

Documento de Trabajo 92-11
Julio 1992

División de Economía
Universidad Carlos III de Madrid
Calle Madrid, 126
28903 Getafe (Madrid)
Fax (91) 624-9875

NUEVOS MODELOS ESTADISTICOS PARA EL ANALISIS DE MERCADOS FINANCIEROS

J. Ignacio Peña*

Resumen

Este trabajo presenta algunos de los más recientes avances realizados en el área de modelización estadística de datos financieros. Se discuten los nuevos modelos desarrollados para la media condicional de los rendimientos de un activo financiero, con especial referencia a los modelos de cambio de régimen. A continuación se exponen los nuevos métodos que permiten la modelización estadística del riesgo financiero, mediante los modelos GARCH y sus extensiones. Finalmente, se presentan varias aplicaciones que de estos modelos se han realizado en los mercados españoles.

Palabras clave:

Modelos de cambio de regimen; modelos GARCH; volatilidad financiera.

*Departamento de Economía, Universidad Carlos III de Madrid. Trabajo financiado en parte por la DGICYT, proyecto PS90-0014.

1.- Introduccion

El analisis de datos de mercados financieros es una área de creciente interés. En los últimos años, un volumen importante de investigación ha explorado las características estadísticas de las series de precios que este tipo de mercados genera. Este trabajo revisa una parte de esa literatura, haciendo especial hincapié en los modelos para la media y la varianza condicional de series de rendimientos de un activo financiero.

Ya es bien conocido que la volatilidad (riesgo) es predecible en muchos mercados financieros y en el reciente trabajo de Bollerslev et al(1992) se citan unos 200 artículos que estiman modelos ARCH o similares para tratar de recoger esa heterocedasticidad observada en los datos. Sin embargo, los trabajos sobre formulaciones que traten de modelizar adecuadamente la evolución de la media condicional, no han logrado todavía tal grado de reconocimiento en la literatura.

Este trabajo pretende exponer un selectivo (y por tanto limitado) "estado del arte" sobre estas cuestiones y esta estructurado del modo siguiente. En la sección 2 se presentan varios modelos para la media condicional de una serie estacionaria, especialmente los modelos de cambio de régimen. En la sección 3 se presenta una panoramica de los modelos que permiten reflejar el riesgo de un activo mediante formulaciones tipo GARCH. El apartado 4 comenta aplicaciones que de estos modelos se han hecho en los mercados financieros españoles y se concluye con el apartado 5.

2.- Modelos para la Media Condicional

La teoría tradicional (Fama(1970)) sobre la formación de precios en mercados financieros, mantenía que estos eran esencialmente eficientes y que por tanto los precios que en ellos se formaban, seguían una martingala, es decir

$$E(P_t | I_{t-1}) = P_{t-1} \quad (1)$$

donde I_{t-1} es cualquier conjunto de información que contenga los precios $P_{t,j}$, $j \geq 1$. Por tanto la mejor predicción del precio de un activo (ajustado por dividendos) para el período t , P_t , es su media condicional, P_{t-1} . En ocasiones, se incluía una media diferente de cero en la ecuación (1) para tener en cuenta el rendimiento del activo sin riesgo y/o costes de transacción. Los análisis empíricos que durante esos años se realizaron parecieron confirmar la idea anterior y así Granger y Morgenstern(1970) afirman: "Stock market prices vary according to the principle of a random walk; i.e., no useful regularities of any kind can be specified". Esta afirmación fue ampliamente aceptada durante los 70 y principios de los 80. Sin embargo, en los últimos años hay un volumen creciente de literatura que pretende que la representación (1) no es demasiado realista y que otras clases de modelos pueden ser más útiles para la predicción de precios en mercados financieros, como puede por ejemplo verse en Guimaraes et al. (1989) y LeRoy (1989). De hecho, en la actualización de su artículo clásico, Fama(1991) sugiere que la variación en los rendimientos podría estar relacionada con

variables económicas, aunque de forma probablemente no lineal.

En ésta línea, el trabajo de Granger y Terasvista(1992), aunque no específicamente dedicado a los precios financieros, presentan varias clases de modelos que podrían aplicarse a datos generados por mercados financieros, algunos de los cuales discutiremos en los siguientes subapartados.

2.1.- Modelos de Cambio de Régimen

Es frecuente escuchar la afirmación de que los precios de los activos financieros se comportan de modo diferente si alguna variable ("expectativas") se encuentra en un rango de valores o en otro. Por ejemplo, podríamos suponer que los rendimientos de un activo financiero siguen un proceso de ruido blanco si la percepción de riesgo del mercado es alta y autorregresivo en caso contrario.

