

**EFFECTOS ASIMETRICOS DE LA INCERTIDUMBRE EN LA
INFLACIÓN Y EN LA ACTIVIDAD ECONOMICA REAL: EL
CASO ARGENTINO.**

LUIS N. LANTERI

**SUBGERENCIA GENERAL DE ECONOMIA Y FINANZAS
GERENCIA DE INVESTIGACIONES ECONOMICA FINANCIERAS
BANCO CENTRAL DE LA REPUBLICA ARGENTINA**

Errores y omisiones son responsabilidad exclusiva del autor.

Resumen.

Este trabajo analiza los efectos de la incertidumbre del crecimiento del producto (PIB real) y de la inflación sobre las tasas promedio de crecimiento del producto y de la inflación, empleando datos trimestrales de la Argentina, correspondientes a las últimas tres décadas. Para ello, se utiliza un modelo GARCH-M, que permite testear las hipótesis de ausencia de asimetría y de diagonalidad del proceso de varianzas-covarianza. Algunos de los resultados del trabajo sugieren que una mayor incertidumbre del crecimiento del producto estaría asociada con un mayor crecimiento (teoría del motivo precautorio del ahorro), mientras que la mayor incertidumbre de la inflación reduciría el crecimiento económico, tal como sustentan Okun (1971) y Friedman (1977). A su vez, tanto la inflación como el crecimiento del producto mostrarían una respuesta asimétrica significativa a los choques positivos y negativos de igual magnitud.

Palabras claves: crecimiento, inflación, incertidumbre, asimetría, no diagonalidad, covarianza condicional.

JEL Classification: E39.

Abstract.

This paper shows the effects of uncertainty of economic growth and inflation on average rates of output growth and inflation, using quarterly data of Argentina, during the last three decades. The paper employs a GARCH-M model that permits to test diagonality and symmetry relationships between the variables. The results suggest that increased growth uncertainty is associated with significantly higher average output growth (theory of precautionary savings), while higher inflation uncertainty is correlated with lower average output growth (Okun, 1971, and Friedman, 1977, arguments). Both inflation and economic growth show evidence of significant asymmetric response to positive and negative shocks of equal magnitude.

Indice

1. Introducción.

2. Breves conceptos sobre modelos ARCH-GARCH (univariados).

2.1. Algunos modelos GARCH asimétricos.

2.2. Modelos GARCH multivariados.

3. Descripción de los datos y del modelo GARCH-M multivariado y asimétrico, empleados en la estimación.

4. Resultados.

4.1. Tests de especificación.

4.2. Algunas consideraciones teóricas respecto de los resultados encontrados.

5. Conclusiones.

Notas

Referencias

Gráficos 1 y 2.

Tablas 1, 2a y 2b.

1. Introducción.

La relación entre la inflación y la evolución de la actividad económica real ha sido uno de los temas empíricos fundamentales de la macroeconomía, [1].

Desde hace tiempo han surgido varias cuestiones vinculadas con este tópico. En particular, los economistas se han venido planteando, entre otras cosas, si la incertidumbre respecto del crecimiento económico promueve, o retarda, el crecimiento, si la incertidumbre asociada con la inflación genera efectos perniciosos sobre la actividad económica o si el crecimiento y la inflación responden asimétricamente a los choques negativos, o positivos, de igual magnitud. Varios trabajos teóricos y empíricos han tratado de dilucidar estos interrogantes.

En particular, la atención se ha centrado en las relaciones asociadas con la incertidumbre de la inflación y del crecimiento y sus efectos sobre la inflación y el crecimiento económico (véanse los trabajos de Ramey y Ramey, 1995, Grier y Perry, 1998 y 2000, y Henry y Olekalns, 2002, entre otros). Las investigaciones han utilizado una variedad de propuestas para medir la incertidumbre. Sin embargo, la mayoría de los trabajos empíricos existentes en la literatura consideran modelos de una sola variable o, en otros casos, emplean especificaciones que restringen los procesos de covarianzas. Así, mientras los modelos univariados no permiten por definición analizar la determinación conjunta de dos, o más series (estos modelos impiden que los residuos de una de las variables influyan sobre la varianza condicional de la otra), los modelos multivariados, pero con restricciones en la estructura de covarianzas, podrían estar sujetos a errores de especificación (véase Kroner y Ng, 1998).

Este trabajo analiza los efectos de la incertidumbre de las tasas de inflación y del crecimiento económico sobre las tasas promedios de inflación y de crecimiento del producto real, empleando datos de la Argentina, que cubren las últimas tres décadas. Las estimaciones se realizan a través de un modelo GARCH-M, asimétrico y multivariado, originado en el trabajo de Engle y Kroner (1995), Brooks y Henry (2000) y Brooks, Henry y Persaud (2001), entre otros.

El modelo especificado y estimado en el trabajo permite, a diferencia de otras metodologías, determinar los efectos y las asimetrías en la estructura de varianzas-covarianza, respecto de la inflación y del crecimiento del producto. La evidencia de algunos trabajos recientes sugeriría la ventaja de emplear este tipo de especificación, en contraste a otras propuestas más restringidas que han sido utilizadas frecuentemente en la literatura.

Aunque ambas variables están teóricamente vinculadas, buena parte de los trabajos empíricos suelen analizarlas separadamente. A su vez, la mayor parte de las investigaciones sobre incertidumbre de la inflación han sido hechas para economías desarrolladas de baja inflación, mientras que los países en desarrollo, que suelen registrar mayores tasas de inflación, han recibido menor atención. La contribución de este trabajo consiste en analizar

ambas relaciones simultáneamente para la Argentina, una economía que ha padecido en determinados momentos de su historia económica elevadas tasas de inflación.

El resto del trabajo se desarrolla de la siguiente forma. La sección 2 describe algunos conceptos vinculados con los modelos ARCH-GARCH univariados, tanto simétricos, como asimétricos. La sección 3 analiza los datos empleados en la estimación y el modelo GARCH-M, asimétrico y multivariado, estimado. La sección 4 reporta los resultados de la estimación y los tests de diagnóstico, y analiza la consistencia de los resultados en relación con la teoría y los principales trabajos empíricos. Por último, en el punto 5 se resumen las principales conclusiones del trabajo.

2. Breves conceptos sobre modelos ARCH-GARCH (univariados).

En esta sección, se hace una breve referencia sobre la teoría de los modelos ARCH-GARCH univariados, simétricos y asimétricos. Estos modelos resultan posibles de estimar a través de los principales paquetes econométricos.

Los modelos ARCH, denominados modelos de heterocedasticidad condicional autorregresiva, han sido diseñados para modelar la volatilidad, o varianza condicional, de las variables, y resultan apropiados cuando los residuos de las estimaciones presentan heterocedasticidad. Estos modelos permiten capturar la incertidumbre de la variable (a través de la varianza condicional), como efecto separado de la media de la variable, al estimar la varianza condicional de los residuos. En este caso, se especifica un modelo paramétrico respecto de la volatilidad de las series, donde la varianza condicional no es constante, sino que varía a través del tiempo.

