

Documento de Trabajo 91-09  
Octubre 1991

Departamento de Economía  
Universidad Carlos III de Madrid  
Calle Madrid, 126  
28903 Getafe (Madrid)

SOBRE LA RELACION ENTRE LOS MERCADOS BURSATILES  
INTERNACIONALES Y LA BOLSA DE MADRID

J. Ignacio Peña\*

Resumen

Este trabajo investiga la influencia de los cambios de precios diarios de los principales mercados bursátiles, sobre la bolsa de Madrid, a partir de la implantación en la misma del Mercado Continuo. Se emplea un modelo VAR con los cinco principales mercados (New York, Tokio, Londres, Frankfurt y París) y Madrid, cada uno de ellos representado por índice general. El modelo VAR permite reflejar las relaciones dinámicas entre las series y en particular las respuestas de unos mercados a cambios en otros. Las innovaciones en New York, que actúa como mercado líder, se transmiten rápidamente a los otros mercados. En todos los casos la mayor parte de las influencias se manifiestan en períodos de uno o dos días a lo sumo, lo cual es consistente con la noción de mercados informacionalmente eficientes. Los resultados sugieren que la puesta en marcha del Mercado Continuo ha aumentado la relación contemporánea entre Madrid y New York, aunque persiste el efecto retardado.

Palabras clave: Modelos VAR; Mercados Bursátiles; Eficiencia Informacional.

\* Departamento de Economía, Universidad Carlos III de Madrid. Se agradecen los comentarios de M. Delgado, O. Licandro y P. Cruz Roche a una versión anterior del trabajo. Los errores restantes son del autor

RESUMEN

Este trabajo investiga la influencia de los cambios de precios diarios de los principales mercados bursátiles, sobre la bolsa de Madrid, a partir de la implantación en la misma del Mercado Continuo. Se emplea un modelo VAR con los cinco principales mercados (New York, Tokio, Londres, Frankfurt y Paris) y Madrid, cada uno de ellos representado por un índice general. El modelo VAR permite reflejar las relaciones dinámicas entre las series y en particular las respuestas de unos mercados a cambios en otros. Las innovaciones en New York, que actúa como mercado líder, se transmiten rápidamente a los otros mercados. En todos los casos la mayor parte de las influencias se manifiestan en periodos de uno o dos días a lo sumo, lo cual es consistente con la noción de mercados informacionalmente eficientes. Los resultados sugieren que la puesta en marcha del Mercado Continuo ha aumentado la relación contemporánea entre Madrid y Nueva York, aunque persiste el efecto retardado.

## 1.- INTRODUCCION

La relación entre los mercados bursátiles internacionales es un tema de continuo interés investigador, especialmente desde el trabajo de Grubel (1968) que subrayaba los beneficios de la diversificación internacional de las inversiones. En los últimos años, un creciente número de trabajos, usando datos diarios de apertura y/o cierre de diversos mercados, tratan de buscar relaciones entre los mismos. Como trabajos recientes en esta línea pueden citarse, entre otros, los de Eun y Shim (1989), Hamao et al. (1990), Becker et al. (1990), Barclay et al. (1990), Espitia y Santamaria (1990), Peña (1991) y Koch y Koch (1991).

La creciente internacionalización de la economía española, hace aconsejable un estudio sobre las posibles interrelaciones entre los mercados bursátiles de los países de nuestro entorno. Por tanto este trabajo pretende aportar evidencia sobre esas relaciones. En particular trataremos de estudiar si existe algún mercado (o mercados) líder; con que velocidad se transmiten los efectos entre los mercados; que proporción de la variabilidad en el mercado de Madrid está explicada por otros mercados y si ha cambiado la relación entre Madrid y el mercado líder desde la entrada del Mercado Continuo.

Para tratar de aportar luz sobre esas cuestiones, se ha estimado un modelo VAR de seis variables, usando datos diarios de

rendimientos de diversos índices bursátiles en el período comprendido entre Abril de 1990 y Junio de 1991. El análisis de las respuestas dinámicas revela a New York como el mercado líder para el resto, a pesar de no ser el de mayor capitalización. Los efectos se transmiten con suma rapidez en uno o dos días como máximo. Las correlaciones contemporáneas son considerables, y la proporción de variabilidad de los rendimientos explicado por efectos externos no contemporáneos oscila entre el 20% y el 40% aproximadamente según los mercados. El modelo explica la evolución de los rendimientos en los mercados en el siguiente orden (de menor a mayor grado de ajuste) New York, Londres, Madrid, Frankfurt, Tokio, Paris.

