

MEDICION Y TEST DEL IMPACTO DE INNOVACIONES EN LA VOLATILIDAD DE INDICES ACCIONARIOS

FRANCO PARISI *

ABSTRACT

This paper examines the most frequently used models of conditional variance in the estimation of stock returns and portfolios. The models are analyzed by various tests in order to measure their capabilities to explain variance. At the same time, the tests also measure the capacity of the models to capture the phenomenon of asymmetry due to the impact of positive and negative innovations in the variance of the stock (Schwert, 1990). The results indicate that the GJR and EGARCH models satisfactorily explain conditional variance and capture the negative and positive innovations, suggesting that these models are the most appropriate in the estimation of conditional means and variance of well informed stocks and portfolios. On the other hand, in the case of stocks and portfolios with a high component of noise and trade in non-liquid markets, the use of the Partially Non-Parametric model suggested by Engle and Ng (1993) is recommended.

INTRODUCCIÓN

Muchos académicos han estudiado los movimientos de la varianza en portfolios accionarios tratando de explicar su comportamiento. Así por ejemplo, Officer (1973) sugiere que los cambios en la volatilidad de los retornos se explican preferentemente por innovaciones¹ macroeconómicas en el mercado de capitales en el cual se transan los activos y portfolios en estudio. Por su parte, Black (1976) y Chistie (1982) señalan que los cambios en el *leverage* financiero de las firmas afectan la volatilidad de los retornos de éstas.

* El autor agradece los comentarios a Fernando Escrich, Claudio Morales, Lance Nail, Antonino Parisi, Salvador Valdés y a dos árbitros anónimos de la revista *Cuadernos de Economía*. Cualquier error es de responsabilidad exclusiva del autor. Departamento de Administración, Universidad de Chile, Diagonal Paraguay 257 Of. 1102, Santiago.

¹ Se entiende por innovaciones a los *shocks* no esperados.

Uno de los estudio más citados en esta área es el de Schwert (1989), quien somete a prueba varias hipótesis a este respecto. En efecto, el autor estudió el impacto de variables macroeconómicas nominales y reales, actividad económica y el *leverage* financiero de las empresas en la volatilidad de los retornos. Para ello Schwert (1989) utilizó retornos diarios de acciones transadas en mercados estadounidenses. Todas las hipótesis entregaron como resultado que la amplitud de las fluctuaciones en los portfolios estudiados son difíciles de explicar usando modelos de valorización de activos simples.

La volatilidad se ha tornado cada vez más importante en los modelos de valorización de activos de renta variable y activos derivados. Es por ello que Black (1976); Christie (1982); French, Schwert, y Stambaugh (1987); Nelson (1990); Schwert (1989); Pagan y Schwert (1990); y Engle y Ng (1993) proponen y comparan diferentes modelos de volatilidad.

Asimismo, Wiggins (1987) y Hull y White (1987) sugieren que el comportamiento estocástico de la variabilidad de los retornos debe ser la base para la valorización de opciones, a partir del modelo de Black y Scholes (1973). En efecto, Day y Lewis (1992); y Amin y Ng (1993) muestran que la volatilidad implícita obtenida a partir del modelo de Black-Scholes no puede capturar enteramente la parte predecible de la varianza futura, la cual es capturada por los modelos GARCH y EGARCH², en que la valorización de opciones por medio de estos modelos es diferente de la obtenida en modelos tradicionales. Lo anterior resalta aún más su importancia y Baillie y Myers (1991) y Engle, Hong, Kane y Noh (1992) señalan que predecir la variabilidad de los retornos accionarios es un elemento importante para el diseño de estrategias de cobertura óptimas en portfolios de opciones y futuros.

Las investigaciones citadas documentan que los retornos accionarios son heteroscedásticos y que, además, presentan la característica de que la varianza se comporta en forma diferente en respuesta a la información generada en el mercado de capitales. En particular, los retornos de portfolios de mercados (*sus proxies*) y los retornos accionarios presentan varianzas diferentes ante innovaciones positivas o negativas de igual proporción. En efecto, ante malas noticias, los agentes tratan de deshacerse del activo o portfolio lo antes posible, por su parte, ante buenas noticias, los agentes reaccionan más cautelosamente no vendiendo sus posiciones con igual premura que la situación anterior, ambos ante cambios en precios de igual proporción. Dicho fenómeno fue probado por Black (1976) y confirmado por French, Schwert y Stambaugh (1987); Nelson (1991); y Schwert (1989), entre otros.

En la presente investigación se documentan los modelos de estimación de varianza bajo la metodología de *Time-Varying*; la cual permite que la varianza de la variable explicada cambie con cada observación, en que la información que se genera durante el período observado es incorporada en el modelo, afectando la varianza futura. Gracias a esta técnica, se corrige el fenómeno de heteroscedasticidad observada en los retornos accionarios. Dentro de estos modelos se estudiarán aquellos que permiten incorporar el efecto asimétrico en la varianza ante innovaciones positivas y negativas.

Este estudio se diferencia de los anteriores en que se estima el grado de predicción de los errores no capturado por los modelos de volatilidad a partir del premio por riesgo de los portfolios, eliminando la predictibilidad de la varianza contenida en la tasa libre de riesgo. Además, la muestra de portfolios es mayor que en investigaciones previas, lo que permite dar un criterio más amplio al momento de evaluar los diferentes modelos en torno a su capacidad de contar por el efecto asimétrico de la varianza y la posibilidad de explicar ésta por parte del modelo. Finalmente, esta investigación asume que la varianza no explicada por los modelos de volatilidad se comporta de acuerdo a una distribución t-estándar, en vez de un comportamiento normalmente distribuido.

Esta investigación está dividida en cinco partes. La primera presenta diferentes modelos paramétricos y uno parcialmente no-paramétrico de varianza condicionada, que serán estudiados. La segunda parte muestra los diferentes test por implementar para evaluar la bondad de ajuste en los modelos de varianza condicionada. La tercera sección describe los datos usados y los supuestos de las estimaciones. La cuarta parte de esta investigación entrega los resultados para cada uno de los modelos, tanto los coeficientes arrojados como los test que permitan discriminar entre ellos. Finalmente, la quinta parte contiene las conclusiones.

I. MODELOS DE ESTIMACIÓN DE VARIANZA CONDICIONADA

En esta sección presentamos los modelos de varianza condicionada que serán estimados en orden a jerarquizar el grado de ajuste que cada uno de ellos entrega y su habilidad de capturar el efecto asimétrico ante innovaciones positivas y negativas en los portfolios. Los modelos por discutir se basan principalmente en el propuesto por Bollerslev (1986), quien introduce el llamado modelo GARCH, *Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedastic*. Donde el modelo GARCH(1,1) es el siguiente:

$$(1) \quad \gamma_t = b_0 + b_1 x_t + \varepsilon_t$$

$$(2) \quad h_t = c + a_1 \varepsilon_{t-1}^2 + a_2 h_{t-1}$$

$$(3) \quad \varepsilon_t / \psi_{t-1} \sim N(0, h_t)$$

donde γ es el retorno del activo; x_t es la variable independiente; h denota la varianza del retorno del portfolio; ε_t son los errores o innovaciones de la ecuación (1); y ψ es el conjunto de información disponible contenido en los errores de la media condicionada. La ecuación (1) es llamada media condicionada, en tanto que la ecuación (2) es conocida como varianza condicionada.