Hay una amplia variedad de modelos que podrían agruparse bajo este epígrafe de **cambios de régimen** ("regime-switching"). Por ejemplo, diremos que una serie estacionaria Y_t sigue un proceso de cambio de régimen si

$$Y_t = \alpha_1 + \beta_1 Y_{t-1} + e_t \quad \text{si } z_t \in A \quad (2)$$

y además

$$Y_t = \alpha_2 + \beta_2 Y_{t-1} + e_t \quad \text{si } z_t \notin A \quad (3)$$

donde z_t es una variable indicador y A es un conjunto de valores predeterminado. Si z_t es un valor retardado de Y_t , tenemos el modelo autorregresivo por umbrales (SETAR) que se discute en detalle en Tong(1990), pero en general z_t puede ser cualquier variable.

Así, LeBaron(1990) analizando los rendimientos semanales del índice S&P 500 utiliza como variable indicador una medida de la volatilidad reciente, de la forma

$$z_t = \sum_{i=0}^{10} Y_{t-i}^2 \quad (4)$$

Empleando este indicador, construye un modelo para los rendimientos del modo siguiente:

$$\begin{aligned} Y_t &= \alpha + \phi_1 Y_{t-1} + e_t & z_t < \sigma \\ Y_t &= \alpha + e_t & z_t \geq \sigma \end{aligned} \quad (5)$$

donde α , σ y ϕ_1 son constantes que se estiman de los datos. Esencialmente el modelo implica que los rendimientos del índice tienen más inercia (y son por tanto más predecibles) en períodos de baja volatilidad que en períodos de alto riesgo. Este modelo está obviamente relacionado con los modelos ARCH-M, que se comentarán en el apartado siguiente.

Una forma más general de considerar el cambio de régimen, podría ser mediante modelos del tipo

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha' W_t + (\beta_0 + \beta' W_t) F(z_t) + e_t \quad (6)$$

donde e_t es iid, $F(z_t)$ es una función continua, W_t es un conjunto de variables explicativas de la forma

$$W_t' = (Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots, Y_{t-p}, X_{1t}, X_{2t}, \dots, X_{kt}) \quad (7)$$

y z_t puede ser un vector que contiene a las variables indicador.

Hay múltiples posibilidades para la elección de la función $F(\cdot)$; una alternativa es que $F(\cdot)$ sea una simple función indicador $F(\cdot) = 0, 1$ y que $\text{var}(e_t) = \sigma_0 + F(\cdot)\sigma_1$, con lo cual obtenemos una formulación similar al clásico modelo de cambio de régimen determinista de Goldfeld y Quandt (1976). Otras formulaciones incluyen la logística, i.e.;

$$F(z_t) = \frac{1}{(1 + e^{(-z_t)})} \quad (8)$$

las funciones de densidad o de distribución de la Normal y muchas otras, como puede verse en Granger y Terasvista (1992).

Un enfoque algo diferente es el de Keim (1989), que forma carteras

de valores negociados en el NYSE y AMEX¹, y muestra como la cartera con el mayor PER y el tamaño menor tiene un rendimiento medio alto y un valor de beta ligeramente superior a una cartera seleccionada aleatoriamente (beta=1.0). Debe recordarse no obstante, que como las carteras se modifican cada año, los costes de transacción pueden no ser pequeños. Estos resultados son consistentes con un modelo de cambio de régimen, donde la variable z_t esta determinada por el tamaño y el PER al principio del año. Asimismo la evidencia presentada en Ikenberry y Lakonishok(1989) sugiere la presencia de un cambio de régimen tanto en los rendimiento medios como en los betas de las acciones, en el mes de Enero.

Varios estudios han encontrado que acciones cuyos precios bajan durante un período tienden a subir al período siguiente, dando lugar a lo que se conoce como inversión ("reversal") de sus precios. Por ejemplo Dyl y Maxfield(1987) seleccionaron 200 días de transacciones aleatoriamente y observaron las tres acciones con mayores perdidas porcentuales en NYSE y AMEX. Durante los siguientes 10 días esos perdedores ganaron un rendimiento (ajustado por riesgo) del 3.6%. Del mismo modo, los tres mayores ganadores perdieron una media de 1.8% durante los siguientes diez días. Lo mismo se encuentra para datos diarios, semanales y