A partir de la entrada del Mercado Continuo, la relación contemporánea entre Madrid y New York aumenta, aunque se mantiene la relación retardada de un día. El mercado de Madrid mantiene altas relaciones contemporáneas con el resto, aunque la influencia de factores no contemporáneos externos sólo explica algo menos del 20% de la variabilidad de los rendimientos de Madrid.

El trabajo esta organizado como sigue. En la sección 2 se presenta el método econométrico. La sección 3 presenta los datos y la sección 4 los resultados empíricos. La sección 5 resume y comenta los principales resultados.

## 2.- METODO ECONOMETRICO

El modelo Autorregresivo Vectorial (VAR) se ha usado extensamente en economía, tanto para efectuar predicciones de un sistema de series temporales interrelacionadas, como para analizar los efectos dinámicos de innovaciones y/o perturbaciones aleatorias sobre el sistema. La referencia clásica es Sims (1980) y en español una introducción a su empleo se encuentra en Ballabriga (1991). El modelo puede escribirse como

$$Z_t = \mu + \Phi_1 Z_{t-1} + \dots + \Phi_p Z_{t-p} + a_t$$

donde las  $Z_t = \{z_{1t}, \dots, z_{mt}\}'$  son vectores de dimensión adecuada, en nuestro caso  $6 \times 1$ ,  $\mu$  es un vector de medias y las  $\Phi$  son matrices  $6 \times 6$  de coeficientes. El vector  $a$  es una secuencia

$$a_t \sim N(0, \Sigma)$$

de innovaciones independientes, distribuidas normalmente y con posible correlación contemporánea.

Hay dos herramientas descriptivas para este tipo de modelos, que se han empleado con profusión. Por un lado el análisis de la respuesta del sistema a choques aleatorios o innovaciones en cada variable por separado. Esto equivale esencialmente a usar los coeficientes de la representación de Media Móvil (MA) del polinomial AR(p) ajustado al vector de series. Por otro lado, el análisis de la proporción de la varianza del error de predicción de una serie concreta, que viene explicada por determinadas

innovaciones en otras series.

Estas dos herramientas permiten observar tanto la forma de transmisión de efectos de unos mercados sobre otros, como su perfil temporal. Asimismo la importancia relativa de cada mercado extranjero en la volatilidad (incertidumbre) de las predicciones de cada mercado nacional, se pone fácilmente de manifiesto.

Hay que hacer notar que para que los ejercicios anteriores tengan significado claro, las innovaciones de los mercados deben estar contemporáneamente incorreladas. Como en general, esto no se cumple, se ha empleado la siguiente técnica. Los residuos del modelo VAR se ortogonalizan, de tal forma que la matriz de covarianzas de las innovaciones así transformadas es diagonal, es decir, no hay correlación contemporánea entre sus componentes. Como la matriz de covarianzas de los residuos debe ser definida positiva, siempre puede encontrarse una matriz no singular  $P$  tal que

$$P\Sigma P' = I$$

Esta es la llamada descomposición de Choleski, aunque hay otras formas de ortogonalizar los residuos, como puede verse en Sims(1987).

Una cuestión adicional es la elección del orden  $p$  de retardo máximo en el proceso VAR. Aunque hay una abundante literatura sobre el tema, como puede verse en Judge et al. (1985), la mayoría de los contrastes son extensiones del criterio AIC o similares, que pueden fácilmente interpretarse como contrastes de la F de Snedecor. Sin embargo sabemos que este tipo de estadísticos, cuando los grados de libertad del numerador y del denominador son parecidos, son altamente sensibles a no normalidad. En particular, si los residuos tienen colas gruesas, esto crea sesgos favorables al rechazo de la hipótesis nula y por tanto a la elección de modelos con  $p$  elevado. Es bien conocido que los rendimientos de activos financieros presentan características de leptocurtosis acentuadas y nuestros datos no son una excepción como se verá más adelante. Además hay que recordar que anteriores trabajos, Hilliard (1979), Eun y Shim (1989) encuentran respuestas muy rápidas de dos o tres días a lo sumo.

