

¿ES PERSISTENTE LA VOLATILIDAD DE LOS RENDIMIENTOS EN EXCESO DE LA BOLSA MEXICANA DE VALORES?

JORGE NUÑO LARA*

Este artículo examina la persistencia de la volatilidad de los rendimientos en exceso de la Bolsa Mexicana de Valores utilizando los enfoques introducidos por Engel (1982) y Nelson (1996). Se propone estimar el modelo EGARCH que mejor describa los datos y reproduzca las características que éstos suelen presentar. Demuestra que la dependencia del proceso estudiado es no lineal y que existe evidencia de que la volatilidad de los rendimientos en exceso de la BMV es persistente. El modelo estimado captura la relación positiva entre el riesgo de mercado y el retorno esperado, la relación asimétrica entre los rendimientos en exceso y los cambios en la volatilidad, y el llamado efecto de apalancamiento.

HAS THE VOLATILITY OF EXCESS YIELDS ON THE MEXICAN STOCK EXCHANGE CONTINUED TO PERSIST?***

This article examines the persistence of the volatility of excess yields on the Mexican Stock Exchange using the approaches introduced by Engel and Nelson. The aim is to stimulate the EGARCH model which best describes the data and reproduces the characteristics of the latter. It shows that the dependence of the process being studied is not linear and that there is evidence that the volatility of excess yields in the Mexican Stock exchange is persistent. The estimated model captures the positive relationship between market risk and expected returns, the asymmetrical relationship between excess yields and changes in volatility and the so-called leverage effect.

* ITAM. Agradezco los valiosos comentarios del Dr. Ignacio Lobato. Cualquier error es responsabilidad del autor, comentarios a jorgen@planet.com.mx.

** Traducción del español al inglés: Suzanne Stephens.

LA VOLATILITÉ DES RENDEMENTS EXCÉDENTAIRES DE LA BOURSE MEXICAINE EST-ELLE PERSISTANTE ?*

Dans cet article, l'auteur examine la persistance de la volatilité des rendements excédentaires de la *Bolsa Mexicana de Valores* (Bourse de Mexico) utilisant les approches introduites par Engel et Nelson. Il s'agit d'évaluer le modèle EGARCH qui décrit le mieux les données et reproduise les caractéristiques que celles-ci acquièrent. Il montre que la dépendance du processus examiné est non linéaire et qu'il y a des indices prouvant que la volatilité des rendements excédentaires de la *Bolsa Mexicana de Valores* est un phénomène persistant. Le modèle évalué saisit le rapport positif entre le risque du marché et le rendement attendu, le rapport asymétrique entre les rendements excédentaires et les changements dans la volatilité et l'effet dit de levier.

INTRODUCCIÓN

El objetivo de este trabajo es modelar la persistencia de la volatilidad de los retornos diarios en exceso del índice de precios y cotizaciones (IPC) de la Bolsa Mexicana de Valores. En años recientes las pruebas sobre la eficiencia de los mercados financieros han girado alrededor de si los retornos de la bolsa presentan cambios en la volatilidad a lo largo del tiempo y, más importante, si los cambios en la volatilidad de los retornos son persistentes; es decir si la mayor o menor volatilidad en el periodo t implica mayor o menor volatilidad en $t + 1$. Si los *shocks* a la volatilidad fueran persistentes, los movimientos de los retornos implicarían que los precios de equilibrio de los activos fluctuaran más de lo que los modelos estándar predicen (véase Friedman y Laibson, 1989, p. 139).