¹ Estas carteras se forman de acuerdo con el valor de mercado y el PER. Cada 31 de Marzo todas las acciones se clasifican en 10 carteras de acuerdo con su valor de mercado y el 10% con el menor valor se asigna a la primera cartera, el siguiente 10% a la siguiente y así sucesivamente. Se procede de igual modo con el PER como criterio de clasificación. Las carteras se actualizan cada año y se calculan rendimientos mensuales. Las carteras con menor valor de mercado y mayor PER dan un rendimiento medio sustancialmente mayor que el resto.

mensuales. Estos resultados son consistentes con modelos de cambio de régimen con indicador dependiente de las máximas pérdidas relativas en un período de tiempo. Notese que al igual que en el caso anterior (PER, precio de mercado) lo importante es la posición **relativa** de la acción y por tanto necesitamos conocer todos los valores de los otros activos negociados en el mercado.

2.2.- Cointegración no lineal

La importante idea de la cointegración, véase Engle y Granger(1991) para desarrollos recientes, podría emplearse para modelizar los procesos de formación de precios en los mercados financieros, a través de modelos de corrección de error no lineales de la forma

$$\nabla y_t = g(R_{t-1}, \alpha) + f(\nabla y_{t-k}, \nabla x_{t-j}, \beta) + \epsilon_t \quad (9)$$

donde y_t y x_t son series I(1) y cointegradas (quizá no linealmente)

$$R_t = h(y_t, \rho_y) - j(x_t, \rho_x) \quad (10)$$

, R_t es I(0) y las funciones $f(\cdot)$, $g(\cdot)$, $h(\cdot)$ y $j(\cdot)$ se escogen de forma adecuada. Por tanto si por ejemplo los precios de las acciones y sus dividendos están cointegrados, los precios podrían ayudar a predecir los dividendos. Por otra parte, notese que la hipótesis de mercados eficientes implicaría que no debería haber

cointegración entre pares de precios de acciones, ni tampoco entre los precios de una acción y la cartera (índice) del mercado.

3.- Modelos para la varianza condicional

En los últimos años, se ha producido una gran cantidad de investigación sobre el problema de la modelización del riesgo de los activos financieros. Hay ya varias revisiones de esta literatura, entre las que destacaríamos las de Pagan y Schwert(1990), Nijman y Palm(1991), Engle(1991), Granger(1991) y Bollerslev, Chou y Kroner(1992).

De nuevo, conviene recordar cual era el enfoque tradicional para la modelización del riesgo de un activo financiero. La conocida observación de Mandelbrot(1963) de que cambios (de precios) grandes en mercados financieros solían ser seguidos de cambios grandes (de cualquier signo) y lo mismo con cambios pequeños, reconocía la existencia de esa tendencia a la agrupación de la volatilidad de los mercados y por tanto su **variabilidad** en el tiempo (heterocedasticidad). Los participantes en los mercados han usado durante mucho tiempo medidas del tipo

$$\sigma_t^2 = \frac{1}{P} \sum_{i=1}^P e_{t-i}^2 \quad (11)$$

donde ϵ_t podían ser los errores de predicción del algún modelo ajustado a los datos o bien directamente los rendimientos del activo. Los agentes elegían p en función de sus impresiones sobre la velocidad de cambio de la volatilidad pero, en general, daban el mismo peso a la información más reciente y a la más antigua.

La aportación fundamental de Engle(1982) es flexibilizar este esquema, permitiendo que el orden de retardo p , el peso relativo de cada observación y una volatilidad de base se incorporen al modelo y se elijan usando los datos en vez de fijarse a priori. Ello da lugar al modelo ARCH(P) de la forma

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \epsilon_{t-i}^2 \quad (12)$$

donde los parámetros α_0 , α_i y p se estiman usando procedimientos maximoverosímiles.

Si incluimos también una formulación como las antes vistas para la media condicional, una representación general para una serie de rendimientos puede ser

$$Y_t | I_{t-1} \sim D(\mu_t, \sigma_t^2) \quad (13)$$

donde I_{t-1} es el conjunto de información relevante y D es una función de densidad condicional (Normal, Student T, Mixturas, etc.).

