

I
ARTÍCULO

CRECIMIENTO Y CICLOS ECONÓMICOS EN COLOMBIA EN EL SIGLO XX

Por: Martha Misas A.
Carlos Esteban Posada P.*

Varios análisis de las fluctuaciones de la tasa de crecimiento del producto real colombiano, entre ellos los de Gaviria y Uribe (1993), Restrepo (1997), Arango (1998) y Misas y López (1998), han utilizado el procedimiento de diseñar modelos de vectores autorregresivos para variables estacionarias o integradas no cointegradas imponiendo restricciones de largo plazo basadas en hipótesis económicas ("VAR estructural")¹. Un rasgo común de los trabajos mencionados es la utilización de cifras de frecuencia trimestral, en un lapso que cubre, básicamente los años 80 y, en algunos casos, la primera mitad de los 90 (del siglo XX). Todos los trabajos, excepto uno de ellos, han seguido la metodología de Blanchard y Quah (1989). La excepción es el trabajo de Gaviria y Uribe, basado en una variante, la propuesta por Shapiro y Watson (1988).

Gaviria y Uribe utilizaron las siguientes variables: crecimiento del producto interno bruto (PIB) real, crecimiento de la oferta laboral (población económicamente activa PEA), va-

riación de la inflación, tasa de interés real *ex post* (diferencia entre la tasa de interés nominal y la tasa observada de inflación) y, como variable exógena, el precio real externo del café. La restricción (de largo plazo) impuesta fue la siguiente: solo los *shocks* de oferta (los *shocks* tecnológico y de oferta laboral) y del precio del café pueden tener efectos de largo plazo sobre el producto. Según sus resultados el principal factor de fluctuación del PIB en plazos de 16 o más trimestres es uno identificado, por hipótesis, como "*shock tecnológico*", pero el del precio del café aumenta su importancia a través del tiempo. Uno de sus resultados fue el siguiente: el principal factor de fluctuación de corto plazo del PIB (a un trimestre) es el *shock* de oferta laboral. Esto, evidentemente, es una anomalía; en efecto, no tiene razón económica alguna suponer que la variación autónoma de la oferta laboral sea la causa principal de las fluctuaciones del producto en el corto plazo. Los autores reconocieron esta anomalía, registrada también por Shapiro y Watson, y sugirieron que la razón de esta es la insuficiente

identificación de los llamados *shocks* de oferta laboral (y el tecnológico), y que detrás de este problema puede encontrarse la existencia de *shocks* no identificados nominales o de demanda.

Restrepo estimó un VAR con las siguientes variables (en su versión ampliada): crecimiento del PIB real, variación de la tasa de cambio real, variación de los saldos reales de dinero, inflación y tasa de interés real *ex post*. La restricción sobre el PIB fue la usual: los factores nominales o de demanda no tienen efectos de largo plazo sobre el producto. El principal factor de fluctuación a plazos iguales o mayores a 10 trimestres, según sus resultados, fue el *shock* identificado como de oferta. Encontró, además de lo anterior, una anomalía, típica de los VAR estructurales, que incluyen la tasa de interés para economías de países desarrollados, según una referencia a la literatura incluida en su artículo: ante *shocks* de oferta monetaria aumenta la tasa de interés nominal. Y esta es una anomalía porque el marco analítico utilizado para imponer las restricciones fue un modelo "IS-LM" con "curva de Phillips" y expectativas adaptativas de inflación.

Arango estimó un VAR de dos variables: la tasa de crecimiento del PIB real y la tasa de inflación, imponiendo la restricción convencional: los *shocks* nominales no afectan el producto en el largo plazo. El resultado básico fue el siguiente: el principal factor de fluctuación, bajo cualquier número de trimestres que consideren, es el *shock* identificado como de oferta. Este trabajo parece haber generado dos anomalías: a) la importancia relativa de los *shocks* de oferta y de los nominales

permanece constante a través del tiempo; b) en el largo plazo, los *shocks* de oferta explican una proporción aparentemente demasiado alta de los cambios de la inflación.

Misas y López, replicando el trabajo de Blanchard y Quah, utilizaron dos variables: la tasa de crecimiento del PIB y la tasa de desempleo. El principal resultado fue el siguiente: el factor dominante de fluctuación del PIB fue el *shock* identificado, también por hipótesis, como de oferta (85,0% o más de la fluctuación del PIB se explica por este factor a 13 o más trimestres). Otro resultado que llama la atención por tener visos de anomalía fue el siguiente: ante *shocks* positivos de oferta (cuyo mejor ejemplo sería un aumento de productividad o la reducción del precio externo de una materia prima importada) la tasa de desempleo se incrementa en los primeros momentos (y, simétricamente, cae ante impactos desfavorables de oferta) de manera paralela con el aumento del producto. Este resultado fue obtenido también por Blanchard y Quah. Una explicación de tal resultado sería la siguiente: ante un *shock* positivo de productividad, y dada una demanda de producto inelástica al precio (y a variables asociadas a esfuerzos de ventas), los empresarios decidirían continuar produciendo la misma cantidad de producto real; en tal caso optarían por reducir el empleo (producir lo mismo con menos personas), aumentando la tasa de desempleo; claro está que esta explicación abre más interrogantes que los que resuelve.

Además de realizar el ejercicio VAR estructural, Misas y López utilizaron sus resultados para generar un producto potencial. Esta va-

riable resulta de aplicar a un nivel inicial de producto, supuestamente igual al potencial, una magnitud correspondiente a la acumulación de los *shocks* de oferta a través del tiempo. La diferencia entre el producto observado y el producto "potencial" es la brecha o *gap* de producto.

Una implicación de lo anterior, que fue utilizada de manera explícita por DeSerres et al. (1995, y basados también en la metodología de Blanchard y Quah), es la descomposición de las variaciones del *gap* del producto con base en factores de demanda, en vista de que los *shocks* de oferta ya han quedado incorporados en la construcción del producto permanente.

En lo que sigue se utilizará la misma metodología y, en general, los mismos objetivos: a partir de un VAR sujeto a restricciones de largo plazo inspiradas en teoría económica se examinarán las fuentes de variación del componente imprevisto del crecimiento del producto. A continuación se estimarán el producto potencial o permanente (con base en los *shocks* acumulados de oferta) y, finalmente, la brecha entre el producto observado y el potencial, que será nuestra medida del componente transitorio del producto.