El trabajo se divide como sigue: después de esta primera parte, en la segunda se describirán las características que presentan los rendimientos en exceso y la forma típica que toman las series financieras. En la tercera sección se utilizarán los enfoques introducidos por Engel (1982) (modelos ARCH, *autoregressive conditional heteroskedasticity*) y Nelson (1996) (modelos EGARCH, *exponential general autoregressive conditional heteroskedasticity*) para modelar la volatilidad de la serie. Se pretende llegar a un modelo que reproduzca algunas (o todas) las características descritas en la segunda sección. Se estimará el modelo EGARCH que mejor describa los datos. Los resultados obtenidos en este trabajo no difieren mucho de los de Nelson (1996), por lo que se incluirá una comparación entre ambas estimaciones en la sección tres. Para completar esta sección se describirán los resultados empíricos que generó el modelo EGARCH, como son: riesgo de mercado, relación asimétrica entre retornos y cambios en la volatilidad, efecto de apalancamiento (*leverage effect*) y persistencia de los *shocks*. En la cuarta sección se practicarán pruebas de especifi-

* Traducción del español al francés: Charles Allport.

cación para justificar que el modelo cumple con las restricciones. La estimación es por quasimáxima verosimilitud, método propuesto por Bollerslev y Wooldrige (1992). Se emplea este método de estimación porque la serie no se distribuye en forma normal, como se justifica en la segunda sección. Por último se presentan las conclusiones y la bibliografía.

CARACTERÍSTICAS DE LA SERIE

Esta sección detalla las características generales que presentan los rendimientos en exceso del IPC (todas las variables están en logaritmo natural). Los rendimientos en exceso se definen como la diferencia entre el rendimiento de la bolsa y algún activo de referencias libre de riesgo. El rendimiento en exceso es

$$z_t = r_t - r_{0t}$$

donde z_t es el logaritmo natural del rendimiento diario en exceso, r_t el del rendimiento diario de la bolsa y r_{0t} el activo de referencia; en este trabajo se utilizó como activo de referencia el rendimiento diario de Cetes a un día.¹ La muestra abarca desde el 5 de enero de 1988 hasta el 22 de febrero de 1999. La fuente consultada es la base de datos *Datastream*, del Centro de Finanzas del ITAM. El rendimiento de los Cetes se presenta en forma anual, por lo que para obtener la serie diaria se aplicó la siguiente transformación:

$$r_{0t} = (1 + r_{0t}^*)^{1/365} - 1,$$

suponiendo que a un inversionista le será indiferente invertir por un año \$x o invertir diariamente durante un año \$x. Las series z_t y r_t son prácticamente idénticas,² por lo que los dividendos no introducen error alguno en la medición y estimación de la volatilidad de los rendimientos en exceso.

Los retornos en exceso de la BMV tienen las características típicas de cualquier serie financiera, una curtosis significativamente distinta de cero, pero una asimetría estadísticamente igual a cero. El cuadro 1 muestra los principales datos estadísticos de la serie; la gráfica 1 presenta la función de distribución de la misma.

1 Generalmente se utiliza un activo como referencia libre de riesgo y de corto plazo para obtener el rendimiento en exceso; véase Campbell *et al.* (1997).

2 Para demostrar que ambas series son iguales se decidió emplear el método utilizado por Nelson (1996: 47). Como se verá en la sección tres, los coeficientes de los modelos EGARCH estimados tanto para los rendimientos en exceso como para las ganancias de capital son casi idénticos, sólo el coeficiente que describe el premio por riesgo no es igual para las dos series. La varianza es igual para ambas; la media difiere un poco, pero es cercana a cero. La correlación entre las series es de 0.999.

CUADRO 1
RETORNOS EN EXCESO DE LA BMV

Muestra	1/05/88-2/22/99	1/05/88-12/31/93	12/31/1993-2/22/99
Media	0.000579	0.001316	-0.000281
Desviación estándar	0.017591	0.016353	0.018896
Asimetría*	-0.014589	-0.030146	0.031627
Curtosis**	10.74618	11.54859	9.917348
Mínimo	-0.143616	-0.107563	-0.143616
Máximo	0.120734	0.114801	0.120734

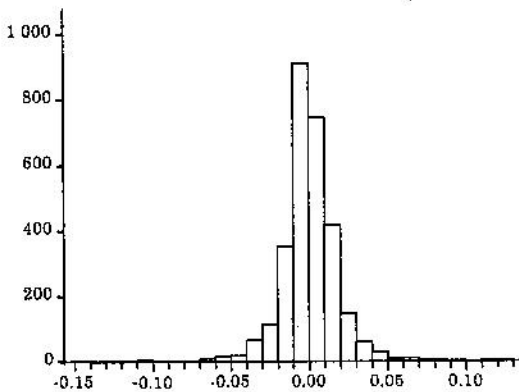
FUENTE: *Datastream*, Centro de Finanzas, ITAM.

