

*Carlos Díaz Contreras\**  
*Freddy Higuera Cates \*\**

---

## Análisis de la Volatilidad Accionaria en Latinoamérica

### Resumen

En la medida que las economías se van abriendo al mundo se vuelven más vulnerables a las crisis económicas de otros países. A este fenómeno se le denomina contagio. En este trabajo, mediante el uso de modelos GARCH, se investiga la existencia de contagio de volatilidad en los retornos de los índices bursátiles de los países latinoamericanos, a partir de dos crisis económico-financieras ocurridas en la década pasada: la crisis mexicana y la crisis asiática. Los resultados indicaron que sólo Brasil y México -los países latinoamericanos con la mayor apertura financiera- experimentaron contagio de volatilidad producto de la crisis asiática. Así, se comprueba que la reducción de controles de capital trae consigo una mayor vulnerabilidad de la economía.

Palabras Claves: Volatilidad, GARCH, Contagio

### Abstract

As economies become more open to the rest of the world, they also become more vulnerable to economic crisis in foreign countries. This phenomenon is known as contagion. Using GARCH models this article investigates the presence of volatility contagion to Latin American stock index return from two economic-financial crisis that occurred in the last decade: Mexican crisis and Asian crisis. The results shown that only Brazil and Mexico -the Latin American countries with greater financial openness- suffered volatility contagion from the Asian crisis. Thus, these results permit to check that reduction of capital controls makes the economy more vulnerable.

Key Words: Volatility, GARCH, Contagion.

### Introducción

Debido a la creciente apertura de los mercados y a las grandes entradas y salidas de capitales, se ha puesto en boga la vulnerabilidad a la que están expuestas las economías producto de este nuevo escenario. Por tal razón, han surgido estudios que se preocupan de medir si algunos países han resultado particularmente afectados tras acontecimientos de impacto mundial, tales como las crisis desatadas en México, Asia, Rusia y Brasil. Si otras naciones, distintas a la del país donde se originó el shock resultan afectadas, entonces ha ocurrido un fenómeno denominado contagio.

La importancia de medir contagio radica principalmente en conocer el grado de vulnerabilidad de un país frente a una turbulencia externa, y de esta manera, establecer si los marcos reguladores impuestos en cada nación son capaces de actuar como contenedores de efectos negativos desde el exterior o bien deben ser modificados para que el país en cuestión se vuelva menos vulnerable.

---

\*Profesor del Departamento de Ciencias Económicas, Universidad Católica del Norte, Antofagasta, Chile.

\*\*Profesor del Departamento de Ciencias Económicas, Universidad Católica del Norte, Antofagasta, Chile.

Recibido: 15 de mayo de 2003; Aceptado: 28 de octubre de 2003

El objetivo de este trabajo es determinar la existencia de contagio de volatilidad en los retornos de los índices bursátiles de los países latinoamericanos, a partir de dos crisis económico-financieras ocurridas en la última década: la crisis mexicana (diciembre de 1994) y la crisis asiática (julio de 1997).

La metodología, tal como en Edwards (1998), se basa en el uso de modelos de *Heterocedasticidad Condicional Autorregresiva Generalizada* (GARCH) para medir el contagio de volatilidad. Así, la estrategia metodológica contemplará inicialmente la definición del modelo GARCH que mejor se ajuste a los retornos accionarios en cada país en estudio, y posteriormente con el modelo seleccionado, probará los posibles cambios estructurales en la función de varianza condicional, producto de la crisis mexicana y asiática.

El trabajo consta de cuatro secciones, en la primera se realiza una revisión bibliográfica de los modelos autorregresivos y de heterocedasticidad condicional autorregresiva, analizando sus propiedades y sus distintos tipos de representaciones, como son los *modelos ARCH y GARCH*; la siguiente sección muestra la metodología utilizada; a continuación, en la tercera sección, se presentan y analizan los resultados obtenidos; y finalmente se muestran las conclusiones.

### Modelos de Heterocedasticidad Condicional Autorregresiva

El objetivo fundamental de esta sección es revisar los modelos de heterocedasticidad condicional autorregresiva, los cuales serán usados en las secciones siguientes para probar la existencia de contagio de volatilidad. Además, también se revisarán los modelos autorregresivos, los cuales se usarán para especificar la ecuación de media de los modelos GARCH.