La ventaja de este enfoque consiste en integrar bajo un solo análisis el examen del crecimiento del producto en el largo plazo con el de sus movimientos transitorios y con las brechas transitorias entre el producto observado y el potencial, esto es, estudiar integralmente lo que se ha llamado crecimiento y ciclos.

El aporte del presente estudio frente a los ya reseñados se basa en la extensión de las series utilizadas, desde 1925 hasta 1997 (con datos de frecuencia anual), lo cual nos permite una mayor aproximación al verdadero largo plazo, y en la utilización de una variable que, a juicio de los historiadores de la economía colombiana, ha sido de la mayor importancia para la explicación de su crecimiento y ciclos: la evolución de los términos de intercambio. Otra ventaja, aunque ya no con respecto a todos los demás trabajos sino a algunos de ellos, es la utilización de cuatro variables en vez de dos o tres, con lo cual, presumiblemente, se reducen los riesgos de errores asociados a la omisión de variables significativas.

I. EL MODELO

Consideremos las series de frecuencia anual, entre 1925 y 1997, de las siguientes cuatro variables:

- ti*: logaritmo (*log*) del índice de los términos de intercambio;
- y*: log del producto interno bruto (PIB) real;
- g*: log del gasto público real (compras públicas de PIB para consumo e inversión);
- m*: log del índice de la base monetaria nominal;

Estas variables son no estacionarias; específicamente son integradas de orden 1 $I(1)$, según las pruebas presentadas más adelante.

Los datos utilizados provienen de series de frecuencia anual de los logaritmos del índice de términos de intercambio, PIB real, gasto público (consumo de las administraciones públicas y estimación de la inversión pública) y base monetaria.

Las fuentes primarias de las series de PIB real y gasto público son las estimaciones realizadas en 1957 por la Comisión Económica para América Latina, CEPAL, (para el período 1925-1949)² y las de Cuentas Nacionales (Banco de la República y Departamento Nacional de Estadística, DANE, para 1950-1997); la fuente de la serie de la base monetaria es el Banco de la República, y el índice de términos de intercambio es una estimación basada, a su vez, en fuentes oficiales de cifras de comercio exterior. En GRECO (1999) se encuentran las series utilizadas del PIB, de los términos de intercambio y de la base monetaria, y las explicaciones metodológicas correspondientes. La serie de gasto público real se construyó como la suma del consumo de las administraciones públicas (Cuentas Nacionales) más una estimación de la inversión pública real; esta última se basó en cifras de la CEPAL Cuentas Nacionales y estimaciones del Departamento Nacional de Planeación (DNP).

Puesto que la economía colombiana se aproxima al caso de una pequeña economía abierta, podemos suponer que es "tomadora" de precios internacionales; por tanto, es sensato suponer que el nivel de los términos de intercambio o relación entre los niveles de los precios externos de sus exportaciones e importaciones es una variable exógena frente a las otras cuatro variables en el largo plazo.

Así, el modelo VAR estándar³ (una vez rechazada la hipótesis de existencia de cointegración), para el conjunto de información presentado, puede expresarse como:

$$\begin{aligned}
 X_t &= \Phi_1 X_{t-1} + \Phi_2 X_{t-2} + K + \Phi_p X_{t-p} + e_t \\
 (1) \quad &= \sum_{i=1}^p \Phi_i X_{t-i} + e_t \\
 &e_t \sim N\left(0, \Sigma\right) \text{ iid}
 \end{aligned}$$

Siendo:

$$(2) \quad X_t = \begin{bmatrix} \Delta i_t \\ \Delta y_t \\ \Delta g_t \\ \Delta m_t \end{bmatrix}$$

donde Φ_i ($i = 1, \dots, p$) son las matrices de los coeficientes de los componentes autorregresivos y e_t el vector de las innovaciones o de los componentes no explicados por el proceso autorregresivo.

Para imponer las restricciones de largo plazo podemos suponer, adicionalmente, que en cada período t se puede presentar un *shock estructural* (ε_t) asociado de manera intrínseca ("idiosincrática") a cada una de las variables, así:

$$\begin{aligned}
 (3) \quad &\varepsilon_{1t} \leftrightarrow i_t \\
 &\varepsilon_{2t} \leftrightarrow y_t \\
 &\varepsilon_{3t} \leftrightarrow g_t \\
 &\varepsilon_{4t} \leftrightarrow m_t
 \end{aligned}$$

Es decir, el *shock* ε_t es un impacto de origen externo y soportado en primera instancia por

los términos de intercambio; ε_2 es un impacto que supuestamente se origina en el seno de la actividad productiva (un impacto originado en la oferta de factores o en su productividad potencial); ε_3 proviene de decisiones de gasto público; y ε_4 sería un impacto original sobre la oferta de base monetaria, como correspondería a una medida de política monetaria, o un impacto originado en factores exógenos (diferentes a los mencionados) que también afectan en primera instancia la base monetaria; ejemplos adicionales de ε_j podrían ser aquellos provenientes de variaciones originadas en la demanda de base monetaria o en precios internacionales nominales.

De acuerdo con la teoría económica, el *shock* nominal ε_j carece de efectos de largo plazo sobre el producto real. De otra parte, bajo el supuesto de que, en su conjunto, el gasto público no es productivo (tiene componentes productivos pero también otros que no lo son o que, cuando superan ciertos límites, frenarían el producto) se puede establecer la restricción de que el efecto de largo plazo de un *shock* de gasto público, ε_3 , es nulo sobre el producto. Así mismo, no deberíamos esperar que el *shock* nominal tenga efectos de largo plazo sobre el gasto público real. Finalmente, se acepta la posibilidad de que los impactos asociados a los términos de intercambio tengan efectos de largo plazo sobre el producto⁴. Por tanto, estamos imponiendo una restricción de largo plazo sobre el producto: sólo los *shocks* de términos de intercambio y de oferta (ε_1 y ε_2) pueden tener efectos de largo plazo sobre éste.

Lo anterior significa que se puede considerar el producto potencial, bajo este enfoque,

como resultante de la acumulación de los efectos de largo plazo de los *shocks* de términos de intercambio y de oferta sobre un producto inicial⁵.