* No significativo: 99% de confianza.

** Significativo: 99% de confianza.

La prueba de Jarque-Bera concluyó que para las tres muestras cabe rechazar la hipótesis de normalidad con 99% de confianza.

GRÁFICA 1
DISTRIBUCIÓN DE PROBABILIDAD DE LOS RENDIMIENTOS
EN EXCESO DE LA BMV



Partiendo de los datos estadísticos del cuadro 1 se puede afirmar que los rendimientos en exceso de la BMV no se distribuyen en forma normal; el estadístico de Jarque-Bera confirma esta proposición.³ La muestra contiene 2 905 datos; 5.44% de éstos se encuentra por arriba de dos desviaciones estándar y 1.62% es mayor que tres desviaciones estándar. La distribución es significativamente simétrica, ya que el coeficiente de asimetría es estadísticamente igual a cero, como visualmente lo demuestra la gráfica 1. El hecho de que la curtosis sea muy grande y distinta de

³ El estadístico de Jarque-Bera es 7 262.994.

cero confirma la característica general que suelen presentar las series financieras al tener una distribución con colas pesadas o con mucha masa en los extremos de la misma. Ésta es una de las características que muestra el modelo EGARCH estimado en la siguiente sección. La serie z_t presenta evidencias de ser estacionaria en nivel; para demostrarlo se realizó una prueba de raíz unitaria.⁴ El cuadro 2 muestra la prueba de raíz unitaria, en donde se advierte que la serie de rendimientos en exceso no tiene raíz unitaria.

CUADRO 2
PRUEBA DE DICKEY-FULLER AUMENTADA

Estadístico ADF	-22.06014	1% *	-2.5665
		5%	-1.9394
		10%	-1.6157

* Valores críticos de MacKinnon.

La gráfica 2 muestra las funciones de autocorrelación y autocorrelación parcial de z_t . La inspección visual de esta gráfica nos indica que la serie es estacionaria (en sentido débil) en nivel, pues converge rápidamente a cero. También nos da cierta idea de que ARMA (p, q)⁵ sigue la media condicional. En este caso se decidió usar un MA(1). El objetivo de este trabajo es modelar la relación no lineal de la serie, por lo que en la gráfica 3 se muestran las funciones de autocorrelación y autocorrelación parcial de los rendimientos en exceso al cuadrado. En esta gráfica se observa mucha dependencia, pues la serie no converge rápidamente a cero, es decir, la serie de los rendimientos en exceso tiene mucha dependencia no lineal.

ESTIMACIÓN

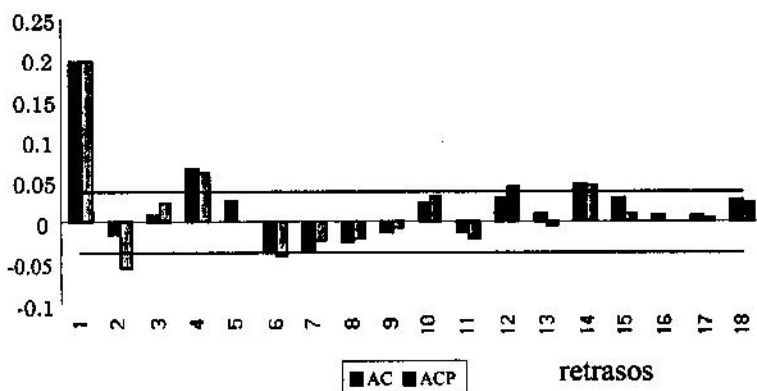
Esta sección describe el modelo que habrá de estimarse con base en las investigaciones de Engel (1982) y Nelson (1996). Se describirá el método usado para cuantificar los coeficientes y se ofrecerá su justificación. El modelo que se decidió estimar es un EGARCH, pues éstos tienen mayor flexibilidad que los modelos ARCH o GARCH, ya que para ellos es igual el efecto de un *shock* positivo o negativo; en cambio para un EGARCH el efecto