### Modelos Autorregresivos

AR( $p$ ) es un proceso autorregresivo de orden  $p$ . En este modelo la observación  $y_t$  (actual) es generada por una media ponderada de observaciones anteriores, que se remontan  $p$  períodos en el pasado,

junto con una perturbación aleatoria correspondiente al período actual. Su ecuación es la siguiente:

$$y_t = \delta + \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \dots + \phi_p y_{t-p} + \varepsilon_t$$

Donde, los  $\phi_i$  y  $\delta$  son parámetros y  $\varepsilon_t$  es un ruido blanco. Un caso particular de los modelos autorregresivos son los AR (1), cuya ecuación es la siguiente:

$$y_t = \delta + \phi y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Un proceso autorregresivo de primer orden es estacionario sólo si  $|\phi| < 1$ . Al cumplirse esta condición la media incondicional de  $y_t$  está dada por:

$$E(y_t) = \frac{\delta}{1-\phi}$$

### Modelos ARCH

Aunque la heterocedasticidad se asocia normalmente a los modelos de corte transversal, Engle (1982) observó que la varianza de las perturbaciones en modelos de series de tiempo macroeconómicas es menos estable de lo que normalmente se asume.

En este contexto, Engle (1982) propone un modelo alternativo a los tradicionales modelos de series de tiempo, que asumen la varianza de los errores de predicción como constante. Este modelo, conocido como *Heterocedasticidad Condicional Autorregresiva (ARCH)*, plantea que si una variable aleatoria  $y_t$  es obtenida desde una función de densidad condicional  $f(y_t/y_{t-1})$ , la predicción del valor de hoy se basa en la información pasada. Es decir, la esperanza  $E(y_t/y_{t-1})$  depende de los valores de la variable condicionante  $y_{t-1}$ . Por otro lado, la varianza de esta predicción de un período está dada por  $V(y_t/y_{t-1})$ , donde la expresión reconoce que la varianza de la predicción condicional depende de la información pasada y puede, por lo tanto, ser una variable aleatoria.

Para ejemplificar lo anterior, Engle se basa en la autorregresión de orden uno siguiente:

$$y_t = \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t$$

donde,  $\varepsilon_t$  es un ruido blanco con varianza  $V(\varepsilon_t) = \sigma^2$ . La media condicional de  $y_t$  es  $\gamma y_{t-1}$ , mientras que la media incondicional es cero. La varianza condicional de  $y_t$  es la constante  $\delta^2$ , mientras que la varianza incondicional es  $\frac{\sigma^2}{1-\gamma^2}$ .

Sin embargo, para procesos más reales se podrían esperar mejores intervalos de predicción si se permitiese que información adicional del pasado afecte la varianza de la predicción. Así, a partir de esta observación, tiene su origen la clase de modelos ARCH.

El modelo de regresión ARCH ( $q$ ) puede ser expresado formalmente como:

$$y_t = x_t \beta + \varepsilon_t - N(x_t \beta, \sigma_t^2),$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \dots + \alpha_p \varepsilon_{t-p}^2$$

donde,  $x_t$  puede incluir una constante, variables exógenas y rezagos de la variable dependiente;  $\beta$  es el vector de coeficientes asociados a  $x_t$ ;  $q$  es el orden del proceso ARCH;  $\sigma_t^2$  es la varianza condicional del proceso en el periodo  $t$ ; y los  $\alpha_i$  son parámetros desconocidos de la función de varianza condicional.

Según Greene (1999), los procesos ARCH ( $q$ ) pueden ser vistos como los procesos de medias móviles, sin embargo, la principal diferencia está en las condiciones de estacionariedad. A diferencia de como ocurre con los modelos de media móvil, en los procesos ARCH la estacionariedad de la varianza ( $\sigma_t^2$ ) no está garantizada. Esto es, debe satisfacerse la condición que, con  $\alpha_0 > 0$  y  $\alpha_1, \dots, \alpha_q \geq 0$ , la ecuación característica asociada al proceso tenga todas sus raíces fuera del círculo unitario.

## Modelos GARCH

El surgimiento de esta nueva clase de modelos comenzó con Bollerslev (1986), quien observó una deficiencia importante en la aplicabilidad de los modelos ARCH: la estimación de una distribución de rezagos libre para la ecuación de varianza condicional no es posible, ya que esto a menudo conduce a la violación de las restricciones de no negatividad. Este problema ha forzado a emplear una estructura de rezagos lineales con importancia decreciente, más bien arbitraria, para tomar en cuenta la memoria extensa típicamente encontrada en los trabajos empíricos ARCH.