Además, supondremos, como es usual, que todas las variables reales pueden tener efectos tanto de corto como de largo plazo sobre la única variable nominal de este sistema.

Las consideraciones anteriores implican que estamos imponiendo las siguientes restricciones de largo plazo:

$$\begin{aligned}
 \sum_{k=0}^{\infty} c_{12}(k) &= \sum_{k=0}^{\infty} c_{13}(k) = \sum_{k=0}^{\infty} c_{14}(k) \\
 (4) \quad &= \sum_{k=0}^{\infty} c_{23}(k) = \sum_{k=0}^{\infty} c_{24}(k) \\
 &= \sum_{k=0}^{\infty} c_{34}(k) = 0
 \end{aligned}$$

Siendo $\sum c_{ij}(k)$ un polinomio en el operador de rezagos que indica los efectos (para $k = 0, 1, 2, \dots$) de los impactos $\varepsilon_{j,t-k}$ sobre la variable i ($i, j = 1, 2, \dots, 4$).

Con tales restricciones el sistema VAR estructural se representa así (Enders 1995):

$$(5) \quad \begin{bmatrix} \Delta t_t \\ \Delta y_t \\ \Delta g_t \\ \Delta m_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sum_{k=0}^{\infty} c_{11}(k) & 0 & 0 & 0 \\ \sum_{k=0}^{\infty} c_{21}(k) & \sum_{k=0}^{\infty} c_{22}(k) & 0 & 0 \\ \sum_{k=0}^{\infty} c_{31}(k) & \sum_{k=0}^{\infty} c_{32}(k) & \sum_{k=0}^{\infty} c_{33}(k) & 0 \\ \sum_{k=0}^{\infty} c_{41}(k) & \sum_{k=0}^{\infty} c_{42}(k) & \sum_{k=0}^{\infty} c_{43}(k) & \sum_{k=0}^{\infty} c_{44}(k) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t-k} \\ \varepsilon_{2t-k} \\ \varepsilon_{3t-k} \\ \varepsilon_{4t-k} \end{bmatrix}$$

Es decir, la representación de media móvil del modelo estructural es:

$$(6) \quad \begin{aligned} X_t &= C_0 \varepsilon_t + C_1 \varepsilon_{t-1} + K \\ &= C(L) \varepsilon_t \end{aligned}$$

Donde $E[\varepsilon_t \varepsilon_t'] = I_n$; y L el operador de rezagos.

Vistas en su conjunto las restricciones tienen, por lo menos, dos méritos. De un lado, simplifican el tratamiento y permiten encontrar la solución del problema y, de otro, permiten que solo dos *shocks* estructurales reales, los denominados ε_1 y ε_2 , tengan efectos permanentes sobre el producto.

Esto último hará posible establecer de manera precisa la importancia de los otros dos *shocks* sobre la brecha entre el producto observado y el potencial o de equilibrio. Y ello es ventajoso porque hay buenas razones para pensar que los *shocks* de gasto público y monetarios han sido factores causales de brechas transitorias entre el producto observado y el producto potencial⁶.

La identificación del modelo estructural (ecuación 6) se basa en la estimación del modelo de forma reducida⁷:

$$(7) \quad \begin{aligned} X_t &= \sum_{i=1}^p \Phi_i X_{t-i} + e_t \\ E[e_t e_t'] &= \Sigma_e \end{aligned}$$

Dado que el modelo de forma reducida (7)⁸ es estacionario, bajo el teorema de descom-

posición de Wold se garantiza la existencia de una representación MA infinita tal como la expresada en (8):

$$(8) \quad X_t = e_t + \Gamma_1 e_{t-1} + \Gamma_2 e_{t-2} + K = \Gamma(L) e_t$$

de tal modo que las innovaciones de la forma reducida o VAR estándar se relacionan con las estructurales a través de las ecuaciones (9) y (10):

$$(9) \quad e_t = C_0 \varepsilon_t$$

$$(10) \quad E[e_t e_t'] = C_0 C_0'$$

Por último, la matriz de efectos de largo plazo de los residuales de forma reducida, $\Gamma(1)$, está relacionada con la matriz equivalente de los residuales estructurales $C(1)$ mediante la ecuación (11):

$$(11) \quad C(1) = \Gamma(1) C_0$$

La identificación de C_0 se alcanza imponiendo, en este caso, seis restricciones (conjunto de restricciones (4)). La descomposición particular de Blanchard-Quah consiste en la imposición de restricciones sobre la matriz de efectos de largo plazo asociada a los choques estructurales, $C(1)$. Por consiguiente, si se supone que la matriz de efectos de largo plazo asociada a los choques estructurales es triangular, las ecuaciones (10) y (11) se identifican exactamente. Una vez determinada la matriz C_0 se obtienen, a partir de (9), los choques estructurales y mediante estos puede llegarse a la construcción del producto potencial y de la brecha (*gap*) del producto.

II. ESTIMACIÓN Y RESULTADOS

A. Estimación

Puesto que la estimación del VAR estructural requiere que las variables sobre las cuales se imponen las restricciones de neutralidad de largo plazo sean integradas de orden uno $I(1)$ en sus niveles, el paso siguiente es la determinación del orden de integración de las variables del sistema. El Cuadro 1 presenta los resultados de las pruebas sobre existencia de raíz unitaria de Dickey-Fuller (Dickey y Fuller, 1981) y KPSS (Kwiatkowski et al., 1992) aplicadas sobre el nivel de las series considera-

das, como también sobre sus primeras diferencias. Los resultados de las dos pruebas coinciden en señalar, para un nivel de significancia de 10,0%, que, en el caso de las variables en niveles, no existe evidencia para rechazar la hipótesis de raíz unitaria, en tanto que sobre las diferencias no se rechaza el comportamiento estacionario de éstas.

Dado que las variables en niveles son integradas de orden uno, $I(1)$, para la estimación correcta del VAR estructural a partir del VAR estándar se debe probar la no existencia de vectores de cointegración para el sistema de información bajo estudio⁹.