Bollerslev (1986) propone el siguiente teorema: el proceso GARCH(p,q), definido en las ecuaciones previas, es ampliamente estacionario con $E(\varepsilon_t)=0$, varianza(ε_t) = $\alpha_0 (1-\alpha(1)-\beta(1))^{-1}$ y covarianza ($\varepsilon_t, \varepsilon_s$) = 0 para $t \neq s$, si y sólo si $\alpha(1)+\beta(1)<1$. Bollerslev (1986) obtiene los estimadores de máxima verosimilitud usando el procedimiento de iteración definido por el algoritmo de Berndt, Hall, Hall y Hausman (BHHH, 1974), el cual es el más conveniente para estimar modelos GARCH(1,1). Sin embargo, el modelo GARCH(p,q) no captura algunas características peculiares de los retornos accionarios. Es así como el efecto *leverage* debido al impacto asimétrico frente a caídas o subidas inesperadas en el precio de similar magnitud afecta la varianza del activo en diferentes proporciones. A pesar de ello éste es uno de los modelos más utilizados en finanzas, razón por la cual se incluye en nuestro análisis.

Nelson (1991) propone un modelo que permite capturar el efecto asimétrico en varianza ante un cambio en igual proporción en el precio del activo debido a una mala o buena noticia. Dicho modelo es llamado *Exponential GARCH* o EGARCH, y la expresión para la varianza condicional de éste es:

$$(4) \quad \log(h_t) = w + \beta \log(h_{t-1}) - \gamma \left(\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} + \alpha \left[\frac{|\varepsilon_{t-1}|}{\sqrt{h_{t-1}}} - \sqrt{2/\Pi} \right] \right)$$

Otra característica que presenta este modelo por sobre el modelo GARCH es que el efecto en varianza debido a una "gran" noticia (no esperada) tiene un impacto mayor que en el modelo GARCH. Las restricciones impuestas sobre los parámetros del modelo EGARCH para lograr una varianza condicionada estacionaria son: $w > 0$, $0 < \beta < 1$, $0 < \alpha < 1$, y $\alpha + \beta - \gamma < 1$, y $\gamma > 0$.

El modelo definido por Glosten, Jagannathan y Runkle (GJR, 1989) se centra en $\varepsilon_{t-1} = 0$, pero presenta diferentes pendientes para los cuadrantes positivos y negativos de los errores o innovaciones. Donde el modelo GJR para la varianza condicionada es:

$$(5) \quad h_t = w + \beta h_{t-1} + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma S_{t-1}^- \varepsilon_{t-1}^2$$

donde S_t^- es una variable *dummy* que toma el valor de uno cuando $\varepsilon_t < 0$, o cero de otra forma. Este modelo fue implementado por GJR (1989), el cual arrojó resultados que sugieren que los retornos de los portfolios presentan una relación inversa entre volatilidad y retorno. Una de las principales características de este modelo es su facilidad de programación al momento de estimar el modelo computacionalmente.

Engle y Ng (1993) proponen un modelo Parcialmente no-Paramétrico (PNP) de estimación de volatilidad. Éste logra coeficientes consistentes bajo un rango de condiciones. Los autores sugieren dividir el rango de $\{\varepsilon\}$ en m intervalos con puntos de división τ_i , siendo m^- el número de intervalos en el rango en que ε_{t-1} es negativo y m^+ es el número de intervalos en que el rango de ε_{t-1} es positivo, en que $m = m^+ + m^-$. Donde las condiciones de orden por número son $\{\tau_{m^-}, \dots, \tau_0, \tau_1, \dots, \tau_{m^+}\}$. Engle y Ng (1993) sugieren centrar $\tau_0 = 0$, aun cuando estos intervalos no necesitan ser de igual medida y no deben cumplir con la restricción de igual número de τ_i . El modelo de estimación de volatilidad condicionada es:

$$(6) \quad h_t = w + \beta h_{t-1} + \sum_{i=0}^{m^+} \theta_i P_{it-1} (\varepsilon_{t-1} - \tau_i) + \sum_{i=0}^{m^-} \delta_i N_{it-1} (\varepsilon_{t-1} - \tau_{-i})$$

donde P_{it} es una variable *dummy* que toma el valor de uno cuando $\varepsilon_t > \tau_i$, o cero de otra forma. N_{it} es también una variable *dummy* que toma el valor de uno cuando $\varepsilon_t < \tau_{-i}$, o cero de otra forma. w , β , θ_i ($i=0, \dots, m^+$), y δ_i ($i=0, \dots, m^-$) son parámetros constantes. Entre cero y τ_1 la pendiente de la curva de innovaciones es θ_0 , mientras que entre τ_1 y τ_2 la pendiente de la curva de innovaciones es $\theta_0 + \theta_1$, y así sucesivamente. Los errores mayores que τ_m presentan una pendiente igual a la suma de θ s. Engle y Ng (1993) sugieren incrementar m para muestras con un gran número de observaciones.

En nuestra investigación, al igual que en Engle y Ng (1993), se asume que m^+ y m^- son iguales en el número de intervalos que poseen, donde los puntos de quiebre de dichos intervalos son $\sigma^* i$, para $i = 0, \pm 1, \pm 2$, y σ es la desviación estándar incondicional de la variable independiente, con lo cual el modelo por estimar es:

$$(7) \quad h_t = w + \beta h_{t-1} + \sum_{i=0}^{m^+} \theta_i P_{it-1} (\epsilon_{t-1} - i\sigma) + \sum_{i=0}^{m^-} \delta_i N_{it-1} (\epsilon_{t-1} + i\sigma)$$

donde $m^+ = m^- = 2$, en que el modelo estima ocho coeficientes, en este caso.

Engle y Ng (1993) concluyen que este modelo logra capturar mejor el efecto asimétrico que los modelos anteriores. Sin embargo, estos autores consideran el retorno del portfolio, omitiendo la alta predictibilidad de la varianza y retorno de los portfolios a partir de la tasa libre de riesgo, además de considerar que los retornos se distribuyen como una normal, hecho invalidado en reiterados estudios. Ambos efectos impactan en la varianza de los retornos de los portfolios, incrementándola.

II. TEST DE DIAGNÓSTICO DEL IMPACTO DE INNOVACIONES EN MODELOS DE VARIANZA CONDICIONADA

En esta sección se aplicarán diferentes test sobre los modelos presentados arriba con el fin de identificar la habilidad de éstos para considerar los efectos de innovaciones dependiendo del signo (positivo o negativo), por separado y en conjunto.

Engle y Ng (1993) proponen y aplican diferentes test que permiten discriminar entre los modelos de estimación de varianza condicionada. Estos autores sugieren tres test: *Sign Bias*, *Negative Size Bias* y *Positive Size Bias*. De acuerdo con Engle y Ng (1993), estos test examinan el grado de predicción de los residuos normalizados basados en algunas variables observadas en el pasado, las cuales no fueron incluidas en el modelo de volatilidad. En particular, si las variables incluidas en los modelos de diagnóstico son significativas, entonces el modelo de volatilidad presenta problemas de especificación.