En este trabajo se emplean tres estadísticos para seleccionar el orden adecuado. Los estadísticos son

$$AIC(n) = \ln |\hat{\Sigma}_n| + \frac{2M^2n}{T}$$

$$SC(n) = \ln |\hat{\Sigma}_n| + \frac{M^2n \ln T}{T}$$

$$LRM = (T-K) (\ln |\hat{\Sigma}_p| - \ln |\hat{\Sigma}_j|)$$

donde  $\Sigma_n$  es el estimador de la matriz de covarianzas del modelo VAR de orden  $n$ ,  $M$  es el número de variables del modelo y  $T$  es el tamaño de la muestra. Los estadísticos AIC y SC son bien

conocidos y no entraremos a comentar sus ventajas e inconvenientes. El estadístico LRM es una variante del contraste de razón de verosimilitud, sugerido por Sims(1980), que incluye  $K$  que es el número total de coeficientes de regresión, dividido por el número de ecuaciones. El objetivo de este factor corrector es favorecer la hipótesis nula para compensar el sesgo en su contra que supone el tener distribuciones residuales con colas gruesas.

Adicionalmente se calcularon estadísticos tipo  $Q$  de Ljung-Box para comprobar la incorrelación serial de los residuos, para cada valor de  $p$  (a partir de  $p=3$  los residuos presentan valores de  $Q_{1b}$  muy bajos).

### 3.- LOS DATOS

Los datos empleados son los valores al cierre de índices correspondientes a cinco de los principales mercados bursátiles del mundo y el Índice General de la Bolsa de Madrid. La fuente es la Comisión Nacional del Mercado de Valores (CNMV). Estos índices se transforman en rendimientos (rentabilidades) porcentuales diarios ( $z_t = \ln(x_t) - \ln(x_{t-1})$ ), que son las series estacionarias empleadas en el modelo VAR. El período escogido ha sido desde el 2 de Abril de 1990 hasta el 7 de Junio de 1991, con un total de 306 datos. La razón de escoger esa fecha de inicio

es para hacerla coincidir con la plena operatividad del Mercado Continuo español, que en esa fecha ve como se incorpora el BBV (8.17% del Indice General) y que cubre más de la mitad de los valores que componen el indice (los efectos del Mercado Continuo se estudian en detalle en Urrutia (1991)).

La Tabla 1 contiene algunas características de los índices empleados. En particular se presenta el mercado, el nombre del indice, numero de acciones que lo componen, la ponderación y las correcciones por ampliaciones o modificaciones de los valores nominales de las acciones. Información adicional puede verse en Ontiveros et al. (1991) y en Cerrolaza et al. (1988). Los índices europeos ponderan los precios por la capitalización de las acciones, mientras que el americano y el japonés (que es un vástago del americano) son índices simples de precios. Todos corrigen por ampliaciones de capital y los "americanos" por los cambios de valor nominal de las acciones. El único que corrige por dividendos es Madrid<sup>1</sup>

La Tabla 2 presenta las horas de cierre y apertura de los diversos mercados en hora de Madrid, así como el tanto por ciento que sobre el total mundial supone la capitalización de cada

---

<sup>1</sup> La corrección se hace del modo siguiente: a 31 de Diciembre se estiman los dividendos netos que cada valor pagará. Esta cantidad, expresada en porcentaje del valor nominal, se divide entre 365. Este cociente, multiplicado por el numero de días transcurrido, se resta de la cotización diaria de cada acción. Como esto equivale a sustraer una proporción lineal a cada precio, las características estadísticas no se van a ver sustancialmente afectadas.

mercado<sup>2</sup> . Puede verse como hay un período de una o dos horas, según los casos, durante las cuales están abiertos simultáneamente New York, Madrid<sup>3</sup>, Londres, y Paris; sin embargo todas estas bolsas cierran antes de conocer el valor de cierre en New York. Por otro lado, Tokyo cierra antes de que ninguna bolsa occidental comience sus sesiones. Asimismo se observa como el rendimiento anual de todas las bolsas durante 1990 fue negativo, especialmente en caso de Tokio, registrándose una recuperación parcial durante la primera mitad del año 1991.