Las generalizaciones del esquema ARCH inicial no se han hecho esperar y entre ellas destacaríamos los modelos GARCH(p,q) de Bollerslev(1986), de la forma:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \epsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j \sigma_{t-j}^2 \quad (14)$$

Tanto los modelos ARCH como los GARCH imponen una serie de restricciones en los parámetros para garantizar que la varianza sea siempre positiva, que son del tipo $\alpha_0, \alpha_i, \beta_i > 0$. Para garantizar la estabilidad del modelo, una condición adicional es

$$\sum_{i=1}^q \beta_i + \sum_{j=1}^p \alpha_j < 1 \quad (15)$$

Sin embargo, en la práctica no es infrecuente que los parámetros estimados se encuentre en zonas próximas a la no estacionariedad, dando lugar a los modelos GARCH integrados (IGARCH), véase Engle y Bollerslev(1986), lo cual implica que las innovaciones de este proceso tienen influencia permanente, de modo similar a lo que ocurre con los modelos ARIMA. El desarrollo de contrastes de raíces unitarias para la varianza está aún en sus comienzos, aunque ya hay resultados, Lumsdaine(1990), que sugieren que transformaciones simples de los procedimientos clásicos de contraste (Dickey-Fuller, etc.) pueden ser de utilidad.

Una limitación de los modelos ARCH y GARCH es que presentan restricciones en los parámetros y además la varianza depende sólo de la magnitud de las ϵ_t , pero no de su signo. Trabajos anteriores, Black(1976), Christie(1982), sugieren que los rendimientos de las acciones están negativamente correlacionados con los cambios en su volatilidad. Es decir, la volatilidad tiende a subir si los rendimientos son menores de lo esperado y a bajar si los rendimientos son mayores de lo esperado, probablemente debido a la presencia de efectos de apalancamiento que ocasionen que el riesgo previsto varíe diferentemente según el signo de la innovación.

Para tratar de superar estos inconvenientes, Nelson(1991) propone el modelo GARCH Exponencial o EGARCH, donde la varianza es una función asimétrica de las innovaciones;

$$\ln\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{j=1}^q \beta_j \ln\sigma_{t-j}^2 + \sum_{k=1}^p \alpha_k (\theta \psi_{t-k} + (|\psi_{t-k}| - 2\pi^{0.5})) \quad (16)$$

donde

$$\psi_t = \frac{\epsilon_t}{\sigma_t} \quad (17)$$

Esta formulación tiene la ventaja de garantizar siempre que la varianza es positiva, no impone restricciones en los parámetros y permite efectos asimétricos y no lineales de las innovaciones sobre la varianza de la serie (lineales sobre el logaritmo).

Un ejemplo interesante es el presentado en Pagan y Schwert(1990),

que construyen un modelo EGARCH(1,2) para los rendimientos mensuales de un índice bursátil en USA desde 1834 hasta 1925. Su modelo estimado es

$$\begin{aligned} \ln \sigma_t^2 &= -1.73 + 0.75 \ln \sigma_{t-1}^2 + 0.26 Z_{t-1} + 0.12 Z_{t-2} \\ Z_{t-k} &= -0.35 \psi_{t-k} + (|\psi_{t-k}| - 2\pi^{0.5}) \\ \psi_t &= \frac{\epsilon_t}{\sigma_t} \end{aligned} \quad (18)$$

Es interesante observar el efecto de los términos $Z_{t,k}$, que dan lugar al comportamiento asimétrico. Así, en el Gráfico 1, puede verse el efecto que sobre la varianza de la serie, tienen los cambios en Z_{t-1} , de la ecuación (18) a través de los cambios en ψ_t , es decir en las innovaciones estandarizadas. Puede verse como el efecto de las innovaciones sobre el riesgo es considerablemente mayor cuando hay sorpresas negativas, que cuando las hay positivas, y cómo este efecto es no lineal.

Un desarrollo adicional que puede incorporarse a cualquiera de los modelos anteriores es el ARCH-M de Engle, Lilien y Robins(1987). La idea está basada en el modelo de Merton(1980) que postula una relación entre los rendimientos esperados de una cartera y su varianza condicional, de la forma:

$$\mu_t | I_{t-1} = G(\sigma_t^2, \delta) \quad (19)$$

donde δ puede interpretarse como el coeficiente de aversión relativa al riesgo de un agente representativo y por tanto el

rendimiento en exceso de un activo o cartera, siguiendo la formulación (19) puede interpretarse como una prima de riesgo variable en el tiempo. Es decir, si un activo se hace más arriesgado, los inversores exigirán un mayor rendimiento.

El modelo general para la media y la varianza condicional bajo este supuesto, podría formularse como

$$y_t = F_1(W_t, \beta) + F_2(\sigma_t^2, \delta) + \epsilon_t \quad (20)$$

donde F_1 puede ser cualquiera de las formulaciones ya vistas y F_2 suele ser una función lineal o logarítmica, con la varianza condicional especificada de modo adecuado.