Para explicar esto, recordemos que Engle y Ng (1993) proponen un conjunto de test para diagnosticar errores de especificación en el impacto de innovaciones en la varianza condicionada. Dicho conjunto se basa en un modelo teórico, el cual permite estimar el sesgo que presenta el modelo de varianza debido al impacto de valores extremos en las innovaciones. La derivación de estos test parten del supuesto de que la volatilidad estimada por el modelo es un caso especial de uno más general, siendo este último:

$$(8) \quad \log(h_t) = \log(h_{0t}(\underline{\delta}_0' Z_{0t})) + \underline{\delta}_a' Z_{at}$$

donde $h_{0t}(\underline{\delta}_0' Z_{0t})$ es la volatilidad estimada por el modelo en estudio; $\underline{\delta}_0'$ es un vector de $k \times 1$ parámetros del modelo estimado bajo la hipótesis nula. Z_{0t} es un vector de las variables explicatorias en la hipótesis nula. $\underline{\delta}_a$ es un vector $m \times 1$ que contiene los parámetros adicionales, correspondientes a las variables en Z_{at} , en que este último es un vector $m \times 1$ con las variables explicatorias olvidadas o no consideradas en el modelo en estudio.

Engle y Ng (1993) comentan que, dado que la volatilidad bajo la hipótesis nula se obtiene cuando los parámetros adicionales en Z_{at} son iguales a cero, se puede someter a prueba la hipótesis restringida de que $\underline{\delta}_a = 0$. Para ello, si v_t es el residuo normalizado en el momento t , bajo la hipótesis nula, Engle y Kraft (1983); Engle (1984); y Bollerslev (1986) proponen el siguiente Multiplicador Lagrangiano (LM) que satisface $H_0: \underline{\delta}_a = 0$ en la ecuación (8), en que es simplemente un test sobre $\underline{\delta}_a = 0$ en la siguiente ecuación auxiliar:

$$(9) \quad v_t^2 = z'_{0t} \delta_0 + z'_{at} \delta_a + u_t$$

donde

$$(10) \quad z'_{0t} \equiv h_{0t}^{-1} dh_t / d\delta_0$$

y

$$(11) \quad z'_{at} \equiv h_{0t}^{-1} dh_t / d\delta_a$$

donde u_t es el residuo. $dh_t / d\delta_0$ y $dh_t / d\delta_a$ son evaluados en $\delta_0 = \delta_a = 0$. En términos teóricos, v_t es ortogonal a z_{0t}^* por medio de las condiciones de primer orden de la maximización de la verosimilitud, con lo cual, si los parámetros restringidos son satisfechos, el lado derecho de la ecuación (9) no deberá tener poder explicativo. Engle y Ng (1993), basados en las ecuaciones anteriores, concluyen que $dh_t / d\delta_a$ evaluado en $H_0 = 0$ es igual a $h_{0t} z_{at}$, con lo cual $z'_{at} = z_{at}$. Engle y Ng (1993) seleccionaron diferentes medidas para z_{at} , dando paso a los test de diagnósticos comentados. Además, Engle y Ng (1993) permiten que z_{at} incluya diferentes variables, con lo cual se pueden construir un test conjunto.

El test *Sign Bias* se basa en una variable *dummy*, S_{t-1}^- , que toma el valor de uno cuando ε_{t-1} es negativa, o cero de otra forma. El objetivo de este test es examinar el impacto en la varianza condicionada, debido a innovaciones positivas o negativas no predichas por el modelo en estudio. La formulación de este modelo de diagnóstico es:

$$(12) \quad v_t^2 = a + b * S_{t-1}^- + \beta' z'_{0t} + e_t$$

donde a y b son parámetros constantes, β es un vector de parámetros constantes y e_t es el vector de residuos. Este test rechaza la hipótesis nula cuando el coeficiente b presenta un t-test significativo a los niveles del cinco o diez por ciento. Bajo el evento de un b significativo, se concluye que el modelo de volatilidad no incorpora apropiadamente los impactos positivos o negativos de las innovaciones. Los coeficientes se obtienen a partir de una regresión por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MICO).

El test *Negative Size Bias* utiliza la variable $S_{t-1}^- \varepsilon_{t-1}$, que se centra en los efectos que presentan las innovaciones negativas grandes o pequeñas en la varianza condicionada, las cuales no son percibidas por el modelo de volatilidad en estudio. La modelación de éste es:

$$(13) \quad v_t^2 = a + b * S_{t-1}^- \varepsilon_{t-1} + \beta' z'_{0t} + e_t$$

donde la hipótesis nula es rechazada cuando b presenta un t-test significativo, a los niveles convencionales.

El test *Positive Size Bias* utiliza como *proxy* la variable $S_{t-1}^+ \varepsilon_{t-1}$, en que S_{t-1}^+ es igual a $1 - S_{t-1}^-$. Este test de diagnóstico trata de medir el impacto de innovaciones positivas grandes y pequeñas en la varianza condicionada estimada por los modelos en estudio. El modelo de diagnóstico es el siguiente:

$$(14) \quad v_t^2 = a + b * S_{t-1}^- \varepsilon_{t-1} + \underline{\beta}' z_{0t} + e_t$$

cuando b es significativo en términos estadísticos, se concluye que el modelo de volatilidad no incorpora las innovaciones positivas grandes y pequeñas. Los parámetros de la ecuación (14) se obtienen por medio de MICO.

Engle y Ng (1993) presentan un test conjunto, el cual estima las bondades del modelo de volatilidad con respecto a la sensibilidad a innovaciones positivas o negativas, siendo éstas grandes o pequeñas. Los autores sugieren el siguiente modelo:

$$(15) \quad v_t^2 = a + b_1 * S_{t-1}^- + b_2 * S_{t-1}^- \varepsilon_{t-1} + b_3 * S_{t-1}^- \varepsilon_{t-1} + \underline{\beta}' z_{0t} + e_t$$

donde a, b₁, b₂ y b₃ son coeficientes constantes, β es un vector de coeficientes constantes y e_t son los residuos, todos ellos calculados por medio del procedimiento MICO. La significancia estadística, basada en el t-test para los coeficientes b₁, b₂ y b₃, indica las bondades del modelo de volatilidad de acuerdo a los tres test comentados previamente. El test conjunto se obtiene a partir del test³ del Multiplicador Lagrange (ML), donde éste es igual a T multiplicado por el R cuadrado de la regresión en la ecuación (15), en que ML se distribuye como una chi-cuadrada con tres grados de libertad⁴. T es el número de observaciones incluidas en la regresión de la ecuación (9).

III. DATOS Y SUPUESTOS DE LA ESTIMACIÓN

En esta sección se describen los datos usados y la metodología aplicada en cada uno de los modelos de volatilidad condicionada. La base de datos son los retornos diarios del *The Financial Times Actuary World Indices* (FTAWIs) calculados en dólares estadounidenses, desde diciembre 28 de 1989 a diciembre 30 de 1994. Los FTAWIs considerados son índices accionarios para diecisiete países, casi todos ellos pertenecientes a los OCDE. Además, se utiliza la tasa de interés de los bonos del gobierno estadounidense a tres meses⁵, para el mismo período que la base de datos anterior. Los datos se utilizan para obtener el premio por riesgo de mantener acciones, para cada país contenido en la muestra. Ambas cotizaciones son al precio de cierre de los respectivos mercados.

