



Universidade de Vigo
Departamento de Economía Aplicada

Documento de Trabajo
0602

**Anomalías de los Mercados Financieros. Análisis de las
Empresas Gallegas que cotizan en el Mercado de Renta
Variable**

Lucy Amigo Dobaño

Documentos de Trabajo

Marzo 2006

Departamento de Economía Aplicada
Universidade de Vigo
As Lagoas Marcosende S/N, 36310 –Vigo
Tfno: +34 986 812500 - Fax: +34 986 812401
<http://webs.uvigo.es/x06/>
E-mail: dep06@uvigo.es

Anomalías de los Mercados Financieros. Análisis de las Empresas Gallegas que cotizan en el Mercado de Renta Variable

Lucy Amigo Dobaño

Departamento de Economía Aplicada
Facultad de CC.EE y Empresariales
Campus de Lagoas Marcosende s/n
Universidad de Vigo
36200 Vigo
Tel. 986 813517
Fax. 986 812401
E-mail lamigo@uvigo.es

Resumen

El análisis de los resultados económicos de principios del siglo apuntan a una desaceleración de las economías europeas, particularmente la alemana, cuyos efectos adversos también se han reflejado en la Economía Española. En particular, en los mercados financieros se ha constatado una evolución muy irregular, si bien la situación de España respecto a otros mercados de acciones desarrollados, ocupa una posición privilegiada, especialmente en el último trienio. Este perfil favorable, que se inicia en el año 1999, se ha traducido, en general, en un importante aumento de la liquidez del mercado que, incluso, podría ser calificada de mayor optimismo para el caso de las empresas gallegas. Ello justifica la importancia que cabe atribuir a la realización de un análisis centrado específicamente sobre el comportamiento que muestran las empresas gallegas que cotizan en Bolsa, pues esta podría ser considerada una de las principales justificaciones al buen comportamiento de la economía de Galicia en los últimos años. En particular, el objetivo perseguido en el presente trabajo es la identificación de posibles anomalías asociadas a estacionalidades diarias en las rentabilidades de las empresas gallegas que cotizan en el mercado de valores español. Para ello, se aborda el estudio de las rentabilidades de dichos valores en el período que abarca entre los años 2000 a 2002 considerando modelos de volatilidad condicionada que permiten capturar efectos asimétricos de las innovaciones sobre la volatilidad. Paralelamente, se extiende este mismo tipo de análisis al Ibex 35 como referente comparativo. La evidencia empírica se aborda sobre este período al ser caracterizado de elevada volatilidad y, por lo tanto, en los que la detección de comportamientos estructurales diferenciados puede reportar un mayor interés.

Palabras Clave: Rentabilidad Empresas Gallegas, Estacionalidad diaria.

Código JEL: G10, G12, G14.

1. Introducción

El primer lustro de este siglo ha sido caracterizado por circunstancias económicas y entornos institucionales muy diversos, que han dado lugar a un período de inestabilidad en los mercados de valores a nivel mundial. Sin embargo, la situación de España respecto a otros mercados de acciones desarrollados, ha mostrado un perfil creciente que se inicia en el año 1999 y que se ha traducido, en general, en un importante aumento de la rentabilidad y liquidez del mercado, especialmente en los tres últimos ejercicios, 2003, 2004 y 2005. En este contexto de singulares características, nos proponemos analizar cómo han evolucionado las cotizaciones de los valores gallegos que cotizan en el mercado bursátil español, centrandó nuestro estudio en anomalías asociadas al efecto “día de la semana”, lo que permitirá corroborar desde una perspectiva econométrica el incumplimiento de la hipótesis de mercados eficientes y, extraer reflexiones, en su caso, sobre la existencia de estructuras de comportamiento específicas para este segmento de empresas del mercado español.

Asumiendo la hipótesis de eficiencia, las fluctuaciones de las cotizaciones en los mercados bursátiles deben seguir la distribución de un paseo aleatorio, ya que únicamente se producirían alteraciones al incorporar noticias no anticipadas. En todo caso, y además de los estudios planteados en la literatura para avalar la eficiencia de los mercados en sus tres hipótesis –débil, medio y fuerte-, se ha producido la contrastación empírica de regularidades estacionales que se han venido a denominar efecto día o mes, entre otros, en función de su periodicidad. En particular, cobra una especial importancia la identificación y el estudio de efectos estacionales a corto plazo agrupados en lo que, en la literatura financiera se ha denominado como efecto día de la semana y que consiste, básicamente, en la obtención de resultados anormales estadísticamente significativos en determinados días siguiendo un patrón reiterativo a lo largo del tiempo.

En este trabajo, y a partir de los datos diarios de cotización de las empresas gallegas que cotizan en el mercado de valores español, analizaremos si las variaciones en sus cotizaciones se describen en términos estadísticos como variables aleatorias independientes o, si bien, son función del efecto calendario día de la semana. La muestra de datos abarca el período comprendido entre los años 2000 y 2002, por ser un período de tiempo de singulares características y de una elevada volatilidad y, donde por lo tanto, el posibilitar la extracción de patrones de comportamiento puede suponer especial interés. Con tal objeto, se aborda el estudio de la estacionalidad diaria desde una doble perspectiva, esto es, a nivel de rentabilidades y sobre volatilidades. Paralelamente, extendemos este mismo tipo de análisis al Ibex 35 como referente comparativo.

Desde esta perspectiva, la principal contribución de este estudio radica en abordar el análisis del “efecto día” sobre un segmento del mercado no antes estudiado, las empresas gallegas que cotizan en Bolsa. Esto reporta un interés particular para las firmas de la comunidad que cotizan en los mercados financieros pero también en general para los distintos sectores de la Economía Gallega, así como también finalmente, para los gestores de carteras de inversión, al permitirles disponer de información referida al comportamiento de dichos valores y, por tanto, en la elaboración de estrategias de inversión óptimas. La investigación se realizará mediante el empleo de modelos Garch-GJR sobre las rentabilidades pero considerando también los volúmenes de contratación como pieza clave en este análisis, con el objeto de extraer posibles vínculos entre la eficiencia del mercado en función del día de la semana sino también teniendo en consideración la liquidez de los valores que lo integran. Para conseguir estos objetivos, el trabajo se estructura de la siguiente manera: en primer lugar, en la sección 2 se realiza una revisión de la literatura existente sobre estacionalidades. En la sección 3, se presentan los datos utilizados y la metodología empleada. Seguidamente, en la sección 4 se presentan los resultados de la estimación de los modelos así como los contrastes efectuados sobre los mismos, al fin último de extraer conclusiones sobre la constatación de series de rentabilidades y volúmenes negociados que varían en función del día de la semana y, si estos se ajustan a la tendencia del mercado, medida a través del genérico Ibex-35. Finalmente, en la sección 5 se exponen las principales conclusiones.

2. Anomalías del mercado de valores. La literatura existente.

El efecto día de la semana ha sido ampliamente contrastado a nivel mundial, dando origen a una extensa literatura que propone distintas hipótesis para explicar esta anomalía en los mercados financieros y que se caracteriza por efectos estacionales en determinados días de la semana¹. Los estudios preliminares se realizaron en los mercados de valores estadounidenses, aunque posteriormente se extendieron a otras plazas bursátiles. Como punto de partida hay que hablar de los trabajos precursores de Osborne (1962) y Cross (1973) sobre la rentabilidad del índice S&P. También hay que destacar los trabajos de French (1980), Lakonishok y Smidt (1988) y Keim (1987). Las justificaciones a los efectos detectados por estos autores no han podido ser determinadas con total fiabilidad y se plantean varios argumentos para su explicación. Por su parte, Jaffe y Westerfield (1985) realizaron análisis sobre el mercado japonés y Dubois y Louvet (1996) reexaminaron el efecto día para los índices bursátiles de Canadá, Estados Unidos, Japón, Hong Kong, Australia, Alemania,

¹ El efecto día de la semana también ha sido analizado en otros mercados financieros, como los de divisas. Entre otras, podemos citar las aportaciones de Dubois y Louvet (1996) y Clare *et al.* (1997).

Francia, Inglaterra y Suiza, en el período comprendido entre 1969 y 1992. En la mayoría de los casos se llega a resultados que apuntan a la obtención de rendimientos anormales el lunes que son compensados los miércoles con la excepción de Japón y Australia, que presentan este efecto los martes. Como conclusión apuntan la posibilidad de que los inversores individuales ejerzan una presión vendedora los lunes y martes.

En cualquier caso, los resultados tendentes a la identificación del efecto día de la semana pueden ser cuestionados en virtud de los resultados que argumentan la falta de adecuación de las técnicas empleadas para su estudio y de su falta de robustez. Así, Connolly (1989) comprueba la validez de los análisis estadísticos realizando ajustes previos sobre el tamaño de la muestra, heterocedasticidad, autocorrelación y curtosis, lo que provoca que en los resultados posteriores se constate la desaparición del efecto día de la semana en los mercados bursátiles norteamericanos en 1975. Chang et al (1993) extienden la utilización de esta metodología al ámbito internacional con índices que incorporan a 24 países en el período comprendido entre 1985 y 1992. De los resultados obtenidos, se puede concluir que el efecto día desaparece en países como Bélgica, Dinamarca, Alemania y Estados Unidos, mientras que, especialmente en los países europeos y, entre ellos España, este efecto es robusto a los ajustes realizados.