Los modelos ARCH fueron introducidos originalmente por Engle (1982) y generalizados a modelos GARCH por Bollerslev (1986). Estos modelos han sido ampliamente utilizados en economía y en finanzas y, en particular, en los casos de series de tiempo vinculadas con los mercados financieros. Los modelos GARCH explican la varianza condicional de la variable dependiente en función de los valores pasados de la varianza condicional y de los errores al cuadrado rezagados un período, así como de otras variables predeterminadas, o exógenas, al sistema.

Una versión estándar del modelo GARCH (1, 1) tendría la siguiente representación:

$$y_t = \gamma x_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\sigma_{\varepsilon_t}^2 = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta \sigma_{\varepsilon_{t-1}}^2 \quad (2)$$

donde la expresión (1) muestra la media condicional de la variable y_t en función de las variables exógenas o predeterminadas (x_t) y del error del modelo (ε_t). Por su parte, la expresión (2) explica la varianza condicional de los residuos de y_t en función de tres clases de variables: una media (ω), el término ARCH (ε_{t-1}^2), medido por el cuadrado de los residuos de la expresión (1) rezagados un período, que refleja las novedades respecto de la

volatilidad del período previo, y el término de residuos GARCH ($\sigma_{\varepsilon_{t-1}}^2$), que mide la varianza condicional rezagada un período.

Los números dentro del paréntesis (1, 1) hacen referencia al orden del GARCH (el primer término) y del ARCH (el segundo término).

Por su parte, una variante de estos modelos, especificada como ARCH-M (en media), que surge del trabajo de Engle, Lilien y Robins (1987), considera la varianza condicional como variable explicativa en la ecuación de la media de la variable (aunque en algunos casos suele incluirse el desvío estándar condicional en lugar de la varianza condicional). En símbolos se tiene:

$$y_t = \gamma x_t + \phi \sigma_{\varepsilon_t}^2 + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$\sigma_{\varepsilon_t}^2 = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta \sigma_{\varepsilon_{t-1}}^2 \quad (4)$$

2.1. Algunos modelos GARCH asimétricos.

En algunas series económicas, suele observarse que los movimientos descendentes de la variable están asociados con una volatilidad más alta, que los movimientos ascendentes de la misma magnitud. Para explicar este fenómeno, Engle y Ng (1993) proponen modelar la respuesta asimétrica que tiene lugar a partir de las malas y de las buenas noticias (“news”). Algunos modelos, como por ejemplo, los modelos TARARCH y EGARCH, consideran los shocks asimétricos de la volatilidad.

El modelo TARARCH (“Threshold ARCH) fue introducido en forma independiente por Zakoian (1990), y por Glosten, Jagannathan y Runkle (1993). En este modelo, la especificación de la varianza condicional viene dada por la siguiente expresión:

$$\sigma_{\varepsilon_t}^2 = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma \varepsilon_{t-1}^2 d_{t-1} + \beta \sigma_{\varepsilon_{t-1}}^2 \quad (5)$$

donde $d_t = 1$ si $\varepsilon_t > 0$, y 0 en el otro caso.

En este modelo, las buenas noticias ($\varepsilon_t > 0$), y las malas ($\varepsilon_t < 0$) presentan diferentes efectos sobre la varianza condicional: las buenas noticias tienen un impacto igual a α , mientras que las malas noticias presentan un efecto igual a $(\alpha + \gamma)$. Si γ fuera $\neq 0$ el impacto de las noticias sería asimétrico, en tanto que si γ fuera > 0 podría decirse que existe un efecto de apalancamiento (“leverage effect”).

Por su parte, en el modelo EGARCH, o modelo GARCH exponencial, introducido por Nelson (1991), donde la varianza condicional es igual a: $\log \sigma_{\varepsilon_t}^2 = \omega + \alpha * |\varepsilon_{t-1}/\sigma_{t-1}| + \gamma * \varepsilon_{t-1}/\sigma_{t-1} + \beta \log \sigma_{\varepsilon_{t-1}}^2$, los efectos de apalancamiento y de asimetría también pueden calibrarse a través del parámetro γ (valores > 0 , $\neq 0$, respectivamente).

2.2. Modelos GARCH multivariados.

Existen también modelos GARCH multivariados donde las varianzas y covarianzas condicionales varían a través del tiempo. Entre ellos pueden mencionarse al modelo VECH (Bollerslev, Engle y Wooldridge, 1988), al modelo de correlación constante (CCORR) de Bollerslev (1990), al modelo ARCH factor (FARCH) de Engle, Ng y Rothschild (1990) y al modelo BEKK (Engle y Kroner, 1995). Estos modelos han sido aplicados a precios de activos y problemas de inversión. Un sumario sobre estos modelos puede encontrarse en Bollerslev, Chou y Kroner (1992).

3. Descripción de los datos y del modelo GARCH-M multivariado y asimétrico, empleados en la estimación.

Los datos utilizados en el trabajo corresponden a la serie del PIB a precios constantes y a la serie del índice de precios al consumidor, de la Argentina, que han sido estimadas por el BCRA-Ministerio de Economía y por el Instituto Nacional de Estadísticas y Censos, respectivamente.

Ambas series se utilizan con periodicidad trimestral y cubren el período 1970:1 a 2003:1. La serie trimestral de los precios al consumidor en índice se calculó a través del promedio simple de los respectivos índices mensuales. Las tasas de inflación (π_t) y las tasas de crecimiento del producto real (y_t) trimestrales se obtuvieron a través de las primeras diferencias del logaritmo del índice de precios al consumidor y del PIB real en niveles, respectivamente.

La evolución de ambas series, en tasas de crecimiento, puede observarse en el Gráfico 1 [2], mientras que la descripción estadística de los datos se indica en la Tabla 1.

Tanto las tasas de crecimiento del PIB real, como las tasas de inflación, presentan valores positivos de asimetría en la distribución de la serie (“skewness”) alrededor de su media y muestran valores de kurtosis diferentes de tres (en la distribución normal es tres), indicando que la distribución de la inflación sería más prominente que la distribución normal, mientras que la del producto sería más aplanada. En el caso de las tasas de inflación, el test Jarque-Bera rechaza la hipótesis nula de distribución normal.

Por su parte, los tests de raíz unitaria (Aumentado Dickey-Fuller y Phillips-Perron) sugieren que ambas series en tasas de crecimiento son $I(0)$.

La Tabla 1 muestra también la estimación de las series de crecimiento del PIB real y de la inflación, respectivamente, como procesos AR, con cuatro rezagos. Las estimaciones se realizan por mínimos cuadrados ordinarios (estadístico t de Student entre paréntesis). Los resultados de las estimaciones reflejan heterocedasticidad en los residuos: los tests de multiplicador de Lagrange (LM tests), de heterocedasticidad condicional autorregresiva ARCH(q), permiten rechazar, en ambos casos, la hipótesis nula de ausencia de efectos ARCH de orden (5) en los residuos. Ello estaría indicando que el crecimiento del producto (PIB) real y la inflación presentan una varianza condicional que varía a través del

tiempo y sugeriría la conveniencia de utilizar modelos de tipo GARCH para estimar estas series (la inconstancia de las varianzas de ambas series también se refleja en el Gráfico 1).