Así, Bollerslev (1986) introduce una clase más general de procesos, designados como modelos de *Heterocedasticidad Condicional Autorregresiva Generalizada* (GARCH), los cuales permiten una estructura de rezagos mucho más flexible.

En su forma general el modelo GARCH ( $p, q$ ) viene dado por:

$$y_t = x_t \beta + \varepsilon_t - N(x_t \beta, \sigma_t^2),$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \delta_1 \sigma_{t-1}^2 + \dots + \delta_p \sigma_{t-p}^2 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \dots + \alpha_q \varepsilon_{t-q}^2$$

donde,  $p$  denota la longitud del componente autorregresivo, los  $\delta_i$  son parámetros desconocidos y, el resto de las variables y parámetros están definidos igual que antes.

Según destaca Greene (1999), la varianza condicional en este modelo está definida mediante un proceso autorregresivo de orden  $p$  y de medias móviles de orden  $q$  en las innovaciones  $\varepsilon_t^2$ . Sin embargo, las condiciones de estacionariedad de varianza condicional son más exigentes que en esta clase de modelos. En particular, la condición de estacionariedad en un modelo GARCH ( $p, q$ ) impone que los coeficientes en la ecuación de varianza satisfagan  $\sum_{i=1}^p \delta_i + \sum_{i=1}^q \alpha_i < 1$ , dado que  $\alpha_0 > 0$ ,  $\delta_1, \dots, \delta_p \geq 0$  y  $\alpha_1, \dots, \alpha_q \geq 0$ .

### Metodología

Siguiendo el trabajo de Edwards (1998) sobre contagio de volatilidad en tasas de interés nominales de corto plazo, en esta investigación se medirá el contagio de volatilidad usando modelos GARCH. Así, se incluirán variables en la ecuación de varianza condicional que dividirán el período a examinar en dos, el previo a las crisis y el posterior a ellas. Usando pruebas estadísticas convencionales para contrastes individuales, la hipótesis de contagio de volatilidad se verá respaldada si la varianza condicional se vio incrementada durante el período post-crisis, de lo contrario ésta será refutada. Más específicamente, si el coeficiente que acompaña a la variable que incorpora el efecto de la crisis resulta ser positivo y significativo se comprobará la existencia de contagio.

Aunque, por ejemplo, Hamilton (1994) proporciona evidencia favorable hacia los modelos GARCH(1,1) para el modelamiento de la volatilidad de mercados accionarios, en el presente estudio se dejó abierta la posibilidad de comparación con otras especificaciones alternativas. Esto, es debido a la naturaleza más desarrollada de los mercados accionarios a que se refieren los estudios más influyentes sobre el tema.

De esta forma, a fin de analizar la posibilidad de contagio hacia los mercados accionarios de América Latina producto de las dos crisis económico-financieras más importantes de la década pasada (mexicana y asiática), se probarán distintas versiones del GARCH( $p,q$ ), a saber: GARCH(1,1), GARCH(1,2), GARCH(2,1) y GARCH(2,2). Para identificar el modelo más adecuado de predicción de volatilidad para cada uno de los países, se utilizará el criterio de información Akaike, *AIC*, el que se obtiene a partir de la expresión siguiente:

$$AIC = \frac{2}{n}l + \frac{2k}{n}$$

donde,  $k$  es el número de parámetros estimados,  $n$  el número de observaciones, y  $l$  es el valor del logaritmo de la función de verosimilitud usando los  $k$  parámetros. En general, los criterios de información son funciones crecientes del logaritmo de la función de verosimilitud y decreciente en el número de parámetros. Para usar

este criterio de información como una guía de selección de modelos, se debe seleccionar el modelo con el *AIC* más pequeño.

Una vez obtenido el mejor modelo, éste será aplicado para probar la existencia de cambios estructurales en la función de varianza condicional.

### Datos

Los datos en estudio corresponden a las rentabilidades semanales de los índices accionarios más representativos de los siguientes países latinoamericanos: Argentina, Brasil, Chile, Colombia, México, Perú y Venezuela (ver cuadro 1). Para los índices accionarios de todos los países, excepto Colombia y Venezuela, el período considerado abarca desde enero de 1990 hasta diciembre de 2000. Mientras que para Colombia y Venezuela el período se inicia en enero de 1991 hasta diciembre de 2000. Los valores de estos índices accionarios se obtuvieron de la base de datos Económica.

