

TRANSMISION DE VOLATILIDAD: EL CASO ESPAÑOL EN LA CRISIS DE 1992

Juan Pablo JIMENO*

BSN Gestión

En el presente trabajo se analiza la relación entre la volatilidad y el grado de correlación entre la bolsa de Madrid y las de Nueva York, Londres y Tokio durante el año 1992 y principios de 1993. Los resultados, que se obtienen a partir del modelo de contagio de King y Wadhvani (1990), apuntan a que para Londres y Madrid los aumentos en la volatilidad provocan una disminución en el grado de correlación, no siendo este efecto tan significativo para los casos de Tokio y Nueva York. La interpretación de los resultados se hace en términos del aumento de las perturbaciones idiosincrásicas que se vivieron durante la «tormenta monetaria» de 1992.

1. Introducción

El colapso de octubre de 1987 y la consiguiente caída generalizada de las principales bolsas mundiales impulsó una vasta literatura dedicada al análisis del grado de conexión entre los distintos mercados de valores mundiales, concluyéndose que en momentos de elevada volatilidad, el grado de correlación aumenta significativamente¹.

En el presente trabajo se analiza la influencia de los mercados de Tokio, Londres y Nueva York sobre el de Madrid (en adelante Tokio→Madrid, Londres→Madrid y Nueva York→Madrid) durante el año 1992 y principios de 1993, período en el que se produce la llamada «tormenta monetaria», que incluye las devaluaciones de la libra (y su salida del SME) y de la peseta, así como la imposición de controles de cambio por parte del Banco de España. A diferencia de la crisis de 1987, las perturbaciones que se producen durante este período son particulares de estos países, por lo que parece adecuado contrastar cuál es la relación entre la correlación y la

* Quiero agradecer los comentarios recibidos por parte de Enrique Sentana, sin cuya ayuda no hubiese visto la luz este artículo. También quiero agradecer las sugerencias recibidas de dos evaluadores anónimos, del claustro del CEMFI y de David López, así como el apoyo prestado por Rafael Repullo. Cualquier error que pudiera subsistir es de mi absoluta responsabilidad.

¹ King y Wadhvani (1990).

volatilidad en momentos en los que el aumento del ruido proviene de causas intrínsecas a cada mercado.

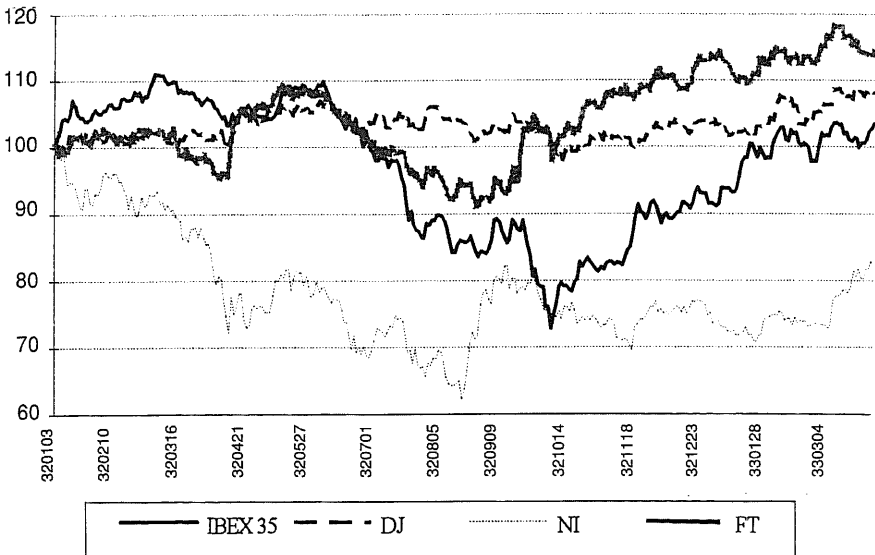


Gráfico 1
Evolución porcentual del IBEX 35, Dow Jones,
FT 100 y Nikel

El modelo que usaremos en la contrastación empírica es el de contagio de King y Wadhvani (1990). Una vez analizado, tratamos de caracterizar de la forma más robusta posible las ecuaciones resultantes. Para ello se introducen los desfases correspondientes de la variable dependiente con el objeto de corregir la correlación serial, excepto en el caso Tokio→Madrid, donde ya se incluye un proceso de media móvil de orden 1. En todos los casos hemos contrastado la existencia de una estructura GARCH en los residuos debido a que se detectaron problemas de heterocedasticidad en los modelos iniciales (estimados por Mínimos Cuadrados Ordinarios y Máxima Verosimilitud en el caso del MA(1)). En todo caso, los resultados con uno u otro procedimiento no difieren substancialmente, por lo que la consistencia de los resultados queda asegurada. Por último, se ha procedido a la inclusión del efecto día de la semana, comprobando, de nuevo, que los resultados permanecen prácticamente inalterados.

Las series de datos utilizadas en el presente trabajo incluyen datos de cierre, apertura y horarios dependiendo del caso que estemos analizando. Este hecho permite que la contrastación empírica del modelo consiga una lectura clara del significado de cada uno de los coeficientes.

Los resultados del presente trabajo difieren de los obtenidos anteriormente²; así, el grado de correlación entre Londres→Madrid disminuye significativamente en el período de mayor volatilidad de ambos mercados, siendo menos significativos los resultados para Nueva York→Madrid (apuntando en la misma dirección) y prácticamente inapreciables en el caso de Tokio→Madrid. La interpretación de los resultados apunta a que en aquellos momentos en los que el aumento de la variabilidad proviene de *shocks* idiosincrásicos de cada país, el grado de contagio y la volatilidad no muestran una relación creciente. Este resultado apoya el que la diversificación internacional (hecho todavía no muy extendido en las carteras de inversión nacionales) no aportó riesgos de concentración añadidos en el período analizado, como se dedujo de la crisis de 1987.

El trabajo se organiza de la forma siguiente. El modelo teórico se presenta en la Sección 2, sirviendo la Sección 3 para exponer la contrastación empírica y la discusión de los resultados obtenidos. En la Sección 4 se presentan las conclusiones más relevantes.