En los últimos años se han propuesto nuevas extensiones y modificaciones del modelo GARCH básico, entre las que cabría citar el ARCH Semiparamétrico (SPARCH) de Engle y González(1991), el ARCH No Lineal (NARCH) de Engle y Ng(1991), el ARCH estructural (STARARCH) de Harvey, Ruiz y Sentana(1991) y varios otros, cuyas potencialidades están todavía por explorar.

4.- Aplicaciones de Modelos de Heterocedasticidad Condicional a los Mercados Españoles

Las aplicaciones de los modelos ARCH y sus derivados a los mercados españoles son, hasta el momento, muy escasas. A continuación se mencionarán varias de ellas en el contexto del mercado analizado y se comentarán sus principales resultados.

4.1.- Mercado Bursátil

Canadell y Zulaica(1992) construyen un modelo lineal con GARCH para la serie diaria de rendimientos del Índice General de la Bolsa de Madrid (IGBM), desde Enero a Noviembre de 1990, en el contexto de un análisis de interrelaciones de mercados bursátiles. Usando los valores ajustados del GARCH como medida de volatilidad, encuentran evidencia favorable a la hipótesis de "contagio" en el sentido de King y Wadhwani(1989) entre el mercado español y otros mercados, básicamente Londres y Francfort.

Peña(1992) presenta un modelo lineal con GARCH para estudiar las interrelaciones entre los mercados de Madrid y New York. Utiliza datos diarios del IGBM y del Índice Dow-Jones desde Enero de 1988 hasta Diciembre de 1989. Encuentra evidencia a favor de la hipótesis de que los rendimientos del índice DJ actúan como indicador adelantado del IGBM, aunque de forma asimétrica y probablemente no lineal. Asimismo, se documenta una relación entre las volatilidades de ambos mercados, que siguen un patrón tipo "meteor shower" según la terminología de Engle et al.(1990).

4.2.- Tipos de Interes

Ayuso, Novales y De La Torre(1992) estudian la existencia de primas de riesgo en el mercado interbancario español y encuentran que, además de otros factores, la volatilidad de los tipos de interes afecta al tamaño de las primas de riesgo. Emplean datos semanales desde Enero de 1985 a Junio de 1989 de los tipos a una semana, a dos semanas, a un mes, a tres meses y a seis meses. Usando un modelo ARCH-M encuentran evidencia sobre la existencia de primas por plazos en el mercado interbancario español, que aumentan con el nivel del tipo de interes y con el tamaño de la componente no esperada de los tipos.

Contreras, Miravete y Orts(1990) describen el comportamiento de la paridad de interes no cubierta y la existencia de primas de riesgo utilizando el modelo de selección de carteras. Emplean datos trimestrales de tipos de cambio y de tipos de interes de España y USA en el período 1973.1-1986.3. Usando un modelo lineal con ARCH, encuentran evidencia favorable de que la prima de riesgo esta determinada por el modelo de selección de cartera y no es constante en el tiempo.

Escrivá(1990) estudia el comportamiento del tipo a un día en el mercado interbancario, con datos diarios desde Enero de 1988 hasta Enero de 1990. Formula un modelo lineal con ARCH, que le permite detectar la influencia de diversos efectos tanto sobre la media condicional como sobre la volatilidad de la serie. Los mayores efectos se deben a factores de estacionalidad

intradecenal, el efecto del tipo marginal de la subasta de prestamos del Banco de España, y la actividad sobre Repos de deuda y 2ª ventanilla.

4.3.- Tipos de cambio

Ayuso(1991) investiga los efectos de la entrada de la peseta en el SME sobre la volatilidad del tipo de cambio con respecto al Dolar y al Marco Alemán, así como sobre el tipo interbancario a tres meses y un agregado monetario. Se emplean datos diarios desde Enero de 1984 hasta Junio de 1990. Sus resultados apuntan a una reducción de la variabilidad del tipo de cambio Marco/pta. y del tipo de interes. No se detecta aumento en la variabilidad del tipo de cambio Dolar/pta. y pero si se registra un incremento en la variabilidad de la cantidad de dinero.

Peña(1989) analiza las características estadísticas del mercado de cambios en España y construye modelos ARCH para las series diarias de tipo de cambio de la peseta con respecto al Dolar, Yen, Franco Francés, Franco Suizo, Libra Esterlina y Marco Alemán, usando datos diarios desde Enero de 1985 hasta Diciembre de 1988. En todos los casos se detecta estructura de heterocedasticidad condicional que se incluye dentro de un modelo general con componentes lineales (ARMA) y no lineales (bilineales).

