
 p-value = 0.00000
 Significance levels: 10% 5%
 Critical values: 4.61 5.99
 Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 1.896904
 Null hypothesis: The errors are homoskedastic
 Null distribution: Chi-square(2)
 p-value = 0.38734

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: accept accept

Information criteria:
Akaike: -8.248582131
Hannan-Quinn: -8.238189086
Schwarz: -8.222160655

EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Friday May 14, 2010
Session time: 13:52:03

Dependent variable:
Y = Y_BBVA

Characteristics:
Y_BBVA

First observation = 1(=2006.001)
Last observation = 473(=2007.221)
Number of usable observations: 473
Minimum value: -4.7244094E-002
Maximum value: 4.5285360E-002
Sample mean: 2.3112788E-004

X variables:
X(1) = X_BBVA
X(2) = LAG1[X_BBVA]
X(3) = 1

Model:
Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + b(3)X(3) + U,
where U is the error term, satisfying
E[U|X(1),X(2),X(3)] = 0.

OLS estimation results

Parameters	Estimate	t-value (S.E.)	H.C. t-value (H.C. S.E.)
b(1)	0.0172628	1.676 (0.01030) [0.09367]	1.621 (0.01065) [0.10497]
b(2)	-0.0094684	-0.920 (0.01030) [0.35783]	-0.855 (0.01108) [0.39279]
b(3)	0.0002117	0.374 (0.00057) [0.70814]	0.373 (0.00057) [0.70907]

Notes:
1: S.E. = Standard error
2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 472
Variance of the residuals: 0.00015076
Standard error of the residuals (SER): 0.01227856
Residual sum of squares (RSS): 0.07070784
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.07115137
R-square: 0.0062
Adjusted R-square: 0.0020

Overall F test: F(2,469) = 1.47
p-value = 0.23077
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.31 3.01
Conclusions: accept accept

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 1.884321
REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 13.548041
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00114
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 3.106747
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.21153
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: accept accept

Information criteria:
Akaike: -8.793465891
Hannan-Quinn: -8.783072846
Schwarz: -8.767044414

EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Friday May 14, 2010

Session time: 13:52:40

Dependent variable:
Y = Y_SAN

Characteristics:
Y_SAN

First observation = 1(=2006.001)
Last observation = 473(=2007.221)
Number of usable observations: 473
Minimum value: -4.3964232E-002
Maximum value: 4.1506533E-002
Sample mean: 6.6213950E-004

X variables:
X(1) = X_SAN
X(2) = LAG1[X_SAN]
X(3) = 1

Model:
Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + b(3)X(3) + U,
where U is the error term, satisfying
E[U|X(1),X(2),X(3)] = 0.

OLS estimation results

Parameters	Estimate	t-value (S.E.)	H.C. t-value (H.C. S.E.)
b(1)	-0.0002417	-0.032 (0.00754) [0.97444]	-0.031 (0.00773) [0.97506]
b(2)	0.0043447	0.575 (0.00755) [0.56497]	0.688 (0.00632) [0.49160]
b(3)	0.0006454	1.119 (0.00058) [0.26333]	1.118 (0.00058) [0.26365]

Notes:
1: S.E. = Standard error
2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 472
Variance of the residuals: 0.00015603
Standard error of the residuals (SER): 0.01249119
Residual sum of squares (RSS): 0.07317804
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.0732305
R-square: 0.0007
Adjusted R-square: -0.0035

Overall F test: F(2,469) = 0.17
p-value = 0.84530
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.31 3.01
Conclusions: accept accept

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 2.213621
REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 12.066226
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00240
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 0.100326
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.95107
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: accept accept

Information criteria:
Akaike: -8.759127053
Hannan-Quinn: -8.748734008
Schwarz: -8.732705577

EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Friday May 14, 2010
Session time: 13:53:17

Dependent variable:
Y = Y_CIN

Characteristics:
Y_CIN

First observation = 1(=2006.001)
Last observation = 473(=2007.221)
Number of usable observations: 473
Minimum value: -5.5362672E-002
Maximum value: 7.9411765E-002
Sample mean: 5.4815962E-004

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

```

X variables:
X(1) = X_CIN
X(2) = LAG1[X_CIN]
X(3) = 1

Model:
Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + b(3)X(3) + U,
where U is the error term, satisfying
E[U|X(1),X(2),X(3)] = 0.

OLS estimation results
Parameters Estimate t-value H.C. t-value
(S.E.) (H.C. S.E.)
[p-value] [H.C. p-value]
b(1) 0.0223363 0.732 1.006
(0.03053) (0.02220) [0.46438] [0.31442]
b(2) 0.0023780 0.078 0.065
(0.03053) (0.03686) [0.93791] [0.94856]
b(3) 0.0005200 0.717 0.723
(0.00073) (0.00072) [0.47363] [0.46981]

Notes:
1: S.E. = Standard error
2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and
standard errors are based on White's heteroskedasticity
consistent variance matrix.
3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 472
Variance of the residuals: 0.00024648
Standard error of the residuals (SER): 0.01569969
Residual sum of squares (RSS): 0.11559917
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.11573728
R-square: 0.0012
Adjusted R-square: -0.0031

Overall F test: F(2,469) = 0.28
p-value = 0.75580
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.31 3.01
Conclusions: accept accept

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 1.987638
REMARK: A better way of testing for autocorrelation
is to specify AR errors and then test the null
hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 110.938059
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 13.433114
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00121
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Information criteria:
Akaike: -8.301893591
Hannan-Quinn: -8.291500545
Schwarz: -8.275472114

-----
EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Friday May 14, 2010
Session time: 13:53:55
Dependent variable:
Y = Y_CRI

Characteristics:
Y_CRI
First observation = 452(=2007.200)
Last observation = 473(=2007.221)
Number of usable observations: 22
Minimum value: -1.7142857E-002
Maximum value: 1.1560694E-002
Sample mean: -1.1953999E-003

X variables:
X(1) = X_CRI
X(2) = LAG1[X_CRI]
X(3) = 1

WARNING: The effective degrees of freedom is only 18.
Therefore, the estimation results may be unreliable!

Model:
Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + b(3)X(3) + U,
where U is the error term, satisfying
E[U|X(1),X(2),X(3)] = 0.

```

$E[U|X(1),X(2),X(3)] = 0.$

```

OLS estimation results
Parameters Estimate t-value H.C. t-value
(S.E.) (H.C. S.E.)
[p-value] [H.C. p-value]
b(1) 0.0125566 1.067 4.152
(0.01177) (0.00302) [0.28610] [0.00003]
b(2) -0.0162384 -0.422 -0.296
(0.03848) (0.05482) [0.67299] [0.76708]
b(3) -0.0010648 -0.521 -0.542
(0.00204) (0.00196) [0.60224] [0.58766]

```

Notes:
1: S.E. = Standard error
2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

```

Effective sample size (n): 21
Variance of the residuals: 0.00006975
Standard error of the residuals (SER): 0.00835154
Residual sum of squares (RSS): 0.00125547
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.00134086
R-square: 0.0637
Adjusted R-square: -0.0404

```

```

Overall F test: F(2,18) = 0.61
p-value = 0.55310
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.62 3.55
Conclusions: accept accept

```

```

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 2.690165
REMARK: A better way of testing for autocorrelation
is to specify AR errors and then test the null
hypothesis that the AR parameters are zero.

```

```

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 0.522238
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.77019
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: accept accept

```

```

Breusch-Pagan test = 1.620019
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.44485
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: accept accept

```

```

Information criteria:
Akaike: -9.439056061
Hannan-Quinn: -9.406672045
Schwarz: -9.289838570

```

```

-----
EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Friday May 14, 2010
Session time: 13:54:29

```

```

Dependent variable:
Y = Y_ELE

```

```

Characteristics:
Y_ELE
First observation = 1(=2006.001)
Last observation = 473(=2007.221)
Number of usable observations: 473
Minimum value: -3.7930168E-002
Maximum value: 1.0544568E-001
Sample mean: 1.2370379E-003

```

```

X variables:
X(1) = X_ELE
X(2) = LAG1[X_ELE]
X(3) = 1

```

```

Model:
Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + b(3)X(3) + U,
where U is the error term, satisfying
E[U|X(1),X(2),X(3)] = 0.

```

```

OLS estimation results
Parameters Estimate t-value H.C. t-value
(S.E.) (H.C. S.E.)
[p-value] [H.C. p-value]
b(1) -0.0050048 -0.313 -0.527
(0.01597) (0.00949) [0.75397] [0.59789]
b(2) -0.0071227 -0.446 -0.518
(0.01596) (0.01374) [0.65533] [0.60414]

```

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

b(3) 0.0012458 2.326 2.329
 (0.00054) (0.00053)
 [0.02003] [0.01987]

Notes:

- 1: S.E. = Standard error
- 2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
- 3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 472
Variance of the residuals: 0.00013519
Standard error of the residuals (SER): 0.01162701
Residual sum of squares (RSS): 0.06340289
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.0634567
R-square: 0.0008
Adjusted R-square: -0.0034

Overall F test: F(2,469) = 0.20
p-value = 0.81959
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.31 3.01
Conclusions: accept accept

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 1.626815
REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 10169.580086
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 0.113860
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.94466
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: accept accept

Information criteria:
Akaike: -8.902513022
Hannan-Quinn: -8.892119977
Schwarz: -8.876091546

EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Friday May 14, 2010
Session time: 13:54:59

Dependent variable:
Y = Y_FCC

Characteristics:
Y_FCC

First observation = 1(=2006.001)
Last observation = 473(=2007.221)
Number of usable observations: 473
Minimum value: -6.7434211E-002
Maximum value: 6.2500000E-002
Sample mean: 5.3116959E-004

X variables:
X(1) = X_FCC
X(2) = LAG1[X_FCC]
X(3) = 1

Model:
Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + b(3)X(3) + U,
where U is the error term, satisfying
E[U|X(1),X(2),X(3)] = 0.

OLS estimation results			
Parameters	Estimate	t-value (S.E.)	H.C. t-value (H.C. S.E.)
		[p-value]	[H.C. p-value]
b(1)	-0.0146147	-0.823 (0.01776) [0.41046]	-0.827 (0.01766) [0.40804]
b(2)	-0.0232886	-1.317 (0.01768) [0.18775]	-0.861 (0.02705) [0.38923]
b(3)	0.0005766	0.729 (0.00079) [0.46583]	0.737 (0.00078) [0.46129]

Notes:

- 1: S.E. = Standard error
- 2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
- 3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 472
Variance of the residuals: 0.00029454

Standard error of the residuals (SER): 0.01716226
Residual sum of squares (RSS): 0.13814077
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.13900618
R-square: 0.0062
Adjusted R-square: 0.0020

Overall F test: F(2,469) = 1.47
p-value = 0.23120
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.31 3.01
Conclusions: accept accept

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 2.076177
REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 35.031429
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 17.417558
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00017
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Information criteria:
Akaike: -8.123749183
Hannan-Quinn: -8.113356137
Schwarz: -8.097327706

EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Friday May 14, 2010
Session time: 13:55:35

Dependent variable:
Y = Y_FER

Characteristics:
Y_FER

First observation = 1(=2006.001)
Last observation = 473(=2007.221)
Number of usable observations: 473
Minimum value: -7.0928196E-002
Maximum value: 6.6964286E-002
Sample mean: 7.8552173E-005

X variables:
X(1) = X_FER
X(2) = LAG1[X_FER]
X(3) = 1

Model:
Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + b(3)X(3) + U,
where U is the error term, satisfying
E[U|X(1),X(2),X(3)] = 0.

OLS estimation results			
Parameters	Estimate	t-value (S.E.)	H.C. t-value (H.C. S.E.)
		[p-value]	[H.C. p-value]
b(1)	-0.0188209	-0.938 (0.02006) [0.34810]	-1.755 (0.01073) [0.07929]
b(2)	-0.0414919	-2.067 (0.02007) [0.03874]	-1.872 (0.02216) [0.06120]
b(3)	0.0002089	0.243 (0.00086) [0.80821]	0.243 (0.00086) [0.80771]

Notes:

- 1: S.E. = Standard error
- 2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
- 3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 472
Variance of the residuals: 0.00034723
Standard error of the residuals (SER): 0.01863419
Residual sum of squares (RSS): 0.16285233
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.16462219
R-square: 0.0108
Adjusted R-square: 0.0065

Overall F test: F(2,469) = 2.55
p-value = 0.07928
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.31 3.01
Conclusions: reject accept

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

```

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 2.096549
REMARK: A better way of testing for autocorrelation
is to specify AR errors and then test the null
hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 31.902982
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000
Significance levels:      10%      5%
Critical values:         4.61      5.99
Conclusions:             reject    reject

Breusch-Pagan test = 0.233365
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.88987
Significance levels:      10%      5%
Critical values:         4.61      5.99
Conclusions:             accept    accept

Information criteria:
Akaike: -7.959178546
Hannan-Quinn: -7.948785500
Schwarz: -7.932757069

-----
EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Friday May 14, 2010
Session time: 13:56:08

Dependent variable:
Y = Y_GAS

Characteristics:
Y_GAS
First observation = 1(=2006.001)
Last observation = 473(=2007.221)
Number of usable observations: 473
Minimum value: -8.2311734E-002
Maximum value: 6.3221550E-002
Sample mean: 2.2996841E-003

X variables:
X(1) = X_GAS
X(2) = LAG1[X_GAS]
X(3) = 1

Model:
Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + b(3)X(3) + U,
where U is the error term, satisfying
E[U|X(1),X(2),X(3)] = 0.

OLS estimation results
Parameters Estimate t-value H.C. t-value
(S.E.) (H.C. S.E.)
[p-value] [H.C. p-value]
b(1) 0.0026735 0.156 0.190
(0.01714) (0.01405)
[0.87605] [0.84912]
b(2) -0.0025276 -0.147 -0.154
(0.01714) (0.01645)
[0.88275] [0.87787]
b(3) 0.0013365 1.964 1.969
(0.00068) (0.00068)
[0.04957] [0.04893]

Notes:
1: S.E. = Standard error
2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and
standard errors are based on White's heteroskedasticity
consistent variance matrix.
3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 472
Variance of the residuals: 0.00031027
Standard error of the residuals (SER): 0.0176146
Residual sum of squares (RSS): 0.14551857
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.14595997
R-square: 0.0030
Adjusted R-square: -0.0012

Overall F test: F(2,469) = 0.71
p-value = 0.49153
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.31 3.01
Conclusions: accept accept

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 1.860132
REMARK: A better way of testing for autocorrelation
is to specify AR errors and then test the null
hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 42.620565
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: accept accept

Information criteria:
Akaike: -8.423197022

-----
EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Friday May 14, 2010
Session time: 13:56:46

Dependent variable:
Y = Y_GAS

Characteristics:
Y_GAS
First observation = 1(=2006.001)
Last observation = 473(=2007.221)
Number of usable observations: 473
Minimum value: -5.0990099E-002
Maximum value: 6.3572637E-002
Sample mean: 1.3206508E-003

X variables:
X(1) = X_GAS
X(2) = LAG1[X_GAS]
X(3) = 1

Model:
Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + b(3)X(3) + U,
where U is the error term, satisfying
E[U|X(1),X(2),X(3)] = 0.

OLS estimation results
Parameters Estimate t-value H.C. t-value
(S.E.) (H.C. S.E.)
[p-value] [H.C. p-value]
b(1) 0.0026735 0.156 0.190
(0.01714) (0.01405)
[0.87605] [0.84912]
b(2) -0.0025276 -0.147 -0.154
(0.01714) (0.01645)
[0.88275] [0.87787]
b(3) 0.0013365 1.964 1.969
(0.00068) (0.00068)
[0.04957] [0.04893]

Notes:
1: S.E. = Standard error
2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and
standard errors are based on White's heteroskedasticity
consistent variance matrix.
3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 472
Variance of the residuals: 0.00021832
Standard error of the residuals (SER): 0.01477577
Residual sum of squares (RSS): 0.10239372
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.10240298
R-square: 0.0001
Adjusted R-square: -0.0042

Overall F test: F(2,469) = 0.02
p-value = 0.97902
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.31 3.01
Conclusions: accept accept

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 1.973543
REMARK: A better way of testing for autocorrelation
is to specify AR errors and then test the null
hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 49.198864
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 1.878982
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.39083
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: accept accept

Information criteria:
Akaike: -8.423197022

```

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

Hannan-Quinn: -8.412803977
Schwarz: -8.396775546

EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Friday May 14, 2010
Session time: 13:57:28

Dependent variable:
Y = Y_GRF

Characteristics:

Y_GRF

First observation = 92(=2006.092)
Last observation = 473(=2007.221)
Number of usable observations: 382
Minimum value: -1.1126779E-001
Maximum value: 1.5698337E-001
Sample mean: 3.8652329E-003

X variables:
X(1) = X_GRF
X(2) = LAG1[X_GRF]
X(3) = 1

Model:

Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + b(3)X(3) + U,
where U is the error term, satisfying
E[U|X(1),X(2),X(3)] = 0.

OLS estimation results

Parameters	Estimate	t-value (S.E.)	H.C. t-value (H.C. S.E.)
b(1)	-0.0010704	[p-value] -0.224 (0.00478)	[H.C. p-value] -1.162 (0.00092)
b(2)	-0.0032578	-0.682 (0.00478)	-1.325 (0.00246)
b(3)	0.0035148	3.160 (0.00111)	3.151 (0.00112)

Notes:

- 1: S.E. = Standard error
- 2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
- 3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 381
Variance of the residuals: 0.00046879
Standard error of the residuals (SER): 0.02165154
Residual sum of squares (RSS): 0.17720237
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.17743837
R-square: 0.0013
Adjusted R-square: -0.0040

Overall F test: F(2,378) = 0.25

p-value = 0.77760

Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.32 3.02
Conclusions: accept accept

Test for first-order autocorrelation:

Durbin-Watson test = 2.137701

REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 179.685102

Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2))

p-value = 0.00000

Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 0.928707

Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(2))

p-value = 0.62854

Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: accept accept

Information criteria:

Akaike: -7.657514207
Hannan-Quinn: -7.645196408
Schwarz: -7.626468543

EasyReg International [April 9, 2010]

Session date: Friday May 14, 2010
Session time: 13:58:55

Dependent variable:

Y = Y_IBE

Characteristics:

Y_IBE

First observation = 1(=2006.001)
Last observation = 473(=2007.221)
Number of usable observations: 473
Minimum value: -4.3501048E-002
Maximum value: 1.4457109E-001
Sample mean: 1.6624076E-003

X variables:

X(1) = X_IBE
X(2) = LAG1[X_IBE]
X(3) = 1

Model:

Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + b(3)X(3) + U,
where U is the error term, satisfying
E[U|X(1),X(2),X(3)] = 0.

OLS estimation results

Parameters	Estimate	t-value (S.E.)	H.C. t-value (H.C. S.E.)
b(1)	-0.0369226	[p-value] -1.741 (0.02121)	[H.C. p-value] -1.910 (0.01933)
b(2)	-0.0113610	-0.536 (0.02121)	-0.639 (0.01777)
b(3)	0.0016784	2.470 (0.00068)	2.469 (0.00068)

Notes:

- 1: S.E. = Standard error
- 2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
- 3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 472

Variance of the residuals: 0.00021784

Standard error of the residuals (SER): 0.01475955

Residual sum of squares (RSS): 0.10216902

(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)

Total sum of squares (TSS): 0.10300175

R-square: 0.0081

Adjusted R-square: 0.0039

Overall F test: F(2,469) = 1.91

p-value = 0.14904

Significance levels: 10% 5%

Critical values: 2.31 3.01

Conclusions: accept accept

Test for first-order autocorrelation:

Durbin-Watson test = 1.894524

REMARK: A better way of testing for autocorrelation

is to specify AR errors and then test the null

hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 7096.148060

Null hypothesis: The errors are normally distributed

Null distribution: Chi-square(2))

p-value = 0.00000

Significance levels: 10% 5%

Critical values: 4.61 5.99

Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 1.938113

Null hypothesis: The errors are homoskedastic

Null distribution: Chi-square(2))

p-value = 0.37944

Significance levels: 10% 5%

Critical values: 4.61 5.99

Conclusions: accept accept

Information criteria:

Akaike: -8.425393899

Hannan-Quinn: -8.415000854

Schwarz: -8.398972422

EasyReg International [April 9, 2010]

Session date: Friday May 14, 2010

Session time: 13:59:47

Dependent variable:

Y = Y_IBLA

Characteristics:

Y_IBLA

First observation = 1(=2006.001)
Last observation = 473(=2007.221)
Number of usable observations: 473
Minimum value: -5.8252427E-002
Maximum value: 1.3058419E-001
Sample mean: 9.8752652E-004

X variables:

X(1) = X_IBLA
X(2) = LAG1[X_IBLA]
X(3) = 1

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

Model:
 $Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + b(3)X(3) + U$,
 where U is the error term, satisfying
 $E[U|X(1), X(2), X(3)] = 0$.