Dada la presencia de estacionalidad (que surge de la inspección del correlograma, así como de la regresión de la parte inferior de la Tabla 1), la serie de PIB real en niveles fue desestacionalizada a través del método X-11 (en el Gráfico 1 se muestran las tasas de crecimiento obtenidas a partir de la serie de PIB real desestacionalizada). No se creyó conveniente desestacionalizar la serie del IPC ya que no presenta una estacionalidad muy marcada (no obstante, los resultados no difieren significativamente cuando se incluyen estos datos desestacionalizados en la estimación del modelo).

En el trabajo se utiliza un modelo GARCH-M (en media), denominado por Grier, Henry y Olekalns (2003) como modelo VARMA (vector autorregresivo promedio móvil). En el modelo estimado en el trabajo, las desviaciones estándar condicionales, del crecimiento del producto real y de las tasas de inflación, son incluidas como variables explicativas en las ecuaciones de la media de la inflación y del crecimiento del producto. En símbolos, el modelo sería:

$$Y_t = \mu + \sum_{i=1}^p \Gamma_i Y_{t-i} + \Psi \sqrt{h_t} + \sum_{j=1}^q \Theta_j \varepsilon_{t-j} + \varepsilon_t \quad (6)$$

$$\varepsilon_t \sim (0, H_t)$$

$$H_t = \begin{bmatrix} h_{y,t} & h_{yp,t} \\ h_{yp,t} & h_{p,t} \end{bmatrix}$$

$$\text{donde: } Y_t = \begin{bmatrix} y_t \\ p_t \end{bmatrix}; \quad \varepsilon_t = \begin{bmatrix} e_{y,t} \\ e_{p,t} \end{bmatrix}; \quad \sqrt{h_t} = \begin{bmatrix} \sqrt{h_{y,t}} \\ \sqrt{h_{p,t}} \end{bmatrix}; \quad \mu = \begin{bmatrix} m_y \\ m_p \end{bmatrix}$$

$$\Gamma_i = \begin{bmatrix} \Gamma_{11}^i & \Gamma_{12}^i \\ \Gamma_{21}^i & \Gamma_{22}^i \end{bmatrix}; \quad \Theta_j = \begin{bmatrix} \Theta_{11}^j & \Theta_{12}^j \\ \Theta_{21}^j & \Theta_{22}^j \end{bmatrix}; \quad \Psi = \begin{bmatrix} \Psi_{11} & \Psi_{12} \\ \Psi_{21} & \Psi_{22} \end{bmatrix}$$

Bajo el supuesto $\varepsilon_t | \Omega_t \sim (0, H_t)$, donde Ω_t representa el conjunto de información disponible al tiempo t, el modelo podría ser estimado empleando el método de Máxima Verosimilitud, sujeto al requerimiento que H_t , la matriz de la varianza condicional, sea positiva determinada para todos los valores de ε_t en la muestra.

En el trabajo, se utiliza el concepto que involucra buenas y malas noticias (“news”) para introducir asimetría en el proceso de varianzas-covarianza condicional. Específicamente, si la inflación fuera más elevada que la esperada, se consideraría como una mala noticia. En este caso, la inflación residual sería positiva. En cambio, si el crecimiento del producto real fuera más bajo de lo esperado significaría una mala noticia. Las malas noticias respecto del crecimiento del producto son capturadas como un residuo negativo. De esta forma, se define $\xi_{y,t}$ como $\min \{\varepsilon_{y,t}, 0\}$, lo cual representa una innovación negativa, o mala noticia, respecto del crecimiento del producto. Similarmente, indicamos $\xi_{\pi,t}$ como $\max \{\varepsilon_{\pi,t}, 0\}$, es decir, los residuos positivos de la inflación, que capturarían las malas noticias respecto de la inflación.

En el modelo la respuesta asimétrica se define de la siguiente forma:

$$H_t = C_0^* \varepsilon_t + C_0^* + A_{11}^* \varepsilon_{t-1} + A_{11}^* \varepsilon_{t-1} + B_{11}^* H_{t-1} + B_{11}^* + D_{11}^* \xi_{t-1} + D_{11}^* \xi_{t-1} + D_{11}^*$$

donde:

$$C_0^* = \begin{bmatrix} c_{11}^* & c_{12}^* \\ 0 & c_{22}^* \end{bmatrix}; \quad A_{11}^* = \begin{bmatrix} a_{11}^* & a_{12}^* \\ a_{21}^* & a_{22}^* \end{bmatrix}; \quad B_{11}^* = \begin{bmatrix} b_{11}^* & b_{12}^* \\ b_{21}^* & b_{22}^* \end{bmatrix}$$

$$D_{11}^* = \begin{bmatrix} d_{11}^* & d_{12}^* \\ d_{21}^* & d_{22}^* \end{bmatrix}; \quad \xi_t^2 = \begin{bmatrix} x_{y,t}^2 \\ x_{\pi,t}^2 \end{bmatrix} \quad (7)$$

El modelo BEKK simétrico (véase Engle y Kroner, 1995) es un caso especial de (7) donde $\delta_{ij} = 0$, para todos los valores de i, j . La parameterización BEKK garantiza que H_t sea positiva determinada para todos los valores de ε_t en la muestra.

Las restricciones de diagonalidad y de ausencia de asimetría del modelo deberían ser testeadas, más bien que impuestas, en las estimaciones (sin embargo, imponer ambas restricciones ha sido usual en los trabajos empíricos), dado que la invalidez de tales restricciones podría generar serios errores de especificación. En este modelo la estructura de covarianza permite que las innovaciones de la inflación y del crecimiento del producto presenten (en ambos casos) los efectos de no diagonalidad y de asimetría respecto de las varianzas condicionales de cada serie y la covarianza condicional.

Los trabajos más cercanos a éste serían los de Grier y Perry (2000), Henry y Olekalns (2002) y Grier, Henry y Olekalns (2003). El primero analiza datos de los Estados Unidos empleando un modelo de covarianza con restricciones, Henry y Olekalns emplean

un modelo GARCH-M, univariado y asimétrico, para el mismo país, mientras que los últimos autores utilizan un modelo multivariado y asimétrico con datos de los Estados Unidos. La propuesta univariada, seguida por algunos de estos trabajos, no permite que los residuos de la inflación (crecimiento del producto) influyan sobre la varianza condicional del producto (inflación), lo que podría ser rechazado por los datos.

La Tabla 2 muestra los parámetros estimados correspondientes al modelo especificado en las expresiones (6) y (7). Debido a que algunos resultados preliminares sugieren que el supuesto de distribución normal en las innovaciones estandarizadas podría ser tenue, se ha seguido el método de estimación de Weiss (1986) y de Bollerslev y Wooldridge (1992), basado en el supuesto de cuasi-máxima verosimilitud, [3].