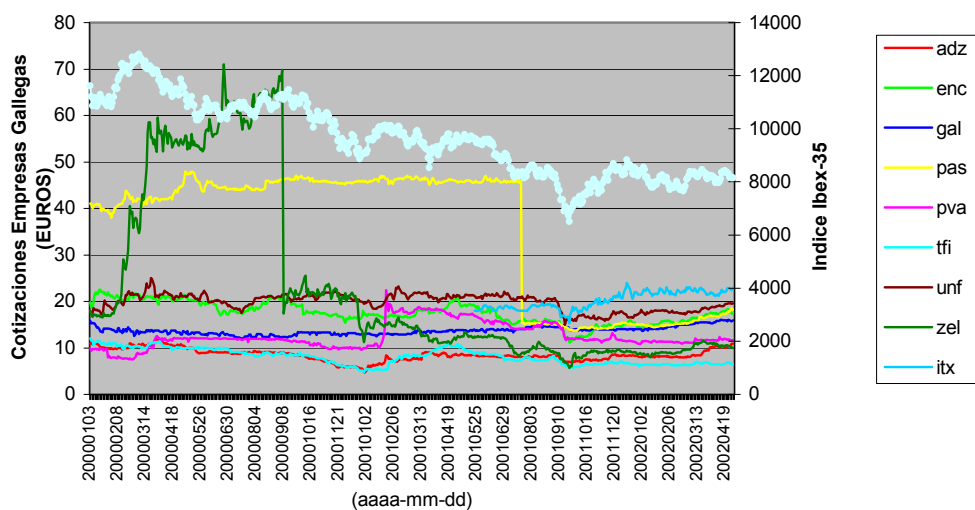
La evidencia empírica sobre identificación del "efecto día" para el mercado bursátil español también aporta resultados variantes. Así, entre los trabajos precursores cabe citar el de Santamases (1986) y Rubio y Salvador (1991), quienes evidencian la existencia de efecto lunes con signo positivo a partir del año 1984 y hasta 1987, no pudiendo constatar la existencia del mismo en años anteriores, retrocediendo en el tiempo hasta 1972. La razón de dividir el período total en dos es que hasta 1984, el lunes no se realizaba contratación. Este trabajo en síntesis, permite deducir una estacionalidad en el riesgo que los autores que los autores no lograr justificar plenamente. El trabajo de Corredor y Santamaría (1996) evidencia estacionalidad diaria hasta 1991, no identificándose tal fenómeno a partir de entonces, en la misma línea que la conclusión obtenida por Peiró (1994). Camino (1997) incorpora además el efecto intradía al considerar los rendimientos y volatilidades del Ibex 35 dentro y fuera de las horas de mercado, obteniendo resultados que apuntan a que las cotizaciones se incrementan al principio y final de la jornada bursátil y en función del volumen negociado. La estacionalidad diaria se manifiesta en rendimientos significativamente negativos los lunes y miércoles. Un posterior estudio de Llor et al (2000) señala la existencia de efecto estacionalidad y efecto lunes, tanto en rentabilidades medias, como puras. Una variante de esta línea de estudios es la de centrar la investigación en el sesgo producido por la estacionalidad de vísperas y días posteriores a los festivos: el efecto pre-festivo y el post-festivo, respectivamente. Por su parte,

el trabajo de Meneu et al (2001), plantea esta posibilidad para el índice genérico Ibex 35, así como para los sectoriales financiero, industria y varios, utilities y complementario, indicando los resultados evidencias de estacionalidad de un rendimiento positivo en las vísperas de un festivo. Dicho efecto no responde a factores como estacionalidades mensuales o diarias, el tamaño de las empresas, pago de dividendos o vencimiento de derivados. Finalmente, Font et al (2001) analizan la eficiencia del mercado de capitales español, mediante el contraste de la existencia de efecto día en el Ibex-35, y de cuyos resultados parece extraerse la idea de inexistencia de este efecto de forma estadísticamente significativa, si bien, sí detectan unos rendimientos positivos significativos los martes y viernes que asocian, por una parte, a la incorporación de la información proveniente de la negociación de los lunes en el mercado americano y del cierre semanal en los casos martes y viernes respectivamente.

3. Datos y metodología

El comportamiento bursátil en España en las últimas décadas ha sido marcada, en parte importante, por la incertidumbre proveniente de la inestabilidad económica internacional y fruto de ello ha sido su irregular evolución. En concreto, se ha caracterizado por elevadas alzas en el año 1999 y un acusado declive a partir del 2000 debido al mal comportamiento del mercado bursátil en las principales plazas del mundo. Es fundamental destacar, en este contexto, el agravamiento debido a la sobrevaloración efectuada en la denominada burbuja especulativa tecnológica a partir del año 2000 que, sin embargo, no parece haber afectado de forma tan significativa a los valores gallegos que cotizan en Bolsa, en referencia al selectivo índice Ibex-35.

Gráfico 1



La base de datos empleada en el estudio está constituida por datos diarios de las nueve empresas gallegas que a la fecha de realización del presente trabajo cotizan en el mercado de valores español, tal y como se detallan en la tabla 1. Concretamente, disponemos de las series de cotización de estas empresas, así como de los volúmenes de negociación diarios de las mismas. También disponemos, a efectos comparativos, de los datos relativos al índice Ibex 35. El período muestral comprende desde el 3 de Enero de 2.000 hasta el 30 de Abril de 2.002 (583 observaciones diarias). Los datos han sido obtenidos de Reuters.

Tabla 1

| Empresas Gallegas que cotizan en Bolsa |
|---|
| Adolfo Domínguez (ADZ) |
| Ence (ENC) |
| Banco Galicia (GAL) |
| Banco Pastor (PAS) |
| Pescanova (PVA) |
| Tafisa (TFI) |
| Unión Fenosa (UNF) |
| Inditex (ITX) |

El estudio que abordaremos seguidamente partirá de considerar -siguiendo una práctica habitual en los trabajos sobre modelización de series financieras-, que los datos que se representan son las tasas de rendimiento calculadas como primeras diferencias de la serie original:

$$Y_t = (I - L) p_t \quad [1]$$

donde p_t es el valor de cierre de la cotización en el instante t (expresado en logaritmos) e Y_t es el rendimiento correspondiente al día t .² Téngase en cuenta que en las series de rentabilidades consideradas no se tienen en cuenta las correcciones por dividendos ni ampliaciones de capital.³

Previamente al contraste específico sobre la presencia de estacionalidades diarias en las cotizaciones de dichas empresas, se ha procedido a realizar un estudio estadístico-descriptivo de rentabilidades y volúmenes de negociación, respectivamente, de las empresas consideradas. Dicha información se presenta en las Tablas 1 a 4 del Apéndice.

Del análisis de los resultados de dichas Tablas cabe extraer que, en general, para gran parte de los valores parecen evidenciarse unas rentabilidades medias muy reducidas, pero

² Las series consideradas han sido definidas en términos de logaritmos neperianos para estabilizar su varianza, teniendo en cuenta que las mismas son no negativas y sí muy volátiles. Véase a este respecto, Tauchen et al. (1996).

³ Esta circunstancia constituye una limitación a tener en cuenta. En todo caso, si bien esto limita el alcance del estudio, no creemos que afecte a la relevancia de las conclusiones que del mismo se derivan. En el estudio sí se consideran los desdoblamientos de PAS y ZEL en el período considerado.

positivas, en el período muestral considerado, excepto para ENC, PAS⁴ y TFI que reflejan rentabilidades medias negativas. Por su parte, contrariamente a lo constatado de forma mayoritaria para los valores gallegos, para el índice Ibex-35, se observan unas rentabilidades medias negativas en el período analizado.

Con el objeto de profundizar en este análisis y en particular en la sensibilidad de los valores, se optó por desagregar la muestra en tres subperíodos, lo cual nos permitió además matizar los resultados previos. Así, del análisis secuencial de los tres subperíodos, se deduce que, en general, todos los valores experimentaron, en media, una mejora en las rentabilidades en el año 2002 respecto a los años previos. En particular, se constata una mejora progresiva en los años 2001 y 2002 respecto al 2000. Esta tendencia no es tan clara en el Ibex-35 y, donde, en todo caso, las rentabilidades medias resultantes son de signo negativo, si bien posiblemente debidos también a efectos compensatorios. Adelantar que, para los valores gallegos que forman parte del Ibex-35 –UNF, ZEL e ITX⁵- y, siendo por tanto los de mayor volumen de negociación de los valores considerados, estos no parecen experimentar su tendencia, poniendo de manifiesto un posible comportamiento diferenciado de los valores gallegos en el mercado de valores español, especialmente si estos valores no forman parte del selectivo Ibex-35.

En cualquier caso, el análisis de la estructura marginal y dinámica de las series de rentabilidades, realizado a partir de los estadísticos descriptivos y tests recogidos en las Tablas 1 y 2, nos permite comprobar la ocurrencia de los hechos estilizados característicos en las series financieras.⁶ Esto es, evidencia de distribuciones marginales no normales y leptocúrticas, escasa estructura dinámica en la media, así como elevada autocorrelación en la volatilidad de las mismas, apuntando que, en general, la dinámica de dichas rentabilidades puras generadas para cada día de la semana parecen presentar heterocedasticidad condicional, como luego también se demostró con el test de Engle. De acuerdo con estas evidencias descriptivas, será preciso tener en cuenta este aspecto para estimar adecuadamente los parámetros del modelo estadístico que se plantee, ya que, ignorar la presencia de heterocedasticidad condicional conduce a una pérdida de eficiencia en la estimación de los parámetros del modelo e, incluso, puede ocasionar que las estimaciones de los errores estándar de los parámetros estimados sean no consistentes.

Así, el esquema propuesto para contrastar la presencia de estacionalidad diaria se basará en el modelo planteado por Gibbons y Hess (1981) para las rentabilidades, y modelizando la

⁴ PAS refleja una rentabilidad media positiva teniendo en cuenta la media del período previo y posterior al desdoblamiento.