OLS estimation results

Parameters	Estimate	t-value (S.E.)	H.C. t-value (H.C. S.E.)
		[p-value]	[H.C. p-value]
b(1)	-0.0077226	-0.229 (0.03375) [0.81901]	-0.259 (0.02981) [0.79556]
b(2)	-0.0250694	-0.743 (0.03375) [0.45762]	-0.873 (0.02872) [0.38265]
b(3)	0.0010214	1.167 (0.00088) [0.24314]	1.156 (0.00088) [0.24773]

Notes:

- 1: S.E. = Standard error
- 2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
- 3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 472
 Variance of the residuals: 0.00035931
 Standard error of the residuals (SER): 0.01895544
 Residual sum of squares (RSS): 0.16851583
 (Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
 Total sum of squares (TSS): 0.16875566
 R-square: 0.0014
 Adjusted R-square: -0.0028

Overall F test: $F(2,469) = 0.33$

p-value = 0.71641
 Significance levels: 10% 5%
 Critical values: 2.31 3.01
 Conclusions: accept accept

Test for first-order autocorrelation:

Durbin-Watson test = 2.186894
 REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 741.870998
 Null hypothesis: The errors are normally distributed
 Null distribution: Chi-square(2)

p-value = 0.00000
 Significance levels: 10% 5%
 Critical values: 4.61 5.99
 Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 7.223716

Null hypothesis: The errors are homoskedastic
 Null distribution: Chi-square(2)

p-value = 0.02700
 Significance levels: 10% 5%
 Critical values: 4.61 5.99
 Conclusions: reject reject

Information criteria:

Akaike: -7.924992691
 Hannan-Quinn: -7.914599646
 Schwarz: -7.898571214

EasyReg International [April 9, 2010]
 Session date: Friday May 14, 2010
 Session time: 14:00:45

Dependent variable:
 $Y = Y_{ITX}$

Characteristics:

Y_{ITX}
 First observation = 1(=2006.001)
 Last observation = 473(=2007.221)
 Number of usable observations: 473
 Minimum value: -4.2597419E-002
 Maximum value: 7.6737940E-002
 Sample mean: 1.3918664E-003

X variables:
 $X(1) = X_{ITX}$
 $X(2) = LAG1[X_{ITX}]$
 $X(3) = 1$

Model:

$Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + b(3)X(3) + U$,
 where U is the error term, satisfying
 $E[U|X(1), X(2), X(3)] = 0$.

OLS estimation results

Parameters	Estimate	t-value (S.E.)	H.C. t-value (H.C. S.E.)
		[p-value]	[H.C. p-value]
b(1)	-0.0039408	-0.234 (0.01686)	-0.313 (0.01260)

		[0.81519]	[0.75446]
b(2)	0.0117790	0.699 (0.01686) [0.48479]	0.888 (0.01327) [0.37471]
b(3)	0.0014021	2.207 (0.00064) [0.02730]	2.209 (0.00063) [0.02720]

Notes:

- 1: S.E. = Standard error
- 2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
- 3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 472
 Variance of the residuals: 0.00019019
 Standard error of the residuals (SER): 0.01379087
 Residual sum of squares (RSS): 0.08919821
 (Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
 Total sum of squares (TSS): 0.08929434
 R-square: 0.0011
 Adjusted R-square: -0.0032

Overall F test: $F(2,469) = 0.25$

p-value = 0.77678
 Significance levels: 10% 5%
 Critical values: 2.31 3.01
 Conclusions: accept accept

Test for first-order autocorrelation:

Durbin-Watson test = 2.140600
 REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 273.286802

Null hypothesis: The errors are normally distributed
 Null distribution: Chi-square(2)

p-value = 0.00000
 Significance levels: 10% 5%
 Critical values: 4.61 5.99
 Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 1.008594

Null hypothesis: The errors are homoskedastic
 Null distribution: Chi-square(2)

p-value = 0.60393
 Significance levels: 10% 5%
 Critical values: 4.61 5.99
 Conclusions: accept accept

Information criteria:

Akaike: -8.561161460
 Hannan-Quinn: -8.550768415
 Schwarz: -8.534739984

EasyReg International [April 9, 2010]

Session date: Friday May 14, 2010
 Session time: 14:01:16

Dependent variable:

$Y = Y_{IDR}$

Characteristics:

Y_{IDR}
 First observation = 1(=2006.001)
 Last observation = 473(=2007.221)
 Number of usable observations: 473
 Minimum value: -4.7770346E-002
 Maximum value: 4.6006757E-002
 Sample mean: 5.2935592E-004

X variables:

$X(1) = X_{IDR}$
 $X(2) = LAG1[X_{IDR}]$
 $X(3) = 1$

Model:

$Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + b(3)X(3) + U$,
 where U is the error term, satisfying
 $E[U|X(1), X(2), X(3)] = 0$.

OLS estimation results

Parameters	Estimate	t-value (S.E.)	H.C. t-value (H.C. S.E.)
		[p-value]	[H.C. p-value]
b(1)	-0.0000853	-0.008 (0.01018) [0.99331]	-0.014 (0.00628) [0.98916]
b(2)	0.0119165	1.171 (0.01018) [0.24171]	1.510 (0.00789) [0.13102]
b(3)	0.0005372	0.869 (0.00062) [0.38503]	0.869 (0.00062) [0.38507]

Notes:

- 1: S.E. = Standard error
- 2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 472
 Variance of the residuals: 0.00018043
 Standard error of the residuals (SER): 0.01343256
 Residual sum of squares (RSS): 0.08462342
 (Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
 Total sum of squares (TSS): 0.08488588
 R-square: 0.0031
 Adjusted R-square: -0.0012

Overall F test: $F(2,469) = 0.73$
 p-value = 0.48376
 Significance levels: 10% 5%
 Critical values: 2.31 3.01
 Conclusions: accept accept

Test for first-order autocorrelation:
 Durbin-Watson test = 1.988998
 REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 19.433593
 Null hypothesis: The errors are normally distributed
 Null distribution: Chi-square(2)
 p-value = 0.00006
 Significance levels: 10% 5%
 Critical values: 4.61 5.99
 Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 0.255938
 Null hypothesis: The errors are homoskedastic
 Null distribution: Chi-square(2)
 p-value = 0.87988
 Significance levels: 10% 5%
 Critical values: 4.61 5.99
 Conclusions: accept accept

Information criteria:
 Akaike: -8.613811320
 Hannan-Quinn: -8.603418275
 Schwarz: -8.587389844

 EasyReg International [April 9, 2010]
 Session date: Friday May 14, 2010
 Session time: 14:01:53

Dependent variable:
 Y = Y_MAP

Characteristics:
 Y_MAP
 First observation = 1(=2006.001)
 Last observation = 473(=2007.221)
 Number of usable observations: 473
 Minimum value: -4.5901639E-002
 Maximum value: 5.4054054E-002
 Sample mean: 3.5722599E-004

X variables:
 X(1) = X_MAP
 X(2) = LAG1[X_MAP]
 X(3) = 1

Model:
 $Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + b(3)X(3) + U$,
 where U is the error term, satisfying
 $E[U|X(1),X(2),X(3)] = 0$.

Parameters	Estimate	t-value (S.E.)	H.C. t-value (H.C. S.E.)
		[p-value]	[H.C. p-value]
b(1)	0.0021666	0.201 (0.01079) [0.84085]	0.259 (0.00835) [0.79531]
b(2)	-0.0003609	-0.033 (0.01079) [0.97332]	-0.036 (0.01008) [0.97143]
b(3)	0.0003648	0.540 (0.00068) [0.58906]	0.540 (0.00068) [0.58918]

Notes:
 1: S.E. = Standard error
 2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
 3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 472
 Variance of the residuals: 0.0002145
 Standard error of the residuals (SER): 0.01464573
 Residual sum of squares (RSS): 0.10059929
 (Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
 Total sum of squares (TSS): 0.10060794
 R-square: 0.0001
 Adjusted R-square: -0.0042

Overall F test: $F(2,469) = 0.02$
 p-value = 0.98002

Significance levels: 10% 5%
 Critical values: 2.31 3.01
 Conclusions: accept accept

Test for first-order autocorrelation:
 Durbin-Watson test = 1.984064
 REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 22.496029
 Null hypothesis: The errors are normally distributed
 Null distribution: Chi-square(2)
 p-value = 0.00001
 Significance levels: 10% 5%
 Critical values: 4.61 5.99
 Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 0.273192
 Null hypothesis: The errors are homoskedastic
 Null distribution: Chi-square(2)
 p-value = 0.87232
 Significance levels: 10% 5%
 Critical values: 4.61 5.99
 Conclusions: accept accept

Information criteria:
 Akaike: -8.440877235
 Hannan-Quinn: -8.430484190
 Schwarz: -8.414455758

 EasyReg International [April 9, 2010]
 Session date: Friday May 14, 2010
 Session time: 14:02:27

Dependent variable:
 Y = Y_OHL

Characteristics:
 Y_OHL
 First observation = 1(=2006.001)
 Last observation = 473(=2007.221)
 Number of usable observations: 473
 Minimum value: -1.0294118E-001
 Maximum value: 7.3246431E-002
 Sample mean: 2.0192072E-003

X variables:
 X(1) = X_OHL
 X(2) = LAG1[X_OHL]
 X(3) = 1

Model:
 $Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + b(3)X(3) + U$,
 where U is the error term, satisfying
 $E[U|X(1),X(2),X(3)] = 0$.

Parameters	Estimate	t-value (S.E.)	H.C. t-value (H.C. S.E.)
		[p-value]	[H.C. p-value]
b(1)	-0.0055868	-0.584 (0.00957) [0.55939]	-0.499 (0.01119) [0.61752]
b(2)	-0.0038875	-0.406 (0.00957) [0.68460]	-0.528 (0.00737) [0.59769]
b(3)	0.0021206	2.086 (0.00102) [0.03695]	2.099 (0.00101) [0.03584]

Notes:
 1: S.E. = Standard error
 2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
 3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 472
 Variance of the residuals: 0.00048195
 Standard error of the residuals (SER): 0.02195326
 Residual sum of squares (RSS): 0.22603252
 (Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
 Total sum of squares (TSS): 0.22628381
 R-square: 0.0011
 Adjusted R-square: -0.0031

Overall F test: $F(2,469) = 0.26$
 p-value = 0.77061
 Significance levels: 10% 5%
 Critical values: 2.31 3.01
 Conclusions: accept accept

Test for first-order autocorrelation:
 Durbin-Watson test = 1.739724
 REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 58.529595

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2))
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 1.374293
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.50301
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: accept accept

Information criteria:
Akaike: -7.631343525
Hannan-Quinn: -7.620950479
Schwarz: -7.604922048

EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Friday May 14, 2010
Session time: 14:03:00

Dependent variable:
Y = Y_REE

Characteristics:
Y_REE

First observation = 1(=2006.001)
Last observation = 473(=2007.221)
Number of usable observations: 473
Minimum value: -8.5990888E-002
Maximum value: 7.9945799E-002
Sample mean: 9.5259292E-004

X variables:
X(1) = X_REE
X(2) = LAG1[X_REE]
X(3) = 1

Model:
Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + b(3)X(3) + U,
where U is the error term, satisfying
E[U|X(1),X(2),X(3)] = 0.

Parameters	Estimate	t-value (S.E.)	H.C. t-value (H.C. S.E.)
		[p-value]	[H.C. p-value]
b(1)	-0.0035902	-0.292 (0.01230) [0.77041]	-0.376 (0.00956) [0.70726]
b(2)	-0.0109612	-0.891 (0.01230) [0.37287]	-0.941 (0.01164) [0.34648]
b(3)	0.0009715	1.653 (0.00059) [0.09834]	1.651 (0.00059) [0.09879]

Notes:
1: S.E. = Standard error
2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 472
Variance of the residuals: 0.00016289
Standard error of the residuals (SER): 0.01276264
Residual sum of squares (RSS): 0.07639307
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.0765345
R-square: 0.0018
Adjusted R-square: -0.0024

Overall F test: F(2,469) = 0.43
p-value = 0.64809
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.31 3.01
Conclusions: accept accept

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 2.018028
REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 1576.418967
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2))
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 0.554025
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.75805
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99

Conclusions: accept accept

Information criteria:
Akaike: -8.716130366
Hannan-Quinn: -8.705737320
Schwarz: -8.689708889

EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Friday May 14, 2010
Session time: 14:03:36

Dependent variable:
Y = Y_REP

Characteristics:
Y_REP

First observation = 1(=2006.001)
Last observation = 473(=2007.221)
Number of usable observations: 473
Minimum value: -7.6674738E-002
Maximum value: 4.5489297E-002
Sample mean: 2.6142246E-004

X variables:
X(1) = X_REP
X(2) = LAG1[X_REP]
X(3) = 1

Model:
Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + b(3)X(3) + U,
where U is the error term, satisfying
E[U|X(1),X(2),X(3)] = 0.

Parameters	Estimate	t-value (S.E.)	H.C. t-value (H.C. S.E.)
		[p-value]	[H.C. p-value]
b(1)	0.0119035	0.700 (0.01702) [0.48421]	0.708 (0.01681) [0.47888]
b(2)	0.0026355	0.155 (0.01701) [0.87689]	0.181 (0.01454) [0.85619]
b(3)	0.0002253	0.353 (0.00064) [0.72403]	0.352 (0.00064) [0.72471]

Notes:
1: S.E. = Standard error
2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 472
Variance of the residuals: 0.00019208
Standard error of the residuals (SER): 0.0138594
Residual sum of squares (RSS): 0.09008688
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.09020461
R-square: 0.0013
Adjusted R-square: -0.0030

Overall F test: F(2,469) = 0.31
p-value = 0.73618
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.31 3.01
Conclusions: accept accept

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 1.824437
REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 236.443865
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2))
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 11.502111
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00318
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Information criteria:
Akaike: -8.551247914
Hannan-Quinn: -8.540854868
Schwarz: -8.524826437

EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Friday May 14, 2010
Session time: 14:04:11

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

Dependent variable:
Y = Y_SYV

Characteristics:
Y_SYV

First observation = 1(=2006.001)
Last observation = 473(=2007.221)
Number of usable observations: 473
Minimum value: -8.1502207E-002
Maximum value: 1.5213167E-001
Sample mean: 1.0926000E-003

X variables:
X(1) = X_SYV
X(2) = LAG1[X_SYV]
X(3) = 1

Model:
Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + b(3)X(3) + U,
where U is the error term, satisfying
E[U|X(1),X(2),X(3)] = 0.

Parameters	Estimate	t-value (S.E.)	H.C. t-value (H.C. S.E.)
b(1)	0.0124701	0.354 (0.03523) [0.72334]	0.445 (0.02800) [0.65607]
b(2)	-0.0600755	-1.706 (0.03522) [0.08810]	-1.406 (0.04272) [0.15961]
b(3)	0.0011646	1.012 (0.00115) [0.31169]	1.016 (0.00115) [0.30954]

Notes:
1: S.E. = Standard error
2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 472
Variance of the residuals: 0.00062303
Standard error of the residuals (SER): 0.0249606
Residual sum of squares (RSS): 0.29220186
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.29402013
R-square: 0.0062
Adjusted R-square: 0.0019

Overall F test: F(2,469) = 1.46
p-value = 0.23347
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.31 3.01
Conclusions: accept accept

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 1.925337
REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 517.883309
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 1.220368
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.54325
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: accept accept

Information criteria:
Akaike: -7.374577535
Hannan-Quinn: -7.364184490
Schwarz: -7.348156059

EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Friday May 14, 2010
Session time: 14:04:51

Dependent variable:
Y = Y_TRE

Characteristics:
Y_TRE

First observation = 118(=2006.118)
Last observation = 473(=2007.221)
Number of usable observations: 356
Minimum value: -8.5665105E-002
Maximum value: 7.2703057E-002
Sample mean: 3.4588656E-003

X variables:

X(1) = X_TRE
X(2) = LAG1[X_TRE]
X(3) = 1

Model:
Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + b(3)X(3) + U,
where U is the error term, satisfying
E[U|X(1),X(2),X(3)] = 0.

Parameters	Estimate	t-value (S.E.)	H.C. t-value (H.C. S.E.)
b(1)	-0.0051651	-0.343 (0.01507) [0.73176]	-0.379 (0.01362) [0.70452]
b(2)	0.0017192	0.114 (0.01507) [0.90916]	0.158 (0.01089) [0.87461]
b(3)	0.0034217	2.965 (0.00115) [0.00303]	2.949 (0.00116) [0.00319]

Notes:
1: S.E. = Standard error
2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 355
Variance of the residuals: 0.00047136
Standard error of the residuals (SER): 0.02171091
Residual sum of squares (RSS): 0.16592006
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.16598168
R-square: 0.0004
Adjusted R-square: -0.0053

Overall F test: F(2,352) = 0.07
p-value = 0.93673
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.32 3.02
Conclusions: accept accept

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 2.031375
REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 11.993660
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00249
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 2.041324
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.36036
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: accept accept

Information criteria:
Akaike: -7.651465548
Hannan-Quinn: -7.638447824
Schwarz: -7.618743426

EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Friday May 14, 2010
Session time: 14:05:44

Dependent variable:
Y = Y_TL5

Characteristics:
Y_TL5

First observation = 1(=2006.001)
Last observation = 473(=2007.221)
Number of usable observations: 473
Minimum value: -7.5555566E-002
Maximum value: 5.0466264E-002
Sample mean: -2.0343068E-004

X variables:
X(1) = X_TL5
X(2) = LAG1[X_TL5]
X(3) = 1

Model:
Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + b(3)X(3) + U,
where U is the error term, satisfying
E[U|X(1),X(2),X(3)] = 0.

Parameters	Estimate	t-value	H.C. t-value
------------	----------	---------	--------------

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

	(S.E.) [p-value]	(H.C. S.E.) [H.C. p-value]
b(1)	0.0228203 (0.01461) [0.119361]	1.562 (0.01348) [0.090391]
b(2)	-0.0683105 (0.01461) [0.000001]	-2.490 (0.02744) [0.012791]
b(3)	-0.0001160 (0.00066) [0.859581]	-0.177 (0.00065) [0.859141]

Notes:
1: S.E. = Standard error
2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 472
Variance of the residuals: 0.0002024
Standard error of the residuals (SER): 0.01422665
Residual sum of squares (RSS): 0.09492446
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.09982709
R-square: 0.0491
Adjusted R-square: 0.0451

Overall F test: F(2,469) = 12.11
p-value = 0.00001
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.31 3.01
Conclusions: reject reject

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 1.999092
REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 12.969307
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00153
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 5.313758
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.07017
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject accept

Information criteria:
Akaike: -8.498941030
Hannan-Quinn: -8.488547985
Schwarz: -8.472519554

EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Friday May 14, 2010
Session time: 14:06:17

Dependent variable:
Y = Y_TEF

Characteristics:
Y_TEF
First observation = 1(=2006.001)
Last observation = 473(=2007.221)
Number of usable observations: 473
Minimum value: -3.956555E-002
Maximum value: 6.9875776E-002
Sample mean: 1.2593726E-003

X variables:
X(1) = X_TEF
X(2) = LAG1[X_TEF]
X(3) = 1

Model:
Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + b(3)X(3) + U,
where U is the error term, satisfying
E[U|X(1),X(2),X(3)] = 0.

OLS estimation results

Parameters	Estimate	t-value (S.E.) [p-value]	H.C. t-value (H.C. S.E.) [H.C. p-value]
b(1)	0.0188297	1.267 (0.01486) [0.20502]	1.278 (0.01473) [0.20121]
b(2)	0.0018555	0.125 (0.01486) [0.90064]	0.166 (0.01118) [0.86817]
b(3)	0.0012005	2.307 (0.00052) [0.02106]	2.299 (0.00052) [0.02150]

Notes:
1: S.E. = Standard error
2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 472
Variance of the residuals: 0.00014185
Standard error of the residuals (SER): 0.01190989
Residual sum of squares (RSS): 0.06652556
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.06663664
R-square: 0.0017

1: S.E. = Standard error
2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 472
Variance of the residuals: 0.00012729
Standard error of the residuals (SER): 0.01128224
Residual sum of squares (RSS): 0.05969851
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.05995199
R-square: 0.0042
Adjusted R-square: 0.0000

Overall F test: F(2,469) = 1.00
p-value = 0.37025
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.31 3.01
Conclusions: accept accept

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 1.862334
REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 255.680692
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 1.010349
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.60340
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: accept accept

Information criteria:
Akaike: -8.962715420
Hannan-Quinn: -8.952322375
Schwarz: -8.936293943

EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Friday May 14, 2010
Session time: 14:06:48

Dependent variable:
Y = Y_UNF

Characteristics:
Y_UNF
First observation = 1(=2006.001)
Last observation = 473(=2007.221)
Number of usable observations: 473
Minimum value: -4.3064749E-002
Maximum value: 4.5991345E-002
Sample mean: 9.8652784E-004

X variables:
X(1) = X_UNF
X(2) = LAG1[X_UNF]
X(3) = 1

Model:
Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + b(3)X(3) + U,
where U is the error term, satisfying
E[U|X(1),X(2),X(3)] = 0.

