

Rentabilidad y riesgo de los valores tecnológicos en función del día de la semana

El análisis de la eficiencia en los mercados de valores persigue la contrastación empírica del comportamiento de la rentabilidad de los valores como variables aleatorias independientes que, únicamente sufren fluctuaciones trascendentes al incorporar noticias no anticipadas. Este comportamiento no es avalado por los resultados empíricos de la literatura financiera que identifican para la mayoría de los mercados, en distintos períodos temporales, efectos estacionales que se repiten en determinados meses del año o días de la semana. En este trabajo nos proponemos el análisis e identificación de las posibles estacionalidades diarias en las rentabilidades del Nuevo Mercado español que, debido al corto período transcurrido desde su puesta en funcionamiento, no ha sido objeto de este tipo de análisis. Para ello, se aborda el estudio del Nuevo Mercado desde una doble perspectiva, esto es, a nivel de referencias de empresas individuales y a nivel agregado sobre el índice Ibex NM, como referente comparativo. Con este estudio se podrá comprobar si la posible estacionalidad diaria se ajusta a la de otros mercados bursátiles y se aportará una herramienta de análisis especialmente idónea en un mercado sometido a fuertes movimientos especulativos.

Francisco Rodríguez de Prado

Doctor en Finanzas
Dpto. de Economía Financiera y Contabilidad
Facultad de CC.EE. y Empresariales. Universidad de Vigo

Lucy Amigo Dobaño

Doctora en Economía
Dpto. de Economía Aplicada
Facultad de CC.EE. y Empresariales. Universidad de Vigo

Los analistas financieros se han encontrado con dificultades para valorar las acciones de las empresas de la Nueva Economía debido al impredecible comportamiento de sus sectores de actividad. La complejidad en la estimación de sus expectativas futuras ha derivado en continuos altibajos en sus cotizaciones que provocan una elevada volatilidad en estos valores tecnológicos. Todo ello, unido a la persistente senda descendente de sus cotizaciones y que es reflejada en el índice específico Ibex NM (Ibex Nuevo Mercado), se traduce en que el principal motivo que mueve a los inversores en estos valores sea el especulativo, con un horizonte temporal a corto plazo. En este contexto, cobra una especial importancia el estudio e identificación de posibles 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 reite-

rativo a lo largo del tiempo. Esto contradice a la eficiencia de los mercados de valores, donde las cotizaciones de los títulos deberían comportarse como variables aleatorias independientes que incorporen la información no anticipada en sus variaciones.

En este trabajo, y a partir de los datos diarios de cotización de las empresas del Nuevo Mercado y de su índice en su primer año de existencia, nos proponemos analizar si las variaciones de precios en el mercado de valores y, más concretamente, en el Nuevo Mercado se describen en términos estadísticos como variables aleatorias independientes o, si bien, son función del efecto calendario día de la semana.

Efecto día de la semana

Tomando como referencia básica los trabajos precursores de Osborne (1962) y Cross (1973), el efecto día de la semana ha sido ampliamente contrastado, 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 de-

terminados días de la semana. Los estudios preliminares se realizaron en los mercados de valores estadounidenses, extendiéndose posteriormente a otras plazas bursátiles como las de Canadá, Estados Unidos, Japón, Hong Kong, Australia, Alemania, Francia, Inglaterra y Suiza básicamente. En la mayoría de los casos se observan 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 el ámbito del mercado bursátil español, se han realizado diversos estudios enfocados a la identificación del efecto día. Entre ellos, podemos citar los trabajos precursores de Santesmases (1986) y Rubio y

Salvador (1991), que evidencian la existencia de efecto lunes con signo positivo a partir del año 1984, no pudiendo evidenciar la existencia del mismo en años anteriores. Posteriores trabajos de Corredor y Santamaría (1996), aunque aplicado sobre diversos países como España, Alemania, Francia, Inglaterra, Italia y Estados Unidos, llegan a resultados que evidencian, para España, estacionalidad diaria hasta 1991. En el trabajo de Llor et al (2000) se contrasta el efecto día de la semana en la Bolsa española para los índices general e Ibex, desagregando los sectoriales en el período comprendido entre noviembre de 1985 y noviembre de 1995. Los resultados apuntan a la existencia de efecto estacionalidad y efecto lunes, tanto en rentabilidades medias, como puras. Por lo que respecta al Nuevo Mercado en España, de-

bido al corto período transcurrido desde su puesta en funcionamiento no ha sido objeto de este tipo de análisis, lo que creemos justificaría llevar a cabo el estudio que aquí planteamos.