⁵ Estas empresas presentan unos porcentajes de ponderación en el Ibex-35 entorno al 2,01%, 0,67% y 3,02%, respectivamente.

⁶ Estos hechos estilizados han sido observados por diversos autores en la modelización de series financieras. Entre ellos, cabe citar, Fama (1963, 65), analizando los rendimientos de activos en el mercado americano.

varianza con un GARCH(1,1)⁷ desarrollado por Bollerslev (1986). Adicionalmente, siguiendo los trabajos de Baillie y Bollerslev (1989), Hsieh (1989) y Copeland y Wang (1994), se incluyen variables ficticias que recogen los posibles efectos estacionales dentro de la ecuación de la media y de la varianza, consiguiendo con ello estimaciones conjuntas de los posibles efectos día de la semana tanto en la media como en la varianza condicional. Así, D_L , D_M , D_X , D_J , D_V son variables ficticias creadas que toman el valor 1 para los lunes, martes, miércoles, jueves y viernes respectivamente y cero en caso contrario. Al mismo tiempo, con el objeto de evitar que otras anomalías como el efecto vacaciones y el efecto enero influyan en el contraste del efecto día de la semana aquí planteado, se han introducido en el modelo tres variables ficticias adicionales: una para los días pertenecientes al mes de enero $-X_E-$ y otras dos para los días previo y posterior a un día festivo $-X_{AF}$ y $X_{DF}-$, respectivamente, siguiendo el planteamiento de Llor et al (2000) y analizado en mayor profundidad en Meneu y Pardo (2001) para la Bolsa española.⁸ Por su parte, para los valores que han sufrido desdoblamiento en el período analizado $-PAS$ y $ZEL-$ ⁹ se ha introducido la variable X_N para recoger el cambio en el nivel de la serie. El término de error se recoge en ε_t . La inclusión de estas variables independientes en el modelo, tienen como consecuencia que los coeficientes estimados para cada uno de los días de la semana habrán de ser interpretados como rentabilidades puras y no como rentabilidades medias. De esta manera, el modelo a estimar vendría expresado de la siguiente manera:

$$Y_t = \beta_1 D_L + \beta_2 D_M + \beta_3 D_X + \beta_4 D_J + \beta_5 D_V + \beta_6 X_E + \beta_7 X_{AF} + \beta_8 X_{DF} + \beta_9 X_N + \varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t \sim N(0, \sigma_t^2), \sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 D_L + \alpha_2 D_M + \alpha_3 D_J + \alpha_4 D_V + \alpha_5 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_6 \sigma_{t-1}^2$$

La formulación básica de este tipo de modelo consiste en considerar que la serie de cada uno de los valores bursátiles está formada por su esperanza condicionada más un componente no anticipado, ε_t , que se distribuye según una normal con media nula y varianza condicionada σ_t^2 . Concretamente, los cambios temporales en la varianza condicionada se modelizan como una

⁷La utilización del GARCH(1,1) en lugar de otras especificaciones de volatilidad condicional, atiende a las sugerencias de Lamoreux y Lastrapes [1990] quienes argumentaron que este modelo es una representación parsimoniosa de la varianza condicional que se ajusta adecuadamente a muchas de las series temporales financieras. Para un análisis teórico más riguroso sobre este tipo de modelización, véase el artículo original de Engle (1982). Por su parte, Bera y Higgins (1993) y Bollerslev, Engle y Nelson (1994) proporcionan también un análisis teórico exhaustivo. Asimismo, Novales y Gracia-Diez (1993) ofrecen también una revisión sobre la modelización ARCH.

⁸ Con ello se plantea un modelo que pretende incorporar en la estructura de la media de las rentabilidades de los valores gallegos, los posibles efectos de negociación infrecuente y de fricción en el mercado. Conviene resaltar que, previamente a la propuesta de este modelo, se realizó un análisis de validación para la elección del modelo con y sin la consideración de las variables ficticias que recogen el efecto enero y el efecto vacaciones, mediante la comparación de los valores de los estadísticos R^2 , coeficiente de Akaike y la significatividad de los parámetros correspondientes de ambos modelos, lo que nos llevó a corroborar la relevancia de su consideración.

⁹ ZEL: split el 8 de Septiembre de 2000. PAS: split el 23 de Julio de 2001.

función lineal de los cuadrados de las observaciones pasadas del componente no anticipado de los valores y de su propio pasado.

No obstante, dado el conocimiento que se tiene a priori de que los impactos en la volatilidad de series financieras pueden ser no simétricos como muestran Black (1976) y Christie (1982) entre otros, se considera adecuado utilizar un modelo que recoja esta posibilidad, el denominado efecto apalancamiento. Entre las diferentes opciones que se han propuesto en la literatura se ha optado por utilizar el GJR de Glosten, Jaganathan y Runkle (1993) ya que frente al EGARCH (Nelson, 1991) presenta la ventaja de ser un modelo lineal relativamente sencillo de estimar que, en general, no muestra excesivos problemas de convergencia y es menos sensible a la presencia de observaciones extremas (Engle y Ng., 1993).

La expresión formal de la varianza condicional GJR(1,1) con la inclusión de las variables ficticias es la siguiente:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 D_L + \alpha_2 D_M + \alpha_3 D_J + \alpha_4 D_V + \alpha_5 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_6 \sigma_{t-1}^2 + \alpha_7 \varepsilon_{t-1}^2 S_{t-1}^- \quad [3]$$

donde S_t^- es una variable ficticia, que toma el valor igual a 1 cuando los shocks o componente no anticipado (ε_t) son de signo negativo y 0 en otro caso. El impacto de las noticias, o shocks de la tasa de rendimiento de los valores en nuestro caso, sobre la volatilidad, dependerá del signo del parámetro estimado para dicha variable ficticia. En cualquier caso, este modelo, que permite una respuesta diferente de la volatilidad a los shocks positivos o negativos, mantiene el supuesto de que la volatilidad mínima se obtiene cuando no hay noticias no anticipadas.

4. Resultados de la estimación

Los resultados de la estimación por máxima verosimilitud¹⁰ de los modelos GARCH(1,1) y del GJR(1,1) son, en términos generales, muy similares. Esta razón, unida al propósito de facilitar la presentación e interpretación de los resultados, nos ha llevado a recoger en la Tabla 5 del apéndice las estimaciones procedentes de la modelización GJR si el parámetro de asimetría es estadísticamente significativo y el logaritmo de la función de verosimilitud es mayor o muy cercano al del GARCH. En otro caso, se presentan las estimaciones derivadas de la modelización GARCH de la varianza. En dicha Tabla se incluyen, además, los resultados de los contrastes de Wald w_1 y w_2 para la hipótesis conjunta de ausencia de estacionalidad diaria en la media y en la varianza, respectivamente, y w_3 y w_4 para la hipótesis de inexistencia de efecto lunes o viernes en varianza, respectivamente.

En función de los resultados obtenidos, no es factible hablar de un patrón uniforme en

¹⁰ Empleando el método de Newton-Rapson. La consistencia e insesgadez de las estimaciones se ha analizado siguiendo a Pagan y Schwert [1990].

el comportamiento de las cotizaciones de las empresas gallegas, pero sí de determinadas regularidades. Así, cabe destacar las siguientes consideraciones. En primer lugar, los valores gallegos cotizados en el mercado bursátil español, al igual que el selectivo Ibex35, reflejan una notable precisión en la estimación del efecto autorregresivo, lo cual estaría indicando un fuerte comportamiento inercial de la volatilidad, lo cual quizá no sea muy sorprendente por trabajar con datos diarios. Conviene señalar, también, que se detecta en todos los valores que los shocks en la volatilidad son persistentes, dado que la suma de los coeficientes estimados α_5 y α_6 está próxima a la unidad. Por su parte, únicamente se obtienen efectos de asimetría estadísticamente significativos para los valores ADZ, GAL y UNF y, en particular, en nuestro análisis el signo positivo nos estaría indicando que los valores negativos del componente no anticipado en estas rentabilidades provocan un mayor incremento en la volatilidad que los valores positivos de igual magnitud y, por tanto, que el riesgo aumenta más cuando las rentabilidades son menores a las esperadas. Para el resto de valores, la volatilidad no parece verse estadísticamente afectada por la naturaleza positiva o negativa del shock.

Realizada la lectura conjunta de las estimaciones del modelo, los patrones de comportamiento en cuanto a la estacionalidad diaria en los valores gallegos no detecta evidencia de estacionalidad diaria en la media para los niveles de significación convencionales, mientras que para todos ellos sí se constata evidencia de estacionalidad en la varianza condicional (a excepción de UNF al igual que para el Ibex-35).

Conviene matizar que, en referencia a la media, aún cuando en ningún caso el contraste conjunto de ausencia de estacionalidad resulta rechazado, el análisis individualizado de los coeficientes recogidos en la Tabla revelan que, se aprecia para la mayoría de los valores unos mayores incrementos en la rentabilidad en la segunda mitad de la semana, o bien al menos, menores descensos en la segunda mitad de la semana, pudiendo hablarse de un posible efecto fin de semana que se manifestaría en un cambio de tendencia en las rentabilidades. Estos resultados no son opuestos a los obtenidos por otros autores, que centran la mayoría de las conclusiones en la existencia de estacionalidades significativas el primer o último día de la semana.

En cuanto a la variabilidad, nuestros datos reflejan que los mayores valores se presentan, en general, la primera mitad de la semana, excepto ZEL e ITX. Por su parte, las menores volatilidades se producen los jueves y viernes; lo cual podría ser representativo de la existencia de un efecto fin de semana en las volatilidades de dichos valores, de forma similar a lo constatado para las rentabilidades. Contrariamente, sin embargo, para el Ibex 35 se reflejan las mayores volatilidades los viernes y las menores los lunes.