Cuadro 1
Resultados de pruebas de raíz unitaria

Variables	Prueba Dickey-Fuller			Prueba KPSS	
	Estadística	Valor crítico $\alpha = 0,10$	Ljung-Box	Estadística L_{τ}	Valor crítico $\alpha = 0,10$
Niveles					
ti	$\tau_{\mu} = -2,04$	-2,588	0,839	$\eta_{\mu} = 0,346$	0,347
y	$\tau_{\tau} = -1,89$	-3,165	0,504	$\eta_{\tau} = 0,133$	0,119
g	$\tau_{\tau} = -1,78$	-3,162	0,879	$\eta_{\tau} = 0,1937$	0,119
m	$\tau_{\tau} = -2,29$	-3,163	0,883	$\eta_{\tau} = 0,2586$	0,119
Primera diferencia					
Δti	$\tau_{\tau} = -4,21$	-1,618	0,714	$\eta_{\mu} = 0,071$	0,347
Δy	$\tau_{\mu} = -6,23$	-2,589	0,607	$\eta_{\mu} = 0,096$	0,347
Δg	$\tau_{\mu} = -7,49$	-2,588	0,887	$\eta_{\mu} = 0,1142$	0,347
Δm	$\tau_{\tau} = -5,79$	-3,164	0,953	$\eta_{\tau} = 0,069$	0,119

Fuente: Cálculos del autor.

El Cuadro 2 presenta los resultados del análisis de cointegración bajo la metodología de

Johansen (Johansen, 1995). La revisión de cointegración se lleva a cabo a través de las

Cuadro 2
Resultados de la prueba de cointegración multivariada (*)

H_0	H_1	Tendencia lineal determinística en las variables		Tendencia lineal determinística en las variables y en el vector de cointegración	
		Estadístico de la traza	Valor crítico $\alpha = 0,05$	Estadístico de la traza	Valor crítico $\alpha = 0,05$
Rezago 1					
$r = 0$	$r \geq 1$	69,10	62,61	53,61	47,20
$r = 1$	$r \geq 2$	33,96	42,20	19,88	29,37
$r = 2$	$r \geq 3$	10,99	25,46	6,04	15,34
$r = 3$	$r = 4$	3,38	12,38	0,09	3,84
Rezago 2					
$r = 0$	$r \geq 1$	53,98	62,61	35,69	47,20
$r = 1$	$r \geq 2$	27,33	42,20	18,18	29,37
$r = 2$	$r \geq 3$	10,78	25,46	6,76	15,34
$r = 3$	$r = 4$	3,24	12,38	2,07	3,84
Rezago 3					
$r = 0$	$r \geq 1$	52,38	62,61	33,76	47,20
$r = 1$	$r \geq 2$	25,10	42,20	15,50	29,37
$r = 2$	$r \geq 3$	11,23	25,46	7,13	15,34
$r = 3$	$r = 4$	2,97	12,38	2,83	3,84
Rezago 4					
$r = 0$	$r \geq 1$	58,23	62,61	42,65	47,20
$r = 1$	$r \geq 2$	28,64	42,20	13,83	29,37
$r = 2$	$r \geq 3$	11,48	25,46	5,52	15,34
$r = 3$	$r = 4$	3,52	12,38	1,44	3,84

(*) Se utiliza la corrección de tamaño de muestra sugerida por Cheung y Lai (1993).
Fuente: Cálculos del autor.

especificaciones que consideran: i) tendencia lineal en las variables y ii) tendencia lineal en las variables y en el vector de cointegración, utilizando en cada uno de estos esquemas entre uno y cuatro rezagos.

Como se deriva del Cuadro 2, el estadístico de la traza, al rezago uno, determina la existencia de un vector de cointegración en los dos posibles esquemas de modelación. Sin

embargo, la prueba de exclusión, bajo la hipótesis de existencia de un vector de cointegración y aplicada al modelo que incluye tendencia en el vector de cointegración muestra que no existe evidencia para rechazar la hipótesis de exclusión de ésta¹⁰. Así, el modelo adecuado en este caso es, entonces, aquel que considera tendencia lineal en las variables y un rezago. El análisis de residuales de dicho modelo sugiere la existencia de co-

relación entre ellos¹¹; esto lleva al no reconocimiento de existencia de cointegración.

La no existencia de cointegración hace posible la estimación del VAR estructural presentado en (6) (Amisano y Giannini, 1997), el cual parte de la estimación de un VAR estándar estacionario¹². La determinación de la longitud del VAR estándar se lleva a cabo considerando, en una primera etapa, los resultados de los criterios de información de Akaike, Schwarz; y Hanna-Quinn (Judge et al., 1985), que coinciden en señalar que un solo rezago es la longitud óptima de rezagos del modelo. Sin embargo, como lo señalan DeSerres y Guay (1995), utilizar una estructura de rezagos excesivamente parsimoniosa puede llevar a un sesgo significativo en la estimación de las componentes estructurales¹³. Adicionalmente, estos autores encuentran que criterios de información como los

ya mencionados tienden a seleccionar un número insuficiente de rezagos. Por consiguiente, se decidió revisar, para rezagos de los órdenes uno a cinco, el comportamiento multivariado de los residuales en lo concerniente a ruido blanco y normalidad (Lütkepohl, 1993).

El Cuadro 3 presenta los resultados de los *tests* sobre normalidad y ruido blanco multivariados aplicados a los residuales del modelo VAR estacionario. La selección del rezago tres como rezago óptimo del VAR estándar se basa en los resultados reportados en el Cuadro 3. Este rezago puede ser visto como el máximo, entre uno y cinco, para el cual no se encuentra evidencia para rechazar la hipótesis de residuales que siguen un comportamiento normal y ruido blanco multivariado para un nivel de significancia $\alpha=5\%$.

Cuadro 3
Pruebas multivariadas sobre comportamiento de los residuales

Rezago	Ruido blanco (*)	Normalidad (*)		
	Pormanteau ajustado \bar{p} $\chi^2(k^2(h-p))$	Apuntamiento $\hat{\lambda}_1$ $\chi^2(k)$	Simetría $\hat{\lambda}_2$ $\chi^2(k)$	Normalidad Conjunta $\hat{\lambda}_3$ $\chi^2(2k)$
1	0,428	0,086	0,152	0,061
2	0,258	0,671	0,617	0,757
3	0,192	0,647	0,154	0,329
4	0,077	0,959	0,004	0,041
5	0,002	0,976	0,001	0,003

(*) Se reporta el P-Value asociado a cada prueba.
Fuente: Cálculos del autor.