2. Modelo de contagio

En el presente trabajo usaremos un modelo de equilibrio de precios con expectativas racionales en el que los agentes que actúan en los mercados de valores no están perfectamente informados, bien porque no disponen de toda la información, bien porque la interpretación de ésta cuesta procesarla de una forma rápida y adecuada. En este contexto, las variaciones en los precios de los activos en otros mercados contendrán una información valiosa, de forma que si se producen errores en la formación de precios o las perturbaciones son particulares de ese país y esto no se reconoce inmediatamente como tal, se permite la transmisión a los precios de los distintos mercados.

A la vista de la bibliografía existente sobre la inestabilidad de los coeficientes de correlación entre los distintos mercados internacionales, la ventaja que presenta este tipo de modelos es la posibilidad de caracterizar la estructura de la covarianza entre mercados de forma que podamos analizar cuál es la relación entre la volatilidad y la correlación entre mercados a partir de los factores que influyen en dicha relación.

Otra posibilidad que nos abre este modelo es la discusión sobre la estabilidad del coeficiente de correlación. El modelo permite la variación de la covarianza tanto de forma positiva como negativa dependiendo que aumente la variabilidad de factores globales o bien de factores específicos de cada país. De esta forma, las correlaciones entre los mercados tenderán a estabilizarse o a moverse de acuerdo con dichos factores, permitiendo reconocer si la desviación del punto de equilibrio anterior en cada uno de los mercados ha sido correcta o se ha debido a factores

² King y Wadhvani (1990) y Zulaica (1992).

externos que han producido una ineficiencia temporal en la formación de precios.

2.1 Modelo teórico

Supongamos que existen dos mercados de valores abiertos las 24 horas del día³ donde la variación de precios entre el instante $t-1$ y el instante t depende de las noticias que aparecen en dicho período. Estas noticias pueden ser de dos tipos: las que afectan a ambos países (de carácter sistemático) y que denominaremos como u y las que sólo influyen en uno de los dos países (son indiosincrásicas del país en cuestión) y que denotaremos como v . Ambos tipos de noticias tienen dos componentes correspondientes a la información que se revela en uno u otro país (que se denotarán con el superíndice 1 ó 2 dependiendo del país) ya que suponemos que la información de carácter sistemático se revela, o es interpretada, en un país antes que en el otro. De esta forma, el proceso que regirá las variaciones en los precios de cada mercado vendrá dado por:

$$\Delta S_t^1 = u_t^1 + \alpha_{12} E_1(u_t^2) + v_t^1 \quad [1]$$

$$\Delta S_t^2 = u_t^2 + \alpha_{21} E_2(u_t^1) + v_t^2 \quad [2]$$

siendo ΔS_t^i la variación porcentual del índice del país i entre el período $t-1$ y t , medido como el logaritmo del cociente entre los índices en t y $t-1$ y $E_i(\cdot | \Omega_i)$ el operador de esperanza condicionado a la información disponible Ω_i en el país i .

Esta forma de caracterizar el equilibrio permite asumir que la única información de la que disponen los agentes del mercado 1 sobre el valor de u^2 es el cambio de precios en el mercado 2 y viceversa. Por lo tanto, cualquier *shock* que afecte de forma particular al cambio de precios en el mercado 2 tiene una vía de transmisión al mercado 1, aunque esa información no afecte de ninguna forma a dicho mercado. Así, los agentes de cada mercado conocen el ejercicio que van a realizar los agentes del otro mercado con el objeto de inferir la información extra, por lo que la solución del problema vendrá dada por el estimador de mínima varianza para el término de noticias relevantes de cada país:

$$E_1(u_t^2) = \lambda_2(\Delta S_t^2 - \alpha_{21} E_2(u_t^1)) \quad [3]$$

$$E_2(u_t^1) = \lambda_1(\Delta S_t^1 - \alpha_{12} E_1(u_t^2)) \quad [4]$$

³ Por simplicidad, se introduce en el modelo la hipótesis de neutralidad al riesgo junto con la de que no existe intercambio de valores entre los países (para evitar la hipótesis de eficiencia de los mercados).

siendo:

$$\lambda_i = \frac{\sigma_u^2}{\sigma_u^2 + \sigma_v^2} i = 1, 2 \quad [5]$$

donde σ_u^2 y σ_v^2 indican, respectivamente, la variabilidad de la información sistemática e idiosincrásica.

Si introducimos las expresiones [3] y [4] en [1] y [2] y definimos:

$$\beta_{ij} = \alpha_{ij} \lambda_j \quad i, j = 1, 2 \quad [6]$$

$$\eta^i = w^i + v^i \quad i = 1, 2 \quad [7]$$

llegamos a las expresiones:

$$\Delta S_t^1 = \eta_t^1 + \beta_{12} \eta_t^2 \quad [8]$$

$$\Delta S_t^2 = \eta_t^2 + \beta_{21} \eta_t^1 \quad [9]$$

Como se puede apreciar en las ecuaciones [8] y [9] habrá una transmisión de los *shocks* idiosincrásicos hacia los precios de los otros países a través de los coeficientes de contagio β_{12} (léase influencia del mercado 2 sobre el 1) y β_{21} (léase influencia del mercado 1 sobre el 2) dependiendo de los componentes de estos coeficientes descritos en las ecuaciones [5] y [6].

El otro aspecto a resaltar de esta solución es que el modelo no está plenamente identificado al existir cuatro incógnitas y sólo tres fuentes de datos⁴. La solución a este problema vendrá dada porque los cuatro mercados que estudiaremos no se solapan en el tiempo.