**Cuadro 1**  
**Índice Accionario por cada País**

País	Índice Bursátil	Período de Medición
Argentina	MERVAL	1990 - 2000
Brasil	IBOVESPA	1990 - 2000
Chile	IGPA	1990 - 2000
Colombia	IGBC	1991 - 2000
México	IPC	1990 - 2000
Perú	IGBVL	1990 - 2000
Venezuela	IBC	1991 - 2000

## Prueba de Raíz Unitaria

Antes de modelar las series se testará la presencia de raíz unitaria, para lo cual se empleará la prueba de Dickey-Fuller Aumentada (ADF). La hipótesis nula de la prueba es que la serie es un paseo aleatorio. Por lo tanto, el rechazo de esta hipótesis permitirá concluir que la variable de interés no contiene raíz unitaria.

El contraste ADF se basa en una regresión univariada de la primera diferencia de la variable sobre su valor rezagado, incluyendo diferencias rezagadas de la serie de tiempo para controlar por correlación serial de orden mayor de uno y otros términos opcionales, como constante y tendencia temporal. Específicamente, asumiendo que la serie  $y_t$  sigue un proceso AR ( $p$ ), el resultado de la prueba se obtiene de estimar la siguiente ecuación:

$$\Delta y_t = \mu + \gamma_{t-1} + \delta_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \delta_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + \varepsilon_t$$

Luego, la hipótesis nula a contrastar es si  $\gamma$  es igual a cero. El rechazo de esta hipótesis indica que la serie  $y_t$  no es un paseo aleatorio.

## Presentación y Análisis de los Resultados

### Resultados Prueba ADF

En la Tabla 1 se muestran los resultados de la prueba de raíz unitaria para las series de retornos de los índices de los países en estudio. Como allí se aprecia, la prueba ADF –considerando una constante y cuatro diferencias rezagadas de la variable– permitió rechazar la hipótesis de paseo aleatorio para los retornos de los índices bursátiles de todos los países latinoamericanos considerados.

**Tabla 1**  
**Prueba de Raíz Unitaria**

País	Índice Bursátil	Test ADF*	Hipótesis Nula: paseo aleatorio al 1% de significancia
Argentina	MERVAL	-9.709077	Se rechaza**
Brasil	IBOVESPA	-8.767361	Se rechaza**
Chile	IGPA	-9.036361	Se rechaza**
Colombia	IGBC	-7.999321	Se rechaza***
México	IPC	-9.638971	Se rechaza**
Perú	IGBVL	-6.085667	Se rechaza**
Venezuela	IBC	-9.697055	Se rechaza***

\* Los resultados fueron obtenidos usando EViews 3.0

\*\* Valor Crítico 1%: -3,4443, Valor Crítico 5%: -2,8669, Valor Crítico 10%: -2,5696

\*\*\* Valor Crítico 1%: -3,4453, Valor Crítico 5%: -2,8674, Valor Crítico 10%: -2,5699

## Resultados de la búsqueda de los modelos GARCH(p,q) a utilizar

En consecuencia con los resultados del test ADF, y de acuerdo con la metodología de Edwards (1998), se estimaron cada una de las especificaciones GARCH consideradas usando para la ecuación de media una estructura AR(1).

Los resultados de la estimación por máxima verosimilitud de las ecuaciones de media y varianza condicional de los modelos GARCH( $p,q$ ) seleccionados se resumen en la Tabla 2. Como se aprecia en la tabla, los coeficientes en su mayoría resultan ser significativos. Por otra parte, las especificaciones que mejor se ajustan a los procesos de volatilidad de los distintos mercados difieren entre sí. Sin embargo, el modelo GARCH(1,1) es el más representativo.

**Tabla 2**  
**Resultados Modelos Elegidos**

	Argentina <sup>2</sup>	Brasil	Chile	Colombia	México	Perú	Venezuela
<i>Media</i>							
Constante	0.00091	0.01308*	0.00163	0.00262	0.00666*	0.00312*	0.00320
AR(1)	0.13675*	0.09611*	0.27752*	0.14620*	0.08941*	0.29622*	0.13183*
<i>Varianza</i>							
Constante	0.00032*	0.00007*	0.00002*	0.00062*	0.00006*	0.00006*	0.00033*
ARCH(1)	0.40101*	0.11204*	0.10747*	0.22797*	0.07946*	0.18246*	0.09517*
ARCH(2)				0.16389*			
GARCH(1)	0.15942	0.87861*	0.85085*	0.16662	0.88946*	0.80724*	0.02850
GARCH(2)	0.41078*						0.75443*

\* Coeficiente significativo al 5%

### Análisis de los cambios estructurales en la volatilidad accionaria

Para analizar los cambios estructurales en la volatilidad, se considerará el impacto que generaron en los mercados bursátiles latinoamericanos dos crisis económicas-financieras importantes, las cuales hicieron sentir sus efectos inclusive a nivel mundial durante la última década: la crisis asiática y la crisis mexicana, cuyo impacto fue conocido como efecto "Tequila".