B. Análisis de impulso-respuesta

El Gráfico 1 describe las reacciones de (los logaritmos de) los términos de intercambio, del PIB, del gasto público y de la base monetaria ante un *shock* positivo de los términos de intercambio. Estas reacciones se presentan con sus respectivos intervalos de confianza¹⁴. Con respecto a estas, son dignas de mencionar dos: a) el efecto positivo con

sobrerreacción del PIB (aunque éste no es estadísticamente significativo); por hipótesis, parte de este efecto es permanente; b) el efecto positivo y permanente (y significativo) sobre el gasto público.

El Gráfico 2 presenta las reacciones ante un *shock* positivo del producto; éste mismo responde con una sobrerreacción (tal como lo describiría un modelo teórico de "ciclos eco-

Gráfico 1
Efectos de un *shock* de términos de intercambio (ε_t)

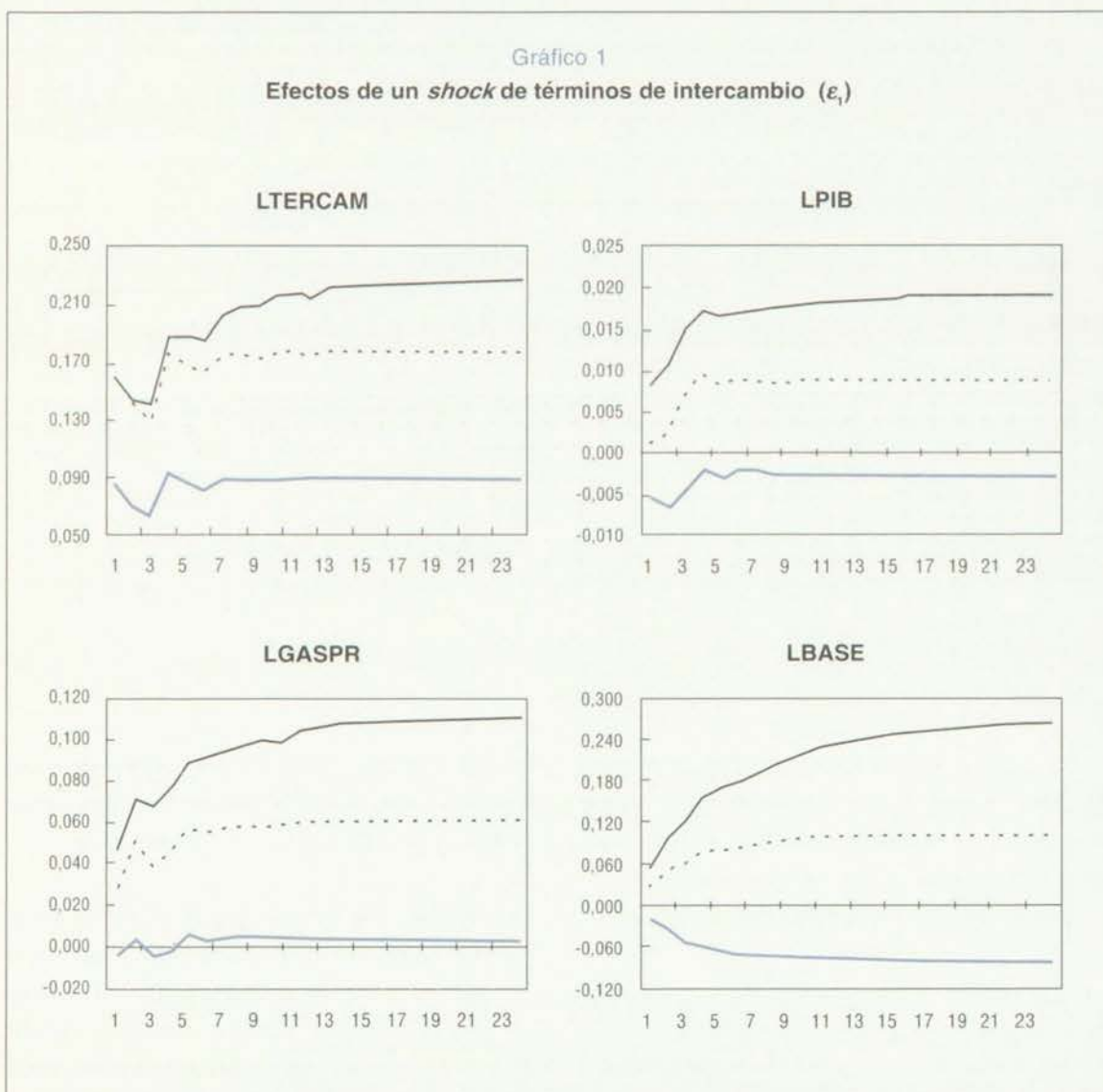
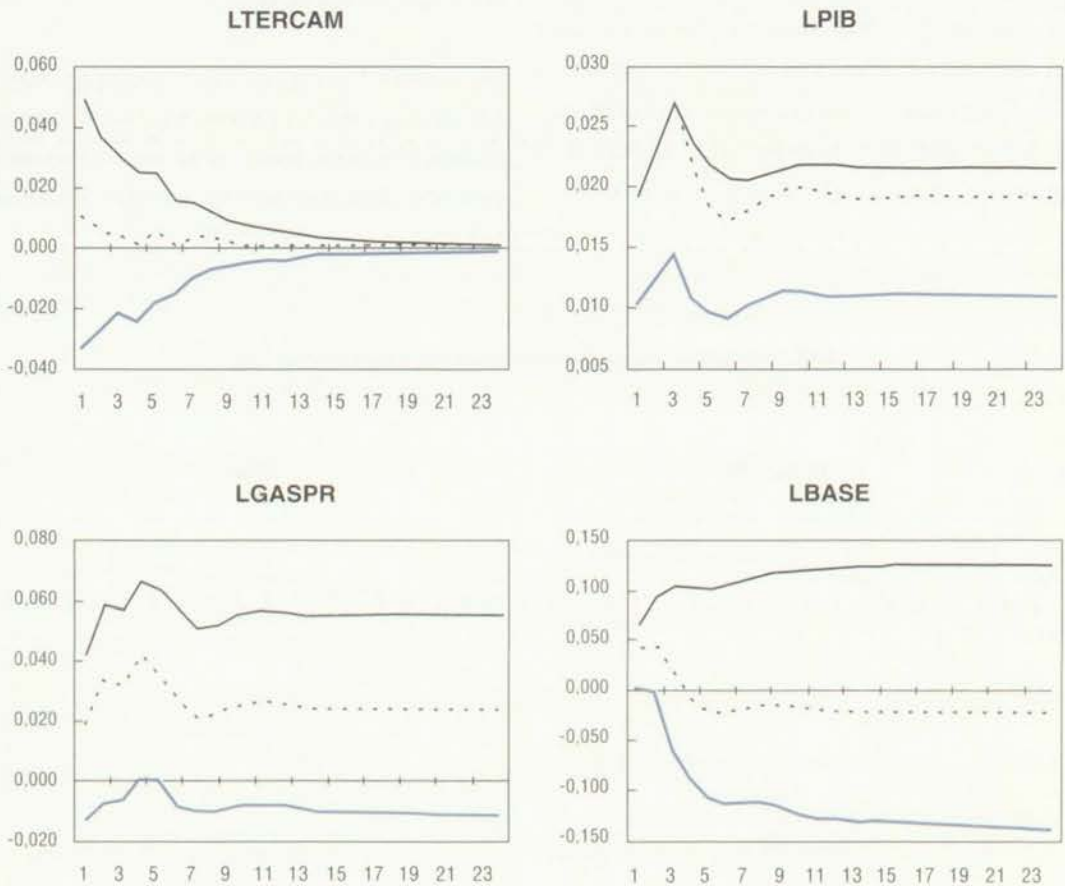