⁴ Es posible que la serie tenga raíz fraccional o venga de un proceso *long memory*, pero está fuera del propósito de este trabajo determinarlo. Para una referencia sobre estos modelos véase como introducción Granger y Joyeux, 1980; para procesos *long memory* con heterocedasticidad condicional, Robinson y Henry, 1999; y para aplicaciones sobre series de tiempo financieras, Lobato, 1997a, 1997b y 1999; Lobato y Savin, 1998; y Lobato y Velasco, 1998.

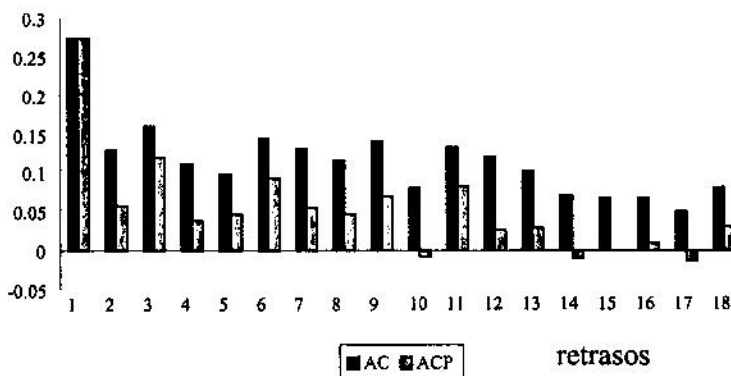
⁵ ARMA, en inglés *autoregressive moving average*, significa autorregresivo (AR) promedio móvil (MA).

de un *shock* no tiene por qué ser simétrico. En múltiples investigaciones se ha encontrado evidencia del comportamiento asimétrico de los precios de las bolsas —los *shocks* negativos tienden a incrementar más la volatilidad que los positivos—.⁶ Otra ventaja del modelo EGARCH es que puede capturar el efecto de apalancamiento (*leverage effect*) de los activos que cotizan en la bolsa, ya que un índice de precios bajo reduce el valor de los activos relativo a la deuda de cada emisora. Una caída grande en el índice de la bolsa aumentará la deuda de cada empresa que cotiza en ella y por lo tanto el nivel de apalancamiento y el riesgo de invertir allí.

GRÁFICA 2
FUNCIONES DE AUTOCORRELACIÓN (AC) Y AUTOCORRELACIÓN PARCIAL (ACP) DE z_t ,



GRÁFICA 3
FUNCIONES DE AUTOCORRELACIÓN (AC) Y AUTOCORRELACIÓN PARCIAL (ACP) DE z_t^2 ,



6 Hamilton, 1994, p. 668.

El modelo EGARCH por estimar es el siguiente:

$$z_t = \varepsilon_t + \theta \varepsilon_t \cdot 1 + \delta \sigma_t^2$$

$$\varepsilon_t = \sigma_t v_t$$

$$\ln(\sigma_t^2) = \omega + \beta \ln(\sigma_{t-1}^2) + \alpha \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right| + \gamma \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right|$$