La Tabla 3 muestra algunos estadísticos de las series de rendimientos. Se observa como en todos los casos el rendimiento medio ha sido muy pequeño y difícil de distinguir de cero. El índice que presentó mayor volatilidad fue el NI, y los de menor, FT y DJ. Todas las series presentan pequeños coeficientes de autocorrelación de orden uno y/o dos y sustancial heterocedasticidad, quizá del tipo GARCH, aunque en este trabajo no se abordará ese problema. Asimismo los coeficientes de apuntamiento indican leptocurtosis, como es habitual en series financieras. Estas características de los datos son un problema si se desea hacer inferencia sobre los coeficientes del modelo estimado, usando las herramientas standard.

---

<sup>2</sup> Un análisis detallado de la evolución reciente de los mercados de valores españoles esta en Rubio (1991). Sobre el caso especial del mercado japonés, hay discusión sobre la verdadera representatividad de su capitalización. Las correcciones que por participaciones cruzadas se hacen en French y Poterba (1990) reducen su valor de mercado en casi un 40%.

<sup>3</sup> Debe recordarse que en el sistema anterior al Mercado Continuo, la jornada de contratación en la Bolsa de Madrid era de 10 a 13 horas.

#### 4.- RESULTADOS EMPIRICOS

El modelo VAR seleccionado tiene un orden de retardo máximo de cinco períodos. Este orden de retardo se escogió usando los estadísticos expuestos en la sección 2. La Tabla 4 presenta los distintos valores de los contrastes. El valor mínimo del AIC está cerca de 3, el mínimo de SC entre 1 y 3 y el valor del LRM sugiere que valores entre 5 y 3 pueden ser razonables. De todas formas las diferencias son tan pequeñas que resulta difícil discriminar con claridad entre las alternativas. Por ello y con un criterio conservador se eligió un orden de retardo suficientemente largo como para abarcar una semana de actividad, lo cual parece suficiente para nuestros propósitos.

Por tanto se estiman un total de 186 parámetros. Es bastante obvio que con esta cantidad de parámetros y su posible alta colinealidad no tiene mucho sentido efectuar contrastes de significación individuales por coeficientes, además de los problemas de la posible no normalidad y heterocedasticidad de los datos. Una forma intuitiva de observar el grado en el que el modelo explica la evolución de los rendimientos en cada mercado es mediante el coeficiente de determinación (corregido) de cada una de las ecuaciones del VAR, teniendo en cuenta los ajustes que modelos univariantes AR del orden adecuado dan de cada serie por separado.

Los resultados están en la Tabla 5, que revela cómo el mercado

cuya evolución viene más determinado por la influencia de los otros (en días anteriores) es París<sup>4</sup>, seguido de Tokio. Hay un grupo de tres mercados (Frankfurt, Londres, Madrid) cuyo grado de dependencia del modelo es similar y finalmente New York que se muestra claramente "exogeno" al sistema. Esto sugiere que este mercado influye, pero no es influido, al menos en la muestra que analizamos. Puede observarse además la ordenación empleada en el VAR : DJ, FT, MD, CZ, NI, CA que pretende recoger una cierta escala basada en el grado de dependencia exterior. Esta ordenación será la empleada en todos los análisis posteriores

La Tabla 6, presenta la matriz de correlaciones contemporáneas de los residuos del modelo VAR. Estas correlaciones reflejan el grado de asociación en las innovaciones que se producen en el mismo día del calendario en cada mercado. Cuanto mayores sean, más común puede considerarse la "nueva" información que ocasiona esos rendimientos concretos. Se observa como el efecto proximidad geográfica se manifiesta por las altas correlaciones contemporáneas de MD, CA y CZ por un lado y algo menor de estas con FT, que a su vez es el más conexas con New York (recuérdese que el mercado de Londres es el más internacionalizado de todos los europeos, sobre todo a partir del Big Bang de 1986). Tokio no está especialmente relacionado con los otros mercados y su relación con New York es la menos pronunciada de todas (la diferencia horaria está claramente presente).

