

INFLACIÓN Y CRECIMIENTO

Un modelo de covarianza condicional para la Argentina*

Luis N. Lanteri

RESUMEN

Este trabajo analiza los efectos de la incertidumbre de las tasas de crecimiento del producto real (PIB real) y de las tasas de inflación en las tasas promedio de crecimiento del producto y de la inflación, empleando datos trimestrales de la Argentina, correspondientes a los tres decenios pasados. Para ello se utiliza un modelo GARCH-M, denominado VARMA, que permite probar 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 mayor crecimiento (teoría del motivo precautorio del ahorro), mientras que la mayor incertidumbre de la inflación reduciría el crecimiento económico, tal como afirman 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.

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 (VARMA 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.

* *Palabras clave:* crecimiento, inflación, incertidumbre, asimetría, no diagonalidad, covarianza condicional. *Clasificación JEL:* E39. Artículo recibido el 1º de junio de 2004 y aceptado el 31 de marzo de 2005. Se desea agradecer a dos dictaminadores anónimos de EL TRIMESTRE ECONÓMICO por sus comentarios. No obstante, errores y omisiones son responsabilidad exclusiva del autor.

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 tema. En particular, los economistas han planteado, entre otras cosas, si la incertidumbre respecto al crecimiento económico promueve, o retarda, el crecimiento, si la incertidumbre asociada con la inflación genera efectos perniciosos en 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 intentando 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 en la inflación y el crecimiento económico (véase 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, algunos modelos empíricos existentes en la bibliografía del tema consideran una sola variable o, en otros casos, emplean especificaciones que restringen el proceso de (varianzas) covarianza. Así, mientras los modelos univariados no permiten por definición analizar la determinación conjunta de dos o más series, que impide que las innovaciones de una de las variables influyan en 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 artículo analiza los efectos de la incertidumbre de las tasas de inflación y del crecimiento económico en las tasas promedio de inflación y de crecimiento del producto real, empleando datos trimestrales de la Argentina, que cubren los últimos tres decenios del siglo XX. Las estimaciones se realizan por medio 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.

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

El modelo especificado y estimado en el artículo permite determinar los efectos y las asimetrías en la estructura de (varianzas) covarianza, respecto a la inflación y al crecimiento del producto en el caso de la Argentina, una economía que ha padecido en determinados momentos de su historia altas tasas de inflación.

La economía argentina experimentó una importante incertidumbre asociada con la inflación y con el crecimiento del producto en los decenios recientes. No obstante, la incertidumbre de la inflación habría sido más significativa durante los años setenta y ochenta, debido al mayor descontrol de los precios durante esos años y a los procesos hiperinflacionarios que sufrió la economía hacia fines de los ochenta y principios de los noventa. La mayor incertidumbre asociada con la inflación volvió a surgir luego de la salida de la Convertibilidad, y de la crisis cambiaria y financiera de fines de 2001, cuando las devaluaciones de la moneda nacional (el peso) repercutieron de manera considerable en los precios internos. Los efectos perniciosos que suele generar la incertidumbre de la inflación en las señales del sistema de precios y en el proceso de asignación de recursos, podrían haber repercutido adversamente en el comportamiento de la actividad económica real.

Entre los trabajos que han analizado las tasas de inflación y las tasas de crecimiento del producto real pueden citarse los de Grier y Perry (2000), Henry y Olekalns (2002) y Grier, Henry y Olekalns (2003). El trabajo de Grier y Perry (2000) analiza datos de inflación y de crecimiento económico correspondientes a los Estados Unidos empleando un modelo de covarianza con restricciones; Henry y Olekalns (2002) utilizan un modelo GARCH-M, univariado y asimétrico, para el mismo país, mientras que Grier *et al* (2003) utilizan un modelo multivariado y asimétrico con datos de los Estados Unidos.

Sobre el particular, el modelo utilizado en el trabajo permite que las innovaciones de la inflación, o del crecimiento del producto, influyan en las varianzas condicionales de estas series. Algunos de los resultados 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 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.

El artículo se estructura de la siguiente manera. La sección I describe algunas de las principales teorías que abordan la incertidumbre de la inflación y del crecimiento del producto. La sección II analiza los datos empleados en la estimación y el modelo GARCH-M, asimétrico y multivariado, estimado. La sección III presenta los resultados de la estimación y las pruebas de diagnóstico, y analiza la congruencia de los resultados en relación con la teoría y los principales trabajos empíricos. Por último, se resume las principales conclusiones del artículo.

I. ALGUNAS DE LAS PRINCIPALES TEORÍAS RESPECTO A LA INCERTIDUMBRE DE LA INFLACIÓN Y DEL CRECIMIENTO DEL PRODUCTO

La incertidumbre desempeña un papel importante en diversos modelos macroeconómicos que han intentado explicar la dinámica de la actividad económica y de la inflación. Una de las consecuencias macroeconómicas que ha sido analizada en la bibliografía se refiere al efecto del aumento de la incertidumbre asociada con el crecimiento del producto en el crecimiento promedio de esta variable. No existe, sin embargo, un consenso teórico respecto a tal relación. Algunos modelos, como los del ciclo de negocios, suponen que estos factores serían independientes. Este argumento es también apoyado 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 del producto no estarían correlacionados, argumento relacionado con el trabajo de Lucas (1987).

En otros modelos, en cambio, se plantea una relación positiva, o negativa, entre estas 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 asociada con el crecimiento y el crecimiento promedio. En estos modelos un incremento de la incertidumbre respecto a los rendimientos (ganancias) futuros

aumenta el valor de la espera, demora las inversiones y reduce el crecimiento del producto. 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, en el que las tasas promedio de crecimiento de los rendimientos y la volatilidad estarían positivamente correlacionadas (la tecnología que genere 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 una mayor incertidumbre respecto al futuro aumentaría el deseo de ahorrar y, de esta manera, mejoraría la inversión y el crecimiento económico.