La idea de tomar en cuenta estas dos crisis fue identificar posibles cambios estructurales generados dentro de Latinoamérica, producto de una crisis interna como la mexicana. Así como también, los posibles efectos generados por una crisis desarrollada fuera de la zona de análisis, ésta es, la conocida crisis asiática.

Para llevar a cabo el estudio se generaron dos variables "dummy", cada una de las cuales tomó el valor cero para el período anterior a la fecha de inicio de cada crisis y, el valor uno para el resto del período muestral. Luego, estas variables se incluyeron en las ecuaciones de varianza condicional de los modelos seleccionados en la sección previa, para así analizar, a través de su significancia individual (al 5%), la posibilidad de cambios estructurales en la volatilidad condicional de cada uno de los mercados accionarios latinoamericanos considerados.

Las fechas consideradas para la construcción de las variables mencionadas fueron el 20 de diciembre de 1994, día del comienzo de la crisis mexicana y su posterior efecto "Tequila", y el 2 de julio de 1997, día en que Tailandia devaluó su moneda (Bath) dando origen a la llamada crisis asiática.

La tabla 3 muestra un resumen del efecto que ambas crisis tuvieron sobre la volatilidad de los mercados accionarios en Argentina, Brasil, Chile, Colombia, México, Perú y Venezuela.

**Tabla 3**  
**Resumen del efecto de ambas crisis sobre la volatilidad accionaria**

País	Cambio Estructural en la Volatilidad*	
	Por Crisis Mexicana	Por Crisis Asiática
Argentina	Sí → disminuyó	No
Brasil	Sí → disminuyó	Sí → aumentó
Chile	Sí → disminuyó	No
Colombia	No	No
México	No	Sí → aumentó
Perú	Sí → disminuyó	No
Venezuela	No	No

\* Resultados obtenidos al 5% de significancia

De la Tabla 3 se desprende que la crisis con mayor impacto en la volatilidad de los mercados bursátiles latinoamericanos fue la mexicana, afectando a Argentina, Brasil, Chile y Perú. Aunque, curiosamente, ésta no tuvo un gran impacto en el mismo mercado accionario mexicano. Es importante destacar también que, el impacto negativo sobre la volatilidad de los retornos pudo deberse a que el inicio de la crisis trajo consigo una reducción en la incertidumbre sobre la situación macroeconómica mexicana futura.

Por otra parte, la crisis asiática sólo provocó cambios estructurales de volatilidad en los mercados accionarios más grandes de

Latinoamérica, es decir, Brasil y México. En particular, la varianza de los errores de predicción en estos mercados se vio aumentada, probablemente por su naturaleza más integrada con el resto del mundo.

### Conclusiones

Al analizar la estabilidad de la volatilidad accionaria en Latinoamérica, a través de modelos GARCH, se observó cierta heterogeneidad en los procesos de volatilidad de cada país. Es decir, el modelo que mejor se ajustaba a cada serie de retornos no siempre fue el mismo.

Para verificar posibles contagios de volatilidad se consideraron dos coyunturas económicas importantes ocurridas durante la década pasada, como fueron las crisis mexicana y asiática. La evidencia encontrada sugiere que la crisis mexicana tuvo un efecto reductor de la volatilidad en Argentina, Brasil, Chile y Perú. Por otro lado, sólo Brasil y México manifestaron incrementos significativos en su volatilidad como consecuencia de la crisis asiática. Por el contrario, Colombia y Venezuela mostraron ser menos vulnerables a las crisis económicas, ya que ninguna de éstas logró impactar la volatilidad de sus mercados bursátiles en forma significativa.

De este modo, la hipótesis de contagio de volatilidad, a partir de la crisis asiática, se vio respaldada para el caso de Brasil y México solamente. Esta evidencia concuerda plenamente con las teorías sobre contagio, puesto que son justamente estos países los que poseen los mercados de capitales más grandes e integrados con los centros financieros mundiales. Así, el resto de los países latinoamericanos, si esperan seguir reduciendo sus controles de capital, deben tomar muy en serio este tipo de evidencia, ya que claramente la mayor apertura financiera traerá consigo una mayor vulnerabilidad.