En síntesis y, a la vista de los resultados anteriores, se evidencia el hecho de que, para

la mayoría de las empresas gallegas que cotizan en bolsa y que constituyen el eje de este trabajo, se constata un posible punto de inflexión en el día miércoles, vinculado a un cambio de tendencia tanto en rentabilidades como en volatilidades. En particular, se observa un mayor incremento en las rentabilidades de estas empresas hacia la segunda mitad de la semana, aunque de forma no estadísticamente significativa, y unas mayores volatilidades en la primera mitad de la semana, siendo en este caso, mayoritariamente significativas. Por su parte, para el Ibex-35 las mayores volatilidades parecen constatarse los viernes y las menores los lunes, respectivamente. En todo caso, es de gran importancia reiterar que, los resultados obtenidos reflejaron un comportamiento diferenciado de los valores gallegos respecto al selectivo Ibex-35, incluso para las empresas que forman parte de este, como es el caso de Unión FENOSA, Zeltia e Inditex.

5. Conclusiones

La evolución de los mercados de valores en el primer lustro de este siglo ha sido caracterizada por circunstancias económicas y entornos institucionales muy diversos, que han dado lugar a un período de elevada inestabilidad y volatilidad. La situación de España respecto a otros mercados de acciones desarrollados, ha mostrado un perfil también irregular, si bien favorable que se inicia en el año 1999 y que se ha traducido, en general, en un importante aumento de la rentabilidad y liquidez del mercado, especialmente en los tres últimos ejercicios, 2003, 2004 y 2005.

En este contexto, la situación de la Economía Gallega podría, incluso, ser calificada de mayor optimismo. Entre las justificaciones a este buen comportamiento de la economía de Galicia, cabe mencionar el buen comportamiento de las empresas gallegas que cotizan en Bolsa. Ello justifica la importancia que cabe atribuir a la realización de un análisis riguroso sobre el comportamiento que muestran las empresas gallegas que cotizan en Bolsa y, en particular, el profundizar en investigaciones encaminadas a detectar posibles comportamientos diferenciados en la evolución diaria de las rentabilidades y volatilidades de dichas firmas. La evidencia empírica se ha realizado para el período más volátil de este primer lustro de siglo, es decir, el período 2000-2002, en los que la detección de comportamientos estructurales diferenciados puede reportar un mayor interés pues permitiría anticipar patrones futuros en la evolución de dichas cotizaciones y, por tanto, elaborar estrategias eficientes.

Con la presente investigación se han obtenido resultados que permiten extraer las siguientes consideraciones. En primer lugar, en el período muestral analizado, para la mayoría de los valores parecen evidenciarse unas rentabilidades medias muy reducidas, pero positivas, excepto para ENC, PAS y TFI que reflejan rentabilidades medias negativas. Por su parte,

contrariamente a lo constatado de forma mayoritaria para los valores gallegos, para el índice Ibex-35, se observan unas rentabilidades medias negativas. A nivel desagregado, se deduce que, en general, todos los valores experimentaron, en media, una mejora en las rentabilidades en el año 2002 respecto a los años previos. En particular, se constata una mejora progresiva en los años 2001 y 2002 respecto al 2000. Esta tendencia no es tan clara en el Ibex-35 y, donde, en todo caso, las rentabilidades medias resultantes son de signo negativo. Matizar que, para los valores gallegos que forman parte del Ibex-35 –UNF, ZEL e ITX- y, siendo por tanto los de mayor volumen de negociación de los valores considerados, estos no parecen experimentar su tendencia, poniendo de manifiesto un posible comportamiento diferenciado de los valores gallegos en el mercado de valores español, divergencia que se muestra superior cuando los valores no forman parte del selectivo Ibex-35.

Tras la estimación de los modelos de heterocedasticidad condicional autorregresiva planteados en esta investigación, los resultados obtenidos vinieron a corroborar parte de los resultados adelantados previamente. Así, en referencia a la media, aún cuando en ningún caso el contraste conjunto de ausencia de estacionalidad resulta rechazado, el análisis individualizado de los coeficientes revelan que, se aprecia para gran parte de los valores unos mayores incrementos en la rentabilidad en la segunda mitad de la semana, o bien al menos, menores descensos en la segunda mitad de la semana, pudiendo hablarse de un posible efecto fin de semana que se manifestaría en un cambio de tendencia en las rentabilidades. Estos resultados no son opuestos a los obtenidos por otros autores, que centran la mayoría de las conclusiones en la existencia de estacionalidades significativas el primer o último día de la semana. En cuanto a la variabilidad, se deduce que los mayores valores de esta se presentan, en general, la primera mitad de la semana, excepto ZEL e ITX. Por su parte, las menores volatilidades se producen los jueves y viernes; lo cual podría ser representativo de la existencia de un efecto fin de semana en las volatilidades de dichos valores, de forma similar a lo constatado para las rentabilidades. Contrariamente, sin embargo, para el Ibex 35 se reflejan las mayores volatilidades los viernes y las menores los lunes.

Por tanto, a modo de síntesis cabe subrayar que, para la mayoría de las empresas gallegas que cotizan en bolsa y que constituyen el eje de este trabajo, se constata un posible punto de inflexión en el día miércoles, vinculado a un cambio de tendencia en rentabilidades. En particular, se observa un mayor incremento en las rentabilidades de estas empresas hacia la segunda mitad de la semana y unas mayores volatilidades en la primera mitad de la semana. Por su parte, para el Ibex-35 las mayores volatilidades parecen constatarse los viernes y las menores los lunes, respectivamente. En todo caso, es de gran importancia reiterar que, los resultados obtenidos reflejaron un comportamiento diferenciado de los valores gallegos

respecto al selectivo Ibex-35, incluso para las empresas que forman parte de este, como es el caso de Unión FENOSA, Zeltia e Inditex. Finalmente, encuadrar la importancia que este estudio revierte no solo en el ámbito del mundo de las finanzas empresariales sino teniendo en consideración la importancia que ejercen las bolsas de valores en el funcionamiento de las economías de mercado.

APÉNDICE

TABLA 1
ESTADÍSTICA DESCRIPTIVA DE LAS RENTABILIDADES PARA LAS EMPRESAS SIN
DESDOBLAMIENTOS

| | | <i>Media</i> | <i>Máxima</i> | <i>Mínimo</i> | <i>Desv. Típ.</i> | <i>Asimetría</i> | <i>Q₁(10)</i> <i>(p-valor)</i> | <i>Q₂(10)</i> <i>(p-valor)</i> | <i>Curtosis</i> | <i>J-B</i> <i>(p-valor)</i> |
|---------------|-----------|-------------------------|---------------|---------------|-------------------|------------------|--|--|-----------------|--------------------------------|
| IBEX35 | 2000-2002 | -6.07.10 ⁻⁰⁴ | 0.057 | -0.059 | 0.015 | -0.058 | 12.976 (0.225) | 112.97 (0.000) | 3.303 | 2.577 (0.275) |
| | 2000 | -9.74.10 ⁻⁰⁴ | 0.042 | -0.043 | 0.015 | -0.031 | | | | |
| | 2001 | -3.26.10 ⁻⁰⁴ | 0.057 | -0.059 | 0.017 | -0.091 | | | | |
| | 2002 | -4.03.10 ⁻⁰⁴ | 0.031 | -0.034 | 0.013 | 0.005 | | | | |
| ADZ | 2000-2002 | 7.90.10 ⁻⁰⁶ | 0.174 | -0.142 | 0.023 | 1.046 | 8.994 (0.533) | 26.858 (0.003) | 13.066 | 2563.74 (0.000) |
| | 2000 | -3.63.10 ⁻⁰³ | 0.0074 | -0.080 | 0.020 | 0.325 | | | | |
| | 2001 | 2.17.10 ⁻⁰³ | 0.174 | -0.142 | 0.028 | 1.174 | | | | |
| | 2002 | 3.53.10 ⁻⁰³ | 0.055 | -0.024 | 0.014 | 1.055 | | | | |
| ENC | 2000-2002 | -2.26.10 ⁻⁰⁴ | 0.084 | -0.120 | 0.020 | -0.305 | 27.399 (0.002) | 20.597 (0.024) | 6.986 | 394.44 (0.000) |
| | 2000 | -5.19.10 ⁻⁰⁴ | 0.084 | -0.120 | 0.022 | 0.096 | | | | |
| | 2001 | -8.04.10 ⁻⁰⁴ | 0.058 | -0.085 | 0.020 | -0.699 | | | | |
| | 2002 | 2.27.10 ⁻⁰³ | 0.039 | -0.024 | 0.011 | 0.264 | | | | |
| GAL | 2000-2002 | 1.08.10 ⁻⁰⁵ | 0.069 | -0.072 | 0.017 | 0.258 | 94.981 (0.007) | 41.083 (0.000) | 6.264 | 264.90 (0.000) |
| | 2000 | -7.53.10 ⁻⁰⁴ | 0.069 | -0.072 | 0.021 | 0.285 | | | | |
| | 2001 | 2.66.10 ⁻⁰⁴ | 0.061 | -0.051 | 0.013 | 0.352 | | | | |
| | 2002 | 1.51.10 ⁻⁰³ | 0.035 | -0.034 | 0.011 | 0.129 | | | | |
| PVA | 2000-2002 | 2.83.10 ⁻⁰⁴ | 0.405 | -0.193 | 0.029 | 4.113 | 4.483 (0.923) | 45.178 (0.000) | 66.001 | 97897.8 (0.000) |
| | 2000 | 4.04.10 ⁻⁰⁵ | 0.139 | -0.193 | 0.026 | -0.226 | | | | |
| | 2001 | 3.81.10 ⁻⁰⁴ | 0.405 | -0.152 | 0.036 | 5.516 | | | | |
| | 2002 | 9.33.10 ⁻⁰⁴ | 0.066 | -0.034 | 0.014 | 2.173 | | | | |
| TFI | 2000-2002 | -1.05.10 ⁻⁰³ | 0.139 | -0.125 | 0.026 | 0.021 | 13.589 (0.193) | 37.343 (0.000) | 7.353 | 459.68 (0.000) |
| | 2000 | -3.42.10 ⁻⁰³ | 0.090 | -0.091 | 0.025 | -0.145 | | | | |
| | 2001 | 8.06.10 ⁻⁰⁴ | 0.139 | -0.125 | 0.029 | 0.067 | | | | |
| | 2002 | 5.63.10 ⁻⁰⁴ | 0.056 | -0.036 | 0.016 | 0.714 | | | | |
| UNF | 2000-2002 | 1.51.10 ⁻⁰⁴ | 0.109 | -0.104 | 0.018 | 0.304 | 18.413 (0.048) | 73.890 (0.000) | 7.755 | 557.32 (0.000) |
| | 2000 | 3.50.10 ⁻⁰⁴ | 0.109 | -0.104 | 0.021 | 0.574 | | | | |
| | 2001 | -2.91.10 ⁻⁰⁴ | 0.058 | -0.079 | 0.018 | -0.093 | | | | |
| | 2002 | 1.26.10 ⁻⁰³ | 0.036 | -0.026 | 0.010 | 0.382 | | | | |
| ITX* | 2000-2002 | 9.75.10 ⁻⁰⁴ | 0.115 | -0.108 | 0.023 | 0.055 | 14.227 (0.163) | 42.055 (0.000) | 7.554 | 200.63 (0.000) |
| | 2000 | - | - | - | - | - | | | | |
| | 2001 | 1.19.10 ⁻⁰³ | 0.115 | -0.108 | 0.025 | -0.043 | | | | |
| | 2002 | 5.78.10 ⁻⁰⁴ | 0.044 | -0.031 | 0.018 | 0.511 | | | | |