Los resultados empíricos en este caso son muy dispares. Ramey y Ramey (1995) encuentran una relación negativa y significativa entre la desviación estándar del crecimiento y el crecimiento económico para los países de la OCDE, mientras que Kormendi y Meguire (1985) y Grier y Tullock (1989) sugieren una relación positiva y significativa. Por su parte, Caporale y McKiernan (1998), al emplear un modelo GARCH-M univariado con datos de los Estados Unidos, obtienen un efecto positivo entre la incertidumbre del crecimiento y el crecimiento promedio, en tanto que Henry y Olekalns (2002) hallan una relación negativa por medio de un modelo GARCH-M univariado y asimétrico. Por su parte, en un trabajo que emplea un modelo GARCH bivariado y 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 en el crecimiento del producto. Algunos modelos macroeconómicos consideran que el crecimiento del producto sería 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 rendimientos futuros se demorarían las inversiones y, con ello, se reduciría el crecimiento económico.

En particular, la hipótesis de que la incertidumbre de la inflación reduce el crecimiento del producto puede atribuirse a Friedman

(1977) y a Okun (1971), quienes presentan algunos argumentos intuitivos que sustentan este punto de vista. Friedman (1977), por ejemplo, afirma 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. Estas distorsiones podrían ejercer efectos adversos en la eficiencia de la asignación de recursos y en la actividad económica y llevar a los agentes económicos a tomar decisiones de ahorro y de inversión que podrían ser subóptimas *ex post*.

Al respecto, Grier y Perry (2000), que emplean un modelo GARCH-M bivariado, con diagonalidad y simetría, encuentran que la incertidumbre de la inflación reduce significativamente el crecimiento del producto en el caso de los Estados Unidos, mientras que Nas y Perry (2001), con un modelo similar, obtienen también para Turquía una relación negativa entre la incertidumbre de la inflación y el crecimiento del producto real.

La tercera y cuarta hipótesis hacen referencia, respectivamente, a los efectos de la incertidumbre de la inflación y del crecimiento del producto real en la inflación promedio. En los modelos de Cukierman y Meltzer (1986), y Cukierman (1992), el aumento de la incertidumbre de la inflación aumenta la inflación promedio, de manera que los bancos centrales podrían utilizar la incertidumbre de la inflación para generar inflación inesperada,² mientras que en el modelo de Deveraux (1989) el aumento de la incertidumbre asociada al crecimiento del producto incrementaría la inflación promedio.

II. DESCRIPCIÓN DE LOS DATOS Y DEL MODELO GARCH-M MULTIVARIADO Y ASIMÉTRICO EMPLEADO EN LAS ESTIMACIONES

En el artículo se utilizan datos de inflación y del producto real (PIB real) correspondientes a la economía Argentina. A tal efecto se emplea la serie de PIB a precios constantes estimada por el Banco Central y por el Ministerio de Economía y la serie del índice de precios

² Por lo contrario, Grier y Perry (1998) afirman que, dado que la inflación es costosa para la economía, los bancos centrales podrían actuar de manera estabilizadora, en busca de reducir las tasas de inflación. Estos autores analizan el caso de los países del G7 al emplear un modelo GARCH univariado.

al consumidor estimada por el Instituto Nacional de Estadísticas y Censos. Ambas series presentan periodicidad trimestral y cubren el periodo 1970.1-2003.1. La serie trimestral del índice de precios al consumidor representa el promedio simple de los respectivos índices mensuales; mientras que las tasas de inflación (π_t) y las tasas de crecimiento del PIB real (y_t) corresponden a las primeras diferencias del logaritmo natural del índice de precios al consumidor y del PIB real en niveles, respectivamente.³

Ambas series en tasas de crecimiento se muestran en la gráfica 1. Como se observa, la economía argentina padeció altas tasas de inflación durante gran parte de los pasados 35 años. Desde mediados de los años setenta y hasta principios de los noventa las variaciones en el índice de precios al consumidor superaron en promedio al 100% anual (con excepción de 1986). Los efectos de la inflación se hicieron más notorios durante 1989 y 1990 cuando los precios se descontrolaron y la economía atravesó por dos procesos hiperinflacionarios.

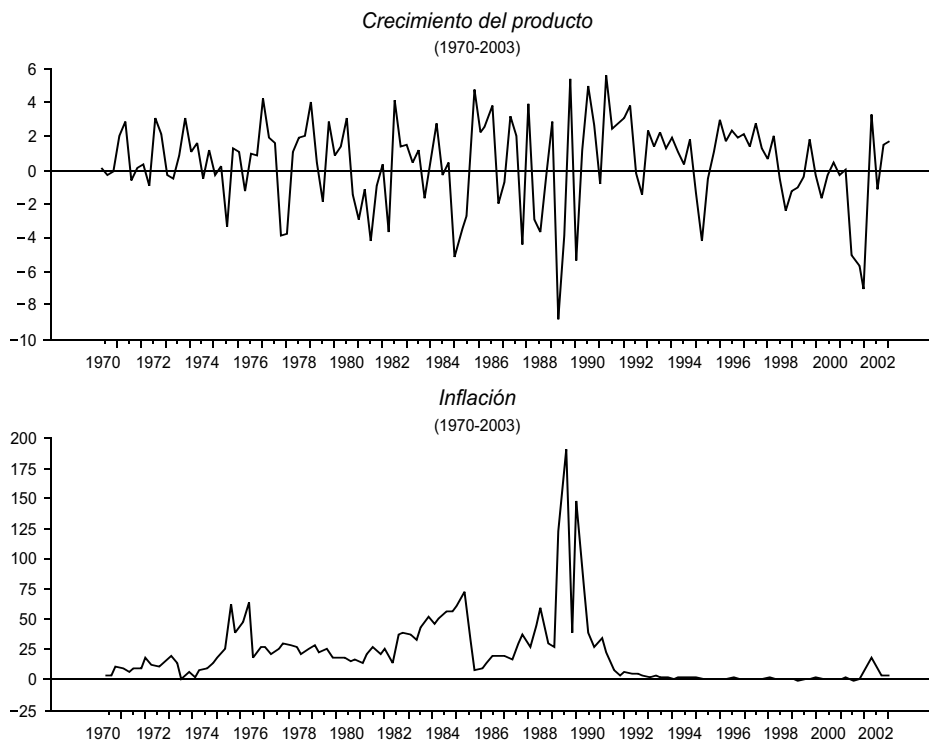
Con la puesta en marcha del plan de Convertibilidad, a principios de los años noventa, la economía argentina logró reducir la inflación a tasas inferiores a 10% anual, durante casi un decenio. Sin embargo, las devaluaciones de 2002, fruto de la salida de la Convertibilidad y de la crisis cambiaria de fines de 2001, afectaron nuevamente las tasas de inflación durante varios meses.