---

<sup>4</sup> Una razón de esta alta dependencia podría ser la preferencia de los inversores de París a efectuar las operaciones de volumen importante en Londres, véase Pagano y Roell (1990).

La Tabla 7 presenta las respuestas (normalizadas) de todos los mercados (que pueden interpretarse como coeficientes de correlación) a innovaciones típicas (una desviación standard) en New York. Puede verse como en todos los casos los efectos principales se manifiestan en dos días. En el mismo día de las "noticias" hay reacciones de todos los mercados<sup>5</sup>, excepto quizá Tokyo, que se confirman más fuertemente el día siguiente, ya en todos los mercados. Los pequeños coeficientes negativos dos días después (tres para Tokyo) de la innovación que se encuentran en varios mercados (CA, CZ, NI) son indicios de correcciones de las posibles sobrerreacciones de estos mercados a las noticias de New York. El Gráfico 1 presenta estos coeficientes para todos los mercados.

El caso de Madrid, es bastante típico. El mismo día que se produce la innovación en New York, hay un efecto de 0.29 que aumenta ligeramente al día siguiente, 0.33 (ambos coeficientes con desviación típica asintótica de 0.059), para después diluirse rápidamente. En el trabajo Peña(1991), se estimaba que estos efectos eran de 0.08 y 0.52 (con desviación típica asintótica de 0.044) respectivamente para el período 1988-89. Notese que el efecto final es similar, pero que el perfil cambia a partir de la introducción del mercado continuo.

---

<sup>5</sup> Uno de los efectos esperables de la ampliación del horario de negociación de conllevan los Mercados Continuos, son el aumento de las correlaciones contemporáneas entre los mercados. Por ello si se compara la Tabla 6 con la Tabla 4 del trabajo de Eun y Shim (1989), que analizan datos 1979-1985, antes de los Mercados Continuos, se observa el general aumento de las correlaciones contemporáneas y la ligera disminución de los coeficientes del día siguiente.

El efecto que sobre la varianza del error de predicción (a tres y seis días) tienen innovaciones en los distintos mercados, se expone en la Tabla 8. Puede verse como el tanto por ciento del ese variabilidad de DJ explicado por mercados extranjeros es mínima. En el caso de Madrid la proporción de la varianza del error de predicción explicada por los mercados exteriores es de un 40% aproximadamente, siendo New York el mercado más influyente, seguido de Londres. Todos los otros mercados tienen proporciones de varianza explicadas por el extranjero lo cual sugiere la presencia de un cierto grado de integración internacional.

## 5.- RESUMEN Y DISCUSION

Se ha estudiado la influencia de diversos mercados sobre la Bolsa de Madrid usando un modelo VAR para las series de rendimientos de cinco de los principales países del mundo (en términos de capitalización bursátil), a raíz de la puesta en marcha en nuestro país del Mercado Continuo.

La evidencia presentada en este trabajo apoya la hipótesis de que el mercado de New York es el líder y el más influyente del mundo y sugiere la presencia de un no pequeño grado de integración internacional de los mercados de capitales de los países analizados. Sin embargo, descontando las correlaciones contemporáneas, la influencia de los rendimientos de los mercados extranjeros sólo explica entre un 20% y un 40% aproximadamente de la variabilidad de los rendimientos domésticos.

Asimismo, la puesta en marcha de Mercados Continuos, parece acelerar las interacciones entre los mercados. En el caso concreto de Madrid, se detecta una influencia relevante de las innovaciones en New York, que a raíz del Mercado Continuo, se hace más rápida, en el sentido de aumentar la correlación de los rendimientos contemporáneos.

Los resultados presentados sugieren la presencia de un alto grado de eficiencia informativa de estos mercados, que se ha visto reforzada por los Mercados Continuos.