Notas:

(i)* OPV (Operación pública de Venta) 23 de Mayo de 2001. Total 235 observaciones hasta el 30 Abril 2002.

(ii) $Q(k)$ denota el estadístico de Box-Ljung para contrastar la hipótesis nula de incorrelación hasta de orden k en la serie y $Q_2(k)$ denota el mismo estadístico para serie de los cuadrados. Entre paréntesis se representa el p-valor correspondiente, basado en la aproximación χ^2_k a la distribución del estadístico de Box-Ljung. En los subperiodos no se muestran los resultados por falta de robustez de los mismos.

(iii) J-B es el estadístico de Jarque-Bera que contrasta la hipótesis nula de normalidad. Entre paréntesis se presenta el p-valor.

TABLA 2
ESTADÍSTICA DESCRIPTIVA DE LAS RENTABILIDADES PARA LAS EMPRESAS CON DESDOBLAMIENTOS

| | | Media | Máxima | Mínimo | Desv.Típ. | Asimetría | $Q(10)$ (p-valor) | $Q_2(10)$ (p-valor) | Curtosis | J-B (p-valor) |
|-------|----|-------------------------|--------|--------|-----------|-----------|----------------------|------------------------|----------|--------------------|
| PAS* | 1ª | 2.95.10 ⁻⁰⁴ | 0.042 | -0.033 | 0.009 | 0.268 | 17.0062 (0.073) | 54.203 (0.000) | 6.553 | 210.335 (0.000) |
| | 2ª | -4.82.10 ⁻⁰³ | 0.047 | -1.094 | 0.079 | -13.42 | 0.085 (1.000) | 9.001 (1.000) | 183.764 | 367170 (0.000) |
| ZEL** | 1ª | 7.79.10 ⁻⁰³ | 0.166 | -0.093 | 0.040 | 1.223 | 32.903 (0.000) | 88.931 (0.000) | 5.617 | 93.039 (0.000) |
| | 2ª | -4.76.10 ⁻⁰³ | 0.239 | -1.388 | 0.079 | -13.043 | 32.903 (0.000) | 88.931 (0.000) | 227.877 | 87125 (0.000) |

(i)* Desdoblamiento el 23 de Julio de 2001. 1ª Muestra: antes desdoblamiento (390 observaciones). 2ª Muestra: después desdoblamiento (192 observaciones).

(ii)** Desdoblamiento el 8 de Septiembre de 2000. 1ª Muestra: antes desdoblamiento (174 observaciones). 2ª Muestra: después desdoblamiento (408 observaciones).

(iii) $Q(k)$ denota el estadístico de Box-Ljung para contrastar la hipótesis nula de incorrelación hasta de orden k en la serie y $Q_2(k)$ denota el mismo estadístico para serie de los cuadrados. Entre paréntesis se representa el p-valor correspondiente, basado en la aproximación χ^2_k a la distribución del estadístico de Box-Ljung.

(iv) J-B es el estadístico de Jarque-Bera que contrasta la hipótesis nula de normalidad. Entre paréntesis se presenta el p-valor.

TABLA 3
ESTADÍSTICA DESCRIPTIVA DE LOS VOLÚMENES DE CONTRATACIÓN
Muestra Completa (583 observaciones)

| | Media | Máxima | Mínimo | Desv.Típ. | Asimetría | $Q(10)$ (p-valor) | $Q_2(10)$ (p-valor) | Curtosis | J-B (p-valor) |
|---------|-----------------------|------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------|----------------------|------------------------|----------|---------------------|
| IBEX-35 | 1.80.10 ⁰⁹ | 1.32.10 ¹⁰ | 7.24.10 ⁰⁸ | 9.40.10 ⁰⁸ | 8.155 | 46.099 (0.000) | 1.070 (1.000) | 124.229 | 363372.6 (0.000) |
| ADZ | 17362.16 | 228624 | 936 | 22817.03 | 5.288 | 228.37 (0.000) | 126.55 (0.000) | 58.370 | 78492.92 (0.000) |
| ENC | 36595.37 | 1180984 | 645 | 82463.86 | 11.651 | 3.458 (0.902) | 106.46 (0.000) | 288.328 | 2004163 (0.000) |
| GAL | 1090.08 | 66001 | 10 | 4410.73 | 13.670 | 0.771 (1.000) | 0.143 (1.000) | 167.299 | 670813 (0.000) |
| PVA | 14673.10 | 272216 | 0 | 35487.81 | 5.446 | 165.00 (0.000) | 1.606 (0.999) | 325.154 | 2546404 (0.000) |
| TFI | 8944.77 | 1302753 | 0 | 84976.34 | 15.084 | 1.845 (0.997) | 0.136 (1.000) | 203.686 | 996564 (0.000) |
| UNF | 1344305 | 8832078 | 188911 | 1045234 | 3.052 | 246.38 (0.000) | 63.684 (0.000) | 16.000 | 4854.522 (0.000) |
| ITX* | 2067819 | 1.04.10 ⁻⁰⁸ | 193035 | 6941568 | 13.565 | 450.56 (0.000) | 0.507 (1.000) | 196.633 | 371120.3 (0.000) |

(i)*OPV (Operación pública de Venta) 23 de Mayo de 2001. Total 235 observaciones.

(ii) $Q(k)$ denota el estadístico de Box-Ljung para contrastar la hipótesis nula de incorrelación hasta de orden k en la serie y $Q_2(k)$ denota el mismo estadístico para serie de los cuadrados. Entre paréntesis se representa el p-valor correspondiente, basado en la aproximación χ^2_k a la distribución del estadístico de Box-Ljung.

(iii) J-B es el estadístico de Jarque-Bera que contrasta la hipótesis nula de normalidad. Entre paréntesis se presenta el p-valor.

TABLA 4
ESTADÍSTICA DESCRIPTIVA DE VOLÚMENES DE CONTRATACIÓN PARA LAS EMPRESAS CON DESDOBLAMIENTOS

| | | Media | Máxima | Mínimo | Desv.Típ. | Asimetría | $Q(10)$ (p-valor) | $Q_2(10)$ (p-valor) | Curtosis | J-B (p-valor) |
|------|----|----------|----------|--------|-----------|-----------|----------------------|------------------------|----------|---------------------|
| PAS* | 1ª | 7100.821 | 106763 | 500 | 11173.50 | 4.741 | 169.62 (0.000) | 6.337 (0.786) | 32.374 | 15522.5 (0.000) |
| | 2ª | 29990.44 | 2735195 | 802 | 199071.9 | 13.178 | 0.154 (1.000) | 0.641 (1.000) | 178.61 | 252287 (0.000) |
| ZEL* | 1ª | 341435.1 | 5279712 | 34153 | 508347.5 | 5.931 | 0.064 (1.000) | 0.384 (1.000) | 53.445 | 19587.40 (0.000) |
| | 2ª | 1207462 | 10390905 | 198901 | 1158716 | 3.132 | 72.375 (0.000) | 0.389 (1.000) | 7.621 | 349.556 (0.000) |

(i)* Desdoblamiento el 23 de Julio de 2001. 1ª Muestra: antes desdoblamiento (391 observaciones). 2ª Muestra: después desdoblamiento (192 observaciones).

(ii)** Desdoblamiento el 8 de Septiembre de 2000. 1ª Muestra: antes desdoblamiento (175 observaciones). 2ª Muestra: después desdoblamiento (408 observaciones).

(iii) $Q(k)$ denota el estadístico de Box-Ljung para contrastar la hipótesis nula de incorrelación hasta de orden k en la serie y $Q_2(k)$ denota el mismo estadístico para serie de los cuadrados. Entre paréntesis se representa el p-valor correspondiente, basado en la aproximación χ^2_k a la distribución del estadístico de Box-Ljung.