Gráfico 2
Efectos de un *shock* de producto (ε_2)



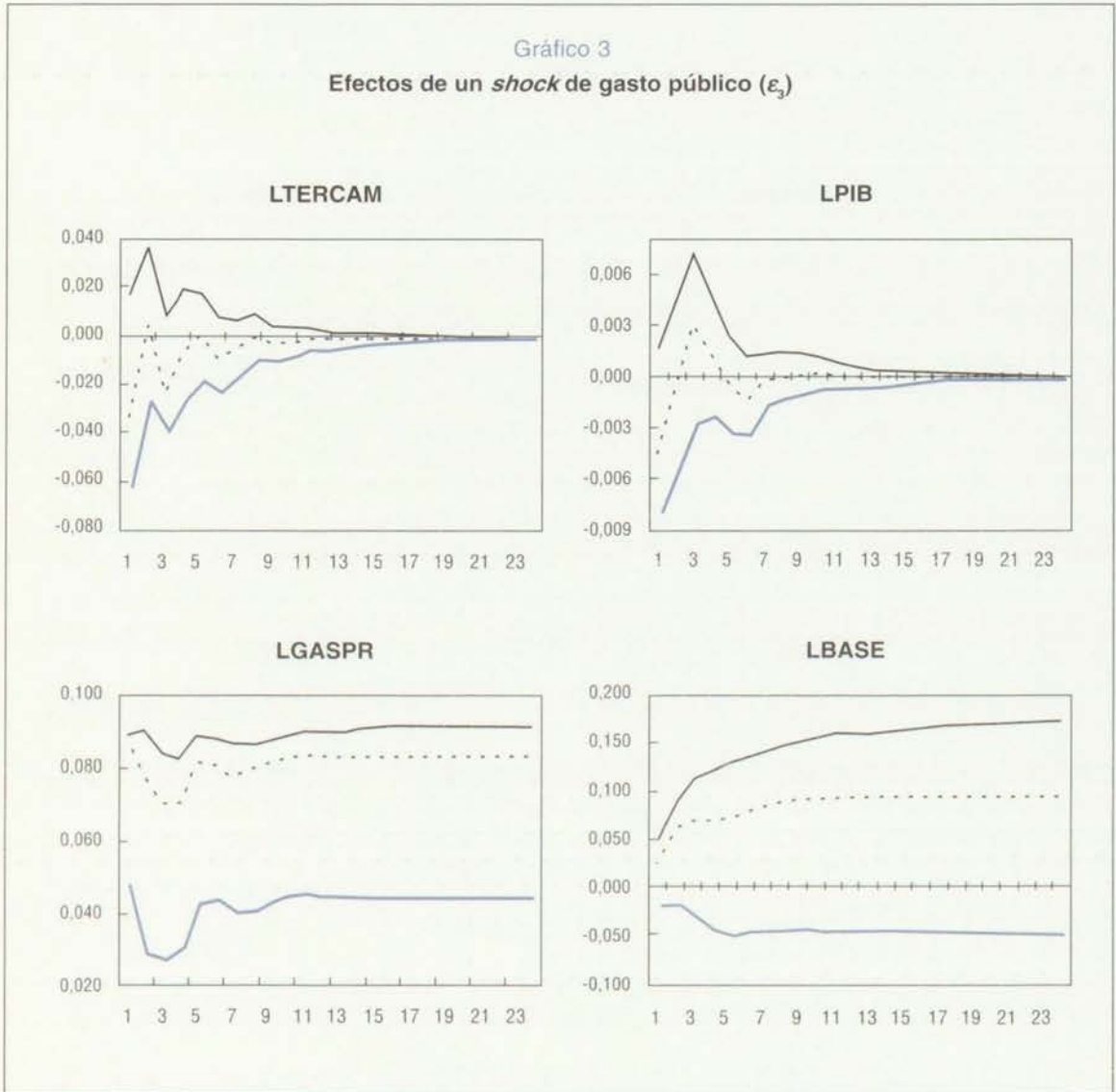
nómicos reales"); el gasto público responde de manera positiva pero transitoria y rezagada ante el mencionado *shock*, y la base monetaria también responde en forma positiva y transitoria pero de manera contemporánea.

Con respecto a los efectos de un impacto positivo del gasto público (Gráfico 3), lo único que cabe mencionar (en vista de las hipó-

tesis del trabajo y de los intervalos de confianza) es que tal *shock* tiene un efecto permanente positivo sobre el mismo gasto.