Los retornos de los portfolios incluidos en el FTAWIs presentan transacciones en días en que el mercado de bonos del gobierno estadounidense está cerrado. Para efectos de la presente investigación, se supone que la *proxy* de la tasa libre de riesgo en el día en que el mercado está cerrado es igual a la del día previo en que hubo transacción de dicho instrumento de renta fija, cuando operó el mercado de bonos del gobierno estadounidense. Asimismo, debido a que la tasación de los bonos en cuestión es anual y se requiere de la tasa diaria, los académicos y profesionales del área sugieren dividir la tasa anual por 360 días, en que este criterio es aplicado en la estimación de los modelos de volatilidad en estudio. Cabe señalar que se produce un traslape entre los mercados de capitales en cuestión y el estadounidense; es por ello que en la ecuación de premio por riesgo de los países en estudio se determinó a partir

3 Si y sólo si el modelo de volatilidad estudiado es el correcto, donde b₁=b₂=b₃=β=0, y e_t es *identically independently distributed* (i.i.d.).

4 Este test es asintóticamente equivalente al test *Likelihood Ratio*.

5 Este instrumento de renta fija es el más usado como *proxy* de la tasa de libre de riesgo.

de la tasa libre de riesgo rezagada (en el momento t-1), como se indica en la siguiente ecuación:

$$(16) \quad y_{it} = r_{fii,t} - r_{f,t-1} / 360$$

donde $r_{fii,t}$ es el retorno del FTAWIs para el país i en el día t y $r_{f,t-1}$ es la tasa diaria de interés del bono del gobierno estadounidense a tres meses en el día t-1.

En la metodología para el análisis de los diferentes modelos de volatilidad se utilizó el criterio sugerido por Pagan y Schwert (1990), en el cual se obtienen los residuos de la regresión del premio por riesgo diario para cada país. Allí los índices incluidos en el FTAWIs presentan una alta correlación con respecto a sí mismos. La ecuación estimada es⁶:

$$(17) \quad y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \beta_i * y_{t-i} + u_t$$

donde α_0 es una constante, y n se obtiene a partir del test de Godfrey (1978). u_t son los errores del modelo, los cuales son utilizados en la siguiente regresión de ajuste por autocorrelación, procedimiento sugerido por Pagan y Schwert (1990):

$$(18) \quad u_t = c_0 + \sum_{i=1}^n c_i * u_{t-i} + \varepsilon_t$$

Donde ε_t es la parte del error no predecido por el modelo en la ecuación (18). En que la ecuación (17) es la regresión utilizada como media condicionada en los modelo de volatilidad y n se obtiene a partir del test de Godfrey (1978).

Como fue señalado arriba, el método de estimación es por medio de la maximización de la verosimilitud mediante el proceso de iteración BHHH (1974), donde la función de distribución de los errores no explicados por el modelo, y sobre el cual se aplicará el proceso maximizador, es una distribución t-estándar. Esta distribución de los errores presenta colas más anchas que la distribución normal, lo que es preferible debido a que se ha observado frecuentemente el fenómeno de un coeficiente de kurtosis alto en los índices accionarios.

IV. RESULTADOS EMPÍRICOS

En esta sección se describen los principales resultados obtenidos en este estudio. En particular, se describen los resultados estadísticos para los errores no explicados por los modelos de volatilidad, usando las metodologías definidas por Pagan y Schwert (1990). A continuación, se presentan los parámetros estimados para cada uno de los modelos de volatilidad y, además, se discuten los resultados arrojados por los test de diagnósticos mostrados en la sección II para cada modelo de volatilidad.

En primer lugar, presentamos los siguientes estadígrafos descriptivos: la media, varianza, máximo, mínimo, skewness y kurtosis de los residuos calculados a partir de las regresiones sobre los premios por riesgo en la muestra, durante el período diciembre 28 de

⁶ También se estimó la ecuación (17) incluyendo una variable *dummy* que captura el efecto lunes y días después de feriados. Los resultados logrados fueron similares a los estimados sin la *dummy*.

1989 a diciembre 30 de 1994, como lo indica la ecuación (17). Las estadísticas descriptivas de los residuos de la regresión de los errores sobre el premio por riesgo están en el Cuadro I.

La principal conclusión que se deriva de los resultados estadísticos de las variables en cuestión indican que los errores presentan una alta kurtosis. Este resultado confirma la conveniencia de admitir que los errores se comportan de acuerdo a una distribución t-estándar, para corregir por kurtosis.

El modelo GARCH(1,1) aplicado sobre los errores de los países en la muestra presentan los tres coeficientes significativos, al nivel del cinco por ciento, en 15 oportunidades sobre un total de 17. En el caso austríaco los coeficientes del modelo GARCH(1,1) que son significativos son la varianza condicionada pasada y los errores pasados al cuadrado, en tanto en el caso español, el coeficiente no significativo es la varianza condicionada pasada (ver Cuadro II). El test *Sign Bias* de este modelo es significativo al nivel de cinco por ciento, solamente en el caso japonés. Relajando el nivel de significancia al diez por ciento, este test revela la deficiencia del modelo GARCH(1,1) en el caso de Australia, de Dinamarca, de Hong Kong y de Italia (ver Cuadro III). El test *Negative Size Bias* es significativo al nivel de cinco por ciento en nueve oportunidades, sobre un total de 17. Es decir, el modelo GARCH(1,1) captura los impactos negativos grandes en una proporción menor del 50 por ciento de los retornos sometidos a test (ver Cuadro III). El test de diagnóstico *Positive Size Bias* es significativo en cinco y dos oportunidades, a los niveles de cinco y diez por ciento, respectivamente, con lo cual un total de siete países presentan evidencia de que el modelo GARCH(1,1) no captura apropiadamente las innovaciones positivas grandes (ver Cuadro III). El Cuadro III indica que el test conjunto no es significativo en la muestra.

El modelo EGARCH(1,1) captura el efecto asimétrico en la varianza condicionada a partir de innovaciones positivas y negativas por medio del coeficiente g_2 del Cuadro IV. Dicho coeficiente es significativo en 15 ocasiones, 12 al nivel del cinco por ciento y el resto al nivel del diez por ciento. El impacto de la varianza condicionada pasada y los errores pasados al cuadrado en la varianza condicionada contemporánea son significativos en todos y cada uno de los países, todos ellos al nivel del cinco por ciento. La constante incluida en el modelo EGARCH(1,1) es significativa en 14 ocasiones, 12 lo son al nivel del cinco por ciento y el resto al nivel del diez por ciento (ver Cuadro IV). En el Cuadro V se entregan los resultados para los test de diagnósticos para este modelo de varianza condicionada. En particular, el test *Sign Bias* es significativo en dos oportunidades, ambos al nivel del diez por ciento. El test *Negative Size Bias* es significativo en cuatro casos, uno al nivel del cinco por ciento y el resto al nivel del diez por ciento. El test *Positive Sign Bias* indica que el modelo no captura satisfactoriamente el impacto de innovaciones positivas grandes en la varianza condicionada en una sola vez, al nivel del diez por ciento. El test conjunto no es significativo (ver Cuadro V).

Por su parte, el modelo GJR GARCH(1,1) indica que las tres variables que considera este modelo para explicar la varianza condicionada son significativas en 16 oportunidades, en que todas ellas lo son al nivel del cinco por ciento (ver Cuadro VI). En el Cuadro VII se entregan los resultados de los test de diagnóstico efectuados sobre los errores estandarizados, los cuales indican que el modelo no captura apropiadamente las innovaciones positivas y negativas en tan sólo dos ocasiones, una es significativa al nivel del cinco por ciento y la otra al nivel del diez por ciento. El test *Negative Size Bias* indica que el modelo captura los errores no explicados satisfactoriamente, ya que el coeficiente relevante de este test es significativo en tres oportunidades. El test *Positive Size Bias* es significativo en tan sólo una oportunidad. El test conjunto no es significativo a los niveles convencionales (ver Cuadro VII).