OLS estimation results

Parameters	Estimate	t-value (S.E.) [p-value]	H.C. t-value (H.C. S.E.) [H.C. p-value]
b(1)	-0.0078050	-0.798 (0.00978) [0.42494]	-0.785 (0.00995) [0.43259]
b(2)	-0.0037358	-0.382 (0.00978) [0.70254]	-0.444 (0.00842) [0.65733]
b(3)	0.0009979	1.820 (0.00055) [0.06873]	1.819 (0.00055) [0.06887]

Notes:
1: S.E. = Standard error
2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 472
Variance of the residuals: 0.00014185
Standard error of the residuals (SER): 0.01190989
Residual sum of squares (RSS): 0.06652556
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.06663664
R-square: 0.0017

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

Adjusted R-square: -0.0026

Overall F test: $F(2,469) = 0.39$
p-value = 0.67623
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.31 3.01
Conclusions: accept accept

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 2.028699
REMARK: A better way of testing for autocorrelation
is to specify AR errors and then test the null
hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 29.615260
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 0.429526
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.80673
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: accept accept

Information criteria:
Akaike: -8.854436151
Hannan-Quinn: -8.844043106
Schwarz: -8.828014675

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

Resultados Regresiones Modelo $Y_t = \alpha + \beta X_t + \varepsilon_t$
Frecuencia Diaria Nov 2007 / Oct 2008

EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Sunday May 9, 2010
Session time: 23:21:21

Dependent variable:
Y = Y_ABG

Characteristics:

Y_ABG
First observation = 1(=2007.221)
Last observation = 502(=2009.218)
Number of usable observations: 502
Minimum value: -1.1189303E-001
Maximum value: 1.6777884E-001
Sample mean: -1.1203956E-003

X variables:

X(1) = X_ABG
X(2) = 1

Model:

$Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + U$,
where U is the error term, satisfying
 $E[U|X(1), X(2)] = 0$.

OLS estimation results

Parameters	Estimate	t-value (S.E.) [p-value]	H.C. t-value (H.C. S.E.) [H.C. p-value]
b(1)	-0.0696590	-1.415 (0.04924) [0.15713]	-1.379 (0.05053) [0.16803]
b(2)	-0.0010085	-0.812 (0.00124) [0.41693]	-0.806 (0.00125) [0.42017]

Notes:

- 1: S.E. = Standard error
- 2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
- 3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 502
Variance of the residuals: 0.00077172
Standard error of the residuals (SER): 0.02777979
Residual sum of squares (RSS): 0.38585836
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.38740305
R-square: 0.0040
Adjusted R-square: 0.0020

Test for first-order autocorrelation:

Durbin-Watson test = 1.951308
REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 241.525071

Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 2.968577

Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(1)
p-value = 0.08490
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.71 3.84
Conclusions: reject accept

Information criteria:

Akaike: -7.162916900
Hannan-Quinn: -7.156322917
Schwarz: -7.146109728

EasyReg International [April 9, 2010]

Session date: Tuesday May 10, 2010
Session time: 07:23:20

Dependent variable:
Y = Y_ABG

Characteristics:

Y_ABG
First observation = 1(=2007.221)
Last observation = 502(=2009.218)
Number of usable observations: 502
Minimum value: -1.1189303E-001

Maximum value: 1.6777884E-001
Sample mean: -1.1203956E-003

X variables:
X(1) = X_ABG
X(2) = 1

Model:

$Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + U$,
where U is the error term, satisfying
 $E[U|X(1), X(2)] = 0$.

OLS estimation results

Parameters	Estimate	t-value (S.E.) [p-value]	H.C. t-value (H.C. S.E.) [H.C. p-value]
b(1)	-0.0696590	-1.415 (0.04924) [0.15713]	-1.379 (0.05053) [0.16803]
b(2)	-0.0010085	-0.812 (0.00124) [0.41693]	-0.806 (0.00125) [0.42017]

Notes:

- 1: S.E. = Standard error
- 2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
- 3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n):

502
Variance of the residuals: 0.00077172
Standard error of the residuals (SER): 0.02777979
Residual sum of squares (RSS): 0.38585836
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.38740305
R-square: 0.0040
Adjusted R-square: 0.0020

Test for first-order autocorrelation:

Durbin-Watson test = 1.951308
REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 241.525071

Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 2.968577

Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(1)
p-value = 0.08490
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.71 3.84
Conclusions: reject accept

Information criteria:

Akaike: -7.162916900
Hannan-Quinn: -7.156322917
Schwarz: -7.146109728

EasyReg International [April 9, 2010]

Session date: Tuesday May 10, 2010
Session time: 07:23:44

Dependent variable:
Y = Y_ABE

Characteristics:

Y_ABE
First observation = 1(=2007.221)
Last observation = 502(=2009.218)
Number of usable observations: 502
Minimum value: -7.2100313E-002
Maximum value: 8.9442815E-002
Sample mean: -6.3121907E-004

X variables:

X(1) = X_ABE
X(2) = 1

Model:

$Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + U$,
where U is the error term, satisfying
 $E[U|X(1), X(2)] = 0$.

OLS estimation results

Parameters	Estimate	t-value (S.E.) [p-value]	H.C. t-value (H.C. S.E.) [H.C. p-value]
b(1)	-0.0096580	-0.363 (0.02659) [0.71646]	-0.446 (0.02166) [0.65568]
b(2)	-0.0006263	-0.766 (0.00082)	-0.766 (0.00082)

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

```

[0.44396]      [0.44363]
Notes:
1: S.E. = Standard error
2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and
  standard errors are based on White's heteroskedasticity
  consistent variance matrix.
3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n):      502
Variance of the residuals:      0.00033589
Standard error of the residuals (SER): 0.0183273
Residual sum of squares (RSS):  0.16794498
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS):     0.16798929
R-square:                       0.0003
Adjusted R-square:              -0.0017

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 2.251509
REMARK: A better way of testing for autocorrelation
is to specify AR errors and then test the null
hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 196.105158
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2))
p-value = 0.00000
Significance levels:      10%      5%
Critical values:         4.61      5.99
Conclusions:              reject    reject

Breusch-Pagan test = 0.429042
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(1)
p-value = 0.51246
Significance levels:      10%      5%
Critical values:         2.71      3.84
Conclusions:              accept    accept

Information criteria:
Akaike: -7.994750855
Hannan-Quinn: -7.988156873
Schwarz: -7.977943683

-----
EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Tuesday May 10, 2010
Session time: 07:24:15
Dependent variable:
Y = Y_ANA

Characteristics:
Y_ANA
First observation = 1(=2007.221)
Last observation = 502(=2009.218)
Number of usable observations: 502
Minimum value: -1.3051702E-001
Maximum value: 1.5591008E-001
Sample mean: -8.4956996E-004

X variables:
X(1) = X_ANA
X(2) = 1

Model:
Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + U,
where U is the error term, satisfying
E[U|X(1),X(2)] = 0.

OLS estimation results
Parameters      Estimate      t-value      H.C. t-value
                (S.E.)      (S.E.)      (H.C. S.E.)
                [p-value]   [H.C. p-value]
b(1)            0.0273358    0.749        0.961
                (0.03648)   (0.02843)
                [0.45366]   [0.33635]
b(2)            -0.0010348   -1.074       -1.074
                (0.00096)   (0.00096)
                [0.28297]   [0.28296]

Notes:
1: S.E. = Standard error
2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and
  standard errors are based on White's heteroskedasticity
  consistent variance matrix.
3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n):      502
Variance of the residuals:      0.00046628
Standard error of the residuals (SER): 0.02159344
Residual sum of squares (RSS):  0.23313822
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS):     0.23340002
R-square:                       0.0011
Adjusted R-square:              -0.0009

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 2.212370
REMARK: A better way of testing for autocorrelation
is to specify AR errors and then test the null
hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 129.948346
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2))
p-value = 0.00000
Significance levels:      10%      5%
Critical values:         4.61      5.99
Conclusions:              reject    reject

Breusch-Pagan test = 0.005696
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(1)
p-value = 0.93984
Significance levels:      10%      5%
Critical values:         2.71      3.84
Conclusions:              accept    accept

Information criteria:
Akaike: -7.666755781
Hannan-Quinn: -7.660161798
Schwarz: -7.649948609

```

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Tuesday May 10, 2010
Session time: 07:25:06

Dependent variable:
Y = Y_ACS

Characteristics:

Y_ACS

First observation = 1(=2007.221)
Last observation = 502(=2009.218)
Number of usable observations: 502
Minimum value: -7.0939469E-002
Maximum value: 9.5977417E-002
Sample mean: -4.5150824E-004

X variables:
X(1) = X_ACS
X(2) = 1

Model:

$Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + U$,
where U is the error term, satisfying
 $E[U|X(1), X(2)] = 0$.

OLS estimation results			
Parameters	Estimate	t-value (S.E.)	H.C. t-value (H.C. S.E.)
		[p-value]	[H.C. p-value]
b(1)	0.0398183	1.654 (0.02408) [0.09817]	1.678 (0.02373) [0.09330]
b(2)	-0.0005245	-0.581 (0.00090) [0.56114]	-0.581 (0.00090) [0.56101]

Notes:

- 1: S.E. = Standard error
- 2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
- 3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 502
Variance of the residuals: 0.00040786
Standard error of the residuals (SER): 0.02019566
Residual sum of squares (RSS): 0.20393229
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.20504779
R-square: 0.0054
Adjusted R-square: 0.0035

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 1.974501
REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 107.213175
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 0.010161
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(1)
p-value = 0.91971
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.71 3.84
Conclusions: accept accept

Information criteria:
Akaike: -7.800599265
Hannan-Quinn: -7.794005282
Schwarz: -7.783792093

EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Tuesday May 10, 2010
Session time: 07:25:38

Dependent variable:
Y = Y_POP

Characteristics:

Y_POP

First observation = 1(=2007.221)
Last observation = 502(=2009.218)
Number of usable observations: 502
Minimum value: -9.5730918E-002
Maximum value: 1.6000000E-001
Sample mean: -1.0345516E-003

X variables:
X(1) = X_POP
X(2) = 1

Model:

$Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + U$,
where U is the error term, satisfying
 $E[U|X(1), X(2)] = 0$.

OLS estimation results			
Parameters	Estimate	t-value (S.E.)	H.C. t-value (H.C. S.E.)
		[p-value]	[H.C. p-value]
b(1)	0.0686398	1.897 (0.03618) [0.05783]	2.330 (0.02946) [0.01982]
b(2)	-0.0011567	-1.088 (0.00106) [0.27662]	-1.086 (0.00107) [0.27766]

Notes:

- 1: S.E. = Standard error
- 2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
- 3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 502
Variance of the residuals: 0.00056536
Standard error of the residuals (SER): 0.02377728
Residual sum of squares (RSS): 0.28267941
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.28471391
R-square: 0.0071
Adjusted R-square: 0.0052

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 1.819708
REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 1225.783124
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 0.536896
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(1)
p-value = 0.46372
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.71 3.84
Conclusions: accept accept

Information criteria:
Akaike: -7.474073857
Hannan-Quinn: -7.467479874
Schwarz: -7.457266685

EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Tuesday May 10, 2010
Session time: 07:26:09

Dependent variable:
Y = Y_SAB

Characteristics:

Y_SAB

First observation = 1(=2007.221)
Last observation = 502(=2009.218)
Number of usable observations: 502
Minimum value: -7.6433121E-002
Maximum value: 1.8267420E-001
Sample mean: -5.6699695E-004

X variables:
X(1) = X_SAB
X(2) = 1

Model:

$Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + U$,
where U is the error term, satisfying
 $E[U|X(1), X(2)] = 0$.

OLS estimation results			
Parameters	Estimate	t-value (S.E.)	H.C. t-value (H.C. S.E.)
		[p-value]	[H.C. p-value]
b(1)	-0.0042401	-0.109 (0.03897) [0.91335]	-0.142 (0.02993) [0.88733]
b(2)	-0.0005640	-0.736 (0.00077) [0.46150]	-0.742 (0.00076) [0.45832]

Notes:

- 1: S.E. = Standard error
- 2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 502
 Variance of the residuals: 0.00029408
 Standard error of the residuals (SER): 0.0171489
 Residual sum of squares (RSS): 0.14704241
 (Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
 Total sum of squares (TSS): 0.1470459
 R-square: 0.0000
 Adjusted R-square: -0.0020

Test for first-order autocorrelation:
 Durbin-Watson test = 2.129488
 REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 15316.637309
 Null hypothesis: The errors are normally distributed
 Null distribution: Chi-square(2)
 p-value = 0.00000
 Significance levels: 10% 5%
 Critical values: 4.61 5.99
 Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 8.851405
 Null hypothesis: The errors are homoskedastic
 Null distribution: Chi-square(1)
 p-value = 0.00293
 Significance levels: 10% 5%
 Critical values: 2.71 3.84
 Conclusions: reject reject

Information criteria:
 Akaike: -8.127666195
 Hannan-Quinn: -8.121072213
 Schwarz: -8.110859024

 EasyReg International [April 9, 2010]
 Session date: Tuesday May 10, 2010
 Session time: 07:26:34

Dependent variable:
 Y = Y_BTO

Characteristics:

Y_BTO
 First observation = 1(=2007.221)
 Last observation = 502(=2009.218)
 Number of usable observations: 502
 Minimum value: -8.5921325E-002
 Maximum value: 1.1950395E-001
 Sample mean: -7.8357185E-004

X variables:
 X(1) = X_BTO
 X(2) = 1

Model:
 $Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + U$,
 where U is the error term, satisfying
 $E[U|X(1), X(2)] = 0$.

OLS estimation results

Parameters	Estimate	t-value (S.E.)	H.C. t-value (H.C. S.E.)
		[p-value]	[H.C. p-value]
b(1)	0.0104529	0.477 (0.02192) [0.63347]	0.407 (0.02569) [0.68409]
b(2)	-0.0008101	-0.902 (0.00090) [0.36720]	-0.912 (0.00089) [0.36193]

Notes:
 1: S.E. = Standard error
 2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
 3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 502
 Variance of the residuals: 0.00040357
 Standard error of the residuals (SER): 0.02008894
 Residual sum of squares (RSS): 0.20178269
 (Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
 Total sum of squares (TSS): 0.20187445
 R-square: 0.0005
 Adjusted R-square: -0.0015

Test for first-order autocorrelation:
 Durbin-Watson test = 2.214528
 REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 502.275947
 Null hypothesis: The errors are normally distributed
 Null distribution: Chi-square(2)
 p-value = 0.00000

Significance levels: 10% 5%
 Critical values: 4.61 5.99
 Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 8.836450
 Null hypothesis: The errors are homoskedastic
 Null distribution: Chi-square(1)
 p-value = 0.00295
 Significance levels: 10% 5%
 Critical values: 2.71 3.84
 Conclusions: reject reject

Information criteria:
 Akaike: -7.811195959
 Hannan-Quinn: -7.804601976
 Schwarz: -7.794388787

 EasyReg International [April 9, 2010]
 Session date: Tuesday May 10, 2010
 Session time: 07:27:04

Dependent variable:
 Y = Y_BKT

Characteristics:

Y_BKT
 First observation = 1(=2007.221)
 Last observation = 502(=2009.218)
 Number of usable observations: 502
 Minimum value: -7.6791809E-002
 Maximum value: 1.4503817E-001
 Sample mean: -3.5964283E-004

X variables:
 X(1) = X_BKT
 X(2) = 1

Model:
 $Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + U$,
 where U is the error term, satisfying
 $E[U|X(1), X(2)] = 0$.

OLS estimation results

Parameters	Estimate	t-value (S.E.)	H.C. t-value (H.C. S.E.)
		[p-value]	[H.C. p-value]
b(1)	0.0327980	0.700 (0.04682) [0.48364]	0.636 (0.05156) [0.52470]
b(2)	-0.0003636	-0.317 (0.00115) [0.75100]	-0.317 (0.00115) [0.75097]

Notes:
 1: S.E. = Standard error
 2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
 3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 502
 Variance of the residuals: 0.00065907
 Standard error of the residuals (SER): 0.02567245
 Residual sum of squares (RSS): 0.32953733
 (Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
 Total sum of squares (TSS): 0.3298607
 R-square: 0.0010
 Adjusted R-square: -0.0010

Test for first-order autocorrelation:
 Durbin-Watson test = 2.035502
 REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 308.118440
 Null hypothesis: The errors are normally distributed
 Null distribution: Chi-square(2)
 p-value = 0.00000
 Significance levels: 10% 5%
 Critical values: 4.61 5.99
 Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 0.130302
 Null hypothesis: The errors are homoskedastic
 Null distribution: Chi-square(1)
 p-value = 0.71812
 Significance levels: 10% 5%
 Critical values: 2.71 3.84
 Conclusions: accept accept

Information criteria:
 Akaike: -7.320697616
 Hannan-Quinn: -7.314103633
 Schwarz: -7.303890444

 EasyReg International [April 9, 2010]
 Session date: Tuesday May 10, 2010
 Session time: 07:27:39

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

Dependent variable:
Y = Y_BBVA

Characteristics:

Y_BBVA
First observation = 1(=2007.221)
Last observation = 502(=2009.218)
Number of usable observations: 502
Minimum value: -1.2779851E-001
Maximum value: 1.3950276E-001
Sample mean: -1.2695098E-003

X variables:

X(1) = X_BBVA
X(2) = 1

Model:

Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + U,
where U is the error term, satisfying
E[U|X(1),X(2)] = 0.

OLS estimation results

Parameters	Estimate	t-value (S.E.) [p-value]	H.C. t-value (H.C. S.E.) [H.C. p-value]
b(1)	-0.0071513	-0.305 (0.02347) [0.76061]	-0.466 (0.01534) [0.64107]
b(2)	-0.0012473	-1.255 (0.00099) [0.20959]	-1.259 (0.00099) [0.20802]

Notes:

- 1: S.E. = Standard error
- 2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
- 3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 502
Variance of the residuals: 0.0004934
Standard error of the residuals (SER): 0.02221254
Residual sum of squares (RSS): 0.24669843
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.24674423
R-square: 0.0002
Adjusted R-square: -0.0018

Test for first-order autocorrelation:

Durbin-Watson test = 1.993234
REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 1579.897064

Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 0.168998

Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(1)
p-value = 0.68100
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.71 3.84
Conclusions: accept accept

Information criteria:

Akaike: -7.610220627
Hannan-Quinn: -7.603626645
Schwarz: -7.593413455

EasyReg International [April 9, 2010]

Session date: Tuesday May 10, 2010
Session time: 07:28:14

Dependent variable:

Y = Y_SAN

Characteristics:

Y_SAN
First observation = 1(=2007.221)
Last observation = 502(=2009.218)
Number of usable observations: 502
Minimum value: -1.1941748E-001
Maximum value: 1.4328358E-001
Sample mean: -7.5464658E-004

X variables:

X(1) = X_SAN
X(2) = 1

Model:

Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + U,
where U is the error term, satisfying
E[U|X(1),X(2)] = 0.

OLS estimation results

Parameters	Estimate	t-value (S.E.) [p-value]	H.C. t-value (H.C. S.E.) [H.C. p-value]
b(1)	-0.0031742	-0.220 (0.01445) [0.82608]	-0.301 (0.01056) [0.76367]
b(2)	-0.0007458	-0.728 (0.00102) [0.46645]	-0.732 (0.00102) [0.46388]

Notes:

- 1: S.E. = Standard error
- 2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
- 3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n):

502
Variance of the residuals: 0.00052563
Standard error of the residuals (SER): 0.02292656
Residual sum of squares (RSS): 0.26281356
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.26283894
R-square: 0.0001
Adjusted R-square: -0.0019

Test for first-order autocorrelation:

Durbin-Watson test = 2.144960
REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 1856.039372

Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 4.646559

Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(1)
p-value = 0.03112
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.71 3.84
Conclusions: reject reject

Information criteria:

Akaike: -7.546942393
Hannan-Quinn: -7.540348410
Schwarz: -7.530135221

EasyReg International [April 9, 2010]

Session date: Tuesday May 10, 2010
Session time: 07:28:43

Dependent variable:

Y = Y_CIN

Characteristics:

Y_CIN
First observation = 1(=2007.221)
Last observation = 502(=2009.218)
Number of usable observations: 502
Minimum value: -7.8873239E-002
Maximum value: 1.4211886E-001
Sample mean: -7.3113795E-004

X variables:

X(1) = X_CIN
X(2) = 1

Model:

Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + U,
where U is the error term, satisfying
E[U|X(1),X(2)] = 0.