4. Resultados.

4.1. Tests de especificación.

En esta sección, se analizan los tests relacionados con la covarianza condicional y con la validez de la especificación del modelo (véase Tabla 2b). Las hipótesis nulas planteadas y los tests estadísticos correspondientes son reportados al final de la Tabla.

En primer lugar, debe notarse que los resultados de la estimación muestran heterocedasticidad condicional significativa en los datos. La homocedasticidad implica que los coeficientes de las matrices A_{11}^* , B_{11}^* y D_{11}^* sean no significativos en forma conjunta, mientras que en la estimación estos coeficientes son conjuntamente significativos a niveles usuales de aceptación.

Por otro lado, la hipótesis que plantea un proceso de covarianza diagonal requiere que los coeficientes de esas mismas matrices, ubicados fuera de diagonal principal, sean no significativos en forma conjunta. En la estimación estos coeficientes son significativos en forma conjunta a niveles usuales de aceptación. En otras palabras, la no significatividad de los coeficientes ubicados fuera de diagonal principal en la matriz A_{11}^* estaría mostrando que el permitir no-diagonalidad no incrementa la persistencia de las varianzas condicionales, mientras que la significatividad de los coeficientes ubicados fuera de diagonal principal en las matrices B_{11}^* y D_{11}^* refleja que las innovaciones retrasadas al cuadrado en cada serie impactan en la varianzas condicionales de las otras series de alguna manera.

La hipótesis de un proceso de covarianza simétrico sería válida si los coeficientes de la matriz D_{11}^* fueran no significativos estadísticamente. En el modelo estimado tres de los cuatro coeficientes de esta matriz son individualmente significativos, al igual que la matriz de los coeficientes en forma conjunta. En particular, la significatividad del coeficiente α_{22}^* , junto con la significatividad del coeficiente δ_{22}^* , indica que la inflación presenta una varianza asimétrica propia. Ello implica, ceteris paribus, que las innovaciones positivas de la inflación llevan a una mayor incertidumbre de la inflación, que las innovaciones negativas de igual magnitud. En forma análoga, la significatividad estadística de los coeficientes α_{11}^* y δ_{11}^* sugiere, ceteris paribus, que la respuesta del crecimiento del

producto presenta varianza asimétrica propia, de manera que los choques (innovaciones) negativos del producto incrementan la incertidumbre del producto en mayor medida que los choques positivos, [4].

En resumen, los datos de las tasas de inflación y del crecimiento del producto real, correspondientes a la Argentina, para las últimas tres décadas (1971:1 a 2003:1), mostrarían una fuerte heterocedasticidad condicional. A su vez, las innovaciones de la inflación (crecimiento del producto real) impactarían significativamente en la varianza condicional del crecimiento del producto (inflación), y en ambas variables los signos y tamaños de las innovaciones también serían importantes.

En el Gráfico 2 pueden observarse las series de la varianza condicional del producto real y de las tasas de inflación, así como de la covarianza condicional resultante de la estimación. Se aprecia una mayor volatilidad del producto real a mediados de los años setenta y durante la segunda mitad de los años ochenta, mientras que la volatilidad de las tasas de inflación se incrementa durante las décadas de los años setenta y ochenta, pero se reduce notablemente en los noventa. También se presenta una mayor volatilidad, en ambos casos, con posterioridad a la salida del Plan de Convertibilidad.

4.2. Algunas consideraciones teóricas respecto de los resultados encontrados.

Los resultados mostrados en la sección previa, estimados sobre la base del modelo indicado en las expresiones (6) y (7), indicarían una aceptable descripción estadística de la media condicional y del proceso de varianzas-covarianza condicional, que caracterizan a las series del crecimiento del producto real y de las tasas de inflación de la Argentina para el período considerado.

En esta sección, se analizan con más detalle algunas implicancias teóricas de los resultados hallados y, en especial, se hace hincapié en los efectos de la incertidumbre sobre el crecimiento del producto real y la inflación. A tal efecto, se considera el significado económico de los resultados, en relación con cuatro hipótesis que describen los efectos de la incertidumbre sobre estas variables.

La incertidumbre juega un papel importante en diversos modelos macroeconómicos que han intentado explicar la dinámica de la actividad económica y de la inflación.

Uno de los impactos macroeconómicos que resulta interesante analizar se refiere al efecto del aumento de la incertidumbre asociada con el crecimiento del producto sobre el crecimiento medio de esta variable. No existe, sin embargo, un consenso teórico respecto de tal relación. Ciertos modelos, como algunos sobre el ciclo de negocios, suponen que estos factores son independientes. Este argumento es también sustentado por Friedman (1968), quien sugiere que no existe una relación significativa entre la variabilidad del producto y sus tasas de crecimiento, ya que el ciclo sería independiente del producto alrededor de su tasa natural de crecimiento. Ello plantearía una de las dicotomías de la macroeconomía: que la volatilidad del ciclo y el crecimiento no estarían correlacionadas, argumento ligado al trabajo de Lucas (1987). En otros modelos, en cambio, existiría una relación positiva, o negativa, entre dichas variables. Por ejemplo, en algunas teorías

vinculadas con la inversión y el valor de las opciones de espera se observa una relación negativa entre la incertidumbre del crecimiento y el crecimiento promedio. En estos modelos, un incremento de la incertidumbre respecto de los retornos o beneficios futuros aumenta el valor de la espera, demora las inversiones y reduce el crecimiento. En contraste, en el trabajo de Black (1987) se sugiere una relación positiva entre la volatilidad del crecimiento y el crecimiento promedio. El argumento de Black establece que las elecciones tecnológicas suelen considerar un menú de posibilidades, donde las tasas promedios de los retornos y la volatilidad de tales retornos estarían positivamente correlacionadas (la tecnología que genere en promedio mayores rendimientos sería también la más riesgosa). Otras teorías que muestran un vínculo positivo entre la volatilidad del crecimiento y el crecimiento promedio descansan en el motivo precautorio del ahorro (“ahorrar para los días difíciles”). En estas teorías la mayor incertidumbre respecto del futuro aumentaría el deseo de ahorrar y, de esta forma, la inversión y el crecimiento económico.

Los resultados empíricos en este caso son bastante dispares. Ramey y Ramey (1995) encuentran para los países de la OECD una relación negativa y significativa entre la desviación estándar del crecimiento y el crecimiento económico, mientras que Kormendi y Meguire (1985) y Grier y Tullock (1989) sugieren una relación positiva y significativa. Empleando un modelo GARCH-M univariado con datos de los Estados Unidos, Caporale y McKiernan (1998) obtienen un efecto positivo entre estas variables, en tanto que Henry y Olekalns (2002) hallan una relación negativa a través de un modelo GARCH univariado asimétrico. Por su parte, en un trabajo que emplea un modelo GARCH bivariado simétrico, Grier y Perry (2000) no encuentran ningún efecto significativo entre estas variables.