Finalmente, el modelo Parcialmente no-Paramétrico muestra sus resultados en el Cuadro VIII. En términos generales, este modelo no explica satisfactoriamente la variable en cuestión, ya que los coeficientes no son significativos a los niveles convencionales, con la excepción de los pertenecientes a la constante y a la varianza condicionada pasada. Los test de diagnóstico indican que este modelo incorpora apropiadamente las innovaciones positivas y negativas, hecho sustentado en la baja significancia del test *Sign Bias*. El test *Negative Size Bias* entrega antecedentes en relación a la capacidad del modelo de varianza condicionada para capturar las innovaciones negativas grandes, en que dicho test es significativo tan sólo en dos oportunidades, al nivel del diez por ciento. El test *Positive Size Bias* es significativo en dos casos, ambos al nivel del cinco por ciento. El test conjunto es significativo en seis oportunidades, siendo este resultado el más negativo entre los modelos de varianza condicionada estudiados previamente (ver Cuadro IX).

Los resultados anteriores indican que los modelos tradicionales GARCH(1,1), EGARCH(1,1) y GJR GARCH(1,1) explican la varianza condicionada de los retornos de los portoflios accionarios satisfactoriamente, en tanto que el modelo PNP de Engle y Ng (1993) no entrega coeficientes significativos. Por otro lado, los test de significancia indican que los modelos GJR GARCH(1,1) y EGARCH(1,1) capturan en gran medida el efecto asimétrico de innovaciones positivas y negativas en la varianza de los retornos de los portoflios, sean éstas grandes o pequeñas.

V. CONCLUSIONES

Los modelos estudiados tienen como característica ser los más usados en la estimación de varianzas condicionales de retornos accionarios y de portoflios. La metodología se basa en el modelo, propuesto por Schwert (1989), en la obtención de la variable relevante para la estimación de la media y varianza condicionada de retornos accionarios o de portoflios, para luego aplicar los tests de diagnóstico sobre los modelos de *Time-Varying*.

Los resultados logrados indican que los modelos EGARCH(1,1) y GJR GARCH(1,1) son los que mejor explican la varianza de los retornos de los portoflios, capturando además el efecto asimétrico de la varianza, donde estos modelos superan al Parcialmente no-Paramétrico. Cabe señalar que este resultado contradice investigaciones previas. La explicación de esto se encuentra en las correcciones sobre los índices accionarios, en términos de usar el premio por riesgo y una distribución más ajustada a la realidad, las cuales permiten capturar en mejor forma la volatilidad de los retornos accionarios. Además, debemos recordar que las *proxies* utilizadas se caracterizan por ser los índices accionarios más informados y líquidos de cada país, razón por la cual la varianza de éstos es menor que en el caso de índices accionarios diferentes a los FTAWIs.

Finalmente, la técnica de estimación de medias y varianzas condicionadas de retornos o premios por riesgo accionarios y de portoflios deberá fundamentarse en las características del portoflio o acción en estudio. En efecto, en el caso de estudiar portoflios bien informados y en mercados líquidos lo recomendable es emplear los modelos EGARCH(1,1) o GJR GARCH(1,1), hecho demostrado a partir de los resultados logrados en nuestra investigación. En tanto que para portoflios con información insuficiente y, por lo tanto, con alto ruido se recomienda el uso del modelo Parcialmente no-Paramétrico, basado en la investigación de Engle y Ng (1993), quienes muestran las bondades de su modelo a partir de índices accionarios con una alta varianza y en mercados no tan líquidos como los del FTAWIs.

REFERENCIAS

- Amin, K. y Ng, B. (1993), Option Valuation with Systematic Stochastic Volatility, *Journal of Finance* 48, 881-910.
- Baillie, R. y Myers, R. (1991), Modeling Commodity Price Distributions and Estimating the Optimal Future Hedge, *Journal of Applied Econometrics* 6, 109-124.
- Berndt, E.; Hall, B.; Hall, R. y Hausman, J. (1974), Estimation and Inference in Nonlinear Structural Models, *Annals of Economic and Social Measurement* 3/4, 653-665.
- Black, F. (1976), Studies in Stock Price Volatility Changes, Proceeding of the 1976 Business Meeting of the Business and Economics Statistics, *American Statistics Association*, 177-181.
- Black, F. y Scholes, M. (1973), The Pricing of Options and Corporate Liabilities, *Journal of Political Economics*, 637-654.
- Bollerslev, T. (1986), Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity, *Journal of Econometrics* 31, 307-327.
- Chou, R. (1988), Volatility Persistence and Stock Valuations: Some Empirical Evidence in GARCH, *Journal of Applied Econometrics* 3, 279-294.
- Chou, R.; Engle, R. y Kane, A. (1992), Measuring Risk Aversion From Excess Returns on a Index, *Journal of Econometrics* 52, 201-224.
- Christie, A. (1982), The Stochastic Behavior of Common Stock Variance: Value, Leverage, Interest Rate Effects, *Journal of Financial Economics* 10, 407-432.
- Day, T. y Lewis, C. (1992), Stock Market Volatility and the Information Content of Index Options, *Journal of Econometrics* 52, 597-622.
- Engle, R. (1984), Wald, Likelihood Ratio, and Lagrange Multiplier Tests in Econometrics, Griliches and M.D. Intriligator, eds.: *Handbook of Econometrics*, Vol. II, North Holland Amsterdam.
- Engle, R. y Bollerslev, T. (1986), Modeling the Persistence of Conditional Variance, *Econometrics Review* 5, 1-50.
- Engle, R.; Hong, C.; Kane, A. y Noh, J. (1992), Arbitrage Valuation of Variance Forecasts Simulated Options, Discussion paper 92-19, Department of Economics, University of California, San Diego.
- Engle, R. y Kraft, D. (1983), Multiperiod Forecast error Variances of Inflation Estimations ARCH Models, in A. Zellner, ed.: *Applied Time Series Analysis of Economic Data* (Burner the Census, Washington, D.C.), 293-302.
- Engle, R. y Ng, V. (1993), Measuring and Testing the Impact of News on Volatility, *Journal of Finance* 48, 1749-1778.
- Frech, K.; Schwert, G. y Stambaugh, R. (1987), Expected Stock Returns and Volatility, *Journal of Financial Economics* 19, 3-29.
- Glosten, L.; Jagannathan, R. y Runkle, D. (1989), Relationship Between the Expected Value Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks, Working Paper, Department of Finance, Columbia University.
- Godfrey, L. (1978), Testing Against General Autoregressive and Moving Average Error Models When the Regressors Include Lagged Dependent Variables, *Econometrica* 46, 1293-1302.
- Hull, J. y White, A. (1987), The Pricing of Options on Assets with Stochastic Volatilities, *Journal of Finance* 42, 281-300.
- Merton, R. (1980), On Estimating the Expected Return on the Market: An Explanatory Investigation, *Journal of Financial Economics* 8, 323-361.
- Mihoj, A. (1987), A Multiplicative Parameterization of ARCH Models, Working paper, Department of Statistics, University of Copenhagen.
- Nelson, D. (1991), Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A new Approach, *Econometrica* 59, 347-370.