REFERENCIAS

- Ballabriga, F. (1991) Instrumentación de la Metodología VAR. DT 9108. Banco de España.
- Becker, K. G., J. E. Finnerty and M. Gupta (1990) The Intertemporal Relation Between the U.S. and Japanese Stock Markets. Journal of Finance, 45, 1297-1306.
- Barclay, M. J., R. H. Litzenberger and J. B. Warner (1990) Private Information, Trading Volume, and Stock-Return Variances. Review of Financial Studies, 3, 233-253.
- Cerrolaza, A., B. Alarcon, A. Garcia, V. Garcia (1989) Los Indices Bursatiles, en Curso de Introduccion a la Bolsa. Bolsa de Madrid-Instituto de Analistas de Inversiones.
- Espitia, M. y R. Santamaria (1990) Interacción Internacional entre Mercados de Valores. DD 2/90. Universidad de Zaragoza.
- Eun, C. S. and S. Shim (1989) International Transmission of Stock Market Movements. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 24, 241-256.
- French, K. and I. Poterba (1990) Are Japanese Stock Prices Too High? N.B.E.R. WP 3290.

- Grubel, H. (1968) Internationally Diversified Portfolios: Welfare Gains and Capital Flows. American Economic Review, 58, 1299-1314.
  
- Hamao, Y., R. W. Masulis and V. Ng (1990) Correlations in Price Changes and Volatility Across International Stock Markets. Review of Financial Studies, 3, 281-307.
  
- Hilliard, J. (1979) The Relationship between Equity Indices on World Exchanges. Journal of Finance, 34, 103-114.
  
- Judge G.G, R. C. Hill, W. E. Griffiths, H. Lutkepohl and T.-S. Lee (1985) The Theory and Practice of Econometrics. Wiley.
  
- Koch, P. D. and T. W. Koch (1991) Evolution in dynamic linkages across daily national stock indexes. Journal of International Money and Finance, 10, 231-251.
  
- Ontiveros, E., A. Berges, D. Manzano, y F. J. Valero (1991) Mercados Financieros Internacionales. Espasa Calpe.
  
- Peña, J. I. (1991) On Meteor Showers in stock Markets: New York vs Madrid. WP 91-09. Universidad Carlos III de Madrid.
  
- Pagano, M. and A. Roell (1990) Shifting Gears: An Economic Evaluation of the Reform of the Paris Bourse. Mimeo.

- Rubio, G. (1991) The Stock Market in Spain: Performance, Structure and the Behavior of Asset Prices. Journal of Financial Markets and Portfolio Management. Vol. 4, 211-240.
  
- Sims, C. (1980) Macroeconomics and Reality. Econometrica, 48, 1-48.
  
- Sims, C. (1987) Identifying Policy Effects. WP 351. Federal reserve Bank of Minneapolis.
  
- Urrutia, A. (1991) Los Efectos del Paso al Mercado Continuo sobre la Volatilidad y el Volumen de Contratación. DT 9102. CEMFI. Banco de España.

TABLA 1

<u>MERCADO</u>	<u>INDICE</u>	<u>ACCIONES</u>	<u>PONDERACION</u>	<u>CORRECCIONES</u>
New York	Dow Jones	30	-	AC, S
Londres	FT100	100	Capitalización	AC
Madrid	Indice Gral.	72	Capitalización	AC, D
Frankfurt	CommerzBank	60	Capitalización	AC
Tokio	Nikkei	225	-	AC, S
París	CAC	250-300	Capitalización	AC

Nota

AC = Ampliaciones de capital.

S = Aumento de Acciones en circulación, reduciendo su valor nominal. (Splits)

D = Dividendos.

T A B L A 2APERTURA CIERRE %CAP.MUNDIAL Z(T) 1990 Z(T) 1/91-6/91

New York	14.30	21.00	29.4	-6.5	15.1
Londres	9.00	15.30	8.9	-12.7	16.7
Madrid	11.00	17.00	1.1	-29.3	26.5
Frankfurt	10.30	13.30	2.8	-25.9	19.6
Tokio	1.00	7.00	46.3	-48.9	8.3
París	10.00	17.00	2.7	-29.2	18.5

Períodos de Apertura y Cierre en hora de Madrid.