Otra de las hipótesis consideradas se refiere al efecto del aumento de la incertidumbre de la inflación sobre el crecimiento del producto. Algunos modelos macroeconómicos consideran que el crecimiento del producto es independiente de la varianza condicional de la inflación. Otros, en cambio, argumentan que si la incertidumbre de la inflación incrementara el riesgo asociado con los retornos futuros se demorarían las inversiones y, con ello, se reduciría el crecimiento económico.

En particular, el argumento que la incertidumbre de la inflación reduce el crecimiento del producto puede ser atribuida a Friedman (1977) y a Okun (1971), quienes presentan algunos argumentos intuitivos que sustentan este punto de vista. Friedman (1977), por ejemplo, sostiene que el aumento en la incertidumbre de la inflación podría afectar adversamente la actividad económica real, al reducir la información contenida en los precios, al distorsionar los precios relativos y, en consecuencia, al reducir la eficiencia económica. Tales distorsiones podrían ejercer efectos adversos sobre la eficiencia en la asignación de recursos y sobre el nivel de actividad económica y llevar a los agentes económicos a tomar decisiones de ahorro y de inversión que podrían ser subóptimas ex post.

Sobre el particular, Grier y Perry (2000), encontraron que la incertidumbre de la inflación reduce significativamente el crecimiento del producto, para el caso de los Estados Unidos, mientras que Nas y Perry (2001), obtienen también, para Turquía, una relación inversa entre la incertidumbre de la inflación y el crecimiento del producto real.

La tercera y cuarta hipótesis hacen referencia al efecto de la incertidumbre de la inflación y del crecimiento del producto real sobre la inflación promedio. En los modelos de Cukierman y Meltzer (1986) y Cukierman (1992), el aumento de la incertidumbre de la inflación aumentaría la inflación promedio: los bancos centrales podrían utilizar la incertidumbre para generar inflación inesperada, [5], mientras que en el modelo de Deveraux (1989) el aumento de la incertidumbre respecto del crecimiento del producto incrementaría la inflación promedio.

El cumplimiento de las hipótesis planteadas podría inferirse a través de los coeficientes de la matriz Ψ de la expresión (6). Por ello, al analizar los signos y la significatividad estadística de los coeficientes de dicha matriz resulta posible hacer inferencias respecto de la consistencia de las estimaciones con las hipótesis planteadas precedentemente.

El signo y significatividad estadística del coeficiente Ψ_{11} permite inferir si el incremento de la incertidumbre del crecimiento aumenta, reduce, o deja inalterado, al crecimiento promedio. En las estimaciones, el coeficiente resulta positivo y significativo estadísticamente, indicando que un aumento en la incertidumbre del producto aumenta el crecimiento promedio. El resultado se asimilaría al argumento de Black (1987) y a la teoría precautoria del ahorro, donde la mayor volatilidad del crecimiento se asocia con un mayor crecimiento económico.

La hipótesis que establece la forma en que la incertidumbre de la inflación afecta el crecimiento del producto puede ser verificada a través del coeficiente Ψ_{12} . Los resultados del trabajo muestran un coeficiente negativo y significativo estadísticamente, que estaría en línea con los argumentos planteados por Okun (1971) y por Friedman (1977) sobre los perniciosos efectos de la inflación en la actividad económica.

A su vez, el valor del coeficiente Ψ_{22} estaría mostrando una relación positiva y significativa entre la incertidumbre de la inflación y la inflación promedio, tal como argumentan Cukierman y Meltzer (1986) y Cukierman (1992). De esta forma, se rechazaría el argumento planteado por Grier y Perry (1998) quienes sugieren que la autoridad monetaria podría actuar de manera estabilizadora tratando de reducir la inflación. *No obstante, debe notarse que este resultado corresponde a la totalidad del período muestral y podría no reflejar necesariamente los objetivos de política anti-inflacionaria seguidos por la autoridad monetaria durante algunos períodos específicos de las últimas tres décadas, [6].*

Por último, no se observa una relación clara entre la volatilidad del crecimiento del producto y la inflación promedio, dada la falta de significatividad estadística del coeficiente Ψ_{21} .

5. Conclusiones.

Este trabajo analiza uno de los temas fundamentales de la macroeconomía: la respuesta de la economía a la incertidumbre.

Para ello, se estima un modelo GARCH-M que permite testear las restricciones de diagonalidad y de ausencia de asimetría de la matriz de varianzas-covarianza, respecto del crecimiento del producto real y de la inflación. Algunos trabajos muestran la conveniencia de testear estas restricciones, más bien que imponerlas explícitamente en la estimación.

Los resultados encuentran que el aumento en la incertidumbre del producto real, o la mayor volatilidad de esta variable, se asociaría positivamente con el crecimiento del producto. Ello corroboraría el argumento planteado por Black (1987) y por las teorías que sustentan el motivo precautorio del ahorro. En ambos casos, una mayor volatilidad del producto estaría correlacionada positivamente con un crecimiento más elevado.

Las estimaciones muestran también que la mayor incertidumbre de la inflación genera un efecto negativo sobre el crecimiento económico, en línea con los argumentos de Okun (1971) y de Friedman (1977), dado que la mayor volatilidad de la inflación distorsionaría las señales de precios y, con ello, afectaría negativamente al crecimiento del producto. A su vez, la mayor volatilidad de la inflación se asociaría con una mayor inflación promedio, para el período muestral, tal como argumentan Cukierman y Meltzer (1986) y Cukierman (1992).

No obstante, no se encuentra evidencia significativa que explique la relación entre la incertidumbre del producto real y la inflación promedio, tal como se sostiene en el trabajo de Deveraux (1989).

Los resultados del trabajo sugieren también la conveniencia de estimar modelos que permitan testear las condiciones de ausencia de asimetría y de diagonalidad respecto de la incertidumbre del producto y de la inflación, dado que la volatilidad de cada una de estas series podría influenciar a la otra y el tamaño y signo de las innovaciones (las buenas y las malas noticias) tendrían un impacto diferencial sobre la matriz de varianzas-covarianza condicional estimada.

Notas

[1]. Barro (1995) destaca la importancia de esta relación y su vínculo con el tema de los costos de la inflación.

[2]. Durante las décadas del setenta y del ochenta la Argentina experimentó elevadas tasas de inflación. Desde mediados de los años setenta, y hasta principios de los noventa, las variaciones del índice de precios al consumidor (IPC) superaron en promedio el 100% anual (con excepción del año 1986), incluyendo las hiperinflaciones de 1989 y de 1990. Recién a partir de 1992, con la implementación del Plan de Convertibilidad, disminuyeron las tasas de inflación a valores similares a los vigentes en los países desarrollados (el plan de Convertibilidad fue implementado en abril de 1991, pero también en ese año las tasas de inflación, medidas por el IPC, superaron en promedio el 100% anual). Con las devaluaciones de la moneda (y los consiguientes incrementos de precios) observadas durante el año 2002 volvió a plantearse en la Argentina el tema de los costos y el de las causas y efectos de la inflación.