La muestra

Para realizar dicho estudio, la base de datos empleada está constituida por datos diarios del precio de cierre del Nuevo Mercado de valores español en el período muestral comprendido desde el 10 de Abril de 2.000 hasta el 30 de Marzo de 2.001 (246 observaciones diarias). Se dispone de la serie del índice del Nuevo Mercado (Ibex NM), así como referencias individuales de las ocho empresas que se han cotizado en el mismo desde su puesta en funcionamiento hasta el momento actual. Así, las empresas analizadas son: Abengoa (ABG), Amper (AMP), Amadeus

(AMS), TecnoCom (CIB), Indra (IDR), Telefónica, publicidad e información (TPI), Terra Networks (TRR) y Zeltia (ZEL)⁽¹⁾.

La metodología

Con la información anterior se han calculado las rentabilidades diarias R_t , definidas como:

$$R_t = p_t - p_{t-1}$$

donde p_t y p_{t-1} son los precios de cierre correspondientes a los días t y $t-1$, respectivamente (expresados en logaritmos).

El análisis inicial para contrastar la presencia de estacionalidad diaria se ha centrado en la técnica de regresión, analizando paralelamente la conducta de la media y la varianza condicional en las series. El modelo básico propuesto se fundamenta en los modelos de la familia ARCH (Heterocedasticidad Condicional Autorregresiva), concretamente se propone el Modelo GARCH(1,1) desarrollado por Bollerslev (1996), incluyéndose además las

(1) A la fecha de realización de este trabajo, el número de empresas que cotizan en el Nuevo Mercado es de doce. En nuestro análisis, sin embargo, y con el objeto de garantizar la homogeneidad de los resultados obtenidos, la muestra considerada está compuesta sólo por ocho empresas, puesto que hemos descartado las cotizaciones de aquellas empresas que se han incorporado posteriormente a la puesta en funcionamiento de dicho mercado el 10 de Abril de 2000, al tiempo que también se han descartado aquellas que se han dado de baja a lo largo del año.

TABLA 1. ESTIMACIÓN DE LA ESTACIONALIDAD EN LA MEDIA DE LOS RENDIMIENTOS

	LUNES	T	MARTES	T	MIÉRCOLES	T	JUEVES	T	VIERNES	T
IndNM	-0,007	(-1,661)	-0,001	(-0,077)	-0,011	(-2,938)	-0,004	(-0,835)	-0,002	(-0,475)
ABG	-0,0014	(-0,425)	0,0001	-0,019	-0,006	(-1,952)	-0,001	(-0,164)	0,005	(-1,786)
AMP	0,001	-0,308	-0,002	(-0,556)	-0,004	(-1,321)	-0,004	(-1,504)	0,003	-0,925
AMS	-0,003	(-0,476)	0,004	-0,91	-0,010	(-2,200)	0,0001	(-0,012)	-0,011	(-2,106)
CIB	-0,004	(-1,037)	-0,002	(-0,264)	-0,003	(-1,793)	-0,002	(-1,141)	0,001	-0,181
IDR	0,002	-0,490	-0,001	(-0,223)	-0,009	(-3,003)	-0,004	(-1,215)	0,002	-0,551
TPI	-0,011	(-1,988)	0,002	-0,435	-0,011	(-2,173)	-0,003	(-0,713)	0,001	-0,318
TRR	-0,013	(-1,923)	-0,004	(-0,707)	-0,016	(-2,647)	-0,003	(-0,451)	-0,004	(-0,499)
ZEL	-0,001	(-0,175)	0,008	(-1,933)	-0,006	(-1,531)	-0,001	(-0,272)	0,001	-0,283

Notas: (i) Resultados utilizando los modelos GARCH(1,1) y GJR(1,1), con excepción de las rentabilidades de las acciones de ABG y TPI estimadas con MCO, pues en estas referencias se ha rechazado la hipótesis de Heterocedasticidad Condicional Autorregresiva. Entre paréntesis figuran los t-ratio.

(ii) Sobre estos resultados se ha realizado el contraste de Wald w_1 que contrasta la hipótesis conjunta $\beta_1=\beta_2=\beta_3=\beta_4=\beta_5$, de estacionalidad en la media, obteniéndose que en ningún caso se rechaza dicha hipótesis en la media de las rentabilidades.