Tanto las tasas de inflación como las de crecimiento del PIB real mostraron también importantes oscilaciones durante los pasados tres decenios. Como se infiere de la gráfica 1, las tasas de crecimiento del PIB real han sido muy volátiles durante el periodo analizado, destacándose las caídas del producto en 1978, 1985, 1989, 1995 y 2002.

Las tasas de inflación también evidencian importantes oscilaciones, en particular durante los años setenta y ochenta. Al observar la serie de las tasas de inflación pueden verse los picos inflacionarios de mediados de los años setenta y ochenta y las dos hiperinflaciones de 1989 y 1990, respectivamente. Durante los noventa, en cambio, con la puesta en vigencia del plan de Convertibilidad, que implicaba la existencia de un tipo de cambio fijo entre el peso y el dólar estadu-

³ Previamente, la serie del PIB real en niveles fue desestacionalizada por medio del método X-11 ARIMA, no así la serie del índice de precios al consumidor, dado que esta serie no presenta estacionalidad.

GRÁFICA 1



nidense, las tasas de inflación se redujeron y disminuyeron notoriamente su volatilidad.⁴

En el cuadro 1a se incluye la descripción estadística de las series. Se observa que tanto las tasas de crecimiento del PIB real como las tasas de inflación presentan valores positivos de asimetría en la distribución de la serie alrededor de su media (*skewness*) y muestran valores de curtosis diferentes de tres (en la distribución normal es tres), lo que indica que la distribución de la inflación sería más prominente que la distribución normal, mientras que la del producto sería más aplanada. A su vez, en el caso de las tasas de inflación, la prueba Jarque-Bera rechaza la hipótesis nula de distribución normal. Por su parte, las pruebas de raíz unitaria (aumentado Dickey-Fuller

⁴ Sin embargo, estimar un modelo solamente para el periodo de la Convertibilidad implicaría eliminar la memoria de todos los choques pasados. En la Argentina existen probados indicios en el sentido de que la memoria del periodo de alta inflación está lejos de haber desaparecido.

CUADRO 1

<i>a. Resumen estadístico de las series</i>					
<i>Variable</i>	<i>Media</i>	<i>Desvío estándar</i>	<i>Skewness</i>	<i>Curtosis</i>	<i>Jarque-Bera normalidad</i>
Tasas de crecimiento del PIB real	0.31	6.00	0.06	2.86	0.20 [valor <i>p</i> : 0.91]
Tasas de inflación (IPC)	20.06	27.25	3.18	17.18	1 328.2 [valor <i>p</i> : 0.00]
<i>b. Pruebas de raíz unitaria^a</i>					
<i>Variable</i>	<i>Lags</i>	<i>Significación constante</i>	<i>Significación tendencia</i>	<i>ADF</i>	<i>Phillips-Perron</i>
Tasas de crecimiento del PIB real (sin desestacionalizar)	5	No	No	4.99	19.22
Tasas de crecimiento del PIB real (desestacionalizado)	5	No	No	9.55	9.59
Tasas de inflación (IPC)	5	No	No	2.00	4.03
<i>c. Resultados de la estimación de un modelo de VAR bivariado simple, para el PIB real (desestacionalizado) y las tasas de inflación^b</i>					
<i>Pruebas al modelo</i>					<i>Probab. (resultado)</i>
Prueba de White (no cruzado) de heteroscedasticidad (<i>H</i> ₀ : ausencia de 0.00 heteroscedasticidad en los residuos)					Se rechaza
Prueba LM de correlación serial conjunta (<i>H</i> ₀ : ausencia correlación serial 0.86 conjunta en los residuos, de orden cuatro)					No se rechaza
Prueba de estacionariedad de los residuos (<i>H</i> ₀ : existencia de raíz unitaria)					Se rechaza

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

^b Variables en tasas de crecimiento (periodicidad trimestral). Periodo 1970.2 a 2003.1.

y Phillips-Perron) sugieren que ambas series, en tasas de crecimiento, serían $I(0)$ (véase cuadro 1b).

En el cuadro 1c se incluye la estimación de un modelo de VAR bivariado simple, para las tasas de crecimiento del PIB real y de la inflación. Los resultados del VAR muestran que es posible rechazar la hipótesis nula de ausencia de heteroscedasticidad en los residuos del VAR. De esta manera, las tasas de crecimiento del PIB real y las de in-

flación mostrarían una varianza condicional que tiene variaciones a lo largo del tiempo, lo que indica la conveniencia de emplear modelos de tipo GARCH para modelar estas series. También resulta posible rechazar la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria en los residuos, por lo que los mismos serían estacionarios.

Los modelos GARCH han sido elaborados para modelar la volatilidad, o varianza condicional, de las variables, y resultan apropiados cuando los residuos de las estimaciones presentan heteroscedasticidad. Estos modelos permiten captar la incertidumbre de las variables (por medio de la varianza condicional), como efecto separado de la media de la variable.