[3]. Cuando los residuos no resultan normalmente distribuidos suele computarse la matriz de covarianza y los errores estándar a través del método de Bollerslev y Wooldridge (1992). Esta opción permite estimar la matriz de covarianza en forma consistente bajo supuestos de cuasi-máxima verosimilitud.

[4]. Kroner y Ng (1998) argumentan que el efecto asimétrico en la covarianza sería más probable si se presentaran efectos asimétricos en las varianzas. Para algunas series, los efectos asimétricos de volatilidad son fenómenos que ocurren cuando los choques negativos (por ejemplo, caídas inesperadas en los precios de los activos) generan una mayor volatilidad que los choques positivos (incrementos inesperados en los precios) de igual magnitud.

[5]. Al contrario, Grier y Perry (1998) sostienen que, dado que la inflación es costosa para la economía, el banco central podría actuar de manera estabilizadora, tratando de reducir las tasas de inflación. Estos autores analizan los países del G7, empleando un modelo GARCH univariado.

[6]. Algunos trabajos plantean la relación inversa, es decir que las tasas de inflación repercutan en la incertidumbre de la inflación. Friedman (1977), en su lectura del premio Nobel, sostiene que las tasas de inflación causan incertidumbre en las tasas de inflación futuras. Por su parte, Ball (1992) también sostiene este argumento a través de un modelo con información asimétrica. Este último autor deriva una relación positiva entre inflación e incertidumbre de la inflación, a partir de la inestabilidad de la política monetaria. Ball argumenta que durante los períodos de baja inflación, el banco central promovería una tasa de inflación constante llevando a una baja incertidumbre de la inflación. En cambio, durante los períodos de elevada inflación, el banco central podría ser reluctante a ajustar la política monetaria, debido a los costos en el producto y en el empleo. Así, la respuesta a la política monetaria potencialmente dispar determinaría una relación positiva entre el nivel de inflación y la incertidumbre de la inflación.

Referencias

- Ball L.** (1992). "Why does high Inflation raise Inflation Uncertainty". *Journal of Monetary Economics*. (29). 371-88.
- Barro R.** (1995). "Inflation and Economic Growth". NBER WP.
- Black F.** (1987). "Business Cycles and Equilibrium". Basil Blackwell.
- Bollerslev T.** (1986). "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity". *Journal of Econometrics*. (31). 307-327.
- Bollerslev T.** (1990). "Modelling the Coherence in Short-Run Nominal Exchange Rates: a Multivariate Generalized ARCH Approach". *Review of Economics and Statistics*. (72). 498-505.
- Bollerslev T., Engle R., Wooldridge J.** (1988). "A Capital Asset Pricing Model with Time-varying Covariances". *Journal of Political Economy*. (96). 116-31.
- Bollerslev T., Wooldridge J.** (1992). "Quasi-maximum Likelihood Estimation and Inference in Dynamic Models with Time Varying Covariances". *Econometric Reviews*. (11). 143-172.
- Bollerslev T., Chou R., Kroner K.** (1996). "ARCH Modelling in Finance: a Selective Review of the Theory and Empirical Evidence". *Journal of Econometrics*. (52). 5-59.
- Brooks C., Henry O.** (2000). "Linear and non-linear Transmission of Equity Return Volatility: evidence from the US, Japan and Australia". *Economic Modelling*. (17). 495-513.
- Brooks C., Henry O., Persaud G.** (2001). "The Effect of Asymmetries on Optimal Hedge Ratios". *Journal of Business*. (75). 333-352.
- Caporale T., McKiernan B.** (1996). "The Relationship between Output Variability and Growth: evidence from Post War UK Data". *Scottish Journal of Political Economy*. (43). 229-36.
- Caporale T., McKiernan B.** (1998). "The Fischer Black Hypothesis: some Time-Series Evidence". *Southern Economic Journal*. (64). 765-71.
- Cukierman A.** (1992). "Central Bank Strategy, Credibility and Independence: theory and Evidence". The MIT Press.
- Cukierman A., Meltzer A.** (1986). "A Theory of Ambiguity, Credibility and Inflation under Discretion and Asymmetric Information". *Econometrica*. (54). 1099-1128.

Deveraux M. (1989). "A Positive Theory of Inflation and Inflation Variance". *Economic Inquiry*. (27). 105-116.

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

Engle R., Lilien D., Robins R. (1987). "Estimating Time Varying Risk Premia in the Term Structure: the ARCH-M Model". *Econometrica*. (55). 391-407.

Engle R., Ng V., Rothschild M. (1990). "Asset Pricing with a Factor ARCH Covariance Structure: empirical Estimates for Treasury Bills". *Journal of Econometrics*. (45). 213-238.

Engle R., Ng V. (1993). "Measuring and Testing the Impact of News on Volatility". *Journal of Finance*. (48). 1022-82.

Engle R., Kroner K. (1995). "Multivariate Simultaneous Generalized ARCH". *Economic Theory*. (11). 122-150.

Friedman M. (1968). "The Role of Monetary Policy". *American Economic Review*. (58). 1-17.

Friedman M. (1977). "Nobel Lecture: inflation and Unemployment". *Journal of Political Economy*. (85). 451-472.

Glosten L., Jagannathan R., Runkle D. (1993). "On the Relation between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks". *Journal of Finance*. (48). 1779-1801.

Grier K., Tullock G. (1989). "An Empirical Analysis of Cross-national Economic Growth, 1951-1980". *Journal of Monetary Economics*. (24). 259-76.

Grier K., Perry M. (1998). "Inflation and Inflation Uncertainty in the G7 Countries". *Journal of International Money and Finance*. (17). 671-689.

Grier K., Perry M. (2000). "The Effects of Uncertainty on Macroeconomic Performance. bivariate GARCH Evidence". *Journal of Applied Econometrics*. (15). 45-58.

Grier K., Henry O., Olekalns N. (2003). "The Effects of Uncertainty on Macroeconomic Performance: the Importance of the Conditional Covariance Model". "Forthcoming".

Henry O., Olekalns N. (2002). "The Effect of Recessions on the Relationship between Output Variability and Growth". *Southern Economic Journal*. (68). 683-92.

Kormendi R., Meguire P. (1985). "Macroeconomic Determinants of Growth: cross-country Evidence". *Journal of Monetary Economics*. (16). 141-63.

Kroner K., Ng V. (1998). "Modeling Asymmetric Comovements of Asset Returns". *Review of Financial Studies*. (11). 817-844.

Lucas R. (1987). "Models of Business Cycles". Oxford. Blackwell.

Nas T., Perry M. (2001). "Turkish Inflation and Real Output Growth, 1963-2000". *Russian and East European Finance and Trade*. (37). 31-46.

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

Okun A. (1971). "The Mirage of Steady Inflation". *BPEA*. N° 2. 485-98.