TABLA 2. ESTIMACIÓN DE LA ESTACIONALIDAD EN LA VARIANZA CONDICIONAL DE LOS RENDIMIENTOS

	LUNES	T	MARTES	T	MIÉRCOLES	T	JUEVES	T	VIERNES	T
IndNM	-0,0003	(-0,872)	-0,0003	(-1,007)	0,0001	-1	0,0004	(-1,093)	-0,0002	(-0,387)
ABG										
AMP	-0,00004	(-0,218)	-0,0004	(-1,992)	0,0002	(-1,872)	-0,0003	(-1,995)	0,00003	0
AMS	0,0004	(-1,076)	-0,0002	(-0,653)	0,0001	0	0,0014	(-3,911)	-0,0002	(-0,337)
CIB	0,0003	(-1,440)	0,0020	(-7,539)	-0,0007	(-4,256)	0,0006	(-2,339)	0,0014	(-4,929)
IDR	0,0001	0	0,0004	(-1,174)	-0,0002	(-1,289)	0,0003	(-1,267)	0,0005	(-2,063)
TPI										
TRR	-0,0007	(-1,049)	-0,0012	(-1,524)	0,0004	-1	0,0002	0	0,0002	0
ZEL	0,0010	(-2,922)	-0,0004	(-1,714)	0,0001	0	0,0004	(-1,258)	0,00001	0

Notas: (i) Resultados utilizando los modelos GARCH(1,1) y GJR(1,1), con excepción de las rentabilidades de las acciones de ABG y TPI que al no poseer dichas series Heterocedasticidad Condicional Autorregresiva no se ha estimado su varianza condicional. Entre paréntesis figuran los t-ratio.

(ii) Sobre estos resultados se ha realizado el contraste de Wald w_2 que contrasta la hipótesis conjunta $\alpha_1=\alpha_2=\alpha_3=\alpha_4=0$, de estacionalidad en varianza. Los resultados evidenciaban en todos los casos estacionalidad diaria en la varianza de las rentabilidades.

INCIDENCIA DE LA VARIANZA SEGÚN EL DÍA DE LA SEMANA

	IBEX NM	AMP	AMS	CIB	IDR	TRR	ZEL
Lunes				Menor	Menor		Mayor
Martes	Menor	Menor	Menor	Mayor		Menor	Menor
Miércoles		Mayor				Mayor	
Jueves	Mayor		Mayor				
Viernes					Mayor		

Dentro de las diferentes opciones que se han propuesto en la literatura se ha optado por utilizar el GJR(1,1) propuesto por Glosten, Jaganathan y Runkle (1993), cuya expresión formal de la varianza condicional, con la inclusión de las variables ficticias es la siguiente:

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

donde S_{t-1}^- es una variable ficticia, que toma el valor igual a 1 cuando los shocks o componentes no anticipados (γ_t) son de signo negativo o resulta igual a 0 en caso contrario. El impacto de las noticias, o shocks de la tasa de rendimiento de los índices 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 en el caso de inexistencia de noticias no anticipadas.

Los resultados de la estimación por máxima verosimilitud de los modelos GARCH(1,1) y 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 los resultados de 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 caso contrario, se presentan las estimaciones derivadas de la modelización GARCH de la varianza. Concretamente, en la Tabla 1 se presentan los resultados de la estimación de la estacionalidad en la media de los rendimientos y en la Tabla 2 los resultados de la estimación

> variables ficticias D_L, D_M, D_J, D_V que toman el valor 1 para los lunes, martes, miércoles, jueves y viernes respectivamente y cero en caso contrario. La expresión formal vendrá dada por la ecuación siguiente:

$$R_t = \beta_1 D_L + \beta_2 D_M + \beta_3 D_J + \beta_4 D_V + \varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t \sim N(0, \sigma_t^2)$$

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

La formulación básica de este tipo de modelo consiste en consi-

derar que la serie de índices está formada por su esperanza condicionada más un componente no anticipado, γ_t , que se distribuye según una normal con media nula y varianza condicionada Φ_t^2 . Esta varianza condicionada constituye un indicador del riesgo o volatilidad de los valores. Concretamente, los cambios temporales en la varianza condicionada se modelizan como una función lineal de los cuadrados

de las observaciones pasadas del componente no anticipado de los índices y de su propio pasado. Por otra parte, dado el conocimiento que se tiene de que los impactos en la volatilidad pueden ser no simétricos en función de si los movimientos en las cotizaciones se producen al alza o a la baja, se considera adecuado utilizar un modelo que recoja esta posibilidad, que se suele denominar efecto apalancamiento.

de la estacionalidad en la varianza condicional de los rendimientos. En dichas estimaciones se han efectuado 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.