OLS estimation results

Parameters	Estimate	t-value (S.E.) [p-value]	H.C. t-value (H.C. S.E.) [H.C. p-value]
b(1)	0.0313977	0.556 (0.05642) [0.57788]	0.581 (0.05402) [0.56108]
b(2)	-0.0007352	-0.673 (0.00109) [0.50067]	-0.674 (0.00109) [0.50043]

Notes:

- 1: S.E. = Standard error
- 2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
- 3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n):

502
Variance of the residuals: 0.00059826
Standard error of the residuals (SER): 0.02445929
Residual sum of squares (RSS): 0.29912838
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

Total sum of squares (TSS): 0.29931365
R-square: 0.0006
Adjusted R-square: -0.0014

p-value = 0.19866
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.71 3.84
Conclusions: accept accept

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 2.107588
REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Information criteria:
Akaike: -7.311610794
Hannan-Quinn: -7.300877385
Schwarz: -7.284884315

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 261.239519
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Tuesday May 10, 2010
Session time: 07:30:38

Dependent variable:
Y = Y_ELE

Breusch-Pagan test = 1.689477
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(1)
p-value = 0.19367
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.71 3.84
Conclusions: accept accept

Characteristics:
Y_ELE
First observation = 1(=2007.221)
Last observation = 502(=2009.218)
Number of usable observations: 502
Minimum value: -7.7330197E-002
Maximum value: 1.2882448E-001
Sample mean: -4.7161705E-004

Information criteria:
Akaike: -7.417514426
Hannan-Quinn: -7.410920443
Schwarz: -7.400707254

X variables:
X(1) = X_ELE
X(2) = 1

EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Tuesday May 10, 2010
Session time: 07:29:19

Dependent variable:
Y = Y_CRI

Model:
Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + U,
where U is the error term, satisfying
E[U|X(1),X(2)] = 0.

Characteristics:
Y_CRI
First observation = 234(=2008.202)
Last observation = 502(=2009.218)
Number of usable observations: 269
Minimum value: -1.0394265E-001
Maximum value: 1.2121212E-001
Sample mean: -2.3953031E-003

OLS estimation results
Parameters Estimate t-value H.C. t-value
(S.E.) (H.C. S.E.)
[p-value] [H.C. p-value]
b(1) 0.0083259 0.350 0.711
(0.02379) (0.01171)
[0.72636] [0.47693]
b(2) -0.0004663 -0.614 -0.614
(0.00076) (0.00076)
[0.53952] [0.53919]

X variables:
X(1) = X_CRI
X(2) = 1

Notes:
1: S.E. = Standard error
2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Model:
Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + U,
where U is the error term, satisfying
E[U|X(1),X(2)] = 0.

OLS estimation results
Parameters Estimate t-value H.C. t-value
(S.E.) (H.C. S.E.)
[p-value] [H.C. p-value]
b(1) -0.0130420 -1.178 -1.758
(0.01107) (0.00742)
[0.23878] [0.07879]
b(2) -0.0022774 -1.448 -1.439
(0.00157) (0.00158)
[0.14765] [0.15005]

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 1.824324
REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Notes:
1: S.E. = Standard error
2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 2248.192751
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Effective sample size (n): 269
Variance of the residuals: 0.00066281
Standard error of the residuals (SER): 0.02574515
Residual sum of squares (RSS): 0.17697102
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.17789086
R-square: 0.0052
Adjusted R-square: 0.0014

Breusch-Pagan test = 0.272096
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(1)
p-value = 0.60193
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.71 3.84
Conclusions: accept accept

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 2.308589
REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Information criteria:
Akaike: -8.142247452
Hannan-Quinn: -8.135653470
Schwarz: -8.125440281

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 307.201874
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Tuesday May 10, 2010
Session time: 07:31:29

Dependent variable:
Y = Y_FCC

Breusch-Pagan test = 1.652227
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(1)

Characteristics:
Y_FCC
First observation = 1(=2007.221)
Last observation = 502(=2009.218)

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

```

Number of usable observations: 502
Minimum value: -6.8713764E-002
Maximum value: 7.8451524E-002
Sample mean: -1.4289532E-003

X variables:
X(1) = X_FCC
X(2) = 1

Model:
Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + U,
where U is the error term, satisfying
E[U|X(1),X(2)] = 0.

OLS estimation results
Parameters Estimate t-value H.C. t-value
(S.E.) (H.C. S.E.)
[p-value] [H.C. p-value]
b(1) -0.0240839 -0.716 -0.774
(0.03363) (0.03112)
[0.47391] [0.43899]
b(2) -0.0013875 -1.407 -1.408
(0.00099) (0.00099)
[0.15930] [0.15911]

Notes:
1: S.E. = Standard error
2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and
standard errors are based on White's heteroskedasticity
consistent variance matrix.
3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 502
Variance of the residuals: 0.0004862
Standard error of the residuals (SER): 0.02205003
Residual sum of squares (RSS): 0.24310188
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.24335123
R-square: 0.0010
Adjusted R-square: -0.0010

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 2.023949
REMARK: A better way of testing for autocorrelation
is to specify AR errors and then test the null
hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 9.708972
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00779
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 0.003012
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(1)
p-value = 0.95623
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.71 3.84
Conclusions: accept accept

Information criteria:
Akaike: -7.624906641
Hannan-Quinn: -7.618312658
Schwarz: -7.608099469

-----
EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Tuesday May 10, 2010
Session time: 07:32:06

Dependent variable:
Y = Y_FER

Characteristics:
Y_FER
First observation = 1(=2007.221)
Last observation = 502(=2009.218)
Number of usable observations: 502
Minimum value: -9.464551E-002
Maximum value: 1.0665881E-001
Sample mean: -1.9120308E-003

X variables:
X(1) = X_FER
X(2) = 1

Model:
Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + U,
where U is the error term, satisfying
E[U|X(1),X(2)] = 0.

OLS estimation results
Parameters Estimate t-value H.C. t-value
(S.E.) (H.C. S.E.)
[p-value] [H.C. p-value]
b(1) 0.0866523 1.586 1.515
(0.05462) (0.05720)
[0.11263] [0.12980]

Notes:
1: S.E. = Standard error
2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and
standard errors are based on White's heteroskedasticity
consistent variance matrix.
3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 502
Variance of the residuals: 0.00087332
Standard error of the residuals (SER): 0.02955203
Residual sum of squares (RSS): 0.43666116
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.43983584
R-square: 0.0072
Adjusted R-square: 0.0052

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 1.886658

-----
EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Tuesday May 10, 2010
Session time: 07:32:54

Dependent variable:
Y = Y_GAM

Characteristics:
Y_GAM
First observation = 1(=2007.221)
Last observation = 502(=2009.218)
Number of usable observations: 502
Minimum value: -2.2296173E-001
Maximum value: 1.6097279E-001
Sample mean: -2.7092555E-004

X variables:
X(1) = X_GAM
X(2) = 1

Model:
Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + U,
where U is the error term, satisfying
E[U|X(1),X(2)] = 0.

OLS estimation results
Parameters Estimate t-value H.C. t-value
(S.E.) (H.C. S.E.)
[p-value] [H.C. p-value]
b(1) -0.0020115 -1.607 -1.612
(0.00125) (0.00125)
[0.10810] [0.10693]
b(2) -0.0020115 -1.607 -1.612
(0.00125) (0.00125)
[0.10810] [0.10693]

Notes:
1: S.E. = Standard error
2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and
standard errors are based on White's heteroskedasticity
consistent variance matrix.
3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 502
Variance of the residuals: 0.00078478
Standard error of the residuals (SER): 0.02801392
Residual sum of squares (RSS): 0.39238975
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.39436498
R-square: 0.0050
Adjusted R-square: 0.0030

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 2.174405
REMARK: A better way of testing for autocorrelation
is to specify AR errors and then test the null
hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 51.088404
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 1.196682
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(1)
p-value = 0.27399
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.71 3.84
Conclusions: accept accept

Information criteria:
Akaike: -7.146131657
Hannan-Quinn: -7.139537675
Schwarz: -7.129324485

```

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 2188.637244
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 13.568646
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(1)
p-value = 0.00023
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.71 3.84
Conclusions: reject reject

Information criteria:
Akaike: -7.039229751
Hannan-Quinn: -7.032635768
Schwarz: -7.022422579

EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Tuesday May 10, 2010
Session time: 07:33:27

Dependent variable:
Y = Y_GAS

Characteristics:

Y_GAS
First observation = 1(=2007.221)
Last observation = 502(=2009.218)
Number of usable observations: 502
Minimum value: -9.1706248E-002
Maximum value: 1.2209590E-001
Sample mean: -3.6470564E-004

X variables:
X(1) = X_GAS
X(2) = 1

Model:

$Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + U$,
where U is the error term, satisfying
 $E[U|X(1), X(2)] = 0$.

OLS estimation results

Parameters	Estimate	t-value (S.E.)	H.C. t-value (H.C. S.E.)
		[p-value]	[H.C. p-value]
b(1)	0.0081686	0.473 (0.01726)	0.553 (0.01476)
b(2)	-0.0003727	-0.386 (0.00096)	-0.387 (0.00096)

Notes:

- 1: S.E. = Standard error
- 2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
- 3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 502
Variance of the residuals: 0.00046713
Standard error of the residuals (SER): 0.0216132
Residual sum of squares (RSS): 0.23356524
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.23366991
R-square: 0.0004
Adjusted R-square: -0.0016

Test for first-order autocorrelation:

Durbin-Watson test = 2.098092
REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 450.724822
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 0.784489
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(1)
p-value = 0.37577
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.71 3.84
Conclusions: accept accept

Information criteria:
Akaike: -7.664925841

Hannan-Quinn: -7.658331858
Schwarz: -7.648118669

EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Tuesday May 10, 2010
Session time: 07:33:57

Dependent variable:
Y = Y_GRF

Characteristics:

Y_GRF
First observation = 1(=2007.221)
Last observation = 502(=2009.218)
Number of usable observations: 502
Minimum value: -1.1126779E-001
Maximum value: 9.7818903E-002
Sample mean: 1.6483377E-003

X variables:
X(1) = X_GRF
X(2) = 1

Model:

$Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + U$,
where U is the error term, satisfying
 $E[U|X(1), X(2)] = 0$.

OLS estimation results

Parameters	Estimate	t-value (S.E.)	H.C. t-value (H.C. S.E.)
		[p-value]	[H.C. p-value]
b(1)	0.0103736	0.510 (0.02032)	0.739 (0.01403)
b(2)	0.0016194	1.524 (0.00106)	1.533 (0.00106)

Notes:

- 1: S.E. = Standard error
- 2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
- 3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 502
Variance of the residuals: 0.00056556
Standard error of the residuals (SER): 0.02378151
Residual sum of squares (RSS): 0.28278019
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.28292756
R-square: 0.0005
Adjusted R-square: -0.0015

Test for first-order autocorrelation:

Durbin-Watson test = 2.282395
REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 199.351239

Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 2.739722
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(1)
p-value = 0.09788
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.71 3.84
Conclusions: reject accept

Information criteria:

Akaike: -7.473717407
Hannan-Quinn: -7.467123424
Schwarz: -7.456910235

EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Tuesday May 10, 2010
Session time: 07:34:33

Dependent variable:
Y = Y_IBR

Characteristics:

Y_IBR
First observation = 279(=2008.247)
Last observation = 502(=2009.218)
Number of usable observations: 224
Minimum value: -1.5302491E-001
Maximum value: 1.1764706E-001
Sample mean: -2.9994292E-003

X variables:
X(1) = X_IBR

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

```

X(2) = 1
standard errors are based on White's heteroskedasticity
consistent variance matrix.
3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Model:
Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + U,
where U is the error term, satisfying
E[U|X(1),X(2)] = 0.

OLS estimation results
Parameters Estimate t-value H.C. t-value
(S.E.) (H.C. S.E.)
[p-value] [H.C. p-value]
b(1) 0.0009090 0.030 0.035
(0.03046) (0.02579)
[0.97619] [0.97188]
b(2) -0.0030032 -1.316 -1.310
(0.00228) (0.00229)
[0.18805] [0.19013]

Notes:
1: S.E. = Standard error
2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and
standard errors are based on White's heteroskedasticity
consistent variance matrix.
3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 224
Variance of the residuals: 0.0011623
Standard error of the residuals (SER): 0.03409246
Residual sum of squares (RSS): 0.25802962
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.25803065
R-square: 0.0000
Adjusted R-square: -0.0045

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 1.889377
REMARK: A better way of testing for autocorrelation
is to specify AR errors and then test the null
hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 76.723212
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2))
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 0.977084
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(1)
p-value = 0.32292
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.71 3.84
Conclusions: accept accept

Information criteria:
Akaike: -6.748469818
Hannan-Quinn: -6.736174224
Schwarz: -6.718008693

-----
EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Tuesday May 10, 2010
Session time: 07:35:21
Dependent variable:
Y = Y_IBE

Characteristics:
Y_IBE
First observation = 1(=2007.221)
Last observation = 502(=2009.218)
Number of usable observations: 502
Minimum value: -1.2576687E-001
Maximum value: 1.8798450E-001
Sample mean: -5.8956408E-004

X variables:
X(1) = X_IBE
X(2) = 1

Model:
Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + U,
where U is the error term, satisfying
E[U|X(1),X(2)] = 0.

OLS estimation results
Parameters Estimate t-value H.C. t-value
(S.E.) (H.C. S.E.)
[p-value] [H.C. p-value]
b(1) -0.0233202 -0.752 -0.698
(0.03101) (0.03341)
[0.45204] [0.48516]
b(2) -0.0005511 -0.489 -0.490
(0.00113) (0.00112)
[0.62478] [0.62400]

Notes:
1: S.E. = Standard error
2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and
standard errors are based on White's heteroskedasticity
consistent variance matrix.
3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 502
Variance of the residuals: 0.0010313
Standard error of the residuals (SER): 0.03211386
Residual sum of squares (RSS): 0.51564989
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.51576893
R-square: 0.0002
Adjusted R-square: -0.0018

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 1.936292
REMARK: A better way of testing for autocorrelation
is to specify AR errors and then test the null
hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 3833.149072
Null hypothesis: The errors are normally distributed

```

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

Null distribution: Chi-square(2))
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 0.260179
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(1)
p-value = 0.61000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.71 3.84
Conclusions: accept accept

Information criteria:
Akaike: -6.872959236
Hannan-Quinn: -6.866365254
Schwarz: -6.856152064

EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Tuesday May 10, 2010
Session time: 07:36:29

Dependent variable:
Y = Y_ITX

Characteristics:

Y_ITX
First observation = 1(=2007.221)
Last observation = 502(=2009.218)
Number of usable observations: 502
Minimum value: -8.8319088E-002
Maximum value: 1.0481482E-001
Sample mean: -4.5779149E-004

X variables:

X(1) = X_ITX
X(2) = 1

Model:

$Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + U$,
where U is the error term, satisfying
 $E[U|X(1), X(2)] = 0$.

OLS estimation results
Parameters Estimate t-value H.C. t-value
(S.E.) (H.C. S.E.)
[p-value] [H.C. p-value]

b(1)	0.0334180	1.068 (0.03129) [0.28548]	1.186 (0.02818) [0.23569]
b(2)	-0.0005118	-0.502 (0.00102) [0.61590]	-0.501 (0.00102) [0.61624]

Notes:

- 1: S.E. = Standard error
- 2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
- 3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 502
Variance of the residuals: 0.00052125
Standard error of the residuals (SER): 0.02283081
Residual sum of squares (RSS): 0.26062293
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.26121757
R-square: 0.0023
Adjusted R-square: 0.0003

Test for first-order autocorrelation:

Durbin-Watson test = 2.241964
REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 143.691584
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2))
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 0.146264
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(1)
p-value = 0.70213
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.71 3.84
Conclusions: accept accept

Information criteria:
Akaike: -7.555312640
Hannan-Quinn: -7.548718657
Schwarz: -7.538505468

EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Tuesday May 10, 2010

Session time: 07:36:59

Dependent variable:
Y = Y_IDR

Characteristics:

Y_IDR
First observation = 1(=2007.221)
Last observation = 502(=2009.218)
Number of usable observations: 502
Minimum value: -7.6131687E-002
Maximum value: 9.0770404E-002
Sample mean: -1.2486935E-004

X variables:

X(1) = X_IDR
X(2) = 1

Model:

$Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + U$,
where U is the error term, satisfying
 $E[U|X(1), X(2)] = 0$.

OLS estimation results
Parameters Estimate t-value H.C. t-value
(S.E.) (H.C. S.E.)
[p-value] [H.C. p-value]

b(1)	-0.0002891	-0.019 (0.01498) [0.98461]	-0.034 (0.00849) [0.97282]
b(2)	-0.0001239	-0.157 (0.00079) [0.87562]	-0.156 (0.00079) [0.87572]

Notes:

- 1: S.E. = Standard error
- 2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
- 3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 502
Variance of the residuals: 0.00031343
Standard error of the residuals (SER): 0.01770397
Residual sum of squares (RSS): 0.15671528
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.15671539
R-square: 0.0000
Adjusted R-square: -0.0020

Test for first-order autocorrelation:

Durbin-Watson test = 2.228763
REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 153.442425
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2))
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 0.289922
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(1)
p-value = 0.59027
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.71 3.84
Conclusions: accept accept

Information criteria:

Akaike: -8.063956631
Hannan-Quinn: -8.057362648
Schwarz: -8.047149459

EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Tuesday May 10, 2010
Session time: 07:37:35

Dependent variable:
Y = Y_MAP

Characteristics:

Y_MAP
First observation = 1(=2007.221)
Last observation = 502(=2009.218)
Number of usable observations: 502
Minimum value: -8.5271318E-002
Maximum value: 1.1111111E-001
Sample mean: -3.9295574E-004

X variables:

X(1) = X_MAP
X(2) = 1

Model:

$Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + U$,
where U is the error term, satisfying
 $E[U|X(1), X(2)] = 0$.

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

```

OLS estimation results
Parameters Estimate t-value H.C. t-value
(S.E.) (H.C. S.E.)
[p-value] [H.C. p-value]
b(1) 0.0185261 0.817 0.897
(0.02267) (0.02066)
[0.41384] [0.36985]
b(2) -0.0004274 -0.406 -0.408
(0.00105) (0.00105)
[0.68446] [0.68304]

Notes:
1: S.E. = Standard error
2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and
standard errors are based on White's heteroskedasticity
consistent variance matrix.
3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 502
Variance of the residuals: 0.00055425
Standard error of the residuals (SER): 0.02354262
Residual sum of squares (RSS): 0.2771275
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.27749759
R-square: 0.0013
Adjusted R-square: -0.0007

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 2.072546
REMARK: A better way of testing for autocorrelation
is to specify AR errors and then test the null
hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 189.975774
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 3.275849
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(1)
p-value = 0.07031
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.71 3.84
Conclusions: reject accept

Information criteria:
Akaike: -7.493909598
Hannan-Quinn: -7.487315616
Schwarz: -7.477102426

-----
EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Tuesday May 10, 2010
Session time: 07:39:16
-----
Dependent variable:
Y = Y_REE

Characteristics:
Y_REE
First observation = 1(=2007.221)
Last observation = 502(=2009.218)
Number of usable observations: 502
Minimum value: -8.7117390E-002
Maximum value: 1.4664701E-001
Sample mean: 3.2815483E-004

X variables:
X(1) = X_REE
X(2) = 1

Model:
Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + U,
where U is the error term, satisfying
E[U|X(1),X(2)] = 0.

OLS estimation results
Parameters Estimate t-value H.C. t-value
(S.E.) (H.C. S.E.)
[p-value] [H.C. p-value]
b(1) 0.0009763 0.060 0.083
(0.01623) (0.01178)
[0.95204] [0.93392]
b(2) 0.0003266 0.375 0.376
(0.00087) (0.00087)
[0.70755] [0.70667]

Notes:
1: S.E. = Standard error
2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and
standard errors are based on White's heteroskedasticity
consistent variance matrix.
3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 502
Variance of the residuals: 0.00038023
Standard error of the residuals (SER): 0.01949944
Residual sum of squares (RSS): 0.19011414
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.19011551
R-square: 0.0000
Adjusted R-square: -0.0020

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 2.110286
REMARK: A better way of testing for autocorrelation
is to specify AR errors and then test the null
hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 1791.187857
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 2.556437

```

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

Null hypothesis: The errors are homoskedastic
 Null distribution: Chi-square(1)
 p-value = 0.10985
 Significance levels: 10% 5%
 Critical values: 2.71 3.84
 Conclusions: accept accept

Information criteria:
 Akaike: -7.870762668
 Hannan-Quinn: -7.864168685
 Schwarz: -7.853955496

 EasyReg International [April 9, 2010]
 Session date: Tuesday May 10, 2010
 Session time: 07:39:45

Dependent variable:
 Y = Y_REP

Characteristics:

Y_REP
 First observation = 1(=2007.221)
 Last observation = 502(=2009.218)
 Number of usable observations: 502
 Minimum value: -1.5754190E-001
 Maximum value: 1.1687307E-001
 Sample mean: -1.0102465E-003

X variables:
 X(1) = X_REP
 X(2) = 1

Model:

$Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + U$,
 where U is the error term, satisfying
 $E[U|X(1), X(2)] = 0$.