Ramey G., Ramey V. (1995). "Cross-country Evidence on the Link Between Volatility and Growth". (85). *American Economic Review*. 1138-1151.

Weiss A. (1986). "Asymptotic Theory for ARCH models: estimation and Testing". *Economic Theory*. (2). 107-131.

Zakoian J. (1990). "Threshold Heteroskedastic Models". Mimeo. CREST.

Gráfico 1.

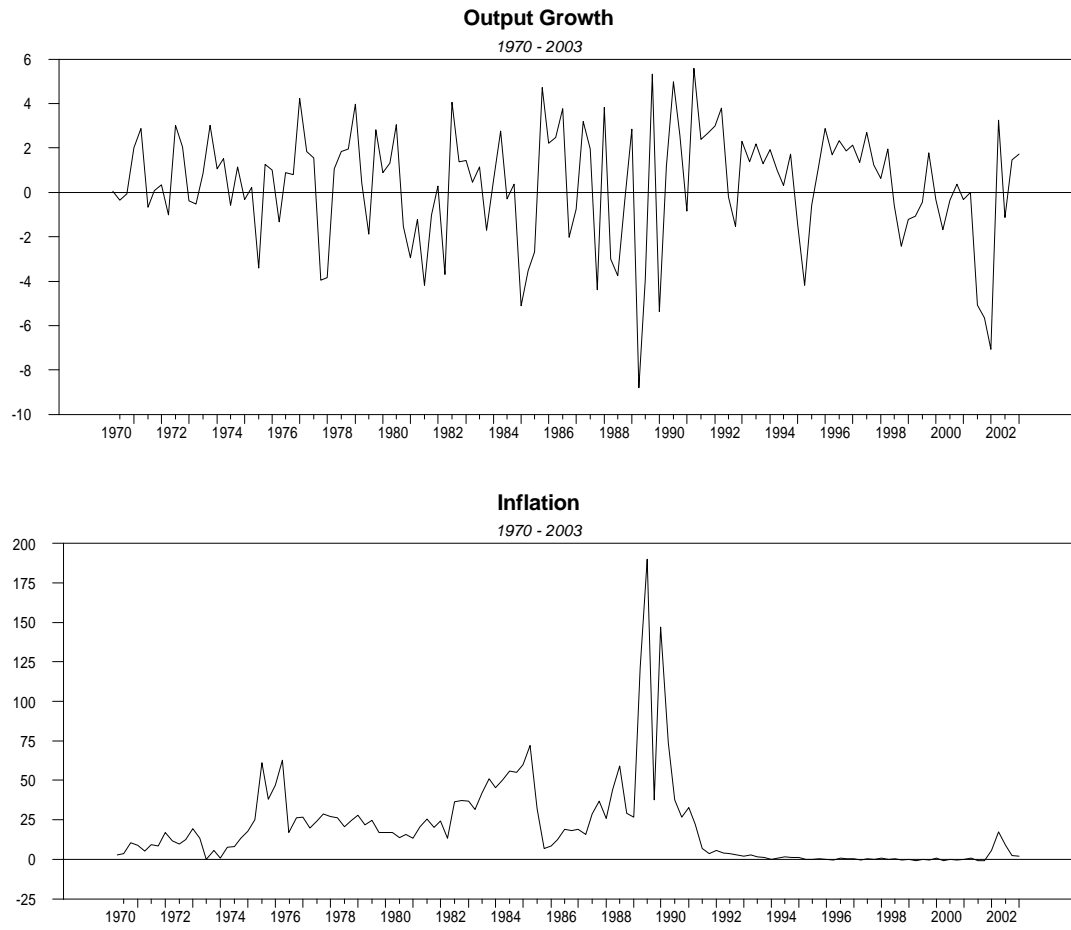


Gráfico 2.

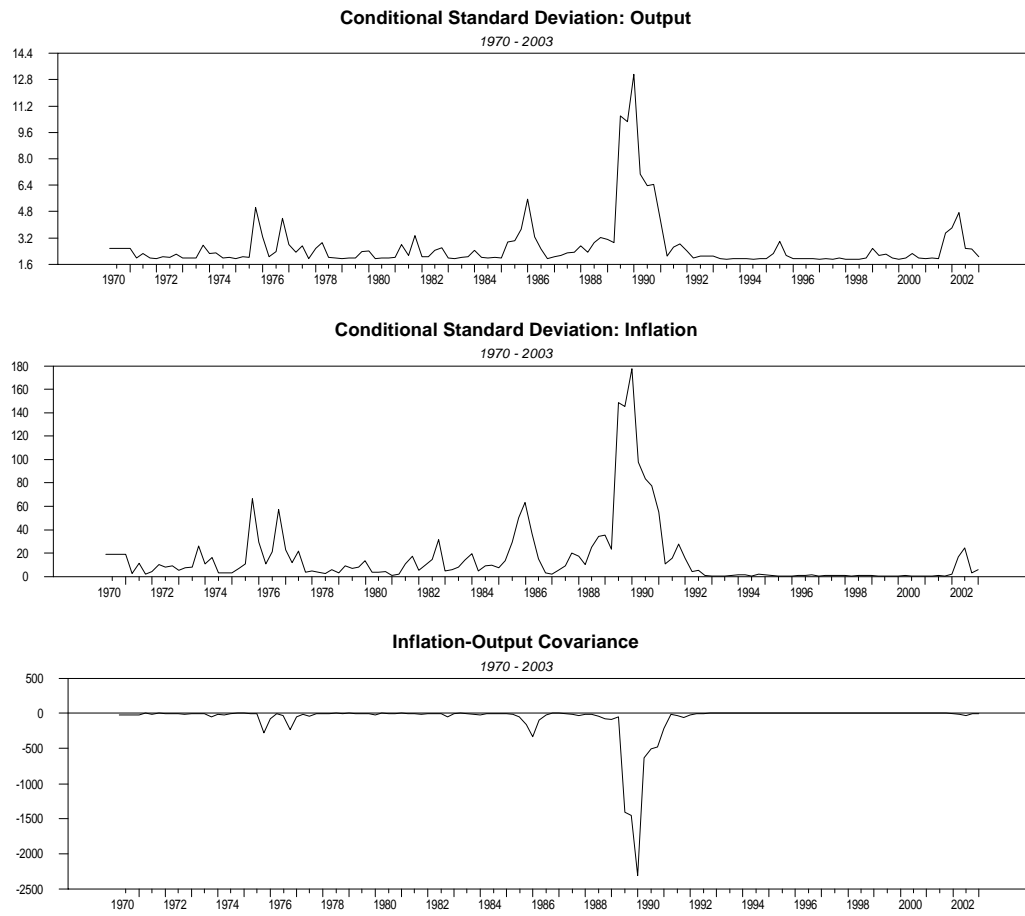


Tabla 1.