Finalmente, un *shock* positivo de la base monetaria tiene un efecto negativo significativo (Gráfico 4) sobre el gasto público. Esto último, que parece a primera vista paradójico, posiblemente esté reflejando los intentos

Gráfico 3
Efectos de un *shock* de gasto público (ε_2)



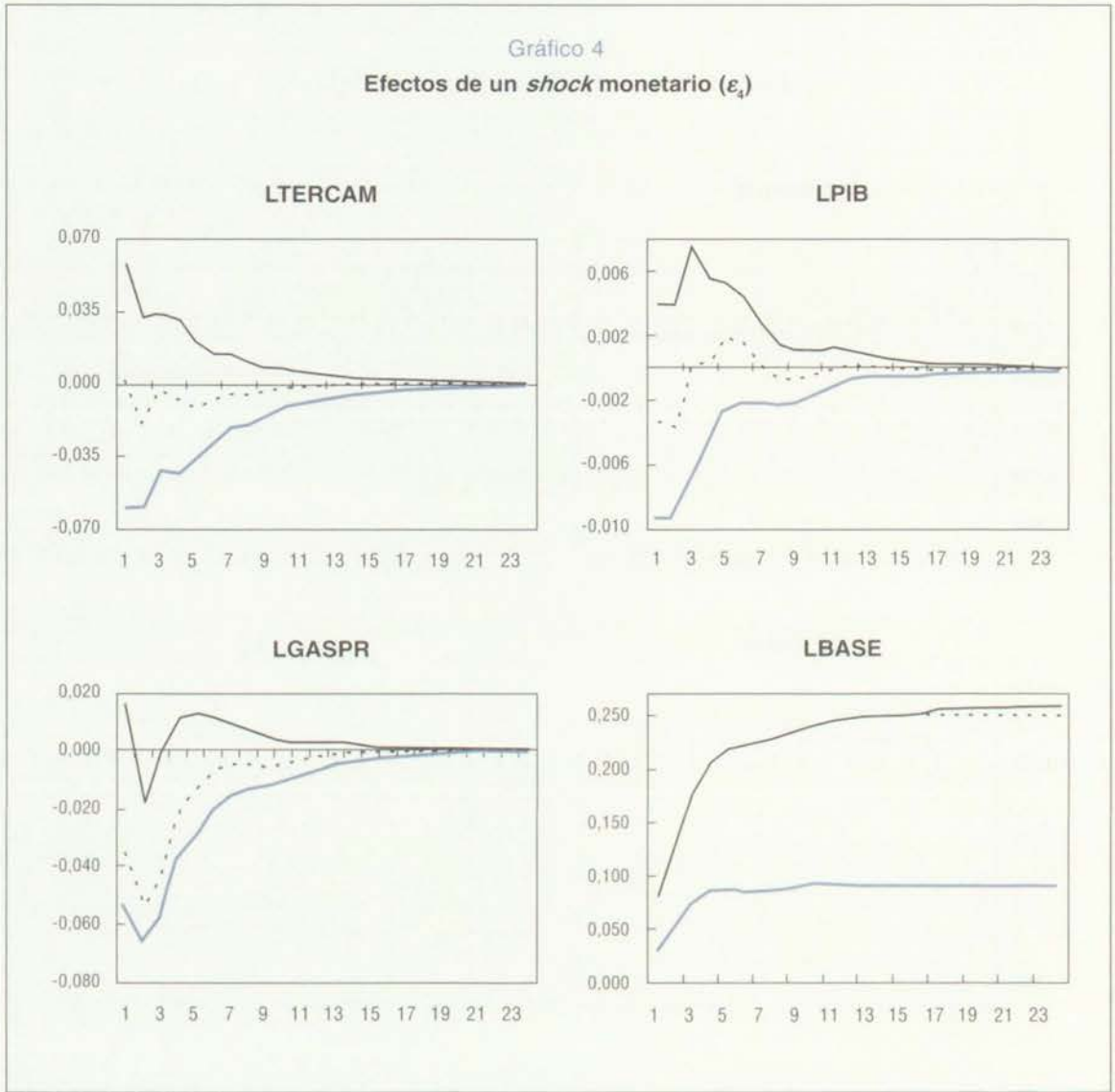
de utilizar la política fiscal en algunas ocasiones de manera contracíclica frente a expansiones monetarias autónomas.

C. Análisis de descomposición de varianza

El Cuadro 4 registra la descomposición de varianza del error de pronóstico del crecimiento del producto.

De acuerdo con lo expuesto en el cuadro, los *shocks* ε_2 (supuestamente los originados en la producción) explican la mayor parte de la varianza del error de pronóstico de crecimiento del producto tanto en el corto como en el largo plazo; en segundo lugar, los *shocks* del gasto público explican 10,3% de dicha varianza en el largo plazo, mientras que los originados en los términos de intercambio y

Gráfico 4
Efectos de un *shock* monetario (ε_4)



en la base monetaria explican 6,2% y 5,8% en el largo plazo, respectivamente. La importancia de los efectos de las innovaciones de los términos de intercambio es despreciable en el corto plazo pero ascendente hasta un cierto punto en el mediano plazo.

Según este cuadro, en los primeros años crece la importancia relativa de los *shocks* de términos de intercambio, gasto público y

monetario en la varianza del error de pronóstico del crecimiento del PIB, y luego se estabiliza.

D. El producto permanente y el ciclo

La construcción del producto potencial o permanente se deriva de la serie de cambios permanentes en $\{y_t\}$ de la siguiente manera:

Cuadro 4
Descomposición de varianza del error de pronóstico
del crecimiento del PIB

Horizonte	ϵ_{1t}	ϵ_{2t}	ϵ_{3t}	ϵ_{4t}
1	0.466	91.267	5.319	2.948
2	0.731	87.622	8.902	2.745
5	6.217	78.390	10.065	5.328
10	6.203	77.763	10.301	5.733
15	6.199	77.745	10.298	5.758
20	6.199	77.744	10.298	5.759
25	6.199	77.744	10.298	5.759

Fuente: Cálculos del autor.

$$(12) \quad \Delta^p y_t = \left\{ (I - \hat{\Phi}_1 - \hat{\Phi}_2 - \hat{\Phi}_3)^{-1} \hat{\gamma} \right\}_{\text{elemento}(2,1)} + \sum_{k=0}^{\infty} \hat{C}_{21}(k) \hat{\epsilon}_{1t-k} + \sum_{k=0}^{\infty} \hat{C}_{22}(k) \hat{\epsilon}_{2t-k}$$

Donde $\hat{\gamma}$ es el intercepto del VAR estándar. Una vez se cuenta con la serie de cambios permanentes, esta se integra con el fin de obtener el producto permanente en niveles. Sin embargo, ¿cuál es el mejor método de integración para dicha serie? La respuesta está relacionada con el comportamiento del componente transitorio del producto, como se explica a continuación.