El artículo utiliza un modelo GARCH-M (en media), denominado VARMA (vector autorregresivo promedio móvil) por Grier, Henry y Olekalns (2003). Este modelo incluye, como variables explicativas, en las ecuaciones de la media de las tasas de inflación y de las de crecimiento del PIB real, a la desviación estándar condicional correspondiente a las tasas de crecimiento del PIB real y a las de inflación. En símbolos, el modelo utilizado sería:

$$Y_t = \sum_{i=1}^p \alpha_i Y_{t-i} + \sqrt{h_t} \sum_{j=1}^q \beta_j \epsilon_{t-j} \quad (1)$$

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

$$H_t = \begin{pmatrix} h_{y,t} & h_{y,\pi,t} \\ h_{y,\pi,t} & h_{\pi,t} \end{pmatrix}$$

en el que

$$Y_t = \begin{pmatrix} y_t \\ \pi_t \end{pmatrix}; \quad \epsilon_t = \begin{pmatrix} \epsilon_{y,t} \\ \epsilon_{\pi,t} \end{pmatrix}; \quad \sqrt{h_t} = \begin{pmatrix} \sqrt{h_{y,t}} \\ \sqrt{h_{\pi,t}} \end{pmatrix}; \quad \beta = \begin{pmatrix} \beta_{11} & \beta_{12} \\ \beta_{21} & \beta_{22} \end{pmatrix};$$

Con el supuesto de que $\epsilon_t | \mathcal{I}_t \sim (0, H_t)$, en el que \mathcal{I}_t representa el conjunto de información disponible al tiempo t , el modelo podría es-

timarse por medio del método de máxima verosimilitud, sujeto al requerimiento que H_t , la matriz de covarianza condicional, sea positiva definida para todos los valores de t en la muestra.

El modelo empleado utiliza el concepto de buenas y malas noticias (*news*) para reflejar la asimetría en el proceso de (varianzas) covarianza condicional (por ejemplo, los movimientos descendentes de una variable podrían estar asociados con una mayor volatilidad, respecto a los movimientos ascendentes de la misma magnitud). Específicamente, si la inflación fuera más alta que la esperada se consideraría 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 al crecimiento del producto serían percibidas como un residuo negativo.

De esta manera, se define $y_{y,t}$ como $\min\{y_{y,t}, 0\}$, lo que representa una innovación negativa, o una mala noticia, respecto al crecimiento del producto. Similarmente, se define $y_{g,t}$ como $\max\{y_{g,t}, 0\}$, de modo que los residuos positivos de la inflación perciban las malas noticias respecto a la inflación.

La matriz de covarianza condicional estaría representada por la siguiente expresión:

$$H_t = \begin{bmatrix} C_0^* & C_0^* & A_{11}^* & 0 & 0 \\ 0 & C_0^* & 0 & 0 & 0 \\ A_{11}^* & 0 & A_{11}^* & B_{11}^* & 0 \\ 0 & 0 & B_{11}^* & H_{t-1} & B_{11}^* \\ 0 & 0 & 0 & 0 & D_{11}^* \end{bmatrix}$$

en la que

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

$$D_{11}^* = \begin{bmatrix} * & * \\ * & * \\ * & * \\ * & * \end{bmatrix}; \quad \begin{matrix} 2 \\ y,t \\ t \\ 2 \\ ,t \end{matrix} \quad (2)$$

El modelo permite que las restricciones de diagonalidad y de ausencia de asimetría sean probadas, más bien que impuestas en las estimaciones. Sin embargo, imponer ambas restricciones resulta frecuente en los trabajos empíricos, lo que podría generar errores de especificación (Kroner y Ng, 1998).

CUADRO 2. *Modelo GARCH-M multivariado y asimétrico*

a. *Ecuación de la media condicional*

$$Y_t = \sum_{i=1}^p \alpha_i Y_{t-i} + \sum_{j=1}^q \beta_j \sqrt{h_t} \varepsilon_{j,t}$$

$$Y_t = \begin{matrix} y_t \\ t \end{matrix}; \quad \begin{matrix} y_{,t} \\ ,t \end{matrix}; \quad \begin{matrix} \sqrt{h_t} \\ \sqrt{h_{,t}} \end{matrix}; \quad \begin{matrix} \sqrt{h_{y,t}} \\ \sqrt{h_{,t}} \end{matrix}; \quad y$$

$$i \quad \begin{matrix} i \\ 11 \\ 12 \\ 21 \\ 22 \end{matrix} \quad \begin{matrix} i \\ 11 \\ 12 \\ 21 \\ 22 \end{matrix} \quad j \quad \begin{matrix} j \\ 11 \\ 12 \\ 21 \\ 22 \end{matrix} \quad \begin{matrix} j \\ 11 \\ 12 \\ 21 \\ 22 \end{matrix}; \quad \begin{matrix} 11 \\ 12 \\ 21 \\ 22 \end{matrix} \quad \begin{matrix} 12 \\ 21 \\ 22 \end{matrix}$$

Variable	Coeficientes estimados			
	Coeficiente			Estadístico <i>t</i>
<i>y</i>		0.947		3.179
1		6.133		2.985
11		0.030		0.490
12		0.011		3.630
21		0.788		37.756
22		0.012		4.286
11		2.992		5.263
12		0.464		8.468
21		3.686		5.130
22		0.314		10.746
1		0.149		3.031
11		0.004		1.919
12		0.910		24.010
21		0.019		6.363
22		3.042		5.599
11		0.137		0.921
12		4.134		5.764
21		0.127		3.452
22		0.558		2.685
11		0.034		2.821
12		0.065		0.191
21		0.130		2.974
22				
		<i>Residuos</i> ^a		
	<i>Q</i> (4)	<i>Q</i> ² (4)	<i>Q</i> (12)	<i>Q</i> ² (12)
1, <i>t</i>	4.146 [0.387]	0.556 [0.968]	19.594 [0.075]	5.365 [0.945]
2, <i>t</i>	0.978 [0.913]	0.795 [0.939]	5.790 [0.926]	3.940 [0.985]