OLS estimation results

Parameters	Estimate	t-value (S.E.) [p-value]	H.C. t-value (H.C. S.E.) [H.C. p-value]
b(1)	0.0221465	0.789 (0.02809) [0.43038]	1.055 (0.02099) [0.29145]
b(2)	-0.0010344	-1.046 (0.00099) [0.29552]	-1.049 (0.00099) [0.29399]

Notes:

- 1: S.E. = Standard error
- 2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
- 3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 502
 Variance of the residuals: 0.0004904
 Standard error of the residuals (SER): 0.02214504
 Residual sum of squares (RSS): 0.24520148
 (Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
 Total sum of squares (TSS): 0.24550642
 R-square: 0.0012
 Adjusted R-square: -0.0008

Test for first-order autocorrelation:

Durbin-Watson test = 2.048967
 REMARK: A better way of testing for autocorrelation
 is to specify AR errors and then test the null
 hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 1651.225331
 Null hypothesis: The errors are normally distributed
 Null distribution: Chi-square(2)
 p-value = 0.00000
 Significance levels: 10% 5%
 Critical values: 4.61 5.99
 Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 2.253642
 Null hypothesis: The errors are homoskedastic
 Null distribution: Chi-square(1)
 p-value = 0.13330
 Significance levels: 10% 5%
 Critical values: 2.71 3.84
 Conclusions: accept accept

Information criteria:
 Akaike: -7.616307026
 Hannan-Quinn: -7.609713044
 Schwarz: -7.599499855

 EasyReg International [April 9, 2010]
 Session date: Tuesday May 10, 2010
 Session time: 07:40:15

Dependent variable:
 Y = Y_SV

Characteristics:

Y_SV

First observation = 1(=2007.221)
 Last observation = 502(=2009.218)
 Number of usable observations: 502
 Minimum value: -1.1049551E-001
 Maximum value: 1.5213167E-001
 Sample mean: -2.9034499E-003

X variables:
 X(1) = X_SV
 X(2) = 1

Model:

$Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + U$,
 where U is the error term, satisfying
 $E[U|X(1), X(2)] = 0$.

OLS estimation results

Parameters	Estimate	t-value (S.E.) [p-value]	H.C. t-value (H.C. S.E.) [H.C. p-value]
b(1)	-0.1043008	-1.118 (0.09333) [0.26377]	-1.371 (0.07610) [0.17049]
b(2)	-0.0028388	-1.890 (0.00150) [0.05878]	-1.888 (0.00150) [0.05896]

Notes:

- 1: S.E. = Standard error
- 2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
- 3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 502
 Variance of the residuals: 0.00113111
 Standard error of the residuals (SER): 0.03363193
 Residual sum of squares (RSS): 0.5655322
 (Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
 Total sum of squares (TSS): 0.5669658
 R-square: 0.0025
 Adjusted R-square: 0.0005

Test for first-order autocorrelation:

Durbin-Watson test = 2.130162
 REMARK: A better way of testing for autocorrelation
 is to specify AR errors and then test the null
 hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 126.854025

Null hypothesis: The errors are normally distributed
 Null distribution: Chi-square(2)
 p-value = 0.00000
 Significance levels: 10% 5%
 Critical values: 4.61 5.99
 Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 0.149375
 Null hypothesis: The errors are homoskedastic
 Null distribution: Chi-square(1)
 p-value = 0.69913
 Significance levels: 10% 5%
 Critical values: 2.71 3.84
 Conclusions: accept accept

Information criteria:

Akaike: -6.780582863
 Hannan-Quinn: -6.773988881
 Schwarz: -6.763775692

 EasyReg International [April 9, 2010]
 Session date: Tuesday May 10, 2010
 Session time: 07:40:56

Dependent variable:
 Y = Y_TRE

Characteristics:

Y_TRE

First observation = 1(=2007.221)
 Last observation = 502(=2009.218)
 Number of usable observations: 502
 Minimum value: -1.3043478E-001
 Maximum value: 1.4020912E-001
 Sample mean: 3.3938661E-005

X variables:
 X(1) = X_TRE
 X(2) = 1

Model:

$Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + U$,
 where U is the error term, satisfying
 $E[U|X(1), X(2)] = 0$.

OLS estimation results

Parameters	Estimate	t-value (S.E.) [p-value]	H.C. t-value (H.C. S.E.) [H.C. p-value]
b(1)	-0.0010454	-0.051 (0.02000)[0.95878]	-0.061 (0.02000) [0.95878]

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

```

(0.02038)      (0.01722)
[0.95908]      [0.95160]
b(2)      0.0000382      0.029      0.029
(0.00130)      (0.00130)
[0.97654]      [0.97663]

Notes:
1: S.E. = Standard error
2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and
   standard errors are based on White's heteroskedasticity
   consistent variance matrix.
3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n):      502
Variance of the residuals:      0.00084301
Standard error of the residuals (SER): 0.02903464
Residual sum of squares (RSS):  0.42150508
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS):      0.4215073
R-square:      0.0000
Adjusted R-square:      -0.0020

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 1.918293
REMARK: A better way of testing for autocorrelation
is to specify AR errors and then test the null
hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 160.137865
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2))
p-value = 0.00000
Significance levels:      10%      5%
Critical values:      4.61      5.99
Conclusions:      reject      reject

Breusch-Pagan test = 1.21114
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(1)
p-value = 0.27111
Significance levels:      10%      5%
Critical values:      2.71      3.84
Conclusions:      accept      accept

Information criteria:
Akaike:      -7.07455446
Hannan-Quinn: -7.067961463
Schwarz:      -7.057748274

-----
EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Tuesday May 10, 2010
Session time: 07:41:21

Dependent variable:
Y = Y_TL5

Characteristics:
Y_TL5
First observation = 1(=2007.221)
Last observation = 502(=2009.218)
Number of usable observations: 502
Minimum value: -1.2329749E-001
Maximum value: 1.1111111E-001
Sample mean: -2.1169602E-003

X variables:
X(1) = X_TL5
X(2) = 1

Model:
Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + U,
where U is the error term, satisfying
E[U|X(1),X(2)] = 0.

OLS estimation results
Parameters Estimate t-value H.C. t-value
(S.E.) (H.C. S.E.)
[p-value] [H.C. p-value]
b(1) 0.0382174 1.650 1.915
(0.02316) (0.01996)
[0.09895] [0.05551]
b(2) 0.0000011 0.001 0.001
(0.00081) (0.00081)
[0.99887] [0.99887]

Notes:
1: S.E. = Standard error
2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and
   standard errors are based on White's heteroskedasticity
   consistent variance matrix.
3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n):      502
Variance of the residuals:      0.00032692
Standard error of the residuals (SER): 0.01808083
Residual sum of squares (RSS):  0.16345824
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS):      0.16434823
R-square:      0.0054
Adjusted R-square:      0.0034

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 2.073523
REMARK: A better way of testing for autocorrelation
is to specify AR errors and then test the null
hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 944.608784
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2))
p-value = 0.00000
Significance levels:      10%      5%
Critical values:      4.61      5.99
Conclusions:      reject      reject

Breusch-Pagan test = 0.775342
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(1)
p-value = 0.37857
Significance levels:      10%      5%
Critical values:      2.71      3.84
Conclusions:      accept      accept

```

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

Information criteria:
Akaike: -8.021829724
Hannan-Quinn: -8.015235741
Schwarz: -8.005022552

EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Tuesday May 10, 2010
Session time: 07:42:23

Dependent variable:
Y = Y_UNF

Characteristics:
Y_UNF
First observation = 1(=2007.221)
Last observation = 502(=2009.218)
Number of usable observations: 502
Minimum value: -6.6980675E-002
Maximum value: 1.6438356E-001
Sample mean: 5.8440727E-004

X variables:
X(1) = X_UNF
X(2) = 1

Model:
 $Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + U$,
where U is the error term, satisfying
 $E[U|X(1), X(2)] = 0$.

OLS estimation results

Parameters	Estimate	t-value (S.E.) [p-value]	H.C. t-value (H.C. S.E.) [H.C. p-value]
b(1)	-0.0018800	-0.149 (0.01265) [0.88186]	-0.189 (0.00996) [0.85028]
b(2)	0.0005906	0.751 (0.00079) [0.45238]	0.755 (0.00078) [0.44996]

Notes:
1: S.E. = Standard error
2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 502
Variance of the residuals: 0.00030919
Standard error of the residuals (SER): 0.01758372
Residual sum of squares (RSS): 0.15459361
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.15460044
R-square: 0.0000
Adjusted R-square: -0.0020

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 1.838852
REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 6781.472335
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 2.087537
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(1)
p-value = 0.14851
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.71 3.84
Conclusions: accept accept

Information criteria:
Akaike: -8.077587462
Hannan-Quinn: -8.070993479
Schwarz: -8.060780290

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

Resultados Regresiones Modelo $Y_t = \alpha + \beta X_t + \delta X_{t-1} + \varepsilon_t$
Frecuencia Diaria Nov 2007 / Oct 2008

 INTRODUCIMOS UN LAG EN LA ESTIMACIÓN

 EasyReg International [April 9, 2010]
 Session date: Friday May 14, 2010
 Session time: 13:05:46

Dependent variable:
 Y = Y_ABG

Characteristics:
 Y_ABG

First observation = 1(=2007.221)
 Last observation = 502(=2009.218)
 Number of usable observations: 502
 Minimum value: -1.1189303E-001
 Maximum value: 1.6777884E-001
 Sample mean: -1.1203956E-003

X variables:
 X(1) = X_ABG
 X(2) = LAG1[X_ABG]
 X(3) = 1

Model:
 $Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + b(3)X(3) + U$,
 where U is the error term, satisfying
 $E[U|X(1), X(2), X(3)] = 0$.

Parameters	Estimate	t-value (S.E.)	H.C. t-value (H.C. S.E.)
b(1)	-0.0815509	-1.548 (0.05268)	-1.502 (0.05431)
b(2)	0.0345840	0.658 (0.05258)	0.712 (0.04859)
b(3)	-0.0010463	-0.839 (0.00125)	-0.833 (0.00126)

Notes:
 1: S.E. = Standard error
 2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
 3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 501
 Variance of the residuals: 0.00077414
 Standard error of the residuals (SER): 0.02782339
 Residual sum of squares (RSS): 0.38552212
 (Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
 Total sum of squares (TSS): 0.3873901
 R-square: 0.0048
 Adjusted R-square: 0.0008

Overall F test: F(2,498) = 1.21
 p-value = 0.30012
 Significance levels: 10% 5%
 Critical values: 2.31 3.01
 Conclusions: accept accept

Test for first-order autocorrelation:
 Durbin-Watson test = 1.952209
 REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 235.291889
 Null hypothesis: The errors are normally distributed
 Null distribution: Chi-square(2)
 p-value = 0.00000
 Significance levels: 10% 5%
 Critical values: 4.61 5.99
 Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 2.955810
 Null hypothesis: The errors are homoskedastic
 Null distribution: Chi-square(2)
 p-value = 0.22812
 Significance levels: 10% 5%
 Critical values: 4.61 5.99
 Conclusions: accept accept

Information criteria:
 Akaike: -7.157786760
 Hannan-Quinn: -7.147879884
 Schwarz: -7.132537621

 EasyReg International [April 9, 2010]
 Session date: Friday May 14, 2010
 Session time: 13:07:42

Dependent variable:
 Y = Y_ABE

Characteristics:
 Y_ABE

First observation = 1(=2007.221)
 Last observation = 502(=2009.218)
 Number of usable observations: 502
 Minimum value: -7.2100313E-002
 Maximum value: 8.9442815E-002
 Sample mean: -6.3121907E-004

X variables:
 X(1) = X_ABE
 X(2) = LAG1[X_ABE]
 X(3) = 1

Model:
 $Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + b(3)X(3) + U$,
 where U is the error term, satisfying
 $E[U|X(1), X(2), X(3)] = 0$.

Parameters	Estimate	t-value (S.E.)	H.C. t-value (H.C. S.E.)
b(1)	-0.0087464	-0.320 (0.02729)	-0.395 (0.02216)
b(2)	-0.0042678	-0.156 (0.02745)	-0.202 (0.02109)
b(3)	-0.0006219	-0.758 (0.00082)	-0.759 (0.00082)

Notes:
 1: S.E. = Standard error
 2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
 3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 501
 Variance of the residuals: 0.00033722
 Standard error of the residuals (SER): 0.01836347
 Residual sum of squares (RSS): 0.16793413
 (Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
 Total sum of squares (TSS): 0.16798666
 R-square: 0.0003
 Adjusted R-square: -0.0037

Overall F test: F(2,498) = 0.08
 p-value = 0.92507
 Significance levels: 10% 5%
 Critical values: 2.31 3.01
 Conclusions: accept accept

Test for first-order autocorrelation:
 Durbin-Watson test = 2.251964
 REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 194.217926
 Null hypothesis: The errors are normally distributed
 Null distribution: Chi-square(2)
 p-value = 0.00000
 Significance levels: 10% 5%
 Critical values: 4.61 5.99
 Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 0.546399
 Null hypothesis: The errors are homoskedastic
 Null distribution: Chi-square(2)
 p-value = 0.76094
 Significance levels: 10% 5%
 Critical values: 4.61 5.99
 Conclusions: accept accept

Information criteria:
 Akaike: -7.988813525
 Hannan-Quinn: -7.978906650
 Schwarz: -7.963564387

 EasyReg International [April 9, 2010]
 Session date: Friday May 14, 2010
 Session time: 13:08:59

Dependent variable:
 Y = Y_ANA

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

Characteristics:

Y_ANA
First observation = 1(=2007.221)
Last observation = 502(=2009.218)
Number of usable observations: 502
Minimum value: -1.3051702E-001
Maximum value: 1.5591008E-001
Sample mean: -8.4956996E-004

X variables:
X(1) = X_ANA
X(2) = LAG1[X_ANA]
X(3) = 1

Model:
Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + b(3)X(3) + U,
where U is the error term, satisfying
E[U|X(1),X(2),X(3)] = 0.

OLS estimation results
Parameters Estimate t-value H.C. t-value
(S.E.) (H.C. S.E.)
[p-value] [H.C. p-value]
b(1) -0.0068224 -0.153 -0.149
(0.04461) (0.04566)
[0.87845] [0.88123]
b(2) -0.0150081 -0.337 -0.404
(0.04460) (0.03714)
[0.73648] [0.68612]
b(3) -0.0008127 -0.618 -0.620
(0.00132) (0.00131)
[0.53678] [0.53523]

Notes:
1: S.E. = Standard error
2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 501
Variance of the residuals: 0.00086408
Standard error of the residuals (SER): 0.02939532
Residual sum of squares (RSS): 0.43031421
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.43046489
R-square: 0.0004
Adjusted R-square: -0.0037

Overall F test: F(2,498) = 0.09
p-value = 0.91651
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.31 3.01
Conclusions: accept accept

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 2.048449
REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 204.292406
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 1.099512
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.57709
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: accept accept

Information criteria:
Akaike: -7.047869662
Hannan-Quinn: -7.037962787
Schwarz: -7.022620524

EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Friday May 14, 2010
Session time: 13:09:33

Dependent variable:
Y = Y_ACX

Characteristics:
Y_ACX
First observation = 1(=2007.221)
Last observation = 502(=2009.218)
Number of usable observations: 502
Minimum value: -8.4770535E-002
Maximum value: 9.3142272E-002
Sample mean: -1.0328803E-003

X variables:
X(1) = X_ACX
X(2) = LAG1[X_ACX]

X(3) = 1

Model:
Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + b(3)X(3) + U,
where U is the error term, satisfying
E[U|X(1),X(2),X(3)] = 0.

OLS estimation results
Parameters Estimate t-value H.C. t-value
(S.E.) (H.C. S.E.)
[p-value] [H.C. p-value]
b(1) 0.0285514 0.782 0.933
(0.03652) (0.03060)
[0.43435] [0.35085]
b(2) 0.0400672 1.097 1.484
(0.03652) (0.02700)
[0.27261] [0.13784]
b(3) -0.0010527 -1.090 -1.091
(0.00097) (0.00097)
[0.27550] [0.27541]

Notes:
1: S.E. = Standard error
2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 501
Variance of the residuals: 0.00046691
Standard error of the residuals (SER): 0.02160804
Residual sum of squares (RSS): 0.23251985
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.23334394
R-square: 0.0035
Adjusted R-square: -0.0005

Overall F test: F(2,498) = 0.88
p-value = 0.41439
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.31 3.01
Conclusions: accept accept

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 2.214365
REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 128.585758
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 0.874329
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.64587
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: accept accept

Information criteria:
Akaike: -7.663409754
Hannan-Quinn: -7.653502878
Schwarz: -7.638160615

EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Friday May 14, 2010
Session time: 13:10:06

Dependent variable:
Y = Y_ACS

Characteristics:
Y_ACS
First observation = 1(=2007.221)
Last observation = 502(=2009.218)
Number of usable observations: 502
Minimum value: -7.0939469E-002
Maximum value: 9.5977417E-002
Sample mean: -4.5150824E-004

X variables:
X(1) = X_ACS
X(2) = LAG1[X_ACS]
X(3) = 1

Model:
Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + b(3)X(3) + U,
where U is the error term, satisfying
E[U|X(1),X(2),X(3)] = 0.