### Notas

<sup>1</sup> Un proceso de medias móviles de orden  $q$ , denotado como  $MA(q)$ , es una suma ponderada de perturbaciones aleatorias con un retardo de  $q$  periodos.

<sup>2</sup> La estacionariedad en los procesos  $MA(q)$ , dado un  $q$  finito, está garantizada sin la necesidad de imponer restricciones a los coeficientes.

<sup>3</sup> Generalmente a esta clase de modelos se les denota por  $ARMA(p,q)$ .

<sup>4</sup> Estos países fueron elegidos por contar con un índice accionario general, y por lo tanto, representativo del comportamiento de su mercado bursátil. Además, se requería que esos índices accionarios estuviesen vigentes, a lo menos, a partir del año 1991.

<sup>5</sup> Los modelos fueron estimados usando EViews 3.0.

<sup>6</sup> El modelo que mejor se ajustaba a la serie del índice Merval resultó ser el GARCH (1,2), sin embargo, se descartó por violar la restricción de no negatividad de los coeficientes de la ecuación de varianza condicional.

## Bibliografía

- Acuña, C. Y Corrales, H. "Tópicos Estadísticos". *Seminario de Titulación*. Universidad Católica del Norte, Antofagasta, Chile. 1989.
- Bollerslev, T. "Generalized Autorregressive Conditional Heteroskedasticity". *Journal of Econometrics* N° 31, 1986, pages 307-327.
- Bollerslev, T., Chou, R. Y Kroner, K. "ARCH Modeling in Finance: a Review of the Theory and Empirical Evidence". *Journal of Econometrics* N° 52, 1992, pages 5-59.
- Díaz, C., Merlet, F. Y Villegas, A. "Emisión de ADR's y Modificación en la Estructura de Volatilidad". *Artículo FACEA UCN*. Antofagasta, Chile. 2000.
- Dickey, D. Y Fuller, W. "Likelihood Ratio Statistics for Autorregressive Time Series with a Unit Root". *Journal Econométrica* Vol. 49, N° 4. 1981, pages 1057-1072.
- Edwards, S. "Interest Rate Volatility, Capital Controls and Contagion". National Bureau of Economic Research, Working Papers Series, N° 6756, 1998.
- Engle, R. "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation". *Journal Econométrica* Vol. 50, N° 4, 1982, pages 987-1007.
- Greene, W. *Análisis Econométrico*. Editorial Prentice Hall. Madrid, 1999.
- Hafner, C. Y Herwartz, H. "Testing for linear autorregressive dynamics under heteroskedasticity". *Econometrics Journal* Vol. 3, 2000, pages 177-197.
- Hamilton, J. *Time Series Analysis*. Princeton University Press. Princeton, 1994.
- Hentschel, L. "All in the family Nesting symmetric and asymmetric GARCH models", *Journal of Financial Economics*, 39, 1995, pages 71-104.
- Johnson, C. "Value at Risk: Teoría y Aplicaciones". *Documentos de Trabajo*. Banco Central de Chile, N° 136, enero 2002. Disponible en Internet:  
<http://www.bcentral.cl/Estudios/DTBC/doctrab.htm>

[acceso en: 25 de mayo de 2002]

- Larsson, R. "Distribution Approximation of Unit Root Test in Autorregressive Models". *Econometric Journal* Vol. 1, 1998, Págs. 10-26.
- Martín, G., Labeaga, J. Y Mochon, F. *Introducción a la Econometría*. Editorial Prentice Hall. Madrid 1997.
- Mendenhall, W. Y Reinmuth, J. *Estadística para Administración y Economía*. Grupo Editorial Ibero América. México, 1996.
- Monfardini, C. "Estimating Stochastic Volatility models through indirect inference". *Econometric Journal* Vol. 1, 1998, pages C113-C128.
- Newbold, P. *Estadística para Negocios y Economía*. Editorial Prentice Hall, 1ª edición, España, 1997.
- Novalés, A. *Estadística y Econometría*. Editorial McGraw-Hill, Madrid, 1997.
- Pindyck, R. Y Rubinfeld, D. *Modelos Econométricos*. Editorial Labor, Barcelona-España, 1980.
- Uriel, E. Y Gea, I. *Econometría Aplicada*. Editorial AC., 2ª edición, Madrid, 1997.
- Xiao, Z. Y Phillips, P. "An ADF Coefficient Test for Unit Root in ARMA Models of Unknown Order with Empirical Applications to the US Economy". *Econometric Journal* Vol. 1, 1998, pages. 27-43.