(iv) J-B es el estadístico de Jarque-Bera que contrasta la hipótesis nula de normalidad. Entre paréntesis se presenta el p-valor.

TABLA 5 RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN DE LA MEDIA Y LA VARIANZA CONDICIONAL DE LAS RENTABILIDADES

| | IBEX35 | ADZ | ENC | GAL | PAS | PVA | TFI | UNF | ZEL | ITX |
|-----------------------|-------------------------------------|-------------------------------------|-------------------------------------|-------------------------------------|-------------------------------------|--------------------------------------|-------------------------------------|-------------------------------------|-------------------------------------|-------------------------------------|
| β_1 | -1.94.10 ⁻⁰³ (-1.620) | -4.21.10 ⁻⁰⁴ (-0.282) | 1.07.10 ⁻⁰³ (0.693) | -2.29.10 ⁻⁰³ (-1.680) | -1.07.10 ⁻⁰² (-0.507) | -2.27.10 ⁻⁰³ (-1.514) | -1.87.10 ⁻⁰³ (-0.670) | -9.49.10 ⁻⁰⁴ (-0.733) | 6.51.10 ⁻⁰³ (0.737) | 1.15.10 ⁻⁰³ (0.435) |
| β_2 | -9.62.10 ⁻⁰⁴ (-0.720) | 3.62.10 ⁻⁰³ (2.137) | -5.62.10 ⁻⁰⁴ (-0.352) | -2.34.10 ⁻⁰⁴ (-0.155) | 6.12.10 ⁻⁰⁴ (0.068) | -1.62.10 ⁻⁰³ (-1.014) | -1.91.10 ⁻⁰³ (-0.750) | -1.23.10 ⁻⁰³ (-0.923) | 1.02.10 ⁻⁰² (0.665) | 1.71.10 ⁻⁰³ (0.556) |
| β_3 | -2.85.10 ⁻⁰³ (-1.778) | -2.73.10 ⁻⁰³ (-1.711) | -9.36.10 ⁻⁰⁴ (-0.401) | -1.13.10 ⁻⁰³ (-0.774) | 7.22.10 ⁻⁰³ (0.504) | -2.76.10 ⁻⁰³ (-1.094) | -1.06.10 ⁻⁰³ (-0.561) | 1.03.10 ⁻⁰³ (0.718) | 1.01.10 ⁻⁰² (0.558) | 2.95.10 ⁻⁰³ (0.849) |
| β_4 | 1.19.10 ⁻⁰³ (0.858) | -1.95.10 ⁻⁰³ (-1.334) | -2.45.10 ⁻⁰³ (-1.529) | 2.11.10 ⁻⁰³ (1.645) | 5.32.10 ⁻⁰³ (1.267) | 1.47.10 ⁻⁰⁴ (0.095) | -2.69.10 ⁻⁰³ (-1.235) | 5.26.10 ⁻⁰⁴ (0.325) | 6.65.10 ⁻⁰⁴ (0.034) | 2.04.10 ⁻⁰³ (0.445) |
| β_5 | -5.09.10 ⁻⁰⁴ (-0.348) | -1.05.10 ⁻⁰³ (-0.733) | 1.62.10 ⁻⁰³ (0.926) | -9.11.10 ⁻⁰⁴ (-0.747) | -4.74.10 ⁻⁰³ (-0.396) | -1.57.10 ⁻⁰³ (-0.953) | 1.35.10 ⁻⁰⁴ (0.049) | -1.52.10 ⁻⁰³ (-1.124) | -6.11.10 ⁻⁰³ (-0.277) | -2.97.10 ⁻⁰⁴ (-0.212) |
| β_6 | 1.20.10 ⁻⁰³ (0.572) | -3.38.10 ⁻⁰⁵ (-0.014) | 2.24.10 ⁻⁰³ (0.657) | -7.03.10 ⁻⁰⁴ (-0.407) | -1.18.10 ⁻⁰³ (-0.153) | -5.49.10 ⁻⁰⁴ (-0.234) | 3.69.10 ⁻⁰³ (0.866) | 3.72.10 ⁻⁰³ (2.286) | 4.38.10 ⁻⁰³ (0.186) | 2.99.10 ⁻⁰³ (0.723) |
| β_7 | 7.17.10 ⁻⁰³ (1.283) | -2.27.10 ⁻⁰³ (-0.534) | 3.87.10 ⁻⁰³ (0.990) | 6.34.10 ⁻⁰³ (1.222) | 9.57.10 ⁻⁰³ (1.022) | -4.33.10 ⁻⁰³ (-1.183) | -8.72.10 ⁻⁰⁵ (-0.013) | 8.78.10 ⁻⁰³ (2.942) | 8.46.10 ⁻⁰³ (0.180) | -1.17.10 ⁻⁰³ (-0.043) |
| β_8 | 3.13.10 ⁻⁰³ (0.844) | -1.54.10 ⁻⁰⁴ (-0.035) | 6.16.10 ⁻⁰³ (1.530) | -6.08.10 ⁻⁰³ (-1.921) | -3.32.10 ⁻⁰³ (-0.364) | 3.87.10 ⁻⁰³ (1.230) | 7.40.10 ⁻⁰³ (1.137) | 1.34.10 ⁻⁰³ (0.388) | 9.08.10 ⁻⁰³ (0.201) | -1.65.10 ⁻⁰³ (-0.058) |
| β_9 | | | | | -3.29.10 ⁻⁰³ (-0.404) | | | | -1.36.10 ⁻⁰² (-0.961) | |
| α_0 | 9.22.10 ⁻⁰⁵ (2.989) | 2.46.10 ⁻⁰⁵ (0.540) | 3.11.10 ⁻⁰⁴ (8.318) | -1.56.10 ⁻⁰⁵ (-0.719) | 1.36.10 ⁻⁰³ (6.755) | 3.89.10 ⁻⁰⁴ (12.354) | -2.44.10 ⁻⁰⁴ (-3.957) | 6.72.10 ⁻⁰⁵ (2.172) | 3.18.10 ⁻⁰³ (2.274) | 4.60.10 ⁻⁰⁵ (0.565) |
| α_1 | -9.02.10 ⁻⁰⁵ (-5.093) | 8.10.10 ⁻⁰⁵ (1.591) | -2.55.10 ⁻⁰⁴ (-5.140) | 5.27.10 ⁻⁰⁵ (1.867) | 1.06.10 ⁻⁰³ (3.141) | -4.09.10 ⁻⁰⁴ (-16.828) | 4.72.10 ⁻⁰⁴ (4.723) | -5.39.10 ⁻⁰⁵ (-1.434) | -3.86.10 ⁻⁰³ (-2.875) | 8.51.10 ⁻⁰⁵ (0.788) |
| α_2 | -3.09.10 ⁻⁰⁵ (-0.585) | 7.96.10 ⁻⁰⁵ (1.236) | -2.72.10 ⁻⁰⁴ (-5.335) | 1.02.10 ⁻⁰⁴ (2.919) | -1.66.10 ⁻⁰³ (-6.450) | -3.39.10 ⁻⁰⁴ (-7.894) | 1.96.10 ⁻⁰⁴ (1.788) | -2.77.10 ⁻⁰⁵ (-0.662) | -1.15.10 ⁻⁰³ (-0.802) | -2.92.10 ⁻⁰⁶ (-0.021) |
| α_3 | -5.94.10 ⁻⁰⁵ (-1.070) | -6.36.10 ⁻⁰⁵ (-0.916) | -4.41.10 ⁻⁰⁴ (-7.178) | 2.81.10 ⁻⁰⁵ (0.877) | -2.16.10 ⁻⁰³ (-7.271) | -4.58.10 ⁻⁰⁴ (-10.390) | 4.23.10 ⁻⁰⁴ (4.474) | -5.81.10 ⁻⁰⁶ (-0.109) | 1.39.10 ⁻⁰⁴ (0.064) | 1.90.10 ⁻⁰⁴ (1.313) |
| α_4 | -1.84.10 ⁻⁰⁵ (-0.350) | -3.62.10 ⁻⁰⁵ (-0.702) | -2.02.10 ⁻⁰⁴ (-4.009) | 3.58.10 ⁻⁰⁵ (1.282) | -3.68.10 ⁻⁰⁴ (-2.851) | -2.65.10 ⁻⁰⁴ (-6.273) | 4.26.10 ⁻⁰⁴ (5.388) | -5.52.10 ⁻⁰⁵ (-1.283) | 1.81.10 ⁻⁰⁴ (0.128) | -3.61.10 ⁻⁰⁴ (-3.183) |
| α_5 | 0.150 (1.904) | 0.278 (5.173) | 0.118 (3.598) | 0.062 (2.953) | 0.146 (1.315) | 0.239 (11.782) | 0.055 (4.663) | 0.197 (3.971) | 0.139 (1.138) | 0.171 (2.879) |
| α_6 | 0.608 (5.435) | 0.649 (16.990) | 0.691 (8.159) | 0.724 (22.626) | 0.590 (12.118) | 0.568 (15.842) | 0.855 (23.003) | 0.632 (10.170) | 0.600 (3.610) | 0.797 (14.064) |
| α_7 | | 0.161 (2.279) | | 0.282 (4.157) | | | | 0.141 (1.920) | | |
| Engle(1) (p-valor) | 5.930 (0.015) | 9.914 (0.001) | 4.124 (0.042) | 12.757 (0.000) | 0.002 (0.964) | 36.440 (0.000) | 33.410 (0.000) | 30.725 (0.000) | 0.001 (0.970) | 28.970 (0.000) |
| w_1 (p-valor) | 1.069 (0.370) | 2.811 (0.024) | 0.962 (0.427) | 1.982 (0.095) | 0.374 (0.827) | 0.470 (0.757) | 0.197 (0.939) | 0.621 (0.647) | 0.184 (0.946) | 0.379 (0.823) |
| w_2 (p-valor) | 0.019 (0.996) | 7.592 (0.000) | 7.551 (0.000) | 3.449 (0.016) | 183.295 (0.000) | 6.822 (0.000) | 2.619 (0.050) | 0.510 (0.675) | 8.607 (0.000) | 9.095 (0.000) |
| w_3 (p-valor) | | 5.479 (0.019) | 0.885 (0.347) | 0.008 (0.925) | 118.302 (0.000) | 18.820 (0.000) | 1.609 (0.205) | | 11.026 (0.000) | 2.035 (0.155) |
| w_4 (p-valor) | | 3.751 (0.053) | 6.270 (0.012) | 1.204 (0.272) | 3.006 (0.083) | 17.014 (0.000) | 0.714 (0.398) | | 1.577 (0.209) | 24.598 (0.000) |

Notas:

(i) Resultados utilizando el modelo GARCH(1,1), excepto con los valores ADZ, GAL y UNF estimados con GJR(1,1). Entre paréntesis figuran los t-ratio.