Cabe agregar que el modelo BEKK simétrico, de Engle y Kroner (1995), sería un caso particular de (2), en que $\rho_{ij} = 0$, para todos los valores de i, j . La parametrización BEKK permite que la matriz de covarianza condicional, H_t , sea positiva definida para todos los valores de t , en la muestra.⁵

III. RESULTADOS ENCONTRADOS EN LAS ESTIMACIONES

1. Resultados de las pruebas de especificación

El cuadro 2 muestra los parámetros estimados correspondientes al modelo especificado en las expresiones (1) y (2). Debido a que algunos resultados preliminares sugieren que el supuesto de distribución normal en las innovaciones estandarizadas podría no cumplirse, se ha seguido el método de estimación de Weiss (1986) y de Bollerslev y Wooldridge (1992), sobre la base de cuasimáxima verosimilitud.⁶

En esta sección se analizan las pruebas relacionadas con el proceso de (varianzas) covarianza condicional y con la validez de la especificación del modelo (véase cuadro 2b). Las hipótesis nulas planteadas y las pruebas estadísticas correspondientes son registradas al final de dicho cuadro.

En primer lugar, debe notarse que los resultados de la estimación muestran heteroscedasticidad condicional significativa en los datos. En contraste, la homoscedasticidad implicaría que los coeficientes de las matrices A_{11}^* , B_{11}^* y D_{11}^* fueran 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 la diagonal principal, sean no significativos en forma

⁵ Existen algunos modelos GARCH multivariados en los que las varianzas y covarianzas condicionales varían a lo largo del tiempo. Entre ellos pueden mencionarse el modelo VECH de Bollerslev, Engle y Wooldridge (1988), el modelo de correlación constante (CCORR) de Bollerslev (1990), el modelo ARCH factor (FARCH) de Engle, Ng y Rothschild (1990) y el modelo BEKK (Engle y Kroner, 1995), que han sido aplicados fundamentalmente a precios de activos. Un resumen de alguno de estos modelos puede encontrarse en Bollerslev, Chou y Kroner (1992).

⁶ Cuando los residuos no resultan normalmente distribuidos suele computarse la matriz de covarianza y los errores estándar por medio del método de Bollerslev y Wooldridge (1992). Esta opción permite estimar la matriz de covarianza de manera congruente con supuestos de cuasimáxima verosimilitud.

conjunta, mientras que en la estimación del modelo estos coeficientes son significativos en forma conjunta a niveles usuales de aceptación. En este sentido, la no significación de los coeficientes ubicados fuera de la 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 significación de los coeficientes ubicados fuera de la diagonal principal en las matrices B_{11}^* y D_{11}^* reflejaría que las innovaciones retrasadas al cuadrado en cada serie afectan de alguna manera las varianzas condicionales de las otras series.

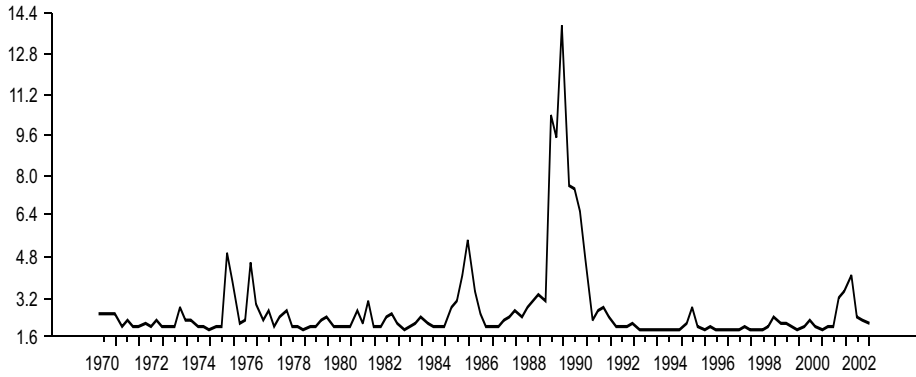
La hipótesis de un proceso de covarianza simétrico sería válida si los coeficientes de la matriz D_{11}^* fueran no significativos estadísticamente. En el modelo estimado tres de los cuatro coeficientes de esta matriz son individualmente significativos, al igual que la matriz de los coeficientes en forma conjunta. En particular, la significación del coeficiente $_{22}^*$, junto con la significación del coeficiente $_{22}^*$, indica, con igualdad de otros factores, 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. De manera análoga, la significación estadística de los coeficientes $_{11}^*$ y $_{11}^*$ 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.⁷

En resumen, los datos de las tasas de inflación y de las tasas de crecimiento del PIB real, correspondientes a la Argentina, durante los pasados tres decenios (1971.1-2003.1), mostrarían una gran heteroscedasticidad condicional. A su vez, las innovaciones de las tasas de inflación (tasas de crecimiento del PIB real) afectarían significativamente la varianza condicional de las tasas de crecimiento del PIB real (inflación), y en ambas variables los signos y tamaños de las innovaciones serían también importantes.