Dado que el componente transitorio, $\Delta^p y_t$, de la serie Δy_t (ecuación 13) es estacionario, su integración puede llevarse a cabo fácilmente partiendo de un valor inicial igual a su promedio. Una vez obtenido el componente transitorio de la serie en niveles, $Comp^p(y_t)$, la diferencia entre éste y el nivel observado del producto da como resultado el producto potencial o permanente.

$$(13) \quad \Delta^t y_t = \sum_{k=0}^{\infty} \hat{C}_{23}(k) \hat{\epsilon}_{3t-k} + \sum_{k=0}^{\infty} \hat{C}_{24}(k) \hat{\epsilon}_{4t-k}$$

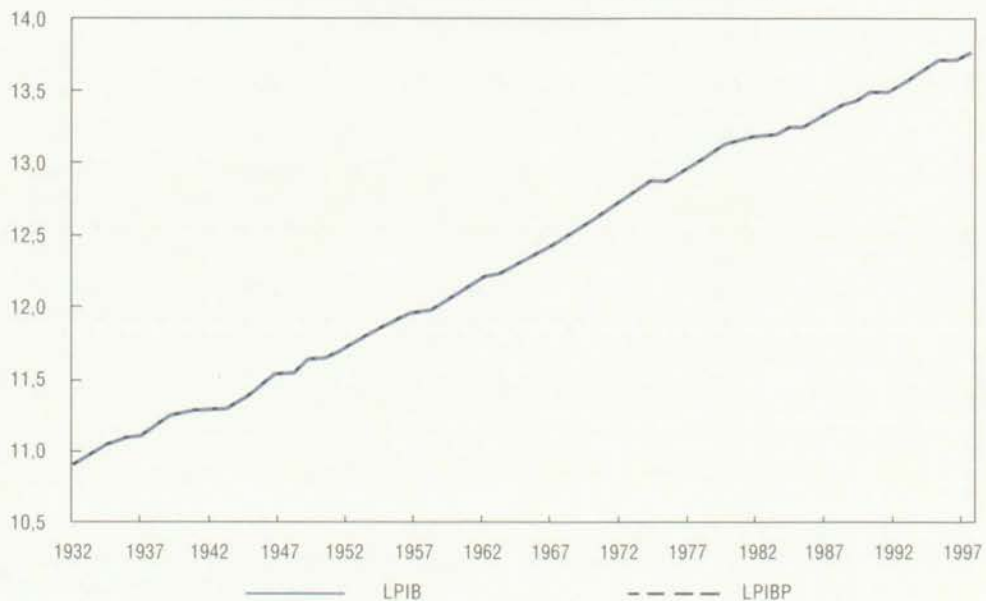
Bajo esta metodología, la brecha del producto (*gap*) se define como el componente transitorio de la serie en niveles, lo cual es equivalente al concepto tradicional de la brecha o diferencia entre los logaritmos del producto observado y el permanente.

El Gráfico 5 presenta dos series (en logaritmos): el PIB real observado y la estimación de su nivel potencial (permanente o de equilibrio), para el período 1932-1997, construido con la metodología de VAR estructural.

La diferencia entre el logaritmo del producto observado y el de equilibrio o permanente, como ya se dijo, es el *gap*. El Gráfico 6 muestra esta brecha.

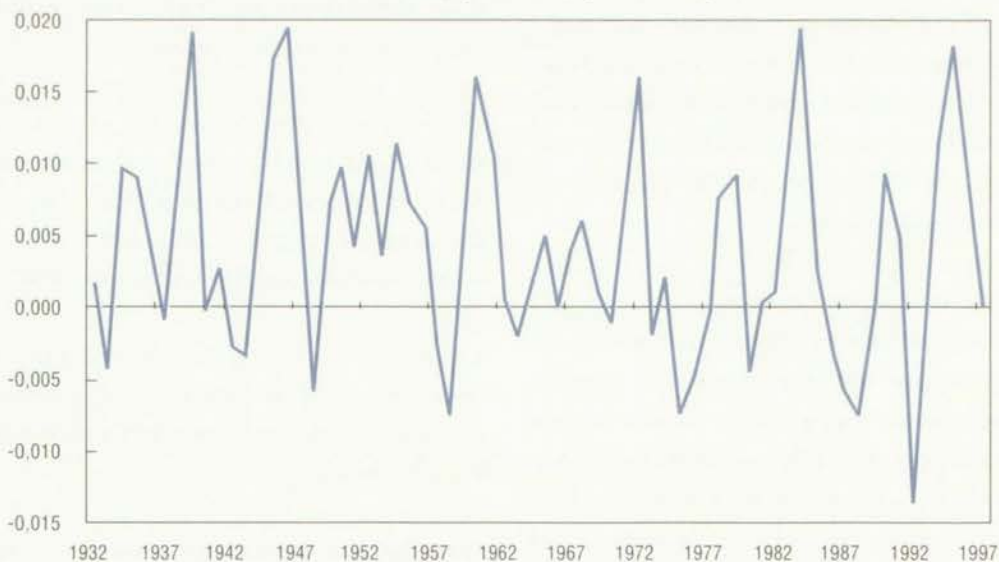
Para algunas coyunturas, como las de finales de los años 20 y principios de los 30 y las del decenio de los 90, la estimación de la brecha

Gráfico 5
Productos observado y permanente, (1932-1997)



Fuente: Grupo de Estudios del Crecimiento Económico Colombiano (GRECO) y cálculos del autor.

Gráfico 6
La brecha del producto, (1932-1997)