Antes de entrar en la identificación de los coeficientes y en la parte empírica del trabajo hay que hacer notar que la contrastación del modelo plantea problemas si lo queremos distinguir de un modelo de equilibrio walrasiano con información completa, puesto que si no se imponen restricciones, la covarianza puede variar con el tiempo en ambos modelos. Uno de los hechos que apoyan la bondad de nuestro modelo es la evidencia de que la apertura de los mercados produce saltos en los índices de aquellos mercados que estaban abiertos, incrementándose por tanto, la volatilidad de estos últimos. Este hecho, contrastado con datos horarios para el mercado londinense ante la apertura del mercado norteamericano, no ha podido ser estudiado en nuestro caso ante la dificultad de conseguir

⁴ Al tomar varianzas en las dos ecuaciones tendríamos tres fuentes de datos: $\text{Var } \Delta S^1$, $\text{Var } \Delta S^2$ y la covarianza entre los rendimientos junto con cuatro incógnitas que serían las varianzas de η y los coeficientes de contagio.

los datos horarios del IBEX 35, pero desde un punto de vista meramente profesional sí parece claro que nuestro mercado reacciona en los momentos en que abre el mercado norteamericano aumentando nuestra volatilidad y apoyando la hipótesis del modelo de información incompleta.

2.2 Identificación del grado de interrelación entre los mercados de Madrid y Londres, Nueva York y Tokio a través de los coeficientes de contagio

Considerando sólo dos mercados, y suponiendo que éstos no se encuentran abiertos las 24 horas del día, nos encontramos con dos posibles situaciones, solapamiento y no solapamiento de sus horarios.

I/Solapamiento de horarios: el caso de Madrid, Londres y Nueva York

Existen cuatro casos posibles:

- a) Cuando ambos mercados están abiertos. Los cambios en los precios se rigen por las ecuaciones [8] y [9].
- b) Uno de los mercados cierra (mercado 1) y el otro permanece abierto (mercado 2). En este caso los agentes del mercado 2 no pueden usar la información que les proporciona el cambio de precios en el mercado 1, por lo que el cambio de precios en el mercado 2 vendrá dado por:

$$\Delta S_i^2 = \eta_i^2 \quad [10]$$

Sin embargo, los agentes del mercado 1 sí que lo pueden hacer incorporando a su «índice sombra» tanto la información de su mercado como la que infieren del mercado 2:

$$\Delta S_i^1 = \eta_i^1 + \beta_{12} \Delta S_i^2 \quad [11]$$

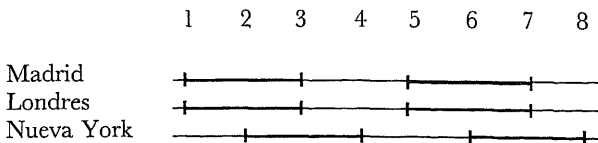
- c) Ambos mercados están cerrados, por lo que los cambios se producirán en los «índices sombra»:

$$\Delta S_i^i = \eta_i^i \quad i = 1,2 \quad [12]$$

- d) Uno de los mercados abre [1], mientras que el otro permanece cerrado [2]. Este caso es el simétrico del apartado b.

Dada la estructura temporal descrita en los 4 regímenes anteriores, el hecho que contrastaremos será la existencia de saltos en los índices cuando se pasa de un estado a otro. Para hacer más sencilla la exposición, consideremos el caso concreto en el que estamos interesados, esquematizando, a continuación, los horarios de Madrid, Londres y Nueva York⁵.

⁵ Para la exposición actual sólo estamos interesados en la secuencia. El detalle concreto se expondrá en la parte empírica.



Entre los momentos 1 y 3 y 5 y 7 los mercados de Madrid y Londres permanecen abiertos, mientras que Nueva York abre entre los momentos 2 y 4 y 6 y 8. Como podemos apreciar por el esquema anterior, se producirán dos hechos:

- a) Cuando los mercados de Madrid y Londres abren en el instante 5 el índice sombra de Nueva York registrará un salto, al incorporar los agentes la información de los mercados que abren en ese momento. A su vez, los índices de Madrid y Londres recogerán un salto en la apertura 5, al recoger la información procesada en Nueva York durante el período 3-4, cuando Madrid y Londres estaban cerrados.
- b) Cuando el mercado de Nueva York abra en 6 se producirá un ajuste en su índice debido a la incorporación de la información procesada en Madrid y Londres entre 5 y 6 y un salto en los índices de Madrid y Londres debido a la apertura de Nueva York.

Lo que estamos interesados en contrastar es la influencia que tienen los mercados de Londres y Nueva York sobre el de Madrid, por lo que, si operamos con las ecuaciones [8] a [12] llegamos a los siguientes resultados:

- Contagio entre Londres y Madrid:

$$\Delta M_{13} = \beta_{ML} \Delta L_{13} + (1 - \beta_{ML} \beta_{LM}) \eta_{13}^M \tag{13}$$

- Contagio entre Nueva York y Madrid:

$$\Delta M_{35} = \Sigma \eta_{35}^M + \beta_{MN} \Delta NY_{34} \tag{14}$$

Representando $\Delta \tilde{J}$ para $\tilde{J}=M, L, NY$ la variación porcentual (medida como el logaritmo del cociente de los precios) de los índices de Madrid, Londres y Nueva York respectivamente, en los intervalos de tiempo que marcan los subíndices 1, 3, 4 y 5.

II/No solapamiento de horarios: el caso de Madrid y Tokio

Lo que sucede en este caso es que ninguno de los dos mercados solapan sus horarios, por lo que se observarán los regímenes *b*, *c* y *d* comentados anteriormente. Dada la estructura temporal recursiva existente parece adecuado caracterizar ciclos de 24 horas que incluyan períodos cierre/cierre de cada uno de los mercados. Para ello, basta combinar las ecuaciones [10], [11] y [12], obteniendo un sistema de ecuaciones similar a las ecuaciones [8] y [9].

$$\Delta M_{cc} = \Sigma \eta_{cc}^M + \beta_{MT} \Sigma \eta_{cc(-1)}^T \quad [15]$$

$$\Delta T_{cc} = \Sigma \eta_{cc}^T + \beta_{TM} \Sigma \eta_{cc}^M \quad [16]$$

representando los subíndices cc el período de cierre/cierre en cada mercado e indicando con el desfase (-1) que consideramos el mercado de Madrid como aquél que abre y cierra en primer lugar.