(ii) El contraste de Engle [1982] viene dado por $h_t = \lambda_0 + \lambda_1 \varepsilon_{t-1}^2$. Bajo la hipótesis nula de homocedasticidad ($\lambda_1=0$) el estadístico TR^2 se distribuye como una distribución $\chi^2(I)$, siendo T el tamaño muestral y R^2 el coeficiente de correlación al cuadrado. Los resultados de la Tabla recogen el Test de Engle aplicado sobre el modelo propuesto por Gibbons y Hess (1981).

(iii) El contraste de Wald w_1 contrasta la hipótesis conjunta $\beta_1=\beta_2=\beta_3=\beta_4=\beta_5$ de ausencia de efecto día de la semana en la media. w_2 contrasta la hipótesis conjunta $\alpha_1=\alpha_2=\alpha_3=\alpha_4=0$ en la varianza, w_3 la hipótesis conjunta $\alpha_1=(\alpha_2+\alpha_3+\alpha_4)/3$ de efecto lunes en la varianza, y w_4 la hipótesis conjunta $\alpha_4=(\alpha_1+\alpha_2+\alpha_3)/3$ de efecto viernes en la varianza.

(iv) β_9 es el coeficiente estimado de la variable Dummy que recoge el cambio en el nivel de la serie a partir de la fecha de desdoblamiento de los valores PAS y ZEL.

Referencias Bibliográficas

Baillie, R. T., y Bollerslev, T. (1989). "The message in daily exchange rates: a conditional-variance tale", *Journal of Business & Economic Statistics*, 7, 3. Pp. 297-305.

Bera, A.K. y Higgins, A.K. (1993). "A survey of ARCH models: properties, estimation and testing". *Journal of Economic Surveys*, 7. Pp. 305-366.

Bollerslev, T. (1986). "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity", *Journal of Econometrics*, 31. Pp. 307-327.

Bollerslev, T., Engle, R.F y Nelson, D.B. (1994). "ARCH models". *Handbook of Econometrics*, vol. IV, R.F. Engle y D.L. McFadden (eds.), Amsterdam, North Holland.

Brown, M., y Frosythe, A.B- (1974). "Robust tests for the equality of variances", *Journal of the American Statistical Association*, 69. Pp. 364-367.

Camino, D. (1997) "Efectos intradía y día de la semana en la Bolsa de Madrid. Información y volumen de contratación". *Revista Española de Financiación y Contabilidad*. Vol.XXVI. Nº90. Enero-marzo. Pp.51-75.

Clare, A., Garrett, I., y Jones, G. (1997). "Testing for seasonal patterns in conditional return volatility: evidence from Asia-Pacific markets", *Applied Financial Economics*, 7. Pp.517-523.

Clare, A., Ibrahim, M.B. y Thomas, S.H.. (1998). « The impact of settlement procedures on day of the week effects: Evidence from the Kuala Lumpur stock exchange, *Journal of Business, Finance and Accounting*, 23. Pp. 401-419.

Corredor, P. y Santamaría, R. (1996) "El efecto día de la semana: resultados sobre algunos mercados de valores europeos". *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, 86, Vol.25, Pp.235-252.

Cross, F. (1973). "The behavior of stock price on Fridays and Mondays", *Financial Analysts Journal*, 26. Pp.67-69.

Chang, E.C., Pinegar, J.M. y Ravichandran, R. (1993) "International evidence on the robustness of the day of the week effect". *Journal of Financial and Quantitative Analysis*. Vol.28, diciembre. Pp.497-513.

Christie, A.A. (1982) "The stochastic behaviour of common stock variances: valued leverage and interest effects". *Journal of Financial Economics*, 10. Pp.407-432.

Damodaran, A. (1989) "The weekend effect in information releases: study of earnings and dividend announcements" *Review of Financial Studies*, 2. Pp.607-623.

Dickey, D.A. y W.A. Fuller (1981). "The likelihood ratio statistic for autoregressive time series with a unit roots", *Econometrica*, vol. 49, pp. 1057-1072.

Dickey, D.A. y Pantula, (1987). "Determining the order of differencing in autoregressive processes", *Journal of business and economic statistics*, 15, pp. 455-461.

Dubois, M., y Louvet, P. (1996). "The day -of-the-week effect: The international evidence",

Journal of Banking & Finance, 20. Pp. 1463-1484.

Engle, R.F. (1982). "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation". *Econometrica*, 50. Pp.987-1008.

Engle, R.F. y Ng.V. (1993), "Measuring and testing the impact of news on volatility", *The Journal of Finance*. Vol. 48. Pp.1749-1778.

Font, B. y Baixauli, J.S. (2001). "Evidencias sobre eficiencia en el Mercado de capitales español", *Revista Europea de Dirección y Economía de la Empresa*, vol. 10, núm. 3, pp. 135-166.

French, K.R. (1980) "Stock returns and the weekend effect". *Journal of Financial Economics*., 8, marzo. Pp. 55-69.

Gibbons, M.R. y Hess, P. (1981) "Day of the week effects and asset returns". *Journal of Business*, 54. Octubre. Pp.579-596.

Glosten, L.R., Jaganathan, R. y Runkle, D. [1993]. "On the relationships between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks", *Journal of Finance*, Vol. 48. Pp. 1779-1801.

Hsiek, D.A. (1988). "The statistical properties of daily foreign exchange rates: 1974-1983", *Journal of International Economics*, 24. Pp.129-145.

Hsiek, D.A. (1989). "Modeling heteroscedasticity in daily foreign-exchange rates", *Journal of Business & Finance*, 7. Pp. 307-317.

Keim, D.B. y Stambaugh, R.F. (1984). "A further investigation of the weekend effect in stock returns". Vol.39. pp. 819-840.

Lakonishok, J. y Smidt, S. (1988) "Are seasonal anomalies real? A ninety year perspective" *Review of Financial Studies*, 1. Pp. 403-425.

Lamoureux, C.G. y Lastrapes, W.D. (1990) "Heteroscedasticity in stock return data: volume versus GARCH effects". *The Journal of Finance*. Vol. XLV. N°1. Pp..224-229.

Lucey, B.M. (2000). "Anomalous daily seasonality in Ireland?", *Applied Economics Letters*, 7. Pp. 637-640.

Llor, A., Martínez, M.A. y Yagüe, J. (2000) "Análisis empírico del efecto día de la semana en la Bolsa de Madrid". *Revista Europea de Dirección y Economía de la Empresa*, 1, Vol.9. Pp.105-118.

Meneu, V. y Pardo, A. (2001). "El efecto día festivo en la Bolsa española", *Moneda y Crédito* 21. N°213. Pp. 97-127.

Nelson, D.B. (1991). "Conditional Heteroscedasticity in Asset Returns: A New Approach". *Econometrics*, 59. Pp. 347-370.

Novales, A. y Gracia-Diez, M. (1993). "Guía para la Estimación de Modelos ARCH", *Estadística Española*, 132, Vol. 35. Pp.5-38.

Osborne, M.F.M. (1962). "Periodic structure in the brownian motion of stock prices", *Operations Research*. 10. Pp. 345-379.

Pagan, A. R. y Schwert, G.W. (1990). "Alternative Models for conditional stock volatility", *Journal of Econometrics*, 45. Pp. 267-290.

Peiró, A. (1994) "La estacionalidad diaria del mercado de acciones español". *Investigaciones Económicas*. Vol.XVIII. N°3. pp.557-569.

Perron, P. (1990). "Testing for a Unit Root in a Time Series with a Changing Mean", *Journal of business and Economic Statistics*, 8, 1990, pp. 153-162.

Rodríguez de Prado, F. y Amigo, L. (2002). "Rentabilidad y riesgo de los valores tecnológicos en función del día de la semana", *Bolsa de Madrid*, marzo. Pp. 60-64.

Rubio, G., Salvador, L. (1991) "Estacionalidad diaria de los precios en el mercado español de capitales". *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, 67, Vol.20. Pp.307-336.

Santesmases, M (1996). "An investigation of te Spanish stock market seasonalities", *Journal of Business Finance and Accounting*, 13. Pp. 267-276.

Schwert, G.W. (1989). "Business Cycles, Financial Crises and Stock Volatility". *Carnegie-Rocheester Conference Series on Public Policy*, 39. Pp.83-126.

Snedecor, G. W. y Cochran, W.G. (1989), *Statistical Methods, Eighth Edition*, Iowa State University Press.

Viñolas, P. (1995). "Estacionalidad en la Bolsa Española", *Análisis Financiero*, 66, pp. 8-18.