Resumen estadístico de las series.					
Variable	Media	Desvío estándar	'Skewness'	Kurtosis	Jarque-Bera. Normalidad
Tasas de crecimiento del PIB real.	0.31	6.00	0.06	2.86	0.20 [p-value: 0.91]
Tasas de inflación (IPC)	20.06	27.25	3.18	17.18	1328.2 [p-value: 0.00]

Tests de Raíz Unitaria.					
Variable	Lags	Significatividad Constante	Significatividad Tendencia	ADF	Phillips-Perron
Crecimiento del PIB real	5	No	No	-4.47	-19.22
Tasas de inflación (IPC).	5	Si	No	-3.03	-5.52

En todos los casos, se rechaza la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria, al 5% de significatividad estadística.

Estimaciones de modelos AR. Mínimos cuadrados ordinarios.
<p>Crecimiento del PIB real: y_t.</p> $y_t = 0.278 - 0.185 y_{t-1} - 0.116 y_{t-2} - 0.175 y_{t-3} + 0.668 y_{t-4}$ <p style="text-align: center;">(0.860) (-2.725) (-1.704) (-2.572) (9.741)</p> <p>Q(4) = 11.76, Q(8) = 24.21 LM-ARCH(5). p-value: 0.025 Jarque-Bera: 1.21. p-value: 0.55</p>
<p>Tasas de inflación: π_t</p> $\pi_t = 4.228 + 0.421 \pi_{t-1} + 0.213 \pi_{t-2} + 0.249 \pi_{t-3} - 0.093 \pi_{t-4}$ <p style="text-align: center;">(1.815) (4.689) (2.247) (2.626) (-1.040)</p> <p>Q(4) = 1.30, Q(8) = 5.59 LM-ARCH(5). p-value: 0.00 Jarque-Bera: 1930.7. p-value: 0.00</p>
Estadístico t entre paréntesis.

Tabla 2a. Modelo GARCH-M multivariado y asimétrico.

Ecuación de la media condicional.

$$Y_t = \mu + \sum_{i=1}^p \Gamma_i Y_{t-1} + \Psi \sqrt{h_t} + \sum_{j=1}^q \Theta_j \varepsilon_{tj} + \varepsilon_t$$

$$Y_t = \begin{bmatrix} y_t \\ p_t \end{bmatrix}; \quad \varepsilon_t = \begin{bmatrix} e_{y,t} \\ e_{p,t} \end{bmatrix}; \quad \sqrt{h_t} = \begin{bmatrix} \sqrt{h_{y,t}} \\ \sqrt{h_{p,t}} \end{bmatrix}; \quad \mu = \begin{bmatrix} m_y \\ m_p \end{bmatrix}$$

$$\Gamma_i = \begin{bmatrix} \Gamma_{11}^i & \Gamma_{12}^i \\ \Gamma_{21}^i & \Gamma_{22}^i \end{bmatrix}; \quad \Theta_j = \begin{bmatrix} \Theta_{11}^j & \Theta_{12}^j \\ \Theta_{21}^j & \Theta_{22}^j \end{bmatrix}; \quad \Psi = \begin{bmatrix} \Psi_{11} & \Psi_{12} \\ \Psi_{21} & \Psi_{22} \end{bmatrix}$$

Coeficientes estimados.		
Variable	Coefficiente	Estadístico t
μ_y	-0.947	-3.179
μ_π	6.133	2.985
Γ_{11}^y	0.030	0.490
Γ_{12}^y	-0.011	-3.630
Γ_{21}^y	0.788	37.756
Γ_{22}^y	0.012	4.286
Γ_{11}^π	-2.992	-5.263
Γ_{12}^π	0.464	8.468
Γ_{21}^π	-3.686	-5.130
Γ_{22}^π	0.314	10.746
Θ_{11}^y	0.149	3.031
Θ_{12}^y	0.004	1.919
Θ_{21}^y	-0.910	-24.010
Θ_{22}^y	-0.019	-6.363
Θ_{11}^π	3.042	5.599
Θ_{12}^π	0.137	0.921
Θ_{21}^π	4.134	5.764
Θ_{22}^π	-0.127	-3.452
Ψ_{11}	0.558	2.685
Ψ_{12}	-0.034	-2.821
Ψ_{21}	-0.065	-0.191
Ψ_{22}	0.130	2.974

Residuos				
	Q(4)	Q ² (4)	Q(12)	Q ² (12)
$\varepsilon_{1,t}$	4.146 [0.387]	0.556 [0.968]	19.594 [0.075]	5.365 [0.945]
$\varepsilon_{2,t}$	0.978 [0.913]	0.795 [0.939]	5.790 [0.926]	3.940 [0.985]

Q(p) y Q²(p) indican los tests de Ljung-Box para testear la Ho de no correlación serial de orden p en los residuos.

Tabla 2b. Modelo GARCH-M multivariado y asimétrico.

Estructura de la varianzas-covarianza condicional.

$$H_t = C_0^* + A_{11}^* \varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-1}' + B_{11}^* H_{t-1} + D_{11}^* \xi_{t-1} \xi_{t-1}'$$

$$C_0^* = \begin{bmatrix} c_{11}^* & c_{12}^* \\ 0 & c_{22}^* \end{bmatrix}; \quad A_{11}^* = \begin{bmatrix} a_{11}^* & a_{12}^* \\ a_{21}^* & a_{22}^* \end{bmatrix}; \quad B_{11}^* = \begin{bmatrix} b_{11}^* & b_{12}^* \\ b_{21}^* & b_{22}^* \end{bmatrix}$$

$$D_{11}^* = \begin{bmatrix} d_{11}^* & d_{12}^* \\ d_{21}^* & d_{22}^* \end{bmatrix}; \quad \xi_t^2 = \begin{bmatrix} \mathbf{X}_{y,t}^2 \\ \mathbf{X}_{p,t}^2 \end{bmatrix}$$

<i>Coefficientes estimados.</i>		
Variable	Coefficiente	Estadístico t
C11*	1.871	28.361
C12*	0.340	2.018
C21*	0.0	0.0
C22*	-0.0002	-0.013
α11*	0.207	8.375
α12*	-0.579	-17.464
α21*	-0.100	-12.148
α22*	1.487	18.352
β11*	-0.213	-1.462
β12*	-0.059	-1.215
β21*	-0.027	-1.723
β22*	0.118	1.263
δ11*	-0.474	-3.072
δ12*	-0.075	-0.679
δ21*	-0.059	-9.262
δ22*	0.812	6.419

Tests de los coeficientes.		
Hipótesis nulas.	Coefficientes.	p-value
Diagonalidad VARMA	Ho: $\Gamma_{12}^i = \Gamma_{21}^i = \Theta_{12}^i = \Theta_{21}^i = 0$	0.000
Diagonalidad GARCH	Ho: $\alpha_{12}^* = \alpha_{21}^* = \beta_{12}^* = \beta_{21}^* = \delta_{12}^* = \delta_{21}^* = 0$	0.000
Ausencia GARCH en media	Ho: $\Psi_{ij} = 0$, para todo i, j	0.003
Ausencia asimetría	Ho: $\delta_{ij} = 0$, para todo i, j = 1,2	0.000