Este modelo difiere un poco del de Nelson (1996), pero en general es el mismo; la decisión de no utilizar el de Nelson obedece más al sentido práctico, sin embargo todos los coeficientes tienen el mismo significado que los de aquél. Nelson asume en su artículo que ε sigue una distribución GED (*generalized error distribution*)⁷ y que se estima por máxima verosimilitud. El costo computacional de hacer esto resultaría muy alto para los propósitos del presente trabajo, por lo que se decidió estimar el modelo por *quasimáxima verosimilitud*. Este método no necesita que la serie de errores se distribuya como normal, pero provee estimadores consistentes para los parámetros $\omega, \alpha, \beta, \gamma$, aun cuando ε_t es no Gaussiano, pero con la restricción de que v_t sea ruido blanco y satisfaga las siguientes condiciones:⁸

$$E(v_t | \sigma_{t-1}, z_{t-1}, z_{t-2}, \dots) = 0,$$

$$E(v_t^2 | \sigma_{t-1}, z_{t-1}, z_{t-2}, \dots) = 1.$$

Para elegir el modelo de la media condicional de z_t se usó el criterio de información de Schwartz, que eligió un proceso MA(1), como se había dicho anteriormente. Las estimaciones de los parámetros del modelo se encuentran en el cuadro 3.

En primer lugar se advierte que, excepto el parámetro δ (premio por riesgo), los dos conjuntos de coeficientes estimados tanto para los rendimientos en exceso (z) como para las ganancias de capital (r) son iguales, lo cual verifica lo anteriormente dicho respecto a que ambas series son muy parecidas, tanto que el hecho de omitir los dividendos no ocasiona errores en la estimación del modelo.

⁷ Esta distribución es de colas pesadas, lo que justifica este supuesto.

⁸ Véase Hamilton (1994, p. 663) y Bollerslev y Wooldridge (1992).

CUADRO 3
ESTIMACIÓN DE LOS PARÁMETROS PARA LOS RENDIMIENTOS

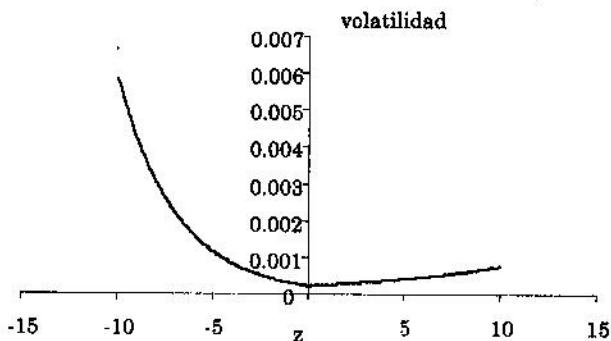
Coefficiente	z_t	t_t
θ	0.2757703 (0.020756)	0.2776677 (0.20571)
δ	0.027661 (0.026961)	0.079723 (0.026813)
ω	-0.642628 (0.146476)	-0.6572211 (0.149044)
β	0.94269 (0.017105)	0.941117 (0.017245)
α	0.220195 (0.047302)	0.22236 (0.047986)
γ	-0.101586 (0.026339)	-0.094871 (0.026177)

Ahora se examinarán los resultados de las estimaciones del modelo EGARCH:

- i) Riesgo de mercado y retorno esperado. El parámetro que refleja el premio por riesgo δ es positivo, lo que implica que a mayor riesgo quienes invierten en la bolsa exigen un rendimiento sobre Cetes más alto. El coeficiente es significativo al 95% de confianza, lo cual contradice el modelo de Nelson, donde dicho coeficiente resultó negativo, pero esto contrasta con otras investigaciones sobre volatilidad.⁹
- ii) La relación asimétrica entre los rendimientos en exceso y los cambios en la volatilidad representados por γ es significativa. Un valor negativo de γ implica que la volatilidad tiende a aumentar (disminuir) cuando los *shocks* son negativos (positivos). El valor estimado de γ es -0.101586 (el error estándar es de 0.0263), por lo que resulta significativamente distinto de cero con 95% de confianza. La gráfica 4 estima la curva de impacto (*news impact curve*). El valor negativo de γ indica que, como era de esperarse, el efecto asimétrico es significativo. La gráfica 4 muestra tal efecto.