- Ng, V.; Engle, R. y Rothschild, M. (1992), A Multi-dynamic-factor Model for Stock Returns, *Journal of Econometrics* 52, 245-266.
- Officer, R. (1973), The Variability of the Market Factor of New York Stock Exchange, *Journal of Business* 46, 434-453.
- Pagan, A. y Schwert, G. (1990), Alternative Models for Conditional Stock Volatility, *Journal of Econometrics* 45, 267-290.
- Schwert, G. (1989), Stock Volatility and the Crash of 87, *Review of Financial Studies* 1, 1129-1155.
- Schwert, G. y Seguin, P. (1990), Heteroskedasticity in Stock Returns, *Journal of Finance* 45, 1129-1155.
- Wiggins, J. (1987), Option Values under Stochastic Volatility: Theory and Empirical tests, *Journal of Financial Economics* 19, 351-372.

CUADRO I
PRINCIPALES ESTADISTICAS DE LOS ERRORES NO ESTIMADOS POR
EL MODELO EN ECUACION 17

País	Media	Varianza	Skewness	Kurtosis
Alemania	-0.000	1.573	-0.569	10.401
Australia	-0.001	1.704	-0.233	5.269
Austria	-0.001	1.008	-0.073	0.941
Dinamarca	-0.000	1.120	0.030	6.151
España	0.000	1.650	-0.204	7.389
Finlandia	-0.000	2.236	-0.033	3.265
Francia	0.000	1.292	-0.235	6.031
Hong Kong	0.001	3.058	-7.459	155.02
Irlanda	-0.000	1.644	-0.121	6.137
Italia	-0.000	2.395	-0.216	3.704
Japón	0.000	2.348	0.438	4.492
Noruega	-0.000	1.918	0.114	6.657
Reino Unido	0.000	1.125	0.138	4.625
Singapur	0.000	1.374	-0.005	4.281
Sudáfrica	-0.007	3.415	-0.114	5.720
Suecia	-0.000	1.287	-0.077	4.163
Suiza	-0.000	1.901	0.204	4.204

En paréntesis se entrega el test-t.

*Significativo al nivel del 5%.

**Significativo al nivel de 10%.

CUADRO II
COEFICIENTES DEL MODELO GARCH(1,1)

País	d0	d1	d2	<i>Maximum Likelihood</i>
Alemania	0.051 (0.01)*	0.050 (0.00)*	0.913 (0.00)*	-1262.18
Australia	0.049 (0.02)*	0.051 (0.00)*	0.918 (0.00)*	-1322.02
Austria	0.044 (0.12)	0.041 (0.01)*	0.915 (0.00)*	-1074.98
Dinamarca	0.041 (0.03)*	0.039 (0.00)*	0.920 (0.00)*	-1066.33
España	0.941 (0.00)*	0.246 (0.00)*	0.133 (0.22)	-1284.75
Finlandia	0.020 (0.10)**	0.039 (0.00)*	0.952 (0.00)*	-1513.93
Francia	0.153 (0.01)*	0.084 (0.00)*	0.787 (0.00)*	-1173.69
Hong Kong	0.169 (0.00)*	0.180 (0.00)*	0.764 (0.00)*	-1374.69
Irlanda	0.107 (0.00)*	0.137 (0.00)*	0.803 (0.00)*	-1246.44
Italia	0.040 (0.03)*	0.061 (0.00)*	0.924 (0.00)*	-1552.97
Japón	0.060 (0.00)*	0.121 (0.00)*	0.862 (0.00)*	-1449.18
Noruega	0.128 (0.00)*	0.088 (0.00)*	0.839 (0.00)*	-1395.68
Reino Unido	0.568 (0.00)*	0.158 (0.00)*	0.302 (0.06)**	-1072.69
Singapur	0.124 (0.00)*	0.159 (0.00)*	0.756 (0.00)*	-1164.20
Sudáfrica	0.657 (0.00)*	0.162 (0.00)*	0.682 (0.00)*	-1703.97
Suecia	0.404 (0.00)*	0.198 (0.00)*	0.482 (0.00)*	-1163.61
Suiza	0.195 (0.00)*	0.103 (0.00)*	0.792 (0.00)*	-1408.52

CUADRO III
 RESULTADOS DE LOS TEST DE DIAGNOSTICO EN EL MODELO GARCH(1,1)

País	<i>Sign Bias</i>	<i>Negative Size Bias</i>	<i>Positive Size Bias</i>	<i>Joint Test</i>
Alemania	0.230 (0.30)	-0.388 (0.02)*	-0.227 (0.17)	6.277*
Australia	0.334 (0.08)**	-0.073 (0.60)	-0.104 (0.45)	4.081*
Australia	0.059 (0.55)	-0.129 (0.18)	-0.145 (0.13)	4.840*
Dinamarca	0.321 (0.06)**	-0.335 (0.02)*	-0.302 (0.04)*	7.812*
España	0.101 (0.59)	-0.169 (0.21)	-0.155 (0.25)	1.921*
Finlandia	0.154 (0.21)	-0.087 (0.28)	-0.048 (0.52)	5.459*
Francia	0.249 (0.12)	-0.333 (0.01)*	-0.271 (0.04)*	6.714*
Hong Kong	0.309 (0.05)**	-0.239 (0.03)*	-0.171 (0.10)**	5.911*
Irlanda	0.238 (0.13)	-0.171 (0.14)	-0.090 (0.43)	4.44*
Italia	0.236 (0.10)**	-0.213 (0.02)*	-0.178 (0.04)*	7.951*
Japón	0.345 (0.00)*	-0.214 (0.00)*	-0.213 (0.00)*	12.247*
Noruega	0.242 (0.16)	-0.186 (0.11)	-0.062 (0.58)	4.972*
Reino Unido	0.150 (0.19)	-0.153 (0.13)	-0.168 (0.10)**	5.568*
Singapur	0.037 (0.76)	-0.212 (0.04)*	-0.140 (0.15)	6.870*
Sudáfrica	-0.082 (0.54)	-0.010 (0.87)	-0.031 (0.64)	1.863*
Suecia	0.193 (0.15)	-0.243 (0.03)*	-0.167 (0.13)	4.994*
Suiza	0.185 (0.19)	-0.247 (0.01)*	-0.178 (0.07)*	7.763*

CUADRO IV
COEFICIENTES DEL MODELO EGARCH(1,1)