Resultados para valores individuales

A la vista de los resultados de la estimación caben destacar las siguientes consideraciones referidas a las posibles particularidades asociadas con el denominado día de la semana en el Nuevo Mercado. Así, desde la perspectiva de las empresas, resulta destacable enfatizar que, en general, los patrones de comportamiento en cuanto a la estacionalidad diaria, sin ser plenamente coincidentes, ofrecen ciertos indicios de regularidad. Se constata pues que, el conjunto de los valores considerados poseen la característica común de ofrecer evidencia de estacionalidad diaria en la varianza condicional (a excepción de IDR), mientras que el contraste conjunto de ausencia de estacionalidad en la media de rentabilidades no resulta rechazado en ningún caso.

En concreto, en referencia a la media de rentabilidad de las acciones consideradas (Tabla 1), aún cuando en ningún caso el contraste conjunto de ausencia de estacionalidad resulta rechazado, se aprecia para todos las acciones de las empresas consideradas una rentabilidad significativa negativa los miércoles, indicando que es el día de mayores descensos. Estos resultados no coinciden con los expuestos por otros autores, que centran la mayoría de las conclusiones en la existencia de estacionalidades significativas el primer o último día de la semana. Las posibles causas de estos re-

sultados pueden deberse a las características diferenciales de este mercado respecto a los tradicionales en cuanto a la mayor volatilidad de cotizaciones y al escaso número de empresas cotizadas. También puede influir el escaso tiempo transcurrido desde su puesta en funcionamiento, lo que origina la no consolidación en la evolución de las empresas en el mismo y, por ello, están sujetas a movimientos bruscos de cotizaciones que no responden a las posibles explicaciones tradicionalmente apuntadas en la literatura para el fenómeno de estacionalidad diaria. También puede apuntarse a una toma de posiciones especulativas a corto plazo que se deshacen a partir de la mitad de la semana.

La mayor variabilidad, en cambio (Tabla 2), se presenta en días diferentes según la empresa considerada. Así, AMP y TRR presentan la mayor variabilidad el miércoles, AMS el jueves, CIB el martes, IDR el viernes, y ZEL el lunes. En general, podemos subrayar que la mayor volatilidad se concentra, para la mayoría de las empresas, en los últimos días de la semana. Este hecho, unido a que el miércoles de detecta un cambio de tendencia asociado a rentabilidades negativas y estadísticamente significativas, parece implicar un cambio en las posiciones adoptadas los primeros días de la semana y que se ven reflejadas en ventas para consolidar plusvalías de movimientos especulativos a muy corto plazo.

Análisis de datos agregados

Por su parte, y como cabía esperar, el análisis de los datos agregados del Nuevo Mercado proporciona resultados análogos a los presentados para empresas individuales. El patrón de comportamiento en cuanto a la es-

TABLA 3. COMPONENTE AUTORREGRESIVO Y EFECTOS ASIMÉTRICOS EN LA VOLATILIDAD

	∇_s	t	∇_6	t	∇_7	t
IbexNM	0,001	-0,016	0,896	-19,640	0,101	-1,838
AMP	0,120	-2,403	0,241	-10,118	0,123	-1,883
AMS	0,123	-2,477	0,887	-11,545	0,375	-2,587
CIB	0,123	-2,477	0,887	-11,545	0,375	-2,587
IDR	0,083	-1,847	0,870	-15,181		
TRR	0,247	-2,584	0,587	-5,103		
ZEL						

Notas: (i) Resultados utilizando los modelos GARCH(1,1) y GJR(1,1), con excepción de las rentabilidades de las acciones de AMP y TPI que se han procesado dichas series heterocedasticidad condicional. Autorregresiva no se ha estimado su varianza condicional. Entre paréntesis figuran los t-ratio.

NM, sin ser plenamente coincidente, ofrece claros indicios de regularidad respecto a las referencias individuales. Así, el contraste conjunto de ausencia de estacionalidad en la media no resulta rechazado, apreciándose también una rentabilidad negativa significativa los miércoles, que es superior a la media obtenida para los índices individuales y solo resulta superada por las acciones de Terra. Este resultado es influido por el elevado peso de la capitalización de Terra en la elaboración del índice Ibox NM y que provoca un importante sesgo en el mismo. Con respecto a la estacionalidad en varianza, al igual que para las referencias individuales, el contraste conjunto corrobora su existencia, reflejando también que la mayor volatilidad se produce el jueves. El resto de parámetros de la estimación de la varianza condicional nos ofrecen información complementaria. El signo positivo de los coeficientes ∇_5 y ∇_6 muestran un fuerte componente autorregresivo (inercial), lo que indica que los inversores son proclives a actuar en el mercado guiados por la tendencia en los movimientos de días anteriores, en vez de analizar perspectivas futuras. Respecto a ∇_7 , que hace