5.- Conclusiones

Se han revisado aportaciones recientes al análisis econométrico de los mercados financieros, tanto en el aspecto de la modelización de la media condicional (modelos de cambio de régimen, modelos no lineales), como de la varianza condicional (ARCH, GARCH y sus extensiones).

La mayoría de estos modelos son consistentes con los comportamientos observados en series temporales financieras (distribuciones con colas gruesas, agrupación de volatilidad, bajas autocorrelaciones pero sustancial dependencia no lineal). Asimismo se han revisado brevemente las, hasta ahora, escasas aplicaciones de estas técnicas al análisis de los mercados españoles. Es sin duda deseable que pronto se desarrollen más investigaciones que contribuyan a una mejor comprensión del funcionamiento de nuestros mercados financieros en particular y de la estructura de las series temporales financieras en general.

Referencias

- Ayuso, J. (1991) Los Efectos de la Entrada de la Peseta en el SME Sobre la Volatilidad de las Variables Financieras Españolas. Documento de Trabajo. Servicio de Estudios. Banco de España.
- Ayuso, J., A. Novales y M.L. De La Torre (1992) ¿Incorporan los Tipos del Interbancario una Evaluación del Riesgo?. Documento de Trabajo. FEDEA.
- Black, F. (1976) Studies in Stock Price Volatility Changes. Proceedings of the 1976 Business Meeting of the Business and Economic Statistics Section, American Statistical Association, 177-181.
- Bollerslev, T. (1986) Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity. Journal of Econometrics, 31, 307-327.
- Bollerslev, T., R.Y. Chou y K.F. Kroner (1992) ARCH Modeling in Finance. Journal of Econometrics, 52, 5-59.
- Canadell, E. y A. Zulaica (1992) Estrategias de Gestión de Riesgo de Carteras de Renta Variable Española con Futuros u Opciones Sobre Indices Bursátiles Extranjeros. Seminario Mercados Financieros Españoles. Universidad Carlos III de Madrid.
- Christie, A. (1982) The Stochastic Behavior of Common Stock Variances. Journal of Financial Economics, 10, 407-432.

- Contreras, D., E. Miravete y V. Orts (1990) Selección de Cartera y Prima de Riesgo Variable: Estimación de un Modelo ARCH. Revista Española de Economía, 7, 95-120.

- Dyl, E.A. y K. Maxfield (1987) Does Stock Market Over-react?. Working Paper. University of Arizona.

- Engle, R. y C.W.J. Granger (1991) Lon-run Economic Relationships: Readings in Cointegration. Oxford University Press.

- Engle, R. (1982) Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with estimates of the Variance of U.K. Inflation. Econometrica, 50, 987-1008.

- Engle, R. (1991) Statistical Models for Financial Volatility. Working Paper. Department of Economics. University of California San Diego.

- Engle, R. y T. Bollerslev (1986) Modelling the Persistence of Conditional Variances. Econometric Reviews, 5, 1-50, 81-87.

- Engle, R., D.M. Lilien y R.P. Robbins (1987) Estimating Time Varying Risk Premia in the Term structure: The ARCH-M model. Econometrica, 55, 391-407

- Engle, R., T. Ito y W.L. Lin (1990) Meteor Showers or Heat waves? Heteroskedastic intra Daily Volatility in the Foreign Exchange Market, Econometrica, 58, 525-542.

- Engle, R, y V. Ng (1991) Measuring and testing the Impact of News on Volatility. Working Paper. Department of Economics. University of California San Diego.

- Engle, R. y G. Gonzalez-Rivera (1991) Semiparametric ARCH Models. Journal of Business and Economic Statistics, 9, 345-360.

- Escrivá, J.L. (1990) El Tipo Interbanacario a un Día: Variabilidad y Determinantes Fundamentales. Boletín Economico, 29-37 (Marzo). Banco de España.

- Fama, E. (1970) Efficient Capital Markets: a Review of Theory and Empirical Work. Journal of Finance, 25, 383-417.

- Fama, E. (1991) Efficient Capital Markets: II. Journal of Finance, 46, 1575-1617.

- Goldfeld, S.M. y R. Quandt (1976) Studies in Non-Linear Estimation. Ballenger Publisher.

- Granger, C.W.J. y O. Morgenstern (1970) Predictability of Stock Market Prices. Heath Lexington.