Resolviendo el sistema llegamos a las ecuaciones [17] y [18]:

$$\Delta M_{cc} = \beta_{MT} \Delta T_{cc(-1)} + (1 - \beta_{MT} \beta_{TM}) \Sigma \eta_{cc}^M \quad [17]$$

$$\Delta T_{cc} = \beta_{MT} \Delta M_{cc} + (1 - \beta_{TM} \beta_{MT}) \Sigma \eta_{cc}^T \quad [18]$$

En ambos casos el cambio de precios entre cierre y cierre en un mercado depende del cambio de precios cierre/cierre previo del otro mercado y de un proceso MA(1). Esta característica viene dada por el hecho de que el mercado 1 reacciona ante el cierre del mercado 2 y éste, a su vez, ante el cierre del mercado 1 y así sucesivamente.

3. Resultados empíricos

Una vez analizados los fundamentos teóricos del modelo pasamos a la contrastación empírica del mismo. Nuestro interés se centrará, fundamentalmente, en comprobar la magnitud del fenómeno de contagio de la bolsa española con respecto a las tres principales bolsas mundiales ya citadas y en verificar la hipótesis de aumento de interrelación al aumentar la inestabilidad de los índices.

Como ya hemos visto, las ecuaciones que usaremos en el contraste son la [13], [14] y [17], estando interesados tanto en la magnitud de los coeficientes β_{MT} , β_{ML} y β_{MN} como en verificar si se cumple la relación creciente contagio-volatilidad.

3.1 Los datos

A la vista de las ecuaciones que queremos contrastar, el problema surge a la hora de acceder a las series de datos adecuadas en cada caso. En el caso de Madrid y Londres, y dada la dificultad para conseguir los datos horarios adecuados del índice londinense (ya que los horarios de apertura y cierre de ambas bolsas no son exactamente los mismos) optamos por considerar que el solapamiento es total ante la pequeña diferencia existente para nuestro caso.

Entre Madrid y Tokio no hay ninguna coincidencia en los horarios, pues este último abre dos períodos a lo largo de la madrugada española.

Por último, Nueva York y Madrid tienen un período de solapamiento y otros dos en los que mientras uno permanece abierto el otro está cerrado. A lo largo del período considerado (año 1992 y principios de 1993) se producen tres cam-

bios de horario en cada uno de los países⁶. Los datos necesarios son los de apertura y cierre de Madrid y el que existe en Nueva York en el momento del cierre en Madrid, así como el del cierre de Nueva York. Conviene resaltar que el período de solapamiento entre ambos mercados es de una hora y media excepto en los períodos de tiempo en que los cambios de horario no coinciden.

Dada la imposibilidad de conseguir la apertura del Índice General de Madrid se optó por usar el índice IBEX 35. Para Londres se usa el índice FT 100 y para Tokio y Nueva York se usan los índices Nikkei y Dow Jones, respectivamente. Los datos de cierre de todos los índices y la apertura del IBEX 35 provienen de la Comisión Nacional del Mercado de Valores mientras que la apertura de Londres y el dato horario de Nueva York se obtuvieron de los periódicos *Financial Times* y *Wall Street Journal*, respectivamente.

3.2. *Contrastación empírica*

El período de estimación que usaremos será el que comprende desde el 2 de enero de 1992 hasta el 29 de marzo de 1993. Dentro de estas fechas cabe destacar como momentos más significativos el 2 de junio, fecha del referéndum danés, el 17 de septiembre con la primera devaluación de la peseta y la salida de la Libra y de la Lira del Sistema Monetario Europeo, el 23 de septiembre con la imposición de controles de cambio por parte del Banco de España y el 21 de noviembre con la segunda devaluación de la moneda española.

En el Gráfico 2 se incluye una comparación entre las volatilidades de los mercados que estamos considerando⁷. Como se puede apreciar, el período en el que se produjo la llamada «tormenta monetaria» coincide con una volatilidad de los mercados muy por encima de lo normal, excepto en el caso de Tokio, siendo los casos de Londres y Madrid los más significativos. Con el objeto de contrastar la relación contagio-volatilidad se ha introducido una variable artificial que toma valor 1 entre el 1 de septiembre y el 15 de octubre de 1992 y 0 durante el resto del período. Para comprobar la consistencia de los resultados se procedió a la contrastación directa (sin el uso de las variables artificiales) obteniéndose resultados muy similares.

Como se comentó al principio del trabajo, se ha tratado de conseguir la mejor especificación para cada uno de los contrastes, por lo que al analizar las series de forma univariante hemos procedido a la introducción de variables artificiales que ayudasen a detectar si existía algún efecto día de la semana. En todos los casos el efecto más significativo ha sido el lunes, por lo

⁶ El 29 de marzo y el 5 de abril se pasa en Madrid y Nueva York de horario de invierno a horario de verano. El 27 de septiembre y el 25 de octubre se pasa al de invierno y el 28 de marzo del 93 y el 4 de abril del 93 se vuelve a pasar al de verano en Madrid y Nueva York respectivamente.

⁷ Como medida de la volatilidad hemos calculado la desviación típica de los rendimientos cada quince días. Para formar una serie continua, cada punto de la serie incluye el rendimiento del siguiente día y se suprime la última observación.