Las Z(T) son las rentabilidades de cada bolsa en tanto por ciento (primer y último día del período considerado)

T A B L A 3

	<u>Media(x100)</u>	<u>S.D.(x100)</u>	<u>Curtosis</u>
DJ	0,032 (0,059)	1,02	4,4
FT	0,040 (0,052)	0,91	4,1
MD	0,045 (0,074)	1,30	8,1
CZ	-0,052 (0,079)	1,37	5,2
NI	-0,037 (0,103)	1,79	10,5
CA	-0,019 (0,068)	1,19	7,5

(valores entre paréntesis son desviaciones típicas)

Nota

DJ = Rendimientos del Índice Dow Jones

FT = Rendimientos del Índice Financial Times 100

MD = " " " General de la Bolsa de Madrid

CZ = " " " CommerzBank de Frankfurt

NI = " " " Nikkei

CA = " " " CAC

T A B L A 4

ORDEN VAR(N)	<u>0</u>	<u>1</u>	<u>3</u>	<u>5</u>	<u>7</u>
AIC	-54.55	-55.00	-55.00	-54.86	-54.76
SC	-54.55	-54.60	-53.86	-52.66	-51.69
LRM	-	218.7	121.40	91.2	97.7
VALOR P		0.000	0.0002	0.059	0.0235
GRADOS DE LIBERTAD		36	72	72	72

T=305

M=6

T A B L A 5

	<u>VAR(1)</u>	<u>VAR(3)</u>	<u>VAR(5)</u>	<u>VAR(7)</u>
DJ	0.03 (0.02)	0.04 (0.02)	0.03 (0.01)	0.04 (0.03)
FT	0.12 (0.00)	0.14 (0.00)	0.17 (0.02)	0.18 (0.02)
MD	0.12 (0.02)	0.15 (0.01)	0.17 (0.01)	0.19 (0.01)
CZ	0.13 (0.00)	0.17 (0.00)	0.18 (0.00)	0.20 (0.00)
NI	0.18 (0.00)	0.22 (0.02)	0.26 (0.02)	0.29 (0.02)
CA	0.32 (0.00)	0.37 (0.00)	0.39 (0.00)	0.43 (0.00)

$R^2$  Corregido para cada ecuacion VAR. Entre paréntesis el  $R^2$  corregido para el modelo univariante AR de ese orden

T A B L A 6

	DJ	FT	MD	CZ	NI	CA
DJ	1.0					
FT	0.38	1.0				
MD	0.31	0.44	1.0			
CZ	0.30	0.36	0.57	1.0		
NI	0.15	0.21	0.33	0.21	1.0	
CA	0.21	0.26	0.44	0.44	0.32	1.0

MATRIZ DE CORRELACION CONTEMPORANEA RESIDUOS VAR(5)

T A B L A 7

<u>T</u>	<u>0</u>	<u>1</u>	<u>2</u>	<u>3</u>	<u>4</u>	<u>5</u>	<u>6</u>
DJ	1,0000	0,1645	-0,0165	-0,0528	0,0199	0,0543	-0,0496
FT	0,3610	0,3752	0,0311	0,0266	0,0850	0,1027	-0,0343
MD	0,2981	0,3355	0,0196	0,0678	0,0035	0,1079	-0,0201
CZ	0,2823	0,3491	-0,0314	0,0248	0,0573	0,0998	0,0018
NI	0,1432	0,3797	0,0709	-0,0272	0,0299	0,1626	0,0212
CA	0,1989	0,5089	-0,0833	-0,0051	0,0055	0,0246	-0,0450

Respuestas de los mercados a innovaciones en New York

T A B L A 8

## INNOVACIONES EN

INDICE	DIAS	DJ	FT	MD	CZ	NI	CA	EX
DI	3	93	0.3	1.6	0.4	1.9	2.3	7
	6	91	0.9	1.8	1.4	2.0	2.5	9
FT	3	24	71	0.3	0.2	1.8	1.4	29
	6	24	68	2.2	0.6	2.9	1.9	32
MD	3	17	9.9	61	1.1	2.6	7.4	39
	6	18	9.7	60	1.4	2.6	7.5	40
CZ	3	17	6.7	15.2	51	3.9	5.4	49
	6	17	6.8	15.1	50	4.3	5.3	50
NI	3	14	2.1	7.3	4.7	70	2.1	30
	6	15	2.4	7.9	4.4	66	3.3	34
CA	3	19	10	9.8	8.2	6.9	45	55
	6	18	11	10	8.6	8.0	43	57

Porcentaje de la varianza del error de predicción explicado por innovaciones en otros mercados.