OLS estimation results
Parameters Estimate t-value H.C. t-value
(S.E.) (H.C. S.E.)
[p-value] [H.C. p-value]

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

```

b(1)      0.0588937      2.415      2.494
          (0.02439)      (0.02362)
          [0.01573]      [0.01265]
b(2)     -0.0886796      -3.637      -3.610
          (0.02439)      (0.02457)
          [0.00028]      [0.00031]
b(3)     -0.0004057      -0.454      -0.455
          (0.00089)      (0.00089)
          [0.64999]      [0.64889]

Notes:
1: S.E. = Standard error
2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and
   standard errors are based on White's heteroskedasticity
   consistent variance matrix.
3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n):          501
Variance of the residuals:         0.0003989
Standard error of the residuals (SER): 0.0199725
Residual sum of squares (RSS):     0.19865256
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS):        0.20504636
R-square:                           0.0312
Adjusted R-square:                  0.0273

Overall F test: F(2,498) = 8.01
p-value = 0.00038
Significance levels:                10%      5%
Critical values:                    2.31    3.01
Conclusions:                        reject   reject

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 1.965340
REMARK: A better way of testing for autocorrelation
is to specify AR errors and then test the null
hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 104.377817
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000
Significance levels:                10%      5%
Critical values:                    4.61    5.99
Conclusions:                        reject   reject

Breusch-Pagan test = 3.318762
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.19026
Significance levels:                10%      5%
Critical values:                    4.61    5.99
Conclusions:                        accept   accept

Information criteria:
Akaike:                            -7.820827961
Hannan-Quinn: -7.810921086
Schwarz:                            -7.795578823

-----
EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Friday May 14, 2010
Session time: 13:10:44
-----
Dependent variable:
Y = Y_POP

Characteristics:
Y_POP
First observation = 1(=2007.221)
Last observation = 502(=2009.218)
Number of usable observations: 502
Minimum value: -9.5730918E-002
Maximum value: 1.6000000E-001
Sample mean: -1.0345516E-003

X variables:
X(1) = X_POP
X(2) = LAG1[X_POP]
X(3) = 1

Model:
Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + b(3)X(3) + U,
where U is the error term, satisfying
E[U|X(1),X(2),X(3)] = 0.

OLS estimation results
Parameters Estimate t-value H.C. t-value
(S.E.) (H.C. S.E.)
[p-value] [H.C. p-value]
b(1) -0.0121281 -0.297 -0.436
(0.04081) (0.02781)
[0.76635] [0.66277]
b(2) 0.0089682 0.225 0.209
(0.03979) (0.04288)
[0.82167] [0.83435]
b(3) -0.0005404 -0.703 -0.715
(0.00077) (0.00076)
[0.48187] [0.47486]

Notes:
1: S.E. = Standard error
2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and
   standard errors are based on White's heteroskedasticity
   consistent variance matrix.
3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n):          501
Variance of the residuals:         0.00029496
Standard error of the residuals (SER): 0.01717438
Residual sum of squares (RSS):     0.14688975
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS):        0.14692439
R-square:                           0.0002
Adjusted R-square:                  -0.0038

standard errors are based on White's heteroskedasticity
consistent variance matrix.
3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n):          501
Variance of the residuals:         0.0005672
Standard error of the residuals (SER): 0.02381596
Residual sum of squares (RSS):     0.2824655
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS):        0.28469724
R-square:                           0.0078
Adjusted R-square:                  0.0039

Overall F test: F(2,498) = 1.97
p-value = 0.14091
Significance levels:                10%      5%
Critical values:                    2.31    3.01
Conclusions:                        accept   accept

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 1.821178
REMARK: A better way of testing for autocorrelation
is to specify AR errors and then test the null
hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 1225.656503
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000
Significance levels:                10%      5%
Critical values:                    4.61    5.99
Conclusions:                        reject   reject

Breusch-Pagan test = 0.621757
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.73280
Significance levels:                10%      5%
Critical values:                    4.61    5.99
Conclusions:                        accept   accept

Information criteria:
Akaike:                            -7.468828910
Hannan-Quinn: -7.458922035
Schwarz:                            -7.443579772

-----
EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Friday May 14, 2010
Session time: 13:11:14
-----
Dependent variable:
Y = Y_SAB

Characteristics:
Y_SAB
First observation = 1(=2007.221)
Last observation = 502(=2009.218)
Number of usable observations: 502
Minimum value: -7.6433121E-002
Maximum value: 1.8267420E-001
Sample mean: -5.6699695E-004

X variables:
X(1) = X_SAB
X(2) = LAG1[X_SAB]
X(3) = 1

Model:
Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + b(3)X(3) + U,
where U is the error term, satisfying
E[U|X(1),X(2),X(3)] = 0.

OLS estimation results
Parameters Estimate t-value H.C. t-value
(S.E.) (H.C. S.E.)
[p-value] [H.C. p-value]
b(1) -0.0121281 -0.297 -0.436
(0.04081) (0.02781)
[0.76635] [0.66277]
b(2) 0.0089682 0.225 0.209
(0.03979) (0.04288)
[0.82167] [0.83435]
b(3) -0.0005404 -0.703 -0.715
(0.00077) (0.00076)
[0.48187] [0.47486]

Notes:
1: S.E. = Standard error
2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and
   standard errors are based on White's heteroskedasticity
   consistent variance matrix.
3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n):          501
Variance of the residuals:         0.00029496
Standard error of the residuals (SER): 0.01717438
Residual sum of squares (RSS):     0.14688975
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS):        0.14692439
R-square:                           0.0002
Adjusted R-square:                  -0.0038

```

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

Overall F test: $F(2,498) = 0.06$
 p-value = 0.94298
 Significance levels: 10% 5%
 Critical values: 2.31 3.01
 Conclusions: accept accept

Test for first-order autocorrelation:
 Durbin-Watson test = 2.131042
 REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 15230.042855
 Null hypothesis: The errors are normally distributed
 Null distribution: Chi-square(2)
 p-value = 0.00000
 Significance levels: 10% 5%
 Critical values: 4.61 5.99
 Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 24.679416
 Null hypothesis: The errors are homoskedastic
 Null distribution: Chi-square(2)
 p-value = 0.00000
 Significance levels: 10% 5%
 Critical values: 4.61 5.99
 Conclusions: reject reject

Information criteria:
 Akaike: -8.122703013
 Hannan-Quinn: -8.112796138
 Schwarz: -8.097453875

 EasyReg International [April 9, 2010]
 Session date: Friday May 14, 2010
 Session time: 13:11:46

Dependent variable:
 Y = Y_BTO

Characteristics:
 Y_BTO

First observation = 1(=2007.221)
 Last observation = 502(=2009.218)
 Number of usable observations: 502
 Minimum value: -8.5921325E-002
 Maximum value: 1.1950395E-001
 Sample mean: -7.8357185E-004

X variables:
 X(1) = X_BTO
 X(2) = LAG1[X_BTO]
 X(3) = 1

Model:
 $Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + b(3)X(3) + U$,
 where U is the error term, satisfying
 $E[U|X(1), X(2), X(3)] = 0$.

Parameters	Estimate	t-value (S.E.)	H.C. t-value (H.C. S.E.)
b(1)	0.0130452	0.590 [0.02210]	0.497 [0.02623]
b(2)	-0.0220725	-0.993 [0.32086]	-1.116 [0.26443]
b(3)	-0.0007567	-0.839 (0.00090)	-0.848 (0.00089)
		[0.40140]	[0.39620]

Notes:
 1: S.E. = Standard error
 2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
 3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 501
 Variance of the residuals: 0.00040439
 Standard error of the residuals (SER): 0.02010935
 Residual sum of squares (RSS): 0.20138414
 (Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
 Total sum of squares (TSS): 0.20187442
 R-square: 0.0024
 Adjusted R-square: -0.0016

Overall F test: $F(2,498) = 0.61$
 p-value = 0.54582
 Significance levels: 10% 5%
 Critical values: 2.31 3.01
 Conclusions: accept accept

Test for first-order autocorrelation:
 Durbin-Watson test = 2.220786
 REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 502.866555
 Null hypothesis: The errors are normally distributed
 Null distribution: Chi-square(2)
 p-value = 0.00000
 Significance levels: 10% 5%
 Critical values: 4.61 5.99
 Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 8.944940
 Null hypothesis: The errors are homoskedastic
 Null distribution: Chi-square(2)
 p-value = 0.01142
 Significance levels: 10% 5%
 Critical values: 4.61 5.99
 Conclusions: reject reject

Information criteria:
 Akaike: -7.807171122
 Hannan-Quinn: -7.797264246
 Schwarz: -7.781921984

 EasyReg International [April 9, 2010]
 Session date: Friday May 14, 2010
 Session time: 13:12:21

Dependent variable:
 Y = Y_BKT

Characteristics:
 Y_BKT

First observation = 1(=2007.221)
 Last observation = 502(=2009.218)
 Number of usable observations: 502
 Minimum value: -7.6791809E-002
 Maximum value: 1.4503817E-001
 Sample mean: -3.5964283E-004

X variables:
 X(1) = X_BKT
 X(2) = LAG1[X_BKT]
 X(3) = 1

Model:
 $Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + b(3)X(3) + U$,
 where U is the error term, satisfying
 $E[U|X(1), X(2), X(3)] = 0$.

Parameters	Estimate	t-value (S.E.)	H.C. t-value (H.C. S.E.)
b(1)	0.0259189	0.548 [0.04727]	0.496 [0.05229]
b(2)	0.0513293	1.086 [0.04728]	1.434 [0.03580]
b(3)	-0.0003399	-0.296 [0.27759]	-0.296 [0.15168]
		[0.00115]	[0.00115]
		[0.76711]	[0.76703]

Notes:
 1: S.E. = Standard error
 2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
 3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 501
 Variance of the residuals: 0.00065972
 Standard error of the residuals (SER): 0.02568492
 Residual sum of squares (RSS): 0.32853816
 (Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
 Total sum of squares (TSS): 0.32963918
 R-square: 0.0033
 Adjusted R-square: -0.0007

Overall F test: $F(2,498) = 0.83$
 p-value = 0.43471
 Significance levels: 10% 5%
 Critical values: 2.31 3.01
 Conclusions: accept accept

Test for first-order autocorrelation:
 Durbin-Watson test = 2.037776
 REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 303.642201
 Null hypothesis: The errors are normally distributed
 Null distribution: Chi-square(2)
 p-value = 0.00000
 Significance levels: 10% 5%
 Critical values: 4.61 5.99
 Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 0.853231
 Null hypothesis: The errors are homoskedastic
 Null distribution: Chi-square(2)
 p-value = 0.65271

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: accept accept

Information criteria:
Akaike: -7.317732343
Hannan-Quinn: -7.307825467
Schwarz: -7.292483204

EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Friday May 14, 2010
Session time: 13:13:00

Dependent variable:
Y = Y_BBVA

Characteristics:

Y_BBVA

First observation = 1(=2007.221)
Last observation = 502(=2009.218)
Number of usable observations: 502
Minimum value: -1.2779851E-001
Maximum value: 1.3950276E-001
Sample mean: -1.2695098E-003

X variables:

X(1) = X_BBVA
X(2) = LAG1[X_BBVA]
X(3) = 1

Model:

$Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + b(3)X(3) + U$,
where U is the error term, satisfying
 $E[U|X(1), X(2), X(3)] = 0$.

OLS estimation results

Parameters	Estimate	t-value (S.E.)	H.C. t-value (H.C. S.E.)
b(1)	-0.0040356	-0.159 (0.02537) [0.87363]	-0.224 (0.01800) [0.82260]
b(2)	-0.0078425	-0.309 (0.02535) [0.75706]	-0.367 (0.02137) [0.71368]
b(3)	-0.0012241	-1.226 (0.00100) [0.22002]	-1.222 (0.00100) [0.22176]

Notes:

- 1: S.E. = Standard error
- 2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
- 3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 501
Variance of the residuals: 0.00049525
Standard error of the residuals (SER): 0.02225417
Residual sum of squares (RSS): 0.2466336
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.24672441
R-square: 0.0004
Adjusted R-square: -0.0036

Overall F test: $F(2,498) = 0.09$
p-value = 0.91241

Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.31 3.01
Conclusions: accept accept

Test for first-order autocorrelation:

Durbin-Watson test = 1.993124

REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 1566.963682
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000

Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 6.146369

Null hypothesis: The errors are homoskedastic

Null distribution: Chi-square(2)

p-value = 0.04627

Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Information criteria:

Akaike: -7.604481500
Hannan-Quinn: -7.594574624
Schwarz: -7.579232361

EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Friday May 14, 2010

Session time: 13:13:34

Dependent variable:

Y = Y_SAN

Characteristics:

Y_SAN

First observation = 1(=2007.221)
Last observation = 502(=2009.218)
Number of usable observations: 502
Minimum value: -1.1941748E-001
Maximum value: 1.4328358E-001
Sample mean: -7.5464658E-004

X variables:

X(1) = X_SAN
X(2) = LAG1[X_SAN]
X(3) = 1

Model:

$Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + b(3)X(3) + U$,
where U is the error term, satisfying
 $E[U|X(1), X(2), X(3)] = 0$.

OLS estimation results

Parameters	Estimate	t-value (S.E.)	H.C. t-value (H.C. S.E.)
b(1)	-0.0018923	-0.129 (0.01469) [0.89749]	-0.182 (0.01042) [0.85588]
b(2)	0.0089193	0.608 (0.01468) [0.54351]	0.949 (0.00940) [0.34245]
b(3)	-0.0007508	-0.731 (0.00103) [0.46503]	-0.738 (0.00102) [0.46030]

Notes:

- 1: S.E. = Standard error
- 2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
- 3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 501
Variance of the residuals: 0.00052708
Standard error of the residuals (SER): 0.02295814
Residual sum of squares (RSS): 0.26248399
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.26270779
R-square: 0.0009
Adjusted R-square: -0.0032

Overall F test: $F(2,498) = 0.21$

p-value = 0.80879
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.31 3.01
Conclusions: accept accept

Test for first-order autocorrelation:

Durbin-Watson test = 2.146188

REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 1840.842872

Null hypothesis: The errors are normally distributed

Null distribution: Chi-square(2)

p-value = 0.00000

Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 6.505921

Null hypothesis: The errors are homoskedastic

Null distribution: Chi-square(2)

p-value = 0.03866

Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Information criteria:

Akaike: -7.542195242
Hannan-Quinn: -7.532288366
Schwarz: -7.516946103

EasyReg International [April 9, 2010]

Session date: Friday May 14, 2010

Session time: 13:14:14

Dependent variable:

Y = Y_CIN

Characteristics:

Y_CIN

First observation = 1(=2007.221)
Last observation = 502(=2009.218)
Number of usable observations: 502
Minimum value: -7.8873239E-002
Maximum value: 1.4211886E-001
Sample mean: -7.3113795E-004

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

X variables:
X(1) = X_CIN
X(2) = LAG1[X_CIN]
X(3) = 1

Model:
Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + b(3)X(3) + U,
where U is the error term, satisfying
E[U|X(1),X(2),X(3)] = 0.

Parameters	Estimate	t-value (S.E.)	H.C. t-value (H.C. S.E.)
b(1)	0.0295344	0.511 (0.05774)	0.539 (0.05483)
b(2)	0.0099164	0.172 (0.05774)	0.174 (0.05708)
b(3)	-0.0007478	-0.683 (0.00109)	-0.684 (0.00109)

Notes:
1: S.E. = Standard error
2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 501
Variance of the residuals: 0.00060056
Standard error of the residuals (SER): 0.02450625
Residual sum of squares (RSS): 0.29907695
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.29928177
R-square: 0.0007
Adjusted R-square: -0.0033

Overall F test: F(2,498) = 0.17
p-value = 0.84327
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.31 3.01
Conclusions: accept accept

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 2.108297
REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 256.705108
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 7.082041
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.02898
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Information criteria:
Akaike: -7.411684421
Hannan-Quinn: -7.401777546
Schwarz: -7.386435283

EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Friday May 14, 2010
Session time: 13:14:45

Dependent variable:
Y = Y_CRI

Characteristics:
Y_CRI

First observation = 234(=2008.202)
Last observation = 502(=2009.218)
Number of usable observations: 269
Minimum value: -1.0394265E-001
Maximum value: 1.2121212E-001
Sample mean: -2.3953031E-003

X variables:
X(1) = X_CRI
X(2) = LAG1[X_CRI]
X(3) = 1

Model:
Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + b(3)X(3) + U,
where U is the error term, satisfying
E[U|X(1),X(2),X(3)] = 0.

Parameters	Estimate	t-value (S.E.)	H.C. t-value (H.C. S.E.)
b(1)	-0.0135260	-1.203 (0.01125)	-1.874 (0.00722)
b(2)	0.0020050	0.178 (0.01124)	0.239 (0.00839)
b(3)	-0.0023330	-1.473 (0.00158)	-1.455 (0.00160)

Notes:
1: S.E. = Standard error
2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 268
Variance of the residuals: 0.0006726
Standard error of the residuals (SER): 0.02583144
Residual sum of squares (RSS): 0.17682481
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.1777902
R-square: 0.0054
Adjusted R-square: -0.0021

Overall F test: F(2,265) = 0.72
p-value = 0.48606
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.32 3.03
Conclusions: accept accept

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 2.309357
REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 304.504092
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 3.865264
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.14477
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: accept accept

Information criteria:
Akaike: -7.301194739
Hannan-Quinn: -7.285049459
Schwarz: -7.260997123

EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Friday May 14, 2010
Session time: 13:15:24

Dependent variable:
Y = Y_ELE

Characteristics:
Y_ELE

First observation = 1(=2007.221)
Last observation = 502(=2009.218)
Number of usable observations: 502
Minimum value: -7.7330197E-002
Maximum value: 1.2882448E-001
Sample mean: -4.7161705E-004

X variables:
X(1) = X_ELE
X(2) = LAG1[X_ELE]
X(3) = 1

Model:
Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + b(3)X(3) + U,
where U is the error term, satisfying
E[U|X(1),X(2),X(3)] = 0.

Parameters	Estimate	t-value (S.E.)	H.C. t-value (H.C. S.E.)
b(1)	0.0173211	0.710 (0.02441)	1.467 (0.01180)
b(2)	-0.0397282	-1.628 (0.02441)	-2.167 (0.01833)
b(3)	-0.0004862	-0.639 (0.00076)	-0.641 (0.00076)

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

```

Notes:
1: S.E. = Standard error
2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and
standard errors are based on White's heteroskedasticity
consistent variance matrix.
3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 501
Variance of the residuals: 0.00028945
Standard error of the residuals (SER): 0.01701329
Residual sum of squares (RSS): 0.14414708
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.14494937
R-square: 0.0055
Adjusted R-square: 0.0015

Overall F test: F(2,498) = 1.39
p-value = 0.25106
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.31 3.01
Conclusions: accept accept

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 1.827637
REMARK: A better way of testing for autocorrelation
is to specify AR errors and then test the null
hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 2273.975193
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2))
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 1.825144
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.40149
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: accept accept

Information criteria:
Akaike: -8.141551189
Hannan-Quinn: -8.131644313
Schwarz: -8.116302050

-----
EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Friday May 14, 2010
Session time: 13:15:58
-----
Dependent variable:
Y = Y_FCC

Characteristics:
Y_FCC
First observation = 1(=2007.221)
Last observation = 502(=2009.218)
Number of usable observations: 502
Minimum value: -6.8713764E-002
Maximum value: 7.8451524E-002
Sample mean: -1.4289532E-003

X variables:
X(1) = X_FCC
X(2) = LAG1[X_FCC]
X(3) = 1

Model:
Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + b(3)X(3) + U,
where U is the error term, satisfying
E[U|X(1),X(2),X(3)] = 0.

OLS estimation results
Parameters Estimate t-value H.C. t-value
(S.E.) (H.C. S.E.)
[p-value] [H.C. p-value]
b(1) -0.0325171 -0.936 -1.001
(0.03474) (0.03249)
[0.34922] [0.31690]
b(2) 0.0347019 0.998 1.076
(0.03476) (0.03224)
[0.31816] [0.28181]
b(3) -0.0014523 -1.469 -1.470
(0.00099) (0.00099)
[0.14190] [0.14152]

Notes:
1: S.E. = Standard error
2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and
standard errors are based on White's heteroskedasticity
consistent variance matrix.
3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 501
Variance of the residuals: 0.00048702
Standard error of the residuals (SER): 0.02206856
Residual sum of squares (RSS): 0.24253657
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)

Total sum of squares (TSS): 0.24326846
R-square: 0.0030
Adjusted R-square: -0.0010

Overall F test: F(2,498) = 0.75
p-value = 0.47225
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.31 3.01
Conclusions: accept accept

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 2.024505
REMARK: A better way of testing for autocorrelation
is to specify AR errors and then test the null
hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 9.653601
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2))
p-value = 0.00801
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 0.019873
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.99011
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: accept accept

Information criteria:
Akaike: -7.621232809
Hannan-Quinn: -7.611325934
Schwarz: -7.595983671

-----
EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Friday May 14, 2010
Session time: 13:16:41
-----
Dependent variable:
Y = Y_FER

Characteristics:
Y_FER
First observation = 1(=2007.221)
Last observation = 502(=2009.218)
Number of usable observations: 502
Minimum value: -9.4645551E-002
Maximum value: 1.0665881E-001
Sample mean: -1.9120308E-003

X variables:
X(1) = X_FER
X(2) = LAG1[X_FER]
X(3) = 1

Model:
Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + b(3)X(3) + U,
where U is the error term, satisfying
E[U|X(1),X(2),X(3)] = 0.

OLS estimation results
Parameters Estimate t-value H.C. t-value
(S.E.) (H.C. S.E.)
[p-value] [H.C. p-value]
b(1) 0.0853841 1.560 1.486
(0.05475) (0.05745)
[0.11886] [0.13720]
b(2) 0.0354486 0.648 0.526
(0.05474) (0.06736)
[0.51724] [0.59871]
b(3) -0.0020433 -1.626 -1.629
(0.00126) (0.00125)
[0.10397] [0.10329]

Notes:
1: S.E. = Standard error
2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and
standard errors are based on White's heteroskedasticity
consistent variance matrix.
3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 501
Variance of the residuals: 0.00078723
Standard error of the residuals (SER): 0.0280577
Residual sum of squares (RSS): 0.3920429
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.39433707
R-square: 0.0058
Adjusted R-square: 0.0018

Overall F test: F(2,498) = 1.46
p-value = 0.23390
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.31 3.01
Conclusions: accept accept

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 2.170804

```

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 48.073762
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 1.141364
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.56514
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: accept accept

Information criteria:
Akaike: -7.141014050
Hannan-Quinn: -7.131107174
Schwarz: -7.115764912

EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Friday May 14, 2010
Session time: 13:17:15

Dependent variable:
Y = Y_GAM

Characteristics:
Y_GAM

First observation = 1(=2007.221)
Last observation = 502(=2009.218)
Number of usable observations: 502
Minimum value: -2.2296173E-001
Maximum value: 1.6097279E-001
Sample mean: -2.7092555E-004

X variables:
X(1) = X_GAM
X(2) = LAG1[X_GAM]
X(3) = 1

Model:
Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + b(3)X(3) + U,
where U is the error term, satisfying
E[U|X(1),X(2),X(3)] = 0.