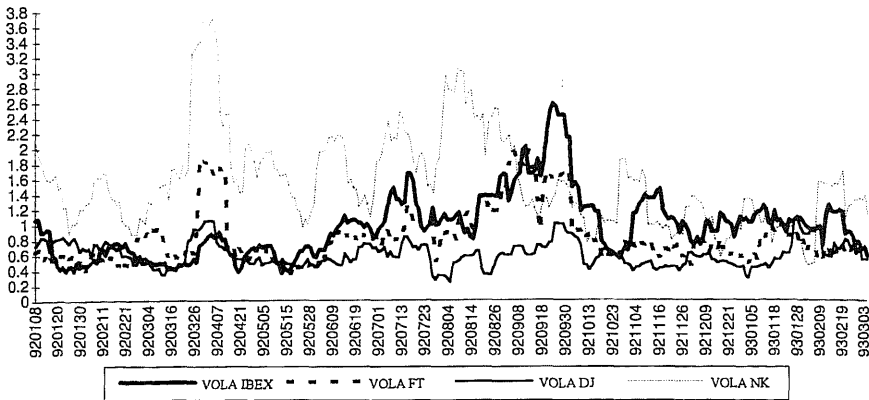


Gráfico 2
Volatilidades internacionales comparadas

que se incluyen los coeficientes en los resultados. Ante la evidencia de problemas de heterocedasticidad autorregresiva en la contrastación mediante Mínimos Cuadrados Ordinarios se contrastó la existencia de estructura ARCH y GARCH en los residuos de los modelos analizados⁸. A la vista de los resultados obtenidos se estimaron todos los casos mediante Máxima Verosimilitud, incluyéndose procesos GARCH (1,1). En todos los casos, el objetivo ha sido comprobar si la inclusión de estas «mejoras» afectaba los resultados fundamentales del trabajo, no encontrándose desviaciones considerables en ningún caso.

A continuación se presentan las ecuaciones utilizadas en las estimaciones. En todos los casos se han estimado modelos GARCH, por lo que, aparte de las ecuaciones que se incluyen en cada apartado, la varianza condicional del proceso se puede expresar de la siguiente forma:

$$\varepsilon_t \sim \mathcal{N}(0, h_t^2), \text{ donde } h_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 h_{t-1}^2$$

I/Tokio→Madrid

La ecuación más general estimada es la siguiente:

$$\Delta M_{\alpha} = \beta_0 + \beta_{MT} \Delta T_{\alpha(-1)} + \beta_{MT}^H D^H \Delta T_{\alpha(-1)} + \gamma DL + (1 - \beta_{MT} \beta_{TM}) \varepsilon$$

siendo DL la variable artificial correspondiente al efecto lunes y D^H una variable artificial que toma valor 1 del 1 de septiembre al 15 de octubre

⁸ Peña (1992) y Zulaica (1992).

de 1994 y 0 en el resto. Como variable dependiente se incluye la variación porcentual entre cierre y cierre del índice de Madrid, siendo la variación porcentual entre cierre y cierre del índice de Tokio la variable independiente. Los resultados de la contrastación empírica se presentan en el Cuadro 1. Los coeficientes se acompañan, entre paréntesis, de la desviación típica.

II/Londres→Madrid

En este caso se incluyen las variaciones porcentuales entre la apertura y el cierre de mercado de los índices de Madrid y Londres como variables dependiente e independiente, respectivamente.

$$\Delta M_{57} = \beta_0 + \beta_{ML} \Delta L_{57} + \beta_{ML}^H D^H \Delta L_{57} + \beta_{-1} \Delta M_{13} + \gamma DL + \varepsilon$$

Con el objeto de corregir la correlación serial existente y ante la alternativa de incluir un proceso AR(1) para los residuos, se incluye como variable independiente la variación en el precio del índice de Madrid entre la apertura del día anterior y el cierre de ese día (variable dependiente desfasada).

Tanto en este caso como en el de Nueva York→Madrid se incluye un test F para comprobar la existencia de correlación serial. El procedimiento seguido en su construcción ha sido regresar los residuos contra los residuos desfasados y el resto de variables independientes, construyendo un test de significación conjunta de los coeficientes. En ambos casos se puede rechazar la existencia de correlación serial. Se incluyen, entre corchetes, los valores probabilísticos para el contraste F.

Dado que tanto la variable dependiente como la independiente se producen de forma simultánea en el tiempo, intentamos la estimación mediante variables instrumentales. Ante los malos resultados obtenidos analizamos las características de las variables desfasadas, resultando ser unos instrumentos muy pobres al no presentar el más mínimo grado de correlación serial con las variables instrumentadas.

III/Nueva York→Madrid

La variable dependiente expresa el cambio de precios en el índice de Madrid entre el cierre de este mercado y la apertura del día siguiente. Como variable independiente se incluye la variación en los precios de Nueva York entre el cierre del mercado español y el cierre del neoyorquino. En el Cuadro 1 se recogen los resultados obtenidos en la estimación de la ecuación:

$$\Delta M_{35} = \beta_0 + \beta_{MN} \Delta NY_{34} + \beta_{MN}^H D^H \Delta NY_{34} + \beta_{-1} \Delta M_{13} + \gamma DL + \varepsilon$$

CUADRO 1
Estimación por máxima verosimilitud del modelo de contagio

	Tokio→Madrid		Londres→Madrid		N. York→Madrid
β_{MT}	0,08(2,52)	β_{ML}	0,44(6,46)	β_{MN}	0,36(5,44)
β_{MT}^H	0,10(1,41)	β_{ML}^H	-0,37(-3,47)	β_{MN}^H	-0,26(-1,46)
		$\beta_{\cdot 1}$	0,19(3,35)	$\beta_{\cdot 1}$	0,19(3,35)
γ	-0,19(-1,56)	γ	-0,17(-1,90)	γ	-0,16(-1,92)
∂^*	0,16(2,15)				
$\beta_{MT} + \beta_{MT}^H$	0,18(2,17)	$\beta_{ML} + \beta_{ML}^H$	0,07(1,03)	$\beta_{MN} + \beta_{MN}^H$	0,10(0,57)
$R^2(\%)^{**}$	5,40	$R^2(\%)^{**}$	16,38	$R^2(\%)^{**}$	13,53
DW^{***}	1,95	$F(Corr)$	1,29[0,28]	$F(Corr)$	1,01[0,36]
α_1	0,14(3,26)	α_1	0,22(3,31)	α_1	0,05(2,58)
α_2	0,82(14,05)	α_2	0,73(9,53)	α_2	0,93(32,04)

* coeficiente del MA(1)

** ajustada

*** estadístico Durbin-Watson

Con el objeto de corregir la correlación serial, y por las mismas razones expuestas anteriormente, se incluye el cambio de precios en Madrid entre la apertura y el cierre del día anterior (subíndices 13). Los estadísticos incluidos son los mismos que en el caso de Madrid y Londres.