impacto de noticias no anticipadas, siempre influye en la volatilidad y presenta un sesgo que indica la mayor repercusión de una disminución de rentabilidades. Es decir, en una coyuntura de descenso de precios, las pérdidas son incrementadas al amplificar el efecto psicológico de los inversores y materializar ventas, lo que aumenta a su vez la incertidumbre y la volatilidad en el mercado. En el caso de que la coyuntura sea alcista, la incorporación de las nuevas noticias a las cotizaciones se producirá a una tasa más reducida que la de las caídas en los precios.

Conclusiones

A lo largo del presente trabajo se ha analizado si las variaciones de precios en el Nuevo Mercado se describen en términos estadísticos como variables aleatorias independientes o, si bien, son función del efecto calendario día de la semana. Para ello se utilizan los datos de empresas individuales y del índice agregado Ibox NM.

Tras la estimación de los modelos tipo GARCH(1,1) y GJR-GARCH(1,1) se han obtenido unas consideraciones que creemos relevantes para nuestra investigación. Así, una primera nota importante que se deduce del mis-



La Bolsa al alcance de todos



- **Indices y precios**
- **Graficos actualizados**
- **Los Miembros del mercado**
- **Empresas cotizadas**
- **Visita virtual a la Bolsa**
- **Operaciones financieras, estadísticas, hechos relevantes, etc...**



BOLSA DE MADRID

Plaza de la Lealtad, 1. 28014, Madrid.
 Telefono: 91 589 26 00
<http://www.bolsamadrid.es>

mo es que la volatilidad depende del pasado y, en consecuencia, es predecible. En concreto, para nuestro estudio se muestran especialmente relevantes los modelos tipo GJR-GARCH por capturar los efectos asimétricos presentes en la mayoría de las series financieras, en general, y las de las empresas del Nuevo Mercado, en particular, que son especialmente volátiles.

El análisis que hemos realizado, incorporando estacionalidades en la media de rentabilidades de las acciones y en su varianza condicional, indicadora de la volatilidad, nos ha permitido detectar estructuras estacionales en el Nuevo Mercado que, aunque presentan algunos rasgos comunes, no son plenamente coincidentes a nivel individual para la totalidad de las empresas. En referencia a la media, se aprecia para todos los índices una rentabilidad significativa negativa los miércoles, indicando que es el día de mayores descensos. Por su parte, se evidencia que el día jueves es un día de elevada vo-

latilidad y, por el contrario, muestran su valor más bajo el martes, posiblemente ligado a una elevada actividad especulativa con tendencia hacia la realización de beneficios en la segunda mitad de la semana.

En síntesis, a la luz de estos resultados, conviene matizar que la evidencia empírica aportada nos ha permitido, detectar estructuras estacionales en las empresas del Nuevo Mercado, que son, en particular, especialmente volátiles. Al mismo tiempo, este análisis nos ha permitido extraer patrones de comportamiento en la volatilidad intrínseca de dichos valores, resultados todos ellos que se revelan especialmente relevantes para la gestión de carteras de renta variable en las cuales se incluyen acciones de empresas tecnológicas. Los resultados obtenidos de esta investigación, posibilitan así, en alguna medida, la prevención de episodios futuros de elevada volatilidad, lo cual, resulta relevante para la gestión de este tipo de carteras. □

[bibliografía]



Bollerslev, T. (1986). "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity", *Journal of Econometrics*. Nº 31. Pp. 307-327.

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*. Vol.25. Nº86. Pp.235-252.

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

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

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*. Vol.9. Nº1. Pp.105-118.

Nelson, D.B. (1991). "Conditional Heteroscedasticity in Asset Returns: A New Approach". *Econometric*. Nº 59. Pp. 347-370.

Novales, A. y Gracia-Diez, M. (1993). "Guía para la Estimación de Modelos ARCH", *Estadística Española*. Vol. 35. Nº 132. pp.5-38.

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

Rubio, G., Salvador, L. (1991) "Estacionalidad diaria de los precios en el mercado español de capitales". *Revista Española de Financiación y Contabilidad*. Vol.20. Nº67. Pp.307-336.

Santesmases, M. (1986) "An investigation of the Spanish Stock Market Seasonalities" *Journal of Business, Finance and Accounting*. Vol. 13. pp. 267-276.