OLS estimation results			
Parameters	Estimate	t-value (S.E.)	H.C. t-value (H.C. S.E.)
		[p-value]	[H.C. p-value]
b(1)	0.0655680	1.790 (0.03663) [0.07349]	2.074 (0.03161) [0.03805]
b(2)	0.0105110	0.287 (0.03664) [0.77423]	0.354 (0.02967) [0.72316]
b(3)	-0.0002234	-0.169 (0.00132) [0.86593]	-0.168 (0.00133) [0.86632]

Notes:
1: S.E. = Standard error
2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 501
Variance of the residuals: 0.00087661
Standard error of the residuals (SER): 0.02960762
Residual sum of squares (RSS): 0.43655224
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.43980287
R-square: 0.0074
Adjusted R-square: 0.0034

Overall F test: F(2,498) = 1.85
p-value = 0.15768
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.31 3.01
Conclusions: accept accept

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 1.885904
REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 2179.356835
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 13.354946
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00126
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Information criteria:
Akaike: -7.033477287
Hannan-Quinn: -7.023570411
Schwarz: -7.008228148

EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Friday May 14, 2010
Session time: 13:17:47

Dependent variable:
Y = Y_GAS

Characteristics:
Y_GAS

First observation = 1(=2007.221)
Last observation = 502(=2009.218)
Number of usable observations: 502
Minimum value: -9.1706248E-002
Maximum value: 1.2209590E-001
Sample mean: -3.6470564E-004

X variables:
X(1) = X_GAS
X(2) = LAG1[X_GAS]
X(3) = 1

Model:
Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + b(3)X(3) + U,
where U is the error term, satisfying
E[U|X(1),X(2),X(3)] = 0.

OLS estimation results			
Parameters	Estimate	t-value (S.E.)	H.C. t-value (H.C. S.E.)
		[p-value]	[H.C. p-value]
b(1)	0.0080622	0.452 (0.01783) [0.65116]	0.528 (0.01527) [0.59748]
b(2)	0.0004414	0.025 (0.01783) [0.98025]	0.031 (0.01416) [0.97514]
b(3)	-0.0003733	-0.386 (0.00097) [0.69971]	-0.386 (0.00097) [0.69936]

Notes:
1: S.E. = Standard error
2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 501
Variance of the residuals: 0.00046901
Standard error of the residuals (SER): 0.02165654
Residual sum of squares (RSS): 0.23356493
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.23366991
R-square: 0.0004
Adjusted R-square: -0.0036

Overall F test: F(2,498) = 0.11
p-value = 0.89413
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.31 3.01
Conclusions: accept accept

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 2.098086
REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 447.040691
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 0.807359
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.66786
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: accept accept

Information criteria:
Akaike: -7.658925241
Hannan-Quinn: -7.649018366
Schwarz: -7.633676103

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

```

-----
EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Friday May 14, 2010
Session time: 13:18:25
-----
Dependent variable:
Y = Y_GRF

Characteristics:
Y_GRF
  First observation = 1(=2007.221)
  Last observation = 502(=2009.218)
  Number of usable observations: 502
  Minimum value: -1.1126779E-001
  Maximum value: 9.7818903E-002
  Sample mean: 1.6483377E-003

X variables:
X(1) = X_GRF
X(2) = LAG1[X_GRF]
X(3) = 1

Model:
Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + b(3)X(3) + U,
where U is the error term, satisfying
E[U|X(1),X(2),X(3)] = 0.

OLS estimation results
Parameters Estimate t-value H.C. t-value
(S.E.) (H.C. S.E.)
[p-value] [H.C. p-value]
b(1) 0.0106796 0.526 0.772
(0.02029) (0.01384)
[0.59872] [0.44021]
b(2) -0.0372860 -1.837 -1.657
(0.02030) (0.02250)
[0.06618] [0.09749]
b(3) 0.0017190 1.616 1.628
(0.00106) (0.00106)
[0.10619] [0.10354]

Notes:
1: S.E. = Standard error
2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and
standard errors are based on White's heteroskedasticity
consistent variance matrix.
3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 501
Variance of the residuals: 0.000564
Standard error of the residuals (SER): 0.02374866
Residual sum of squares (RSS): 0.28087147
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.28292275
R-square: 0.0073
Adjusted R-square: 0.0033

Overall F test: F(2,498) = 1.82
p-value = 0.16334
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.31 3.01
Conclusions: accept accept

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 2.277570
REMARK: A better way of testing for autocorrelation
is to specify AR errors and then test the null
hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 196.313707
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 2.881002
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.23681
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: accept accept

Information criteria:
Akaike: -7.474488185
Hannan-Quinn: -7.464581310
Schwarz: -7.449239047

-----
EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Friday May 14, 2010
Session time: 13:23:01
-----
Dependent variable:
Y = Y_IBR

Characteristics:
Y_IBR
  First observation = 279(=2008.247)
  Last observation = 502(=2009.218)

X variables:
X(1) = X_IBR
X(2) = LAG1[X_IBR]
X(3) = 1

Model:
Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + b(3)X(3) + U,

Number of usable observations: 224
Minimum value: -1.5302491E-001
Maximum value: 1.1764706E-001
Sample mean: -2.9994292E-003

X variables:
X(1) = X_IBR
X(2) = LAG1[X_IBR]
X(3) = 1

Model:
Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + b(3)X(3) + U,
where U is the error term, satisfying
E[U|X(1),X(2),X(3)] = 0.

OLS estimation results
Parameters Estimate t-value H.C. t-value
(S.E.) (H.C. S.E.)
[p-value] [H.C. p-value]
b(1) 0.0000975 0.003 0.004
(0.03090) (0.02667)
[0.99748] [0.99708]
b(2) 0.0048986 0.159 0.322
(0.03090) (0.01519)
[0.87403] [0.74710]
b(3) -0.0029067 -1.266 -1.261
(0.00230) (0.00231)
[0.20562] [0.20739]

Notes:
1: S.E. = Standard error
2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and
standard errors are based on White's heteroskedasticity
consistent variance matrix.
3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 223
Variance of the residuals: 0.00116981
Standard error of the residuals (SER): 0.03420243
Residual sum of squares (RSS): 0.25735731
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.25738757
R-square: 0.0001
Adjusted R-square: -0.0090

Overall F test: F(2,220) = 0.01
p-value = 0.98715
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.33 3.04
Conclusions: accept accept

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 1.858430
REMARK: A better way of testing for autocorrelation
is to specify AR errors and then test the null
hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 77.090614
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 0.916985
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.63224
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: accept accept

Information criteria:
Akaike: -6.737555787
Hannan-Quinn: -6.719051944
Schwarz: -6.691719396

-----
EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Friday May 14, 2010
Session time: 13:23:42
-----
Dependent variable:
Y = Y_IBE

Characteristics:
Y_IBE
  First observation = 1(=2007.221)
  Last observation = 502(=2009.218)
  Number of usable observations: 502
  Minimum value: -1.2576687E-001
  Maximum value: 1.8798450E-001
  Sample mean: -5.8956408E-004

X variables:
X(1) = X_IBE
X(2) = LAG1[X_IBE]
X(3) = 1

Model:
Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + b(3)X(3) + U,

```

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

where U is the error term, satisfying
 $E[U|X(1), X(2), X(3)] = 0$.

OLS estimation results

Parameters	Estimate	t-value (S.E.)	H.C. t-value (H.C. S.E.)
		[p-value]	[H.C. p-value]
b(1)	-0.0229890	-0.740 (0.03106)	-0.689 (0.03337)
b(2)	-0.0001431	-0.005 (0.03106)	-0.005 (0.02897)
b(3)	-0.0005126	-0.453 (0.00113)	-0.457 (0.00112)

Notes:
1: S.E. = Standard error
2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 501
Variance of the residuals: 0.00063791
Standard error of the residuals (SER): 0.02525693
Residual sum of squares (RSS): 0.31768032
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.31802996
R-square: 0.0011
Adjusted R-square: -0.0029

Overall F test: $F(2, 498) = 0.27$
p-value = 0.76041
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.31 3.01
Conclusions: accept accept

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 2.031223
REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 3069.105285
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 5.429416
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.06622
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject accept

Information criteria:
Akaike: -7.351339727
Hannan-Quinn: -7.341432852
Schwarz: -7.326090589

EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Friday May 14, 2010
Session time: 13:24:24

Dependent variable:
Y = Y_IBLA

Characteristics:
Y_IBLA
First observation = 1(=2007.221)
Last observation = 502(=2009.218)
Number of usable observations: 502
Minimum value: -1.2138728E-001
Maximum value: 2.6428571E-001
Sample mean: -1.3709298E-004

X variables:
X(1) = X_IBLA
X(2) = LAG1[X_IBLA]
X(3) = 1

Model:
 $Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + b(3)X(3) + U$,
where U is the error term, satisfying
 $E[U|X(1), X(2), X(3)] = 0$.

OLS estimation results

Parameters	Estimate	t-value (S.E.)	H.C. t-value (H.C. S.E.)
		[p-value]	[H.C. p-value]
b(1)	0.0129943	0.343 (0.03794)	0.461 (0.02820)
b(2)	-0.0187628	-0.495 (0.03794)	-0.503 (0.03733)

		[0.62090]	[0.61524]
		-0.090	-0.089
		[0.00144]	[0.00145]
		[0.92829]	[0.92899]

Notes:
1: S.E. = Standard error
2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 501
Variance of the residuals: 0.00103493
Standard error of the residuals (SER): 0.03217038
Residual sum of squares (RSS): 0.51539671
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.51576891
R-square: 0.0007
Adjusted R-square: -0.0033

Overall F test: $F(2, 498) = 0.18$
p-value = 0.83548
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.31 3.01
Conclusions: accept accept

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 1.934310
REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 3740.677668
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 17.547010
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00015
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Information criteria:
Akaike: -6.867448409
Hannan-Quinn: -6.857541534
Schwarz: -6.842199271

EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Friday May 14, 2010
Session time: 13:25:01

Dependent variable:
Y = Y_ITX

Characteristics:
Y_ITX
First observation = 1(=2007.221)
Last observation = 502(=2009.218)
Number of usable observations: 502
Minimum value: -8.8319088E-002
Maximum value: 1.0481482E-001
Sample mean: -4.5779149E-004

X variables:
X(1) = X_ITX
X(2) = LAG1[X_ITX]
X(3) = 1

Model:
 $Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + b(3)X(3) + U$,
where U is the error term, satisfying
 $E[U|X(1), X(2), X(3)] = 0$.

OLS estimation results

Parameters	Estimate	t-value (S.E.)	H.C. t-value (H.C. S.E.)
		[p-value]	[H.C. p-value]
b(1)	0.0312261	0.990 (0.03154)	1.109 (0.02815)
b(2)	0.0189906	0.602 (0.03154)	0.878 (0.02162)
b(3)	-0.0005261	-0.514 (0.00102)	-0.513 (0.00103)

Notes:
1: S.E. = Standard error
2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 501

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

Variance of the residuals: 0.00052288
Standard error of the residuals (SER): 0.02286657
Residual sum of squares (RSS): 0.26039421
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.26117625
R-square: 0.0030
Adjusted R-square: -0.0010

Overall F test: F(2,498) = 0.75
p-value = 0.47393
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.31 3.01
Conclusions: accept accept

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 2.240899
REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 142.574739
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 0.480333
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.78650
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: accept accept

Information criteria:
Akaike: -7.550188642
Hannan-Quinn: -7.540281766
Schwarz: -7.524939504

EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Friday May 14, 2010
Session time: 13:26:06

Dependent variable:
Y = Y_IDR

Characteristics:

Y_IDR
First observation = 1(=2007.221)
Last observation = 502(=2009.218)
Number of usable observations: 502
Minimum value: -7.6131687E-002
Maximum value: 9.0770404E-002
Sample mean: -1.2486935E-004

X variables:
X(1) = X_IDR
X(2) = LAG1[X_IDR]
X(3) = 1

Model:
Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + b(3)X(3) + U,
where U is the error term, satisfying
E[U|X(1),X(2),X(3)] = 0.

Parameters	Estimate	t-value (S.E.)	H.C. t-value (H.C. S.E.)
b(1)	-0.0076244	-0.491 (0.01552)	-0.833 (0.00915)
b(2)	0.0276238	1.780 (0.01552)	2.154 (0.01283)
b(3)	-0.0001942	-0.245 (0.00079)	-0.245 (0.00079)

Notes:
1: S.E. = Standard error
2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n):	501
Variance of the residuals:	0.00031269
Standard error of the residuals (SER):	0.01768316
Residual sum of squares (RSS):	0.15572164
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)	
Total sum of squares (TSS):	0.156712
R-square:	0.0063
Adjusted R-square:	0.0023

Overall F test: F(2,498) = 1.58
p-value = 0.20627
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.31 3.01
Conclusions: accept accept

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 2.230841
REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 155.049570
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 0.518231
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.77173
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: accept accept

Information criteria:
Akaike: -8.064315255
Hannan-Quinn: -8.054408380
Schwarz: -8.039066117

EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Friday May 14, 2010
Session time: 13:27:00

Dependent variable:
Y = Y_MAP

Characteristics:

Y_MAP
First observation = 1(=2007.221)
Last observation = 502(=2009.218)
Number of usable observations: 502
Minimum value: -8.5271318E-002
Maximum value: 1.1111111E-001
Sample mean: -3.9295574E-004

X variables:
X(1) = X_MAP
X(2) = LAG1[X_MAP]
X(3) = 1

Model:
Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + b(3)X(3) + U,
where U is the error term, satisfying
E[U|X(1),X(2),X(3)] = 0.

Parameters	Estimate	t-value (S.E.)	H.C. t-value (H.C. S.E.)
b(1)	0.0132281	0.557 (0.02377)	0.622 (0.02127)
b(2)	0.0178524	0.751 (0.02378)	0.974 (0.01833)
b(3)	-0.0004582	-0.434 (0.00105)	-0.437 (0.00105)

Notes:
1: S.E. = Standard error
2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n):	501
Variance of the residuals:	0.00055583
Standard error of the residuals (SER):	0.02357609
Residual sum of squares (RSS):	0.27680445
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)	
Total sum of squares (TSS):	0.27748685
R-square:	0.0025
Adjusted R-square:	-0.0015

Overall F test: F(2,498) = 0.61
p-value = 0.54167
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.31 3.01
Conclusions: accept accept

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 2.071510
REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 186.741900
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 3.186689
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.20324
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: accept accept

Information criteria:
Akaike: -7.489074048
Hannan-Quinn: -7.479167172
Schwarz: -7.463824910

EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Friday May 14, 2010
Session time: 13:27:50

Dependent variable:
Y = Y_MAP

Characteristics:
Y_MAP

First observation = 1(=2007.221)
Last observation = 502(=2009.218)
Number of usable observations: 502
Minimum value: -8.5271318E-002
Maximum value: 1.1111111E-001
Sample mean: -3.9295574E-004

X variables:
X(1) = X_MAP
X(2) = LAG1[X_MAP]
X(3) = 1

Model:
Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + b(3)X(3) + U,
where U is the error term, satisfying
E[U|X(1),X(2),X(3)] = 0.

Parameters	Estimate	t-value (S.E.)	H.C. t-value (H.C. S.E.)
		[p-value]	[H.C. p-value]
b(1)	0.0132281	0.557 (0.02377) [0.57781]	0.622 (0.02127) [0.53394]
b(2)	0.0178524	0.751 (0.02378) [0.45279]	0.974 (0.01833) [0.33018]
b(3)	-0.0004582	-0.434 (0.00105) [0.66394]	-0.437 (0.00105) [0.66224]

Notes:
1: S.E. = Standard error
2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 501
Variance of the residuals: 0.00055583
Standard error of the residuals (SER): 0.02357609
Residual sum of squares (RSS): 0.27680445
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.27748685
R-square: 0.0025
Adjusted R-square: -0.0015

Overall F test: F(2,498) = 0.61
p-value = 0.54167
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.31 3.01
Conclusions: accept accept

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 2.071510
REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 186.741900
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 3.186689
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.20324
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: accept accept

Information criteria:

Akaike: -7.489074048
Hannan-Quinn: -7.479167172
Schwarz: -7.463824910

EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Friday May 14, 2010
Session time: 13:28:54

Dependent variable:
Y = Y_OHL

Characteristics:
Y_OHL

First observation = 1(=2007.221)
Last observation = 502(=2009.218)
Number of usable observations: 502
Minimum value: -1.0294118E-001
Maximum value: 1.5507412E-001
Sample mean: -1.0359858E-003

X variables:
X(1) = X_OHL
X(2) = LAG1[X_OHL]
X(3) = 1

Model:
Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + b(3)X(3) + U,
where U is the error term, satisfying
E[U|X(1),X(2),X(3)] = 0.

Parameters	Estimate	t-value (S.E.)	H.C. t-value (H.C. S.E.)
		[p-value]	[H.C. p-value]
b(1)	-0.0110007	-0.791 (0.01391) [0.42889]	-0.715 (0.01538) [0.47452]
b(2)	0.0046890	0.337 (0.01391) [0.73597]	0.503 (0.00933) [0.61523]
b(3)	-0.0010021	-0.795 (0.00126) [0.42645]	-0.797 (0.00126) [0.42526]

Notes:
1: S.E. = Standard error
2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 501
Variance of the residuals: 0.00078748
Standard error of the residuals (SER): 0.02806205
Residual sum of squares (RSS): 0.39216433
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.39269459
R-square: 0.0014
Adjusted R-square: -0.0027

Overall F test: F(2,498) = 0.34
p-value = 0.71429
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.31 3.01
Conclusions: accept accept

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 1.885268
REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 149.668568
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 1.712470
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.42476
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: accept accept

Information criteria:
Akaike: -7.140704380
Hannan-Quinn: -7.130797505
Schwarz: -7.115455242

EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Friday May 14, 2010
Session time: 13:29:39

Dependent variable:
Y = Y_REE

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

Characteristics:

Y_REE
First observation = 1(=2007.221)
Last observation = 502(=2009.218)
Number of usable observations: 502
Minimum value: -8.7117390E-002
Maximum value: 1.4664701E-001
Sample mean: 3.2815483E-004

X variables:
X(1) = X_REE
X(2) = LAG1[X_REE]
X(3) = 1

Model:
Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + b(3)X(3) + U,
where U is the error term, satisfying
E[U|X(1),X(2),X(3)] = 0.

OLS estimation results
Parameters Estimate t-value H.C. t-value
(S.E.) (H.C. S.E.)
[p-value] [H.C. p-value]
b(1) 0.0010320 0.063 0.086
(0.01627) (0.01195)
[0.94942] [0.93117]
b(2) 0.0089505 0.550 0.505
(0.01626) (0.01771)
[0.58202] [0.61332]
b(3) 0.0003182 0.364 0.366
(0.00087) (0.00087)
[0.71560] [0.71423]

Notes:
1: S.E. = Standard error
2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 501
Variance of the residuals: 0.00038151
Standard error of the residuals (SER): 0.01953221
Residual sum of squares (RSS): 0.18999068
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.19010746
R-square: 0.0006
Adjusted R-square: -0.0034

Overall F test: F(2,498) = 0.15
p-value = 0.85814
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.31 3.01
Conclusions: accept accept

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 2.112691
REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 1750.799647
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 3.727900
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.15506
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: accept accept

Information criteria:
Akaike: -7.865410290
Hannan-Quinn: -7.855503414
Schwarz: -7.840161151

EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Friday May 14, 2010
Session time: 13:30:27

Dependent variable:
Y = Y_REP

Characteristics:

Y_REP
First observation = 1(=2007.221)
Last observation = 502(=2009.218)
Number of usable observations: 502
Minimum value: -1.5754190E-001
Maximum value: 1.1687307E-001
Sample mean: -1.0102465E-003

X variables:
X(1) = X_REP
X(2) = LAG1[X_REP]
X(3) = 1

Model:
Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + b(3)X(3) + U,
where U is the error term, satisfying
E[U|X(1),X(2),X(3)] = 0.