EFFECTOS DE UNA INNOVACION EN N.Y. SOBRE OTROS MERCADOS

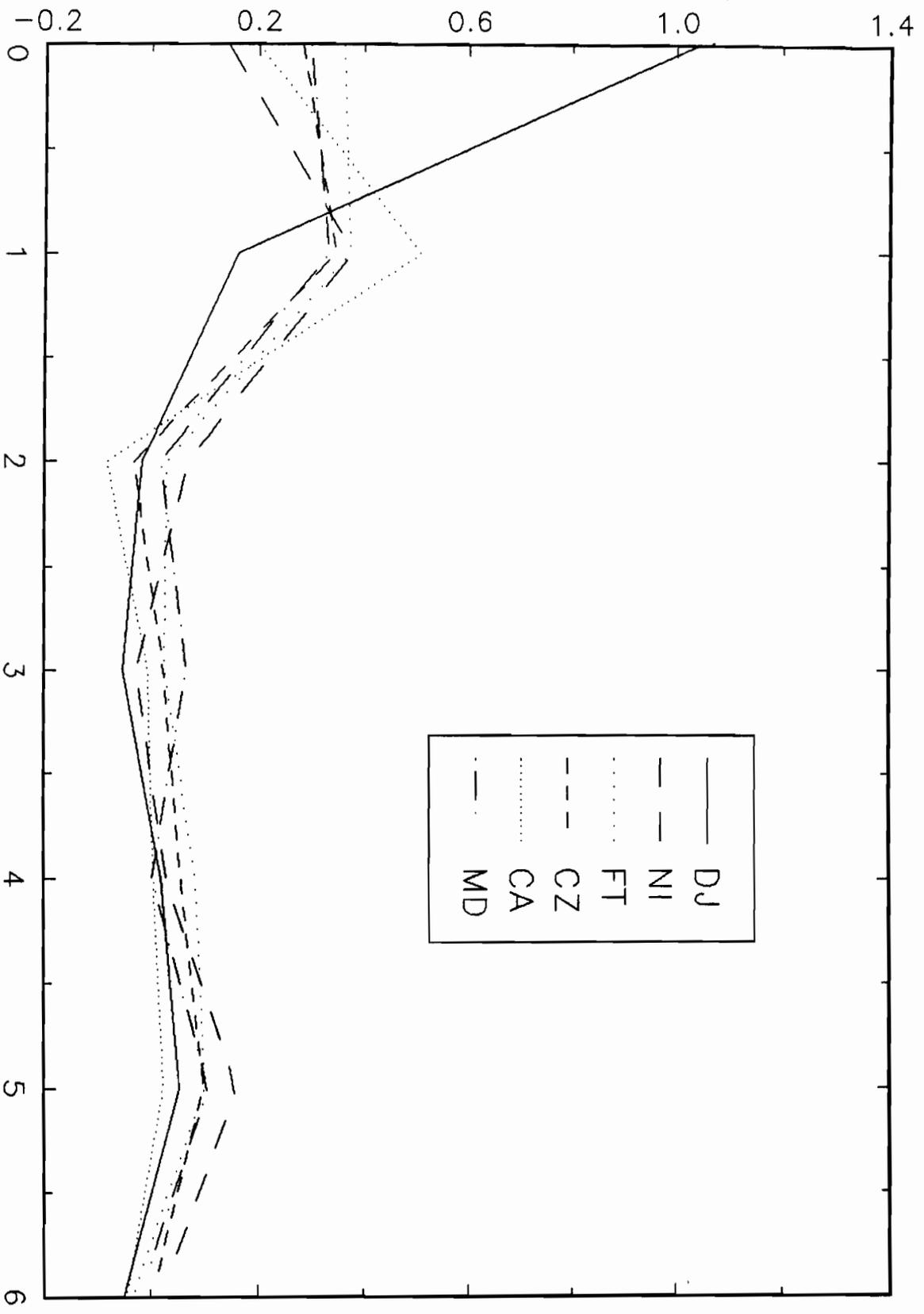


GRAFICO 1

GRAFICO 2