- Granger, C.W.J. y T. Terasvista (1992) Modelling Dynamic Nonlinear Relationships. Oxford University Press.

- Granger, C.W.J. (1991) Forecasting Stock Market Prices: Lessons for Forecasters. Working Paper. Department of Economics. University of California San Diego.

- Guimaraes, R.M.C., B.C. Kingsman y S.J. Taylor (1989) The Reappraisal of the Efficiency of Financial Markets. Springer-Verlag.

- Harvey, A., E. Ruiz y E. Sentana (1992) Unobserved Component Time Series Models with ARCH Disturbances. Journal of Econometrics, 52, 62-74.

- Ikenberry, D. y J. Lakonishok (1989) Seasonal Anomalies in Financial Markets: A Survey. En Guimaraes et. al. (1989).

- Keim, D.B. (1989) Earnings Yield and Size Effects: Unconditional and Conditional Estimates. En Guimaraes et. al. (1989).

- King, M. y S.B. Wadwani (1989) Transmission of Volatility Between Stock Markets. Working Paper. LSE Financial Markets Group.

- LeBaron, B. (1990) Forecasting Improvements Using a Volatility Index. Working Paper. Economics Department. University of Wisconsin.

- LeRoy, S. (1989) Efficient Capital Markets and Martingales. Journal of Economic Literature, 27, 1583-1621.

- Lumsdaine, R.L. (1990) Asymptotic Properties of the Maximum Likelihood Estimator in GARCH(1,1) and IGARCH(1,1) models. Working Paper. Department of Economics. Harvard University.

- Mandelbrot, B. (1963) The Variation of Certain Speculative Prices. Journal of Business, 36, 394-419.

- Merton, R.C. (1980) On Estimating the Expected Return on the Market. Journal of Financial Economics, 8, 323-361.

- Nelson, D. (1991) Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: a New Approach. Econometrica, 59, 347-370.

- Nijman, T.C. y F. Palm (1991) Recent Developments in Modeling Volatility in Financial Data. Working Paper. Center for Economic Research. Tilburg University.

- Pagan, A. y G.W. Schwert (1990) Alternative Models for Conditional Stock Volatility. Journal of Econometrics, 45, 267-290.

- Peña, J.I. (1989) Statistical Analysis of Daily Exchange Rates in the Spanish Market. Cuaderno de Opinion 3. Centro Internacional Carlos V. Universidad Autonoma de Madrid.

- Peña, J.I. (1992) On Meteor Showers in Stock Markets: New York vs Madrid. Investigaciones Economicas (en prensa)

- Tong, H. (1990) Non-linear Time series. Oxford University Press.