OLS estimation results
Parameters Estimate t-value H.C. t-value
(S.E.) (H.C. S.E.)
[p-value] [H.C. p-value]
b(1) 0.0136973 0.466 0.646
(0.02940) (0.02121)
[0.64124] [0.51839]
b(2) 0.0291401 0.991 1.051
(0.02940) (0.02772)
[0.32154] [0.29311]
b(3) -0.0010516 -1.061 -1.062
(0.00099) (0.00099)
[0.28867] [0.28835]

Notes:
1: S.E. = Standard error
2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 501
Variance of the residuals: 0.00049138
Standard error of the residuals (SER): 0.02216715
Residual sum of squares (RSS): 0.24470855
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.24549781
R-square: 0.0032
Adjusted R-square: -0.0008

Overall F test: F(2,498) = 0.80
p-value = 0.44851
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.31 3.01
Conclusions: accept accept

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 2.036728
REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 1613.137999
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 4.921845
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.08536
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject accept

Information criteria:
Akaike: -7.612317439
Hannan-Quinn: -7.602410564
Schwarz: -7.587068301

EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Friday May 14, 2010
Session time: 13:31:27

Dependent variable:
Y = Y_SVY

Characteristics:

Y_SVY
First observation = 1(=2007.221)
Last observation = 502(=2009.218)
Number of usable observations: 502
Minimum value: -1.1049551E-001
Maximum value: 1.5213167E-001
Sample mean: -2.9034499E-003

X variables:
X(1) = X_SVY
X(2) = LAG1[X_SVY]
X(3) = 1

Model:
Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + b(3)X(3) + U,
where U is the error term, satisfying
E[U|X(1),X(2),X(3)] = 0.

OLS estimation results
Parameters Estimate t-value H.C. t-value
(S.E.) (H.C. S.E.)
[p-value] [H.C. p-value]
b(1) -0.1230539 -1.301 -1.663

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

```

(0.09457) (0.07400)
[0.19319] [0.09635]
b(2) -0.0967477 -1.034 -0.888
(0.09356) (0.10898)
[0.30111] [0.37467]
b(3) -0.0029106 -1.942 -1.944
(0.00150) (0.00150)
[0.05214] [0.05187]

Notes:
1: S.E. = Standard error
2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and
standard errors are based on White's heteroskedasticity
consistent variance matrix.
3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 501
Variance of the residuals: 0.00112282
Standard error of the residuals (SER): 0.0335085
Residual sum of squares (RSS): 0.55916421
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.56263975
R-square: 0.0062
Adjusted R-square: 0.0022

Overall F test: F(2,498) = 1.55
p-value = 0.21376
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.31 3.01
Conclusions: accept accept

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 2.137889
REMARK: A better way of testing for autocorrelation
is to specify AR errors and then test the null
hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 141.014145
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 1.802349
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.40609
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: accept accept

Information criteria:
Akaike: -6.785942151
Hannan-Quinn: -6.776035275
Schwarz: -6.760693012

-----
EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Friday May 14, 2010
Session time: 13:32:24
-----
Dependent variable:
Y = Y_TRE

Characteristics:
Y_TRE
First observation = 1(=2007.221)
Last observation = 502(=2009.218)
Number of usable observations: 502
Minimum value: -1.3043478E-001
Maximum value: 1.4020912E-001
Sample mean: 3.3938661E-005

X variables:
X(1) = X_TRE
X(2) = LAG1[X_TRE]
X(3) = 1

Model:
Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + b(3)X(3) + U,
where U is the error term, satisfying
E[U|X(1),X(2),X(3)] = 0.

OLS estimation results
Parameters Estimate t-value H.C. t-value
(S.E.) (H.C. S.E.)
[p-value] [H.C. p-value]
b(1) -0.0026780 -0.131 -0.157
(0.02043) (0.01702)
[0.89572] [0.87497]
b(2) 0.0248126 1.214 1.625
(0.02043) (0.01527)
[0.22463] [0.10409]
b(3) -0.0000567 -0.043 -0.043
(0.00130) (0.00131)
[0.96531] [0.96562]

Notes:
1: S.E. = Standard error
2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and
standard errors are based on White's heteroskedasticity
consistent variance matrix.
3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 501
Variance of the residuals: 0.00048377
Standard error of the residuals (SER): 0.02199471
Residual sum of squares (RSS): 0.2409162
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.24117532
R-square: 0.0011
Adjusted R-square: -0.0029

Overall F test: F(2,498) = 0.27
consistent variance matrix.
3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 501
Variance of the residuals: 0.0008439
Standard error of the residuals (SER): 0.02904991
Residual sum of squares (RSS): 0.42026072
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.4215073
R-square: 0.0030
Adjusted R-square: -0.0010

Overall F test: F(2,498) = 0.74
p-value = 0.47832
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.31 3.01
Conclusions: accept accept

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 1.922467
REMARK: A better way of testing for autocorrelation
is to specify AR errors and then test the null
hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 158.008861
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 3.645237
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.16160
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: accept accept

Information criteria:
Akaike: -7.071510057
Hannan-Quinn: -7.061603181
Schwarz: -7.046260919

-----
EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Friday May 14, 2010
Session time: 13:33:25
-----
Dependent variable:
Y = Y_TL5

Characteristics:
Y_TL5
First observation = 1(=2007.221)
Last observation = 502(=2009.218)
Number of usable observations: 502
Minimum value: -1.2329749E-001
Maximum value: 1.111111E-001
Sample mean: -2.1169602E-003

X variables:
X(1) = X_TL5
X(2) = LAG1[X_TL5]
X(3) = 1

Model:
Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + b(3)X(3) + U,
where U is the error term, satisfying
E[U|X(1),X(2),X(3)] = 0.

OLS estimation results
Parameters Estimate t-value H.C. t-value
(S.E.) (H.C. S.E.)
[p-value] [H.C. p-value]
b(1) 0.0187817 0.690 0.827
(0.02721) (0.02270)
[0.49008] [0.40811]
b(2) -0.0054506 -0.200 -0.093
(0.02724) (0.05874)
[0.84143] [0.92607]
b(3) -0.0021597 -2.197 -2.209
(0.00098) (0.00098)
[0.02804] [0.02715]

Notes:
1: S.E. = Standard error
2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and
standard errors are based on White's heteroskedasticity
consistent variance matrix.
3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 501
Variance of the residuals: 0.00048377
Standard error of the residuals (SER): 0.02199471
Residual sum of squares (RSS): 0.2409162
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.24117532
R-square: 0.0011
Adjusted R-square: -0.0029

Overall F test: F(2,498) = 0.27

```

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

p-value = 0.76517
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.31 3.01
Conclusions: accept accept

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 2.115902
REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 490.879610
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 25.221538
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Information criteria:
Akaike: -7.627936157
Hannan-Quinn: -7.618029282
Schwarz: -7.602687019

EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Friday May 14, 2010
Session time: 13:34:05

Dependent variable:
Y = Y_TEF

Characteristics:
Y_TEF
First observation = 1(=2007.221)
Last observation = 502(=2009.218)
Number of usable observations: 502
Minimum value: -9.0969018E-002
Maximum value: 1.0761980E-001
Sample mean: 6.1013546E-007

X variables:
X(1) = X_TEF
X(2) = LAG1[X_TEF]
X(3) = 1

Model:
Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + b(3)X(3) + U,
where U is the error term, satisfying
E[U|X(1),X(2),X(3)] = 0.

Parameters	Estimate	t-value (S.E.)	H.C. t-value (H.C. S.E.)
b(1)	0.0356789	1.404 (0.02540)	1.510 (0.02363)
b(2)	0.0077051	0.303 (0.02547)	0.338 (0.73506)
b(3)	0.0000579	0.072 (0.00081)	0.072 (0.94286)

Notes:
1: S.E. = Standard error
2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 501
Variance of the residuals: 0.00032659
Standard error of the residuals (SER): 0.01807186
Residual sum of squares (RSS): 0.16264283
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.16359176
R-square: 0.0058
Adjusted R-square: 0.0018

Overall F test: F(2,498) = 1.45
p-value = 0.23491
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.31 3.01
Conclusions: accept accept

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 2.075639
REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 958.740787
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 0.825485
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.66183
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: accept accept

Information criteria:
Akaike: -8.020828774
Hannan-Quinn: -8.010921898
Schwarz: -7.995579635

EasyReg International [April 9, 2010]
Session date: Friday May 14, 2010
Session time: 13:34:47

Dependent variable:
Y = Y_UNF

Characteristics:
Y_UNF
First observation = 1(=2007.221)
Last observation = 502(=2009.218)
Number of usable observations: 502
Minimum value: -6.6980675E-002
Maximum value: 1.6438356E-001
Sample mean: 5.8440727E-004

X variables:
X(1) = X_UNF
X(2) = LAG1[X_UNF]
X(3) = 1

Model:
Y = b(1)X(1) + b(2)X(2) + b(3)X(3) + U,
where U is the error term, satisfying
E[U|X(1),X(2),X(3)] = 0.

Parameters	Estimate	t-value (S.E.)	H.C. t-value (H.C. S.E.)
b(1)	-0.0024172	-0.191 (0.01268)	-0.244 (0.00992)
b(2)	0.0124896	0.985 (0.01268)	1.104 (0.01132)
b(3)	0.0005508	0.699 (0.00079)	0.703 (0.00078)

Notes:
1: S.E. = Standard error
2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n): 501
Variance of the residuals: 0.00030982
Standard error of the residuals (SER): 0.01760185
Residual sum of squares (RSS): 0.15429283
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)
Total sum of squares (TSS): 0.15460041
R-square: 0.0020
Adjusted R-square: -0.0020

Overall F test: F(2,498) = 0.50
p-value = 0.60903
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.31 3.01
Conclusions: accept accept

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 1.830820
REMARK: A better way of testing for autocorrelation is to specify AR errors and then test the null hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 6788.000570
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.00000
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: reject reject

Breusch-Pagan test = 1.795157
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(2)
p-value = 0.40756
Significance levels: 10% 5%

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: accept accept

Hannan-Quinn: -8.063626190
Schwarz: -8.048283927

Information criteria:
Akaike: -8.073533066

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

8.5. Anexo 5: Test de Causalidad de Granger

Variable endógena IBEX

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 07/04/11 Time: 13:52

Sample: 1/01/2006 1/02/2011

Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
IBEX_3501 does not Granger Cause BEAR_MARKET01	259	1.64847	0.19439
BEAR_MARKET01 does not Granger Cause IBEX_3501		0.42468	0.65444

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 07/04/11 Time: 13:53

Sample: 1/01/2006 1/02/2011

Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
IBEX_3501 does not Granger Cause CRASH_MARKET01	259	2.11583	0.12265
CRASH_MARKET01 does not Granger Cause IBEX_3501		5.04583	0.00710

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 07/04/11 Time: 13:54

Sample: 1/01/2006 1/02/2011

Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
ECONOMIC_CRISIS01 does not Granger Cause IBEX_3501	259	6.54818	0.00169
IBEX_3501 does not Granger Cause ECONOMIC_CRISIS01		6.37315	0.00199

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 07/04/11 Time: 13:54

Sample: 1/01/2006 1/02/2011

Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
FINANCIAL_MARKET01 does not Granger Cause IBEX_3501	259	2.21329	0.11145
IBEX_3501 does not Granger Cause FINANCIAL_MARKET01		0.80210	0.44952

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 07/04/11 Time: 13:47

Sample: 1/01/2006 1/02/2011

Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
FINANCIAL ETF01 does not Granger Cause IBEX_3501	259	2.53090	0.08159
IBEX_3501 does not Granger Cause FINANCIAL ETF01		0.49930	0.60755

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 07/04/11 Time: 13:55

Sample: 1/01/2006 1/02/2011

Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
SHORT_SELLING01 does not Granger Cause IBEX_3501	259	6.37311	0.00199
IBEX_3501 does not Granger Cause SHORT_SELLING01		0.85498	0.42651

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

Variable endógena DAX

Pairwise Granger Causality Tests
Date: 07/04/11 Time: 15:06
Sample: 1/01/2006 1/02/2011
Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
BEAR_MARKET01 does not Granger Cause DAX_3001	259	0.92055	0.39963
DAX_3001 does not Granger Cause BEAR_MARKET01		2.72975	0.06715

Pairwise Granger Causality Tests
Date: 07/04/11 Time: 15:07
Sample: 1/01/2006 1/02/2011
Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
CRASH_MARKET01 does not Granger Cause DAX_3001	259	5.53451	0.00444
DAX_3001 does not Granger Cause CRASH_MARKET01		1.34050	0.26356

Pairwise Granger Causality Tests
Date: 07/04/11 Time: 15:07
Sample: 1/01/2006 1/02/2011
Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
ECONOMIC_CRISIS01 does not Granger Cause DAX_3001	259	8.53166	0.00026
DAX_3001 does not Granger Cause ECONOMIC_CRISIS01		4.33890	0.01403

Pairwise Granger Causality Tests
Date: 07/04/11 Time: 15:08
Sample: 1/01/2006 1/02/2011
Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
FINANCIAL_MARKET01 does not Granger Cause DAX_3001	259	4.78059	0.00916
DAX_3001 does not Granger Cause FINANCIAL_MARKET01		1.06835	0.34511

Pairwise Granger Causality Tests
Date: 07/04/11 Time: 15:08
Sample: 1/01/2006 1/02/2011
Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
FINANCIAL ETF01 does not Granger Cause DAX_3001	259	2.10193	0.12434
DAX_3001 does not Granger Cause FINANCIAL ETF01		1.13163	0.32413

Pairwise Granger Causality Tests
Date: 07/04/11 Time: 15:08
Sample: 1/01/2006 1/02/2011
Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
SHORT_SELLING01 does not Granger Cause DAX_3001	259	10.3364	4.8E-05
DAX_3001 does not Granger Cause SHORT_SELLING01		0.42839	0.65202

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

Variable endógena Dow Jones

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 07/04/11 Time: 15:10

Sample: 1/01/2006 1/02/2011

Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
BEAR_MARKET01 does not Granger Cause DOW_JONES01	259	0.40055	0.67038
DOW_JONES01 does not Granger Cause BEAR_MARKET01		10.7868	3.2E-05

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 07/04/11 Time: 15:11

Sample: 1/01/2006 1/02/2011

Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
CRASH_MARKET01 does not Granger Cause DOW_JONES01	259	5.68325	0.00385
DOW_JONES01 does not Granger Cause CRASH_MARKET01		0.94591	0.38969

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 07/04/11 Time: 15:11

Sample: 1/01/2006 1/02/2011

Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
ECONOMIC_CRISIS01 does not Granger Cause DOW_JONES01	259	11.2398	2.1E-05
DOW_JONES01 does not Granger Cause ECONOMIC_CRISIS01		2.36412	0.09610

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 07/04/11 Time: 15:12

Sample: 1/01/2006 1/02/2011

Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
FINANCIAL_MARKET01 does not Granger Cause DOW_JONES01	259	3.85181	0.02249
DOW_JONES01 does not Granger Cause FINANCIAL_MARKET01		2.58294	0.07754

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 07/04/11 Time: 15:12

Sample: 1/01/2006 1/02/2011

Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
FINANCIAL_ETF01 does not Granger Cause DOW_JONES01	259	2.94092	0.05462
DOW_JONES01 does not Granger Cause FINANCIAL_ETF01		1.84807	0.15965

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 07/04/11 Time: 15:13

Sample: 1/01/2006 1/02/2011

Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
SHORT_SELLING01 does not Granger Cause DOW_JONES01	259	16.8585	1.3E-07
DOW_JONES01 does not Granger Cause SHORT_SELLING01		0.34606	0.70780

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

Variable endógena Eurostoxx

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 07/04/11 Time: 15:14

Sample: 1/01/2006 1/02/2011

Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
BEAR_MARKET01 does not Granger Cause EURO_STOXX_5001	259	0.56668	0.56812
EURO_STOXX_5001 does not Granger Cause BEAR_MARKET01		2.40132	0.09265

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 07/04/11 Time: 15:15

Sample: 1/01/2006 1/02/2011

Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
CRASH_MARKET01 does not Granger Cause EURO_STOXX_5001	259	6.40854	0.00193
EURO_STOXX_5001 does not Granger Cause CRASH_MARKET01		2.12046	0.12210

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 07/04/11 Time: 15:15

Sample: 1/01/2006 1/02/2011

Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
ECONOMIC_CRISIS01 does not Granger Cause EURO_STOXX_5001	259	7.25847	0.00086
EURO_STOXX_5001 does not Granger Cause ECONOMIC_CRISIS01		6.58788	0.00162

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 07/04/11 Time: 15:16

Sample: 1/01/2006 1/02/2011

Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
FINANCIAL_MARKET01 does not Granger Cause EURO_STOXX_5001	259	3.78401	0.02402
EURO_STOXX_5001 does not Granger Cause FINANCIAL_MARKET01		1.52537	0.21953

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 07/04/11 Time: 15:16

Sample: 1/01/2006 1/02/2011

Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
FINANCIAL ETF01 does not Granger Cause EURO_STOXX_5001	259	2.05010	0.13085
EURO_STOXX_5001 does not Granger Cause FINANCIAL ETF01		1.70567	0.18372

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 07/04/11 Time: 15:16

Sample: 1/01/2006 1/02/2011

Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
SHORT_SELLING01 does not Granger Cause EURO_STOXX_5001	259	7.19742	0.00091
EURO_STOXX_5001 does not Granger Cause SHORT_SELLING01		0.89581	0.40956

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

Variable endógena Nasdaq

Pairwise Granger Causality Tests
Date: 07/04/11 Time: 15:17
Sample: 1/01/2006 1/02/2011
Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
BEAR_MARKET01 does not Granger Cause NASDAQ_10001	259	0.65703	0.51927
NASDAQ_10001 does not Granger Cause BEAR_MARKET01		7.78210	0.00052

Pairwise Granger Causality Tests
Date: 07/04/11 Time: 15:18
Sample: 1/01/2006 1/02/2011
Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
CRASH_MARKET01 does not Granger Cause NASDAQ_10001	259	5.05941	0.00700
NASDAQ_10001 does not Granger Cause CRASH_MARKET01		1.01086	0.36537

Pairwise Granger Causality Tests
Date: 07/04/11 Time: 15:18
Sample: 1/01/2006 1/02/2011
Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
ECONOMIC_CRISIS01 does not Granger Cause NASDAQ_10001	259	3.81600	0.02329
NASDAQ_10001 does not Granger Cause ECONOMIC_CRISIS01		0.55180	0.57660

Pairwise Granger Causality Tests
Date: 07/04/11 Time: 15:19
Sample: 1/01/2006 1/02/2011
Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
FINANCIAL_MARKET01 does not Granger Cause NASDAQ_10001	259	5.98647	0.00288
NASDAQ_10001 does not Granger Cause FINANCIAL_MARKET01		2.60752	0.07569

Pairwise Granger Causality Tests
Date: 07/04/11 Time: 15:19
Sample: 1/01/2006 1/02/2011
Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
FINANCIAL ETF01 does not Granger Cause NASDAQ_10001	259	0.98570	0.37460
NASDAQ_10001 does not Granger Cause FINANCIAL ETF01		0.51961	0.59539

Pairwise Granger Causality Tests
Date: 07/04/11 Time: 15:19
Sample: 1/01/2006 1/02/2011
Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
SHORT_SELLING01 does not Granger Cause NASDAQ_10001	259	15.1917	5.9E-07
NASDAQ_10001 does not Granger Cause SHORT_SELLING01		0.48463	0.61649

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

Variable endógena Nikkei

Pairwise Granger Causality Tests
Date: 07/04/11 Time: 15:20
Sample: 1/01/2006 1/02/2011
Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
BEAR_MARKET01 does not Granger Cause NIKKEI	259	0.36905	0.69176
NIKKEI does not Granger Cause BEAR_MARKET01		3.94496	0.02055

Pairwise Granger Causality Tests
Date: 07/04/11 Time: 15:20
Sample: 1/01/2006 1/02/2011
Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
CRASH_MARKET01 does not Granger Cause NIKKEI	259	5.41200	0.00499
NIKKEI does not Granger Cause CRASH_MARKET01		1.08961	0.33792

Pairwise Granger Causality Tests
Date: 07/04/11 Time: 15:21
Sample: 1/01/2006 1/02/2011
Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
ECONOMIC_CRISIS01 does not Granger Cause NIKKEI	259	3.49076	0.03195
NIKKEI does not Granger Cause ECONOMIC_CRISIS01		2.67554	0.07081

Pairwise Granger Causality Tests
Date: 07/04/11 Time: 15:21
Sample: 1/01/2006 1/02/2011
Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
FINANCIAL_MARKET01 does not Granger Cause NIKKEI	259	2.64272	0.07312
NIKKEI does not Granger Cause FINANCIAL_MARKET01		6.59814	0.00161

Pairwise Granger Causality Tests
Date: 07/04/11 Time: 15:22
Sample: 1/01/2006 1/02/2011
Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
FINANCIAL ETF01 does not Granger Cause NIKKEI	259	1.93003	0.14727
NIKKEI does not Granger Cause FINANCIAL ETF01		4.25368	0.01524

Pairwise Granger Causality Tests
Date: 07/04/11 Time: 15:22
Sample: 1/01/2006 1/02/2011
Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
SHORT_SELLING01 does not Granger Cause NIKKEI	259	13.7068	2.2E-06
NIKKEI does not Granger Cause SHORT_SELLING01		2.63512	0.07367

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.

El préstamo de Valores en España. Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de Bolsa Española.