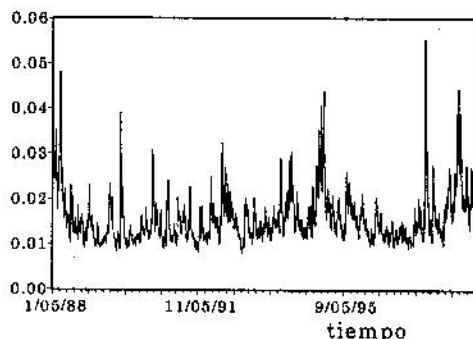
⁹ Véase Nelson (1996: 49).

GRÁFICA 4
CURVA DE IMPACTO (NEWS IMPACT CURVE)

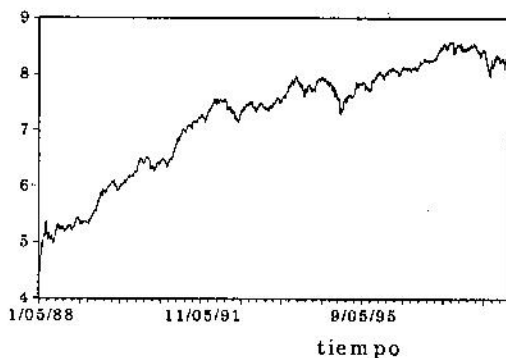


Las gráficas 5 y 6 representan la desviación estándar condicional y el logaritmo natural del índice de precios de la bolsa de valores respectivamente. La serie de la varianza condicional es muy variable. Todos los episodios de alta volatilidad están relacionados con caídas en la bolsa.

GRÁFICA 5
DESVIACIÓN ESTÁNDAR CONDICIONAL



GRÁFICA 6
LOGARITMO NATURAL DEL IPC DE LA BMV

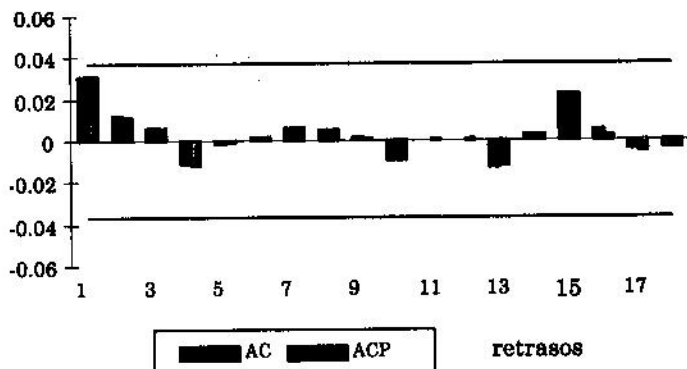


- iii) La volatilidad ante *shocks* inesperados es persistente, ya que β es muy cercano a uno. Esto no da suficiente evidencia para demostrar la persistencia de sorpresas inesperadas en los rendimientos en exceso. Se realizó una prueba de Wald para verificar si $\beta = 1$, pero no hubo evidencia que comprobara esta hipótesis.
- iv) La serie errores no es normal: tiene una distribución simétrica pero leptocúrtica. La curtosis es de alrededor de 7.93, significativamente distinta de cero para cualquier nivel de confianza. La media es de aproximadamente cero y la desviación estándar de uno. Lo anterior cumple con las restricciones de las que se habló en la sección anterior.

PRUEBAS DE ESPECIFICACIÓN

Las pruebas de especificación consisten en comprobar si los errores son ruido blanco y si ya no existe heterocedasticidad condicional en tales errores. Para demostrar que éstos son una serie de ruido blanco basta con presentar sus funciones de autocorrelación y autocorrelación parcial, las cuales se muestran en la gráfica 7.

GRÁFICA 7
 FUNCIONES DE AUTOCORRELACIÓN (AC) Y AUTOCORRELACIÓN PARCIAL (ACP) DE LOS ERRORES ESTIMADOS



Por último se presenta la prueba de heterocedasticidad desarrollada por Engel (1982), la cual muestra que existe evidencia significativa para no rechazar la hipótesis nula de homocedasticidad.