A la vista de los primeros resultados obtenidos se pueden extraer varias conclusiones. En primer lugar, y en cuanto a la magnitud de los coeficientes de contagio se debe señalar que el caso de Tokio es el que tiene el coeficiente más bajo. Ante este resultado probamos introducir el año 1991 en la estimación, comprobando que el coeficiente pasaba a ser el doble ($\beta_{MT} = 0.22$). A pesar de ello la mayor influencia en este periodo proviene del mercado londinense, seguido del neoyorquino. De todas formas, es necesario hacer esta aseveración con la máxima cautela. Dada la estructura horaria de nuestro «día internacional» se puede justificar este resultado porque, al solaparse Londres con Madrid, éste puede haber recogido ya la influencia de los mercados que cerraron anteriormente (léase Nueva York y Tokio), siendo lógica esta circunstancia⁹.

En cuanto a la magnitud del fenómeno de contagio, se puede apreciar que tanto en el caso Londres→Madrid como en el de Nueva York→Madrid, la relación entre el contagio y la volatilidad tiende a decrecer en el período de

⁹ Furstemberg y Jeon (1989).

mayor inestabilidad. Como era de esperar, el primer caso es el más significativo, produciéndose un descenso estadísticamente significativo del coeficiente de correlación alrededor del período más volátil. En el caso del Dow Jones, aunque no se pueda asegurar estadísticamente que el coeficiente baja, ya que β^H no es significativamente distinto de cero, sí se puede apreciar un descenso notable en su magnitud, pasando de ser significativamente distinto de cero en el total de la muestra a no poder rechazar que sea cero en el período de elevada volatilidad considerado. Para el caso Tokio→Madrid, la diferencia entre los períodos considerados no varía estadísticamente, aunque se puede apreciar el fenómeno inverso a los de los casos anteriores.

Llegados a este punto nos planteamos la necesidad de verificar si, realmente, los lazos de unión entre los mercados varían, en el período considerado, con cambios en la volatilidad. En la bibliografía desarrollada hasta el momento, la evidencia apunta a que esta unión varía inversamente con el aumento de la volatilidad, por lo que tratamos de contrastar esa hipótesis. Para ello, y dado que en el período considerado existe la cotización de opciones sobre el IBEX 35, usaremos como medida de la desviación típica del índice de Madrid la volatilidad implícita de dichas opciones. Otra alternativa que nos planteamos a la hora de escoger una medida de la volatilidad fue el modelizar un proceso AR(1) GARCH(1,1) para la serie univariante de los rendimientos del IBEX 35. Con este procedimiento, estamos permitiendo que la varianza condicional del proceso cambie en el tiempo, consiguiendo una estimación numérica de una variable que representa la volatilidad de los rendimientos buscada.

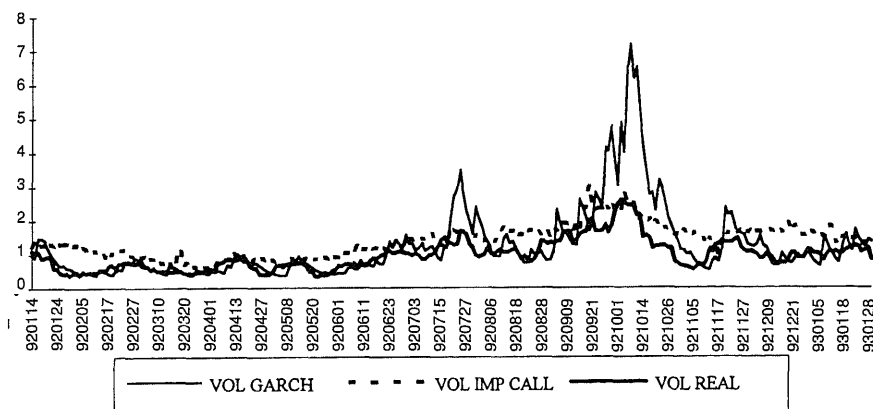


Gráfico 3
Volatilidades comparadas

Como se puede apreciar en el Gráfico 3 (que incluye la volatilidad real del IBEX 35 medida por la desviación típica continua ya usada anteriormente, la volatilidad implícita de la opción de compra del IBEX 35 y la varianza condicional ajustada del proceso AR(1) GARCH(1,1) estimada para la serie de rendi-

mientos del mismo índice) el perfil de la volatilidad ajustada muestra una variabilidad mucho más acusada que las otras dos medidas. Como estamos interesados en usar una medida de volatilidad que refleje lo más fielmente posible la variabilidad del mercado, optamos por emplear la volatilidad implícita de la opción de compra sobre el IBEX 35. Nótese que los perfiles de ambas volatilidades son coincidentes, aunque siempre se sitúa por encima el de la opción.

La serie usada¹⁰ se ha construido tanto para opciones de compra como para opciones de venta, escogiendo entre las distintas series posibles (distintos precios de ejercicio) aquélla con mayor volumen de negociación y la de vencimiento más próximo a la fecha considerada (que suele coincidir con el criterio de mayor negociabilidad, excepto en la semana previa al vencimiento donde se pasa al siguiente vencimiento). Dado que los resultados del ejercicio no difieren prácticamente usando la opción de compra o la opción de venta, incluimos tan sólo una de ellas (la de compra).

CUADRO 2
Estimación por mínimos cuadrados ordinarios y máxima verosimilitud del modelo incluyendo volatilidad

	Tokio→Madrid		Londres→Madrid		Nueva York→Madrid
β_{MT}	-0,03(-0,25)	β_{ML}	0,60(2,76)	β_{MN}	0,64(2,77)
β_{MT}^H	0,11(1,31)	β_{ML}^H	-0,13(-0,81)	β_{MN}^H	-0,22(-1,37)
		$\beta_{\cdot 1}$	0,15(1,82)	$\beta_{\cdot 1}$	0,15(4,12)
γ	-0,32(-2,01)	γ	-0,27(-2,22)	γ	-0,18(-2,12)
∂^*	0,14(2,74)				
$R^2(\%)^{**}$	6,29	$R^2(\%)^{**}$	14,00	$R^2(\%)^{**}$	14,33
DW^{***}	1,96	$F(Corr)$	1,93[0,16]	$F(Corr)$	0,04[0,83]
		$F(ARCH)$	25,07[0,00]	$F(ARCH)$	0,63[0,42]