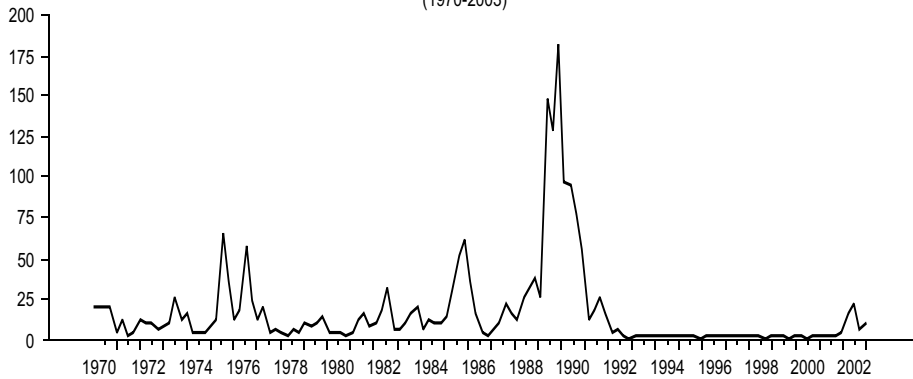
⁷ Kroner y Ng (1998) argumentan que el efecto asimétrico en la covarianza sería más probable si se presentaran efectos asimétricos en las varianzas. Para algunas series los efectos asimétricos de volatilidad son fenómenos que ocurren cuando los choques negativos (por ejemplo, caídas inesperadas en los precios de los activos) generan una mayor volatilidad que los choques positivos (incrementos inesperados en los precios) de igual magnitud.

GRÁFICA 2

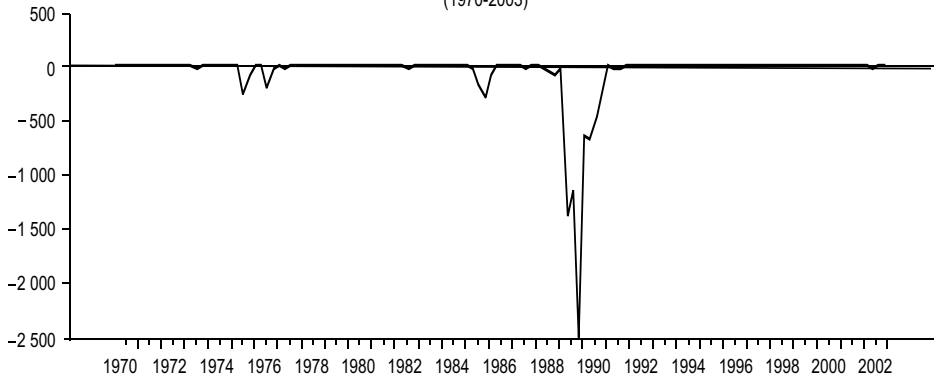
Producto. Desviación estándar condicional
(1970-2003)



Inflación. Desviación estándar condicional
(1970-2003)



Covarianza producto-inflación
(1970-2003)



En la gráfica 2 se observa las series de la varianza condicional de las tasas de crecimiento del PIB 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 ochenta, mientras que la volatilidad de las tasas de inflación se incrementa durante los años setenta y ochenta, pero se reduce durante los noventa. También se presenta una mayor volatilidad, en ambos casos, con posterioridad a la salida del plan de Convertibilidad, hacia fines de 2001.

En el cuadro 3 se indican las pruebas de estacionariedad de los procesos de media y desvío estándar condicional. Las pruebas muestran que estos procesos serían estacionarios a niveles usuales de aceptación.

CUADRO 3. Pruebas de estacionariedad de los procesos de media y desvío estándar condicional^a

<i>Proceso</i>	<i>ADF</i>
Media condicional PIB real	9.56
Desvío estándar condicional PIB real	2.57
Media condicional inflación	2.01
Desvío estándar condicional inflación	3.85

^a En todos los casos se rechaza la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria a 5% (excepto en el desvío estándar condicional del PIB real, que se rechaza a 10 por ciento).

2. Comparación de los resultados con las principales teorías

Los resultados mostrados en la sección anterior, que provienen de la estimación del modelo indicado en las expresiones (1) y (2), indican una aceptable descripción estadística de la media condicional y del proceso de (varianzas) covarianza condicional, que caracterizan a las series de las tasas de crecimiento del PIB real y de las tasas de inflación, de la economía argentina, durante los pasados tres decenios.

En esta sección se analiza con más detalle algunas consecuencias teóricas de los resultados hallados y, en particular, se hace hincapié en los efectos que presentan la incertidumbre de estas variables en las tasas de crecimiento del PIB real y las tasas de inflación. A tal efecto, se considera el significado económico de los resultados, en relación con las cuatro hipótesis que describen los efectos de la incertidumbre en estas variables.

En el modelo VARMA estimado el cumplimiento de las hipótesis planteadas podría inferirse por medio de los signos y de la significación estadística de los coeficientes de la matriz β , correspondiente a la expresión (1). Al analizar los signos y la significación estadística de los coeficientes de dicha matriz resulta posible hacer inferencias respecto a la congruencia de las estimaciones con las teorías económicas planteadas en la sección I del artículo.

El signo y significación estadística del coeficiente β_{11} permite inferir si el incremento de la incertidumbre del crecimiento aumenta, reduce o deja inalterado el crecimiento promedio. En las estimaciones del modelo este coeficiente resulta positivo y significativo estadísticamente, lo que indica (*ceteris paribus*) que un aumento en la incertidumbre del producto aumenta el crecimiento promedio. El resultado se suma al argumento de Black (1987) y a la teoría precautoria del ahorro, en los que la mayor volatilidad del crecimiento se asocia con un mayor crecimiento económico.

Este resultado es bastante plausible para una economía como la argentina, que ha sido tan inestable durante los pasados tres decenios. Dadas las marchas y contramarchas que ha experimentado la economía durante los años recientes, con distintos planes económicos que se han sucedido ininterrumpidamente a lo largo del tiempo, es muy factible que los agentes económicos intenten defenderse modificando sus pautas de consumo (ahorro) ante una mayor incertidumbre en las condiciones económicas futuras. Este resultado también estaría mostrando que no se verificaría, para la economía argentina, el cumplimiento de la dicotomía planteada por Friedman (1968) y por Lucas (1987), al suponer que no existe un vínculo entre la variabilidad del producto y sus tasas de crecimiento promedio.