Relación de Documentos de Trabajo publicados

- 9901 Philippe Polomé: Experimental Evidence on Voting Manipulation in Referendum Contingent Valuation with Induced Value
- 9902 Xosé M. González e Daniel Miles: Análisis Envoltante de Datos: Un Estudio de Sensibilidad
- 9903 Philippe Polomé: Combining contingent valuation and revealed preferences by simulated maximum likelihood
- 9904 Eva Rodríguez: Social value of health programs: is the age a relevant factor?
- 9905 Carlos Gradín e M^a Soledad Giráldez: Incorporación laboral de la mujer en España: efecto sobre la desigualdad en la renta familiar
- 9906 Carlos Gradín: Polarization by sub-populations in Spain, 1973-91
- 9907 Carlos Gradín: Polarization and inequality in Spain: 1973-91
- 0001 Olga Alonso e José María Chamorro: How do producer services affect the location of manufacturing firms?. The role of información accesibility
- 0002 Coral del Río Otero: Desigualdad Intermedia Paretiana
- 0003 Miguel Rodríguez Méndez: Margins, Unions and the Business Cycle in High and Low Concentrated Industries
- 0004 Olga Alonso Villar: Large metropolies in the Third World: an explanation
- 0005 Xulia González e Daniel Miles: Wage Inequality in a Developing Country: Decrease of Minimum Wage or Increase of Education Returns
- 0006 Daniel Miles: Infrecuencia de las Compras y Errores de Medida
- 0007 Lucy Amigo: Integración de los Mercados de Cambio: Análisis rentabilidad-riesgo de la cotización Peseta/Dólar
- 0008 Eduardo L. Giménez e Manuel González-Gómez: Efficient Allocation of Land Between Productive Use and Recreational Use.
- 0009 Manuel González-Gómez, P. Polomé e A. Prada Blanco: Sesgo sobre la Información Obtenida y la Estimación de Beneficios en Entrevistas a Visitantes de un Espacio Natural
- 0010 M. Xosé Vázquez Rodríguez e Carmelo León: Preferencias Imprecisas y Contexto en la Valoración de Cambios en la Salud.
- 0011 Begoña Alvarez: Can we Identify Fraudulent Behaviour?. An Application to Sickness Absence in Spain
- 0012 Xulia González, Xosé M. González e Daniel Miles: La Transición de la Universidad al Trabajo: una Aproximación Empírica.
- 0013 Olga Cantó: Climbing out of poverty, Falling back in: Low Incomes' Stability in Spain
- 0101 Arancha Murillas: Investment and Development of Fishing Resources: A Real Options Approach
- 0102 Arancha Murillas: Sole Ownership and Common Property Under Management Flexibility: Valuation, Optimal Exploitation and Regulation
- 0103 Olga Alonso Villar; José-María Chamorro Rivas e Xulia González Cerdeira: An análisis of the Geographic Concentration of Industry in Spain
- 0104 Antonio Molina Abrales e Juan Pinto-Clapés: A Complete Characterization of Pareto Optimality for General OLG Economies
- 0105 José María Chamorro Rivas: Communications technology and the incentives of firms to suburbanize
- 0106 Luci Amigo Dobaño e Francisco Rodríguez de Prado: Incidencia del efecto día en los valores tecnológicos en España

- 0107 Eva Rodríguez-Míguez; C. Herrero e J. L. Pinto-Prades: Using a point system in the management of waiting lists: the case of cataracts
- 0108 Xosé M. González e D. Miles: Análisis de los incentivos en el empleo público
- 0109 Begoña Álvarez e D. Miles: Gender effect on housework allocation: evidence from spanish two-earned couples
- 0110 Pilar Abad: Transmisión de volatilidad a lo largo de la estructura temporal de swaps: evidencia internacional
- 0111 Pilar Abad: Inestabilidad en la relación entre los tipos forward y los tipos de contado futuros en la estructura temporal del mercado de swaps de tipos de interés
- 0112 Xulia González, Consuelo Pazó e Jordi Jaumandreu: Barriers to innovation and subsidies effectiveness
- 0201 Olga Cantó, Coral del Río e Carlos Gradín: What helps households with children in leaving poverty?: Evidence from Spain in contrast with other EU countries
- 0202 Olga Alonso-Villar, José María Chamorro-Rivas e Xulia González: Agglomeration economies in manufacturing industries: the case of Spain
- 0203 Lucy Amigo Dobaño, Marcos Álvarez Díaz e Francisco Rodríguez de Prado: Efficiency in the spanish stock market. A test of the weak hypothesis based on cluster prediction technique
- 0204 Jaime Alonso-Carrera e María Jesús Freire-Serén: Multiple equilibria, fiscal policy, and human capital accumulation
- 0205 Marcos Álvarez Díaz e Alberto Álvarez: Predicción no-lineal de tipos de cambio. Aplicación de un algoritmo genético
- 0206 María J. Moral: Optimal multiproduct prices in differentiated product market
- 0207 Jaime Alonso-Carrera y Baltasar Manzano: Análisis dinámico del coste de bienestar del sistema impositivo español. Una explotación cuantitativa
- 0208 Xulia González e Consuelo Pazó: Firms' R&D dilemma: to undertake or not to undertake R&D
- 0209 Begoña Álvarez: The use of medicines in a comparative study across European interview-based surveys
- 0210 Begoña Álvarez: Family illness, work absence and gender
- 0301 Marcos Álvarez-Díaz e Alberto Álvarez: Predicción no-lineal de tipos de cambio: algoritmos genéticos, redes neuronales y fusión de datos
- 0302 Marcos Álvarez-Díaz, Manuel González Gómez e Alberto Álvarez: Using data-driven prediction methods in a hedonic regression problem
- 0303 Marcos Álvarez-Díaz e Lucy Amigo Dobaño: Predicción no lineal en el mercado de valores tecnológicos español. Una verificación de la hipótesis débil de eficiencia
- 0304 Arantza Murillas Maza: Option value and optimal rotation policies for aquaculture exploitations
- 0305 Arantza Murillas Maza: Interdependence between pollution and fish resource harvest policies
- 0306 Abad, Pilar: Un contraste alternativo de la hipótesis de las expectativas en Swaps de tipos de interés
- 0307 Xulio Pardellas de Blas e Carmen Padín Fabeiro: A tourist destination planning and design model: application to the area around the Miño river in the south of Galicia and the north of Portugal
- 0308 Lucy Amigo Dobaño e Francisco Rodríguez de Prado: Alteraciones en el comportamiento bursátil de las acciones de empresas tecnológicas inducidas por el vencimiento de derivados

- 0309 Raquel Arévalo Tomé e José María Chamorro Rivas: A Quality Index for Spanish Housing
- 0310 Xulia González e Ruben Tansini: Eficiencia técnica en la industria española: tamaño, I+D y localización
- 0311 Jaime Alonso Carrera e José-María Chamorro Rivas: Environmental fiscal competition under product differentiation and endogenous firm location
- 0312 José Carlos Álvarez Villamarín, M^a José Caride Estévez e Xosé Manuel González Martínez: Demanda de transporte. Efectos del cambio en la oferta ferroviaria del corredor Galicia-Madrid
- 0313 José Carlos Álvarez Villamarín, M^a José Caride Estévez e Xosé Manuel González Martínez: Análisis coste-beneficio de la conexión Galicia-Madrid con un servicio de Alta Velocidad.
- 0401 María José Caride e Eduardo L. Giménez: Thaler's "all-you-can-eat" puzzle: two alternative explanations.
- 0402 Begoña Álvarez e Daniel Miles: Husbands' Housework Time: Does Wives' Paid Employment Make a Difference?
- 0403 María José Caride e Eduardo L. Giménez: Leisure and Travel Choice.
- 0404 Raquel Arévalo Tomé e José María Chamorro-Rivas: Credible collusion in a model of spatial competition.
- 0405 Coral del Río Otero, Carlos Gradín Lago e Olga Cantó Sánchez: El enfoque distributivo en el análisis de la discriminación salarial por razón de género.
- 0406 Olga Alonso Villar: Ciudades y globalización en la Nueva Geografía Económica.
- 0407 Olga Alonso Villar: The effects of transport costs revisited
- 0408 Xavier Labandeira e Miguel Rodríguez: The effects of a sudden CO₂ reduction in Spain.
- 0409 Gema Álvarez Llorente, M^a Soledad Otero Giráldez, Alberto Rodríguez Casal e Jacobo de Uña Álvarez: La duración del desempleo de la mujer casada en Galicia.
- 0410 Jacobo de Uña-Álvarez, Gema Álvarez-Llorente e M^a Soledad Otero-Giráldez: Estimation of time spent in unemployment for married women: An application at regional level.
- 0411 M^a José Moral: Modelos empíricos de oligopolio con producto diferenciado: un panorama.
- 0412 M^a José Moral: An approach to the demand of durable and differentiated products.
- 0501 Raquel Arévalo-Tomé e José-María Chamorro-Rivas: Location as an instrument for social welfare improvement in a spatial model of Cournot competition.
- 0502 Olga Alonso-Villar: The effects of transport costs within the new economic geography.
- 0503 Raquel Arévalo Tomé, M^a Soledad Otero Giráldez e Jacobo de Uña Álvarez: Estimación de la duración residencial a partir del periodo de ocupación declarado por los hogares españoles.
- 0504 Olga Alonso-Villar, Coral de Río, Luis Toharia: Un análisis espacial del desempleo a nivel municipal.
- 0601 Xulia González, Consuelo Pazó: Do public subsidies stimulate private R&D spending?
- 0602 Lucy Amigo Dobaño: Anomalías de los mercados financieros. Análisis de las empresas gallegas que cotizan en el mercado de renta variable.