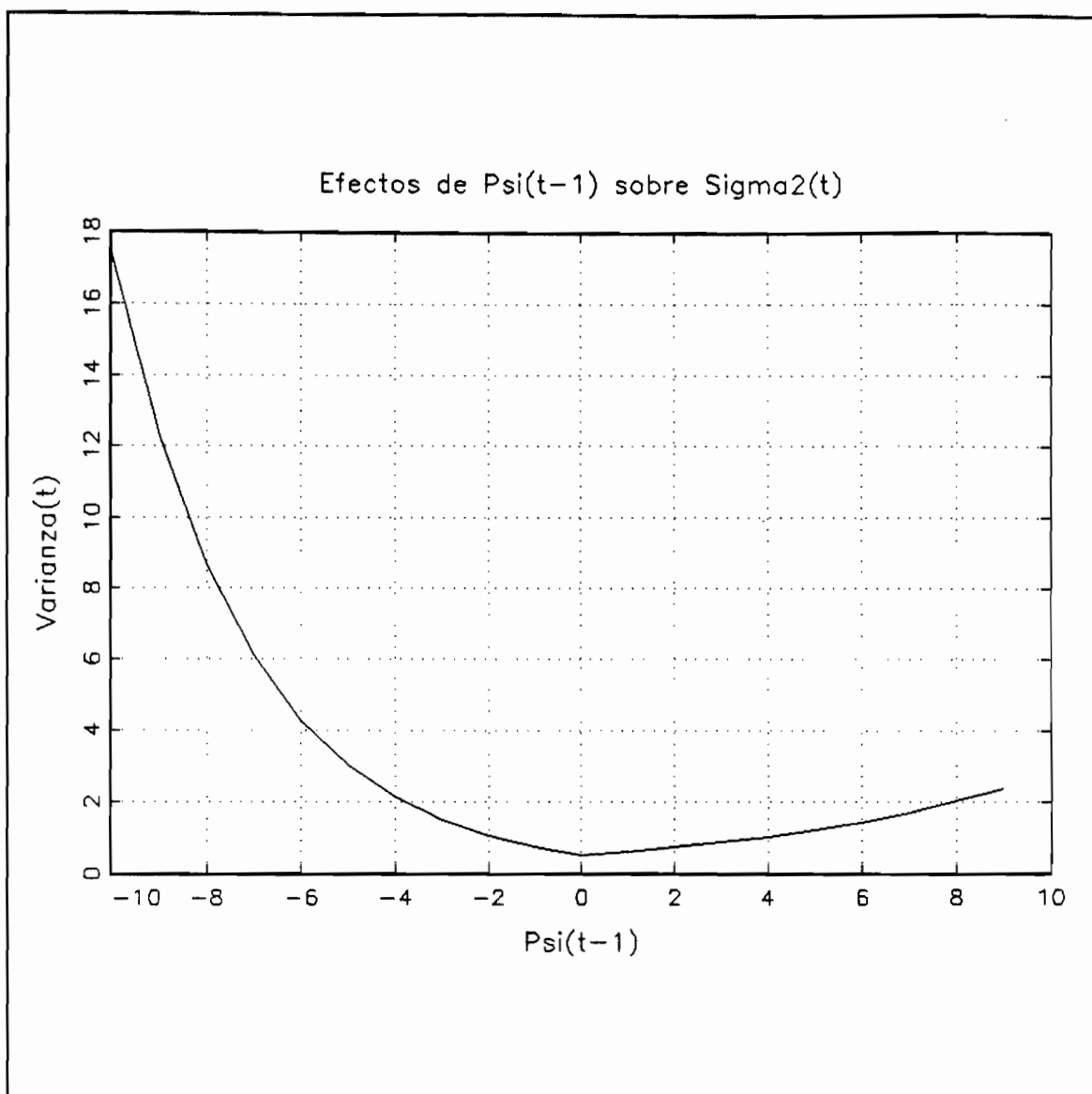


Gráfico 1

WORKING PAPERS 1992

- 92-01 Carlos Ocaña Pérez de Tudela and Joan Pasqual i Rocabert
"Environmental Costs of Residuals: A Characterization of Efficient Tax Policies"
- 92-02 Nélida E. Ferreti, Diana M. Kelmansky and Victor J. Yohai
"A Goodness-of-Fit Test Based on Ranks for Arma Models"
- 92-03 Jesús Juan and Daniel Peña
"A Simple Method to Identify significant Effects in Unreplicated Two-Level Factorial Designs"
- 92-04 Jacek Osiewalski and Mark F.J. Steel
"Bayesian Marginal Equivalence of Elliptical Regression Models"
- 92-05 Jacek Osiewalski and Mark F.J. Steel
"Posterior Moments of Scale Parameters in Elliptical Regression Models"
- 92-06 Omar Licandro
"A Non-Walrasian General Equilibrium Model With Monopolistic Competition and Bargaining"
- 92-07 David de la Croix and Omar Licandro
"The q Theory of Investment Under Unit Root Tests"
- 92-08 Santiago Velilla
"A Note on the Multivariate Box-Cox Transformation to Normality"
- 92-09 T. Cipra, R. Romera and A. Rubio
"Square Root Kalman Filter with Contaminated Observations"
- 92-10 Gary Koop, Jacek Osiewalski and Mark F.J. Steel
"Bayesian Long-Run Prediction in Time Series Models"
- 92-11 Eduardo Ley
"Switching Regressions and Activity Analysis"
- 92-12 Julie van den Broeck, Gary Koop, Jacek Osiewalski and Mark F.J. Steel
"Stochastic Frontier Models: A Bayesian Perspective"
- 92-13 Carlos San Juan Mesonada
"Costs and Benefits of the Cap Reform"
- 92-14 Eduardo Ley
"A Note on Ramsey and Corlett-Hague Rules"
- 92-15 Miguel A. Delgado
"Testing the Equality of Nonparametric Regression Curves"
- 92-16 Miguel A. Delgado and Peter M. Robinson
"Nonparametric and Semiparametric Methods for Economic Research"
- 92-17 Miguel A. Delgado
"Computing Nonparametric Functional Estimates in Semiparametric Problems"
- 92-18 Pedro Fraile Balbin
"The Diffusion of Modern Iron and Steel Technology in France, Spain and Italy"