La hipótesis que establece el mecanismo mediante el cual una mayor incertidumbre de la inflación afecta el crecimiento del producto puede verificarse por medio del coeficiente β_{12} . En el caso del modelo estimado, los resultados muestran un coeficiente negativo y significativo estadísticamente, que estaría en línea con los argumentos planteados por Okun (1971) y por Friedman (1977) respecto a los efectos perniciosos de la inflación en la actividad económica real.

En el caso argentino, se observa que una mayor incertidumbre de la inflación se asocia con un deterioro de la actividad económica real

y con menores tasas de crecimiento del producto. Ello podría deberse a las distorsiones que genera, en el sistema de precios relativos y en el proceso de asignación de recursos, una mayor incertidumbre de la inflación.

A su vez, la magnitud del coeficiente β_{22} muestra 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 manera, se rechaza el argumento planteado por Grier y Perry (1998) que afirma que la autoridad monetaria podría actuar de manera estabilizadora en busca de reducir la inflación.⁸

Adviértase, sin embargo, que este resultado corresponde a la totalidad del periodo muestral y no refleja forzosamente los objetivos de política antinflacionaria seguidos por la autoridad monetaria durante algunos periodos específicos de los pasados tres decenios. Por ejemplo, a partir de 2002 el Banco Central de la Argentina ha seguido un esquema de “objetivos de inflación”, con metas específicas en materia de tasas de inflación, que logró desde 2003 contener las alzas en los precios internos. Por último, no se observa, a partir de la estimación del modelo, una relación clara entre la volatilidad del crecimiento del producto y la inflación promedio, dada la falta de significación estadística del coeficiente β_{21} .

Cabe agregar que al estimar un modelo tradicional GARCH-M multivariado (simétrico y diagonal), para comparar los resultados con el modelo (asimétrico) estimado en el artículo, se obtienen coeficientes que presentan, por lo general, signos similares a los obtenidos en la estimación del modelo asimétrico, aunque los resultados difieren respecto a la significación estadística de algunos de los coeficientes estimados. En particular, la correlación entre la incertidumbre de la inflación y la inflación, entre la incertidumbre de la inflación y el

⁸ Algunos trabajos plantean la relación inversa, es decir que las tasas de inflación repercuten en la incertidumbre de la inflación. Friedman (1977), en su lectura de recepción del premio Nobel, asegura que las tasas de inflación causan incertidumbre en las tasas de inflación futuras. Por su parte, Ball (1992) también sostiene este argumento por medio 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 periodos de baja inflación el banco central promovería una tasa de inflación constante con una baja incertidumbre de la inflación. En cambio, durante los periodos de alta inflación, el banco central podría ser reacio 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 la inflación y la incertidumbre de la inflación.

crecimiento y entre la incertidumbre del crecimiento y el crecimiento, respectivamente, presentan los mismos signos que en la estimación del modelo asimétrico, aunque los coeficientes correspondientes a estas dos últimas correlaciones no resultan estadísticamente significativos, mientras que la correlación entre la incertidumbre del crecimiento y la inflación es significativa estadísticamente.⁹ Las diferencias encontradas entre ambos modelos muestran la conveniencia de probar las condiciones de simetría y diagonalidad, en lugar de imponerlas de manera directa en las estimaciones.

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, denominado VARMA, que permite probar las restricciones de diagonalidad y de ausencia de asimetría en la matriz de covarianza, respecto a las tasas de crecimiento del producto real y de las tasas de inflación. Algunos trabajos muestran la conveniencia de probar estas restricciones, más bien que imponerlas explícitamente en la estimación, dado que de lo contrario podrían generarse errores de especificación.¹⁰ El modelo estimado utiliza datos trimestrales de las tasas de crecimiento del PIB real y de las tasas de inflación y cubre el periodo 1970.1-2003.1.

Los resultados encontrados muestran que los aumentos en la incertidumbre del producto real (PIB real), o la mayor volatilidad de esta variable, estarían positivamente asociados con un crecimiento más alto. Estos resultados son acordes con el argumento planteado por Black (1987) y con las teorías que sustentan un motivo precautorio para el ahorro. En ambos casos, una mayor volatilidad del producto se correlacionaría positivamente con un crecimiento más alto de dicha variable.

De la estimación del modelo se infiere que una mayor incertidumbre de la inflación genera un efecto negativo en el crecimiento eco-

⁹ El modelo estimado en este caso es un modelo tradicional GARCH-M, similar al utilizado por Grier y Hernández Trillo (2004).

¹⁰ Advértase, sin embargo, que una de las limitaciones del modelo estimado en el artículo es que dificulta la incorporación de variables de control. Dado el gran número de parámetros estimados, la inclusión de una variable adicional complicaría notoriamente el proceso de estimación.

nómico. Este resultado se asimila a los argumentos de Okun (1971) y de Friedman (1977), quienes afirman que la mayor volatilidad de la inflación distorsiona las señales de precios y afecta negativamente el crecimiento del producto real.

De acuerdo con el modelo estimado la mayor volatilidad de la inflación se asociaría con una mayor inflación promedio, como argumentan Cukierman y Meltzer (1986) y Cukierman (1992). Sin embargo, estos resultados deberían ser considerados válidos para el promedio del periodo muestral. A partir de la crisis cambiaria de fines de 2001 la autoridad monetaria se ha comprometido a cumplir objetivos específicos en materia de control de la inflación, por medio de la aplicación de un esquema de “metas de inflación”. A su vez, no se encuentra evidencia significativa que explique la relación entre la incertidumbre del producto real y la inflación promedio, como se afirma en el trabajo de Deveraux (1989).