PRUEBA ARCH

Estadístico-F	0.323568	Probabilidad	0.993244
$n R^2$	4.872305	Probabilidad	0.993153

CONCLUSIONES

Este trabajo demostró la persistencia de los rendimientos en exceso de la BMV, modelando la volatilidad con un modelo EGARCH. Sin embargo, aunque no es el propósito de este trabajo, se advierte que la serie es muy persistente, por lo que un tratamiento de procesos con memoria larga sería muy conveniente. A pesar de las limitaciones fue posible reproducir un modelo que incluyera casi todas las características que presenta la serie y que ya fueron descritas en la segunda sección. La evidencia de un efecto de apalancamiento es muy significativa, pues γ es menor a cero; además existe un efecto asimétrico en la serie, es decir, los *shocks* negativos aumentan más la volatilidad que los positivos. De lo anterior se puede concluir que cuando baje la bolsa el riesgo aumentará, y esto provocará que los inversionistas en bolsa pidan un rendimiento mayor sobre Cetes a un día, como queda demostrado por el coeficiente δ y las gráficas 5 y 6. Otra limitación de estos modelos es la bondad de ajuste (R^2), que presenta niveles muy bajos.

BIBLIOGRAFÍA

- Bollerslev, Tim y Jeffrey Wooldrige (1992), "Quasi-maximum likelihood estimation and inference in dynamic models with time varying covariances", *Econometric Reviews*, vol. 11, núm. 2, pp. 143-172.
- Campbell, John, Andrew W. Lo y A. Craig MacKinlay (1997), *The econometrics of financial markets*, Princeton University Press.
- Engel, Robert F. (1982), "Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation", *Econometrica*, vol. 50, núm. 4, pp. 987-1007.
- Engel, R. F. y M. Rotschild (1992), "ARCH models in finance", *Journal of Econometrics*, vol. 52, núm. 1-2.
- Friedman, Benjamin M. y David I. Laibson (1989), "Economics implications of extraordinary movements in stock prices", *Brookings Papers of Economics Activity*, vol. 2, pp. 137-189.
- Goldberger, Arthur S. (1991), *A course in econometrics*, Harvard University Press.
- Gouriéroux, Christian (1997), *ARCH models and financial applications*, Springer.
- Granger, C. W. J. y R. Joyeux (1980), "An introduction to long-memory time series models and fractional differencing", *Journal of Time Series Analysis*, vol. 1, núm. 1, pp. 1-29.
- Hamilton, James D. (1994), *Time series analysis*, Princeton University Press.
- Judge, George *et al.* (1988), *Introduction to the theory and practice of econometrics*, 2ª ed., John Wiley & Sons.
- Lobato, I.N. (1997a), "Consistency of the averaged cross-periodogram in long memory series", *Journal of time series analysis*, vol. 18, núm. 2, pp. 137-155.

- — (1997b), "Semiparametric estimation of seasonal long memory models: theory and an application to the modeling of exchange rates", *Investigaciones Económicas*, vol. 21, núm. 2, pp. 273-295.
- — (1999), "A semiparametric two-step estimation in a multivariate long memory model", *Journal of Econometrics*, vol. 90, pp. 129-153.
- Lobato, I.N. y N.E. Savin (1998), "Real and spurious long-memory properties of stock-market data", *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 16, núm. 3, pp. 261-283.
- Lobato I.N. y C. Velasco (1998), "Long memory in stock market trading volume", *Centro de Investigación Económica ITAM, Discussion Paper Series*.
- Nelson, Daniel B. (1996), "Conditional heteroskedasticity in asset returns: a new approach", en Peter E. Rossi, *Modelling stock market volatility bridging the gap to continuous time*, Academic Press, pp. 37-64.
- Pagan, Adrian (1996), "The econometrics of financial markets", *Journal of Empirical Finance*, vol. 3, núm. 1, pp. 15-102.
- Robinson, P.M. y M. Henry (1999), "Long and short memory conditional heteroskedasticity in estimating the memory parameters of levels", *Econometric Theory*, vol. 15, pp. 299-336.