* coeficiente del MA(1)

** ajustada

*** estadístico Durbin-Watson

Los resultados de la estimación, para igual período que en los casos anteriores, se recogen en el Cuadro 2. Los estadísticos se corresponden con los usados hasta ahora y sólo en el caso de Londres se presentan los resultados consistentes ante heterocedasticidad. Las ecuaciones estimadas incluyen el mencionado término de volatilidad, siendo sus expresiones para los casos de Tokio, Londres y Nueva York, respectivamente, las siguientes:

¹⁰ Elaborada en la Comisión Nacional del Mercado de Valores.

$$\Delta M_{\alpha} = \beta_0 + \beta_{MT} \Delta T_{\alpha(-1)} + \beta_{MT}^H VOL \Delta T_{\alpha(-1)} + \gamma DL + (1 - \beta_{MT} \beta_{TM}) \varepsilon$$

$$\Delta M_{57} = \beta_0 + \beta_{ML} \Delta L_{57} + \beta_{ML}^H VOL \Delta L_{57} + \beta_{-1} \Delta M_{13} + \gamma DL + \varepsilon$$

$$\Delta M_{35} = \beta_0 + \beta_{MN} \Delta NY_{34} + \beta_{MN}^H VOL \Delta NY_{34} + \beta_{-1} \Delta M_{13} + \gamma DL + \varepsilon$$

A la vista de los resultados obtenidos, y aunque no exista ningún coeficiente estadísticamente significativo, se puede apreciar una relación decreciente en los casos Madrid→Londres y Nueva York→Madrid y creciente para Tokio→Madrid, todo ello compatible con los resultados anteriores. El no encontrar la relación creciente contagio-volatilidad que tratábamos de contrastar nos hace buscar una causa que justifique los casos de Londres y Nueva York. Para ello buscamos en la realidad un hecho diferencial con respecto al período que justificó, en un principio, el modelo: la caída de los mercados bursátiles en octubre de 1987.

3.3. *Shocks idiosincrásicos versus shocks comunes*

Como ya se ha comentado con anterioridad, la información que afecta a la variación de precios de los activos financieros puede ser común a todos los mercados financieros o particular a uno solo de ellos. En cualquier caso, como quedó justificado para la crisis de octubre de 1987, un shock idiosincrásico puede transmitirse de un mercado a otro vía precios. Pero si la crisis vivida durante 1992 (principalmente en los mercados europeos) fue debida a perturbaciones que sólo afectaban a estos mercados, y fueron reconocidas como tales por los agentes, es posible reconciliar el modelo de contagio con los resultados obtenidos en el presente trabajo. Analicemos este hecho con un ejemplo muy sencillo. Imaginemos un intermediario financiero que observa una caída brusca de precios en un mercado ajeno al suyo. Si en ese momento el agente no recibe ningún tipo de señal que le avise sobre lo que está sucediendo parecería lógico que deshiciese sus posiciones. En un momento dado podrían suceder dos cosas: que la variación de precios del mercado ajeno al suyo fuera originada por un *shock* de carácter común a todos los mercados o por una noticia relevante sólo para aquel país (*shock* de carácter idiosincrásico). En el primer caso habría acertado al deshacer sus posiciones, no siendo así en el segundo caso. De hecho, cualquier tipo de información que le hubiese permitido inferir que su mercado no se vería afectado por dicha noticia, le habría permitido mantener su posición sin producirse alteraciones en los precios en dicho país, disminuyendo así la correlación entre ambos mercados ante un aumento en la volatilidad de uno de ellos.

Algo parecido podríamos aplicar a la crisis que se vivió durante 1992, es decir, podríamos pensar que el aumento de inestabilidad vivido en las bolsas de Madrid, Tokio y Londres (Nueva York vivió un año de relativa calma) fue debido a perturbaciones que sólo les afectaban a ellos y que, como tales, fueron reconocidas. Si pasamos al modelo teórico de King y Wadhvani y analizamos los coeficientes de contagio entre Madrid y Londres, por ejemplo:

$$\beta_{ML} = \alpha_{ML} \frac{\sigma_u^2 L}{\sigma_u^2 L + \sigma_v^2 L}$$

$$\beta_{LM} = \alpha_{LM} \frac{\sigma_u^2 M}{\sigma_u^2 M + \sigma_v^2 M}$$

observamos que los coeficientes β son función creciente de σ_U^2 y decreciente de σ_V^2 . Por lo tanto, si los agentes en Madrid perciben una perturbación en Londres y la interpretan como global, el coeficiente β_{ML} crecerá, mientras que si se dan cuenta que sólo afecta a Londres, el coeficiente β_{ML} disminuirá.

CUADRO 3
Estimación del modelo de contagio para el caso Madrid→Londres

Madrid→Londres	
β_{LM}	0,40(8,03)
β_{LM}^H	-0,34(-2,83)
γ	0,07(0,63)
$R_2(\%)*$	14,09
$F(Corr)$	0,53[0,46]
$F(ARCH)$	0,25[0,61]

* ajustada

Hasta aquí los datos nos han dado evidencia de que al aumentar la inestabilidad en Londres, el coeficiente de contagio entre la bolsa de Madrid y la de esta ciudad disminuía significativamente. En los casos de Nueva York y Tokio, los resultados no son significativos aunque ambos apuntan en el camino de la hipótesis que manejamos (de forma positiva en el caso de Nueva York cuando aumenta el ruido idiosincrásico en ese país y negativa en el caso de Tokio si se admite que la disminución de la volatilidad se debe a una reducción del ruido intrínseco). Para comprobar lo contrario, es decir, para ver qué sucede con el índice de contagio entre los demás países y Madrid, sólo disponemos de los datos para Madrid→Londres. Realizando este ejercicio obtenemos los resultados expuestos en el Cuadro 3, para la ecuación:

$$\Delta L_{57} = \beta_0 + \beta_{LM} \Delta M_{57} + \beta_{LM}^H D^H DM_{57} + \gamma DL + \varepsilon$$

Al igual que en los contrastes anteriores, hemos procedido a introducir una variable artificial que vale 1 desde el 1 de septiembre hasta el 15 de octubre de 1992 y 0 el resto del período. La variable dependiente es la variación entre la apertura y el cierre de Madrid y como variables independientes se introducen la variación entre la apertura y el cierre de Londres y una variable artificial que capta el efecto lunes. El método de estimación es el de Mínimos Cuadrados Ordinarios y los estadísticos empleados coinciden con los usados anteriormente.