Los resultados del artículo sugieren también la conveniencia de estimar modelos que permitan probar las condiciones de ausencia de asimetría y de diagonalidad, respecto a la incertidumbre del producto y de la inflación, dado que la volatilidad de cada una de estas series podría influir a la otra, mientras que el tamaño y signo de las innovaciones (“las buenas y las malas noticias”) podrían tener un efecto diferencial en la matriz de covarianza condicional estimada.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Ball, L. (1992), “Why Does High Inflation Raise Inflation Uncertainty”, *Journal of Monetary Economics* 29, pp. 371-388.
- 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, pp. 307-327.
- (1990), “Modelling the Coherence in Short-Run Nominal Exchange Rates: a Multivariate Generalized ARCH Approach”, *Review of Economics and Statistics* 72, pp. 498-505.
- , R. Engle y J. Wooldridge (1988), “A Capital Asset Pricing Model with Time-varying Covariances”, *Journal of Political Economy* 96, pp. 116-131.
- , y J. Wooldridge (1992), “Quasi-maximum Likelihood Estimation and Inference in Dynamic Models with Time Varying Covariances”, *Econometric Reviews* 11, pp. 143-172.

- Bollerslev, T., R. Chou y K. Kroner (1992), "ARCH Modelling in Finance: a Selective Review of the Theory and Empirical Evidence", *Journal of Econometrics* 52, pp. 5-59.
- Brooks, C., y O. Henry (2000), "Linear and non-linear Transmission of Equity Return Volatility: Evidence from the US, Japan and Australia", *Economic Modelling* 17, pp. 495-513.
- , — y G. Persaud (2001), "The Effect of Asymmetries on Optimal Hedge Ratios", *Journal of Business* 75, pp. 333-352.
- Caporale, T., y B. McKiernan (1996), "The Relationship between Output Variability and Growth: Evidence from Post War UK Data", *Scottish Journal of Political Economy* 43, pp. 229-236.
- , y — (1998), "The Fischer Black Hypothesis: some Time-Series Evidence", *Southern Economic Journal* 64, pp. 765-771.
- Cukierman, A. (1992), *Central Bank Strategy, Credibility and Independence: Theory and Evidence*, The MIT Press.
- , y A. Meltzer (1986), "A Theory of Ambiguity, Credibility and Inflation under Discretion and Asymmetric Information", *Econometrica* 54, páginas 1099-1128.
- Deveraux M. (1989), "A Positive Theory of Inflation and Inflation Variance", *Economic Inquiry* 27, pp. 105-116.
- Engle, R. (1982), "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of U.K. Inflation", *Econometrica* 50, pp. 987-1008.
- , D. Lilien y R. Robins (1987), "Estimating Time Varying Risk Premia in the Term Structure: the ARCH-M Model", *Econometrica* 55, pp. 391-407.
- , V. Ng y M. Rothschild (1990). "Asset Pricing with a Factor ARCH Covariance Structure: Empirical Estimates for Treasury Bills", *Journal of Econometrics* 45, pp. 213-238.
- , y — (1993), "Measuring and Testing the Impact of News on Volatility", *Journal of Finance* 48, pp. 1022-1082.
- , y K. Kroner (1995), "Multivariate Simultaneous Generalized ARCH", *Economic Theory* 11, pp. 122-150.
- Friedman, M. (1968), "The Role of Monetary Policy", *American Economic Review* 58, pp. 1-17.
- (1977), "Nobel Lecture: inflation and Unemployment", *Journal of Political Economy* 85, pp. 451-472.
- Glosten, L., R. Jagannathan y D. Runkle (1993), "On the Relation between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks", *Journal of Finance* 48, pp. 1779-1801.
- Grier, K., y G. Tullock (1989), "An Empirical Analysis of Cross-national Economic Growth, 1951-1980", *Journal of Monetary Economics* 24, páginas 259-276.
- , y M. Perry (1998), "Inflation and Inflation Uncertainty in the G7 Countries", *Journal of International Money and Finance* 17, pp. 671-689.

- Grier, K., y M. Perry (2000), "The Effects of Uncertainty on Macroeconomic Performance. Bivariate GARCH Evidence", *Journal of Applied Econometrics* 15, pp. 45-58.
- , O. Henry y N. Olekalns (2003), "The Effects of Uncertainty on Macroeconomic Performance: the Importance of the Conditional Covariance Model", próxima publicación.
- , y F. Hernández Trillo (2004), "The Real Exchange Rate Process and its Real Effects: the Case of México and the USA", *Journal of Applied Econometrics* 7, pp. 1-25.
- Henry, O., y N. Olekalns (2002), "The Effect of Recessions on the Relationship between Output Variability and Growth", *Southern Economic Journal* 68, pp. 683-692.
- Kormendi, R., y P. Meguire (1985), "Macroeconomic Determinants of Growth: cross-country Evidence", *Journal of Monetary Economics* 16, pp. 141-163.
- Kroner, K., y V. Ng (1998), "Modeling Asymmetric Comovements of Asset Returns", *Review of Financial Studies* 11, pp. 817-844.
- Lucas, R. (1987), *Models of Business Cycles*, Oxford, Blackwell.
- Nas, T., y M. Perry (2001), "Turkish Inflation and Real Output Growth, 1963-2000", *Russian and East European Finance and Trade* 37, pp. 31-46.
- Nelson, D. (1991), "Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: a New Approach", *Econometrica* 59, pp. 347-370.
- Okun, A. (1971), "The Mirage of Steady Inflation", BPEA, núm. 2, pp. 485-498.
- Ramey, G., y V. Ramey (1995), "Cross-country Evidence on the Link Between Volatility and Growth", *American Economic Review* 85, pp. 1138-1151.
- Weiss, A. (1986), "Asymptotic Theory for ARCH Models: Estimation and Testing", *Economic Theory* 2, pp. 107-131.
- Zakoian, J. (1990), "Threshold Heteroskedastic Models", CREST, mimeografiado.