País	k0	k1	k2	g2	Maximum Likelihood
Alemania	0.010 (0.05)*	0.083 (0.00)*	0.972 (0.00)*	0.653 (0.04)*	-1256.33
Australia	0.002 (0.71)	0.108 (0.00)*	0.937 (0.00)*	0.270 (0.14)	-1072.31
Austria	0.014 (0.03)*	0.110 (0.00)*	0.978 (0.00)*	0.293 (0.07)**	-1318.07
Dinamarca	0.003 (0.22)	0.068 (0.00)*	0.983 (0.00)*	0.459 (0.08)**	-1061.61
España	0.037 (0.00)*	0.212 (0.00)*	0.907 (0.00)*	0.411 (0.00)*	-1277.14
Finlandia	0.010 (0.06)**	0.087 (0.00)*	0.992 (0.00)*	0.157 (0.00)*	-1513.77
Francia	0.015 (0.06)**	0.131 (0.00)*	0.912 (0.00)*	0.635 (0.02)*	-1168.45
Hong Kong	0.061 (0.00)*	0.255 (0.00)*	0.937 (0.00)*	0.299 (0.00)*	-1369.92
Irlanda	0.038 (0.00)*	0.258 (0.00)*	0.939 (0.00)*	0.179 (0.09)**	-1243.48
Italia	0.0218 (0.01)*	0.133 (0.00)*	0.978 (0.00)*	0.342 (0.01)*	-1546.95
Japón	0.030 (0.00)*	0.210 (0.00)*	0.973 (0.00)*	0.456 (0.00)*	-1437.02
Noruega	0.028 (0.00)*	0.163 (0.00)*	0.955 (0.00)*	0.255 (0.05)*	-1393.47
Reino Unido	0.023 (0.45)	0.318 (0.00)*	0.561 (0.00)*	0.153 (0.20)	-1075.75
Singapur	0.031 (0.01)*	0.283 (0.00)*	0.971 (0.00)*	0.309 (0.00)*	-1158.04
Sudáfrica	0.225 (0.00)*	0.290 (0.00)*	0.846 (0.00)*	0.321 (0.00)*	-1701.19
Suecia	0.053 (0.02)*	0.323 (0.00)*	0.718 (0.00)*	0.360 (0.00)*	-1158.40
Suiza	0.065 (0.00)*	0.192 (0.00)*	0.891 (0.00)*	0.627 (0.00)*	-1397.88

CUADRO V
RESULTADOS DE LOS TEST DE DIAGNOSTICO PARA EL MODELO EGARCH(1,1)

País	<i>Sign Bias</i>	<i>Negative Size Bias</i>	<i>Positive Size Bias</i>	<i>Joint Test</i>
Alemania	0.180 (0.40)	-0.330 (0.04)*	-0.170 (0.28)	4.994*
Australia	0.264 (0.16)	-0.003 (0.98)	-0.070 (0.60)	3.733*
Austria	0.001 (0.98)	-0.080 (0.40)	-0.097 (0.30)	3.595*
Dinamarca	0.275 (0.09)**	-0.275 (0.06)**	-0.241 (0.09)**	6.223*
España	-0.121 (0.51)	0.004 (0.97)	0.016 (0.89)	0.823*
Finlandia	0.139 (0.25)	-0.074 (0.35)	-0.038 (0.60)	5.063*
Francia	0.124 (0.40)	-0.213 (0.08)**	-0.172 (0.16)	3.737*
Hong Kong	0.188 (0.21)	-0.139 (0.19)	-0.089 (0.36)	2.752*
Irlanda	0.175 (0.25)	-0.121 (0.29)	-0.039 (0.72)	3.675*
Italia	0.156 (0.24)	-0.151 (0.07)**	-0.127 (0.11)	5.025*
Japón	0.181 (0.10)**	-0.099 (0.14)	-0.106 (0.14)	3.347*
Noruega	0.169 (0.31)	-0.133 (0.24)	-0.014 (0.89)	4.711*
Reino Unido	0.078 (0.49)	-0.076 (0.44)	-0.089 (0.38)	5.985*
Singapur	-0.067 (0.57)	-0.107 (0.27)	-0.044 (0.63)	4.822*
Sudáfrica	-0.185 (0.16)	0.042 (0.53)	0.0236 (0.72)	2.822*
Suecia	0.002 (0.98)	-0.083 (0.42)	-0.008 (0.93)	1.725*
Suiza	-0.038 (0.77)	-0.079 (0.37)	-0.031 (0.73)	2.360*

CUADRO VI
COEFICIENTES DEL MODELO GJR GARCH(1,1)

País	j0	j1	j2	j3	<i>Maximum Likelihood</i>
Alemania	0.047 (0.00)*	0.038 (0.00)*	0.892 (0.00)*	-1.033 (0.01)*	-1256.33
Australia	0.130 (0.00)*	0.087 (0.00)*	0.821 (0.00)*	-0.389 (0.03)*	-1319.55
Austria	0.059 (0.08)**	0.043 (0.01)*	0.891 (0.00)*	-0.393 (0.12)	-1073.61
Dinamarca	0.031 (0.02)*	0.030 (0.00)*	0.922 (0.00)*	-0.754 (0.03)*	-1063.27
España	0.384 (0.00)*	0.165 (0.00)*	0.543 (0.00)*	-0.516 (0.00)*	-1278.99
Finlandia	0.019 (0.12)	0.042 (0.00)*	0.950 (0.00)*	-0.141 (0.44)	-1513.65
Francia	0.148 (0.00)*	0.064 (0.00)*	0.766 (0.00)*	-0.846 (0.00)*	-1168.26
Hong Kong	0.182 (0.00)*	0.180 (0.00)*	0.730 (0.00)*	-0.391 (0.00)*	-1369.52
Irlanda	0.087 (0.00)*	0.125 (0.00)*	0.818 (0.00)*	-0.281 (0.04)*	-1244.36
Italia	0.043 (0.01)*	0.062 (0.00)*	0.908 (0.00)*	-0.450 (0.00)*	-1548.89
Japón	0.099 (0.00)*	0.099 (0.00)*	0.833 (0.00)*	-0.757 (0.00)*	-1432.57
Noruega	0.110 (0.00)*	0.081 (0.00)*	0.843 (0.00)*	-0.408 (0.02)*	-1392.78
Reino Unido	0.558 (0.00)*	0.157 (0.00)*	0.308 (0.05)*	-0.161 (0.38)	-102.32
Singapur	0.095 (0.00)*	0.137 (0.00)*	0.780 (0.00)*	-0.379 (0.00)*	-1159.88
Sudáfrica	0.688 (0.00)*	0.155 (0.00)*	0.645 (0.00)*	-0.435 (0.01)*	-1700.84
Suecia	0.361 (0.00)*	0.162 (0.00)*	0.508 (0.00)*	-0.488 (0.00)*	-1158.74
Suiza	0.203 (0.00)*	0.088 (0.00)*	0.729 (0.00)*	-0.903 (0.00)*	-1396.87

CUADRO VII
 RESULTADOS DE LOS TEST DE DIAGNOSTICO PARA EL MODELO GJR

País	<i>Sign Bias</i>	<i>Negative Size Bias</i>	<i>Positive Size Bias</i>	<i>Joint Test</i>
Alemania	0.168 (0.44)	-0.312 (0.05)*	-0.152 (0.34)	4.486*
Australia	0.259 (0.17)	0.008 (0.95)	-0.054 (0.68)	3.796*
Austria	-0.008 (0.93)	-0.065 (0.49)	-0.082 (0.38)	3.352*
Dinamarca	0.271 (0.10)**	-0.270 (0.07)**	-0.243 (0.10)**	6.845*
España	-0.008 (0.95)	-0.081 (0.47)	0.012 (0.90)	1.888*
Finlandia	0.138 (0.25)	-0.073 (0.36)	-0.036 (0.62)	4.916*
Francia	0.116 (0.44)	-0.206 (0.10)**	-0.163 (0.19)	3.425*
Hong Kong	0.144 (0.34)	-0.092 (0.39)	-0.051 (0.61)	1.981*
Irlanda	0.161 (0.30)	-0.112 (0.33)	-0.030 (0.78)	3.516*
Italia	0.143 (0.29)	-0.136 (0.11)	-0.115 (0.15)	4.186*
Japón	0.144 (0.19)	-0.053 (0.42)	-0.068 (0.34)	2.016*
Noruega	0.167 (0.33)	-0.132 (0.25)	-0.008 (0.94)	4.09*
Reino Unido	0.094 (0.40)	-0.090 (0.37)	-0.102 (0.32)	3.857*
Singapur	-0.087 (0.46)	-0.078 (0.42)	-0.020 (0.82)	4.205*
Sudáfrica	-0.284 (0.03)*	0.061 (0.37)	0.037 (0.58)	6.071*
Suecia	-0.018 (0.88)	-0.059 (0.56)	0.0100 (0.92)	1.477*
Suiza	-0.045 (0.73)	-0.059 (0.51)	0.016 (0.86)	1.670*