De nuevo parece claro que en el momento más volátil de todo el período, el coeficiente de correlación disminuye significativamente. El aumento de la volatilidad del mercado bursátil español a raíz de la devaluación de la peseta y de la imposición de controles de cambio por parte del Banco de España impone un aumento en la variabilidad del ruido idiosincrásico que se traduce en una disminución del coeficiente de correlación con el mercado de Londres, como predice el modelo de contagio.

En resumen, una vez caracterizada la estructura de covarianza en función de la variabilidad de los *shocks* comunes y no comunes y si aceptamos que en septiembre de 1992 las causas que originaron un aumento en la volatilidad de los mercados europeos fueron fácilmente identificables como idiosincrásicas de cada mercado, la disminución de la correlación en los casos analizados es compatible con el modelo de contagio empleado.

4. Conclusiones

La hipótesis que se contrasta en el presente trabajo es la de que aumentos de la volatilidad en los mercados bursátiles vienen acompañados de aumentos en los coeficientes de correlación entre dichos mercados, para lo cual nos hemos valido del modelo de contagio de King y Wadhvani (1990). En dicho modelo la variación en los precios de los activos depende de *shocks* comunes y no comunes a cada mercado de forma que los agentes pueden inferir información relevante para su mercado a partir de la variación de precios en otros mercados. Así, la covarianza depende de la variabilidad de las noticias aparecidas, permitiéndose la variación en el grado de correlación en función de factores identificables. Para la contrastación empírica delimitamos un período de elevada inestabilidad que coincide con la «tormenta monetaria» vivida en septiembre de 1992 llegando a la conclusión de que, excepto en el caso Tokio→Madrid, se produce una relación inversa entre aumentos en la volatilidad y aumentos en los coeficientes de contagio, de forma especialmente significativa en el caso Londres→Madrid. A la vista de estos resultados introducimos una medida directa de la inestabilidad a través de la volatilidad implícita de opciones sobre un índice de bolsa española llegando al mismo tipo de conclusiones. Asimismo, realizamos el contraste inverso, es decir Londres→Madrid, concluyendo, de nuevo, que en el período más inestable de 1992 los lazos de unión entre estos mercados disminuyeron, en contra de los resultados obtenidos con anterioridad.

Una vez analizados los resultados empíricos hemos tratado de reconciliar los resultados obtenidos con el modelo empleado tratando de encontrar diferencias entre la crisis de 1987 y la de 1992. La idea que subyace a nuestra interpretación reside en que si en octubre de 1987 se interpretó un *shock* que afectaba a un solo mercado como común a todos los mercados mundiales, en septiembre de 1992 las perturbaciones han afectado de forma particular a cada uno de los mercados y, lo que es más importante, como tales han sido interpretadas por los agentes. De esta forma, el aumento del ruido intrínseco en los mercados de valores produjo una disminución de la correlación entre los mercados analizados, lo cual es compatible con el modelo de extracción de señal usado.

El estudio de la relación entre volatilidad y correlación de los mercados es fundamental desde el punto de vista de la diversificación de carteras¹¹. Si asociamos los *shocks* comunes con el riesgo sistemático de estar en bolsa y los *shocks* idiosincrásicos con el riesgo específico de cada país, el presente trabajo demuestra que una diversificación internacional de los activos puede reducir el riesgo específico de la inversión. Si la relación entre contagio y volatilidad fuese siempre creciente (lo cual sería razonable sólo ante *shocks* comunes a los mercados) la diversificación internacional no sería adecuada desde el punto de vista de la inversión pero si el aumento de volatilidad en un país se debe a factores específicos de éste y el contagio con el resto de los mercados disminuye ante la aparición de estos factores, la diversificación de la inversión queda justificada.

Referencias

- Aderhold, R.; Cumming, C., y Harwood, A. (1988): «International linkages among equities markets and the October 1987 market break», Federal Reserve Bank of New York, *Quarterly Review* 13 (Summer), pp. 33-46.
- Furstenberg, G. M., y Jeon, B. N. (1989): «International stock price movements: links and messages», *Brookings Papers on Economic Activity* 1, pp. 125-179.
- Hernansanz, C. (1992): «Un contraste de la integración internacional de los mercados financieros», Centro de Estudios Monetarios y Financieros, Documento de trabajo 9217.
- King, M., y Wadhvani, S. (1990): «Transmission of volatility between stock markets», *Review of Financial Studies* 3, pp. 5-33.
- King, M.; Sentana, E., y Wadhvani, S. (1994): «Volatility and links between national stock markets», *Econometrica* 62, pp. 901-933.
- Peña, J. I. (1992): «On meteor showers in stock markets: New York vs Madrid», *Investigaciones Económicas* 16, pp. 225-234.
- Zulaica, A. (1992): «Estrategias de gestión de riesgo de carteras de renta variable española con futuros y opciones sobre índices bursátiles extranjeros», Centro de Estudios Monetarios y Financieros, Documento de trabajo 9201.

¹¹ King, Sentana y Wadhvani (1994).

Abstract

This paper analyzes the relationship between volatility and the correlation between the Madrid Stock Exchange with the New York, London and Tokio stock markets during 1992 and the beginning of 1993. Using the contagion model of King and Wadhvani (1990), we show that volatility increases for London and Madrid reduce the correlation between these two markets. This effect is less significant in the cases of Tokio and New York. These results are interpreted in terms of the increase in idiosyncratic shocks during the EMS crisis of 1992.

Recepción del original, mayo de 1994
Versión final, enero de 1995