CUADRO VIII
COEFICIENTES PARA EL MODELO PNP

País	M0	1m	p0	p1	p2	q0	q1	q2	Likelihood
Alemania	0.376 (0.00)*	0.710 (0.00)*	-0.159 (0.27)	0.741 (0.09)**	2.113 (0.08)**	-0.006 (0.96)	-0.361 (0.44)	-1.620 (0.39)	-1264.61
Australia	0.644 (0.00)*	0.445 (0.00)*	0.172 (0.35)	0.189 (0.77)	0.754 (0.69)	-0.052 (0.80)	-1.798 (0.02)*	-1.640 (0.64)	-1319.88
Austria	0.957 (0.00)*	0.159 (0.00)*	0.033 (0.77)	0.631 (0.07)**	1.901 (0.00)*	0.383 (0.00)*	0.053 (0.00)*	0.057 (0.00)*	-697.69
Dinamarca	1.040 (0.00)*	0.052 (0.74)	-0.205 (0.25)	1.187 (0.03)*	1.617 (0.28)	-0.167 (0.45)	-0.247 (0.77)	0.050 (0.00)*	-1013.20
España	1.012 (0.00)*	0.010 (0.78)	0.217 (0.23)	-0.356 (0.49)	12.962 (0.08)**	-0.649 (0.00)*	-0.117 (0.89)	-7.071 (0.33)	-1263.96
Finlandia	0.521 (0.00)*	0.585 (0.00)*	0.135 (0.45)	0.990 (0.10)**	0.973 (0.24)	-0.258 (0.20)	-1.916 (0.02)*	-0.835 (0.03)*	-1525.34
Francia	1.289 (0.00)*	-0.198 (0.04)*	0.095 (0.60)	-0.797 (0.06)**	4.848 (0.00)*	-0.026 (0.87)	-1.075 (0.05)*	5.106 (0.00)*	-1152.89
Hong Kong	0.337 (0.00)*	0.627 (0.00)*	0.099 (0.50)	0.486 (0.35)	2.075 (0.25)	-0.123 (0.40)	-2.576 (0.00)*	-0.611 (0.87)	-1340.36
Irlanda	0.027 (0.45)	0.849 (0.00)*	0.075 (0.39)	0.522 (0.07)*	0.210 (0.78)	-0.254 (0.01)*	-0.376 (0.26)	-0.159 (0.88)	-1230.15
Italia	0.145 (0.01)*	0.834 (0.00)*	-0.005 (0.00)*	1.105 (0.00)*	-1.007 (0.38)	-0.160 (0.21)	-0.649 (0.13)	-1.531 (0.38)	-1545.07
Japón	0.108 (0.03)*	0.863 (0.00)*	-0.096 (0.26)	0.404 (0.17)	1.498 (0.05)*	-0.140 (0.10)**	-1.133 (0.01)*	-0.982 (0.61)	-1429.77
Noruega	0.187 (0.00)*	0.842 (0.00)*	-0.101 (0.35)	0.615 (0.07)**	-0.373 (0.64)	-0.027 (0.78)	-0.838 (0.02)*	1.203 (0.33)	-1376.93
Reino Unido	0.937 (0.00)*	0.019 (0.77)	-0.069 (0.69)	0.128 (0.79)	8.926 (0.04)*	0.087 (0.63)	-2.129 (0.02)*	0.0500 (0.00)*	-1009.54
Singapur	0.084 (0.13)	0.690 (0.00)*	0.297 (0.01)*	-0.099 (0.81)	1.534 (0.32)	-0.380 (0.00)*	-1.169 (0.06)*	1.713 (0.46)	-1158.39
Sudáfrica	3.293 (0.00)*	-0.228 (0.18)	0.328 (0.33)	-0.251 (0.79)	1.172 (0.57)	-0.634 (0.08)**	0.532 (0.60)	0.428 (0.79)	-1732.94
Suecia	0.172 (0.04)*	0.750 (0.00)*	0.106 (0.40)	-0.376 (0.31)	1.183 (0.25)	-0.401 (0.00)*	-0.298 (0.57)	-0.373 (0.81)	-1396.09
Suiza	0.731 (0.00)*	0.004 (0.94)	0.430 (0.00)*	-1.076 (0.00)*	3.156 (0.00)*	-0.185 (0.07)**	0.611 (0.00)*	0.300 (0.04)*	-1259.18

CUADRO IX
 RESULTADOS DE LOS TEST DE DIAGNOSTICO PARA EL MODELO PNP

País	<i>Sign Bias</i>	<i>Negative Sign Bias</i>	<i>Positive Sign Bias</i>	<i>Joint Test</i>	Observaciones Omitidas
Alemania	0.092 (0.67)	-0.381 (0.09)**	-0.041 (0.80)	8.138*	13
Australia	0.220 (0.20)	0.066 (0.60)	-0.005 (0.96)	5.76*	3
Austria	-8.180 (0.06)**	6.306 (0.13)	3.115 (0.44)	37.60	69
Dinamarca	-9.476 (0.32)	12.474 (0.14)	21.963 (0.00)*	46.095	53
España	-0.125 (0.54)	0.039 (0.79)	0.115 (0.43)	4.350*	5
Finlandia	0.095 (0.45)	-0.087 (0.30)	-0.017 (0.82)	10.508*	3
Francia	-0.009 (0.95)	0.151 (0.35)	0.203 (0.18)	20.591*	16
Hong Kong	0.160 (0.30)	-0.080 (0.46)	-0.052 (0.60)	2.137*	5
Irlanda	0.188 (0.22)	-0.075 (0.51)	0.012 (0.91)	5.954*	5
Italia	0.130 (0.60)	0.264 (0.09)**	0.374 (0.01)*	29.020*	4
Japón	0.215 (0.06)**	-0.055 (0.43)	-0.075 (0.31)	4.352*	1
Noruega	0.217 (0.20)	-0.092 (0.42)	-0.012 (0.91)	5.646*	1
Reino Unido	0.092 (0.48)	-0.077 (0.50)	-0.049 (0.67)	10.329*	51
Singapur	0.052 (0.74)	-0.262 (0.04)*	-0.073 (0.55)	11.872*	6
Sudáfrica	-0.408 (0.13)	0.031 (0.82)	0.052 (0.70)	45.19	2
Suecia	-0.055 (0.73)	0.105 (0.33)	0.166 (0.13)	16.717*	1
Suiza	-1.327 (0.22)	0.662 (0.47)	1.355 (0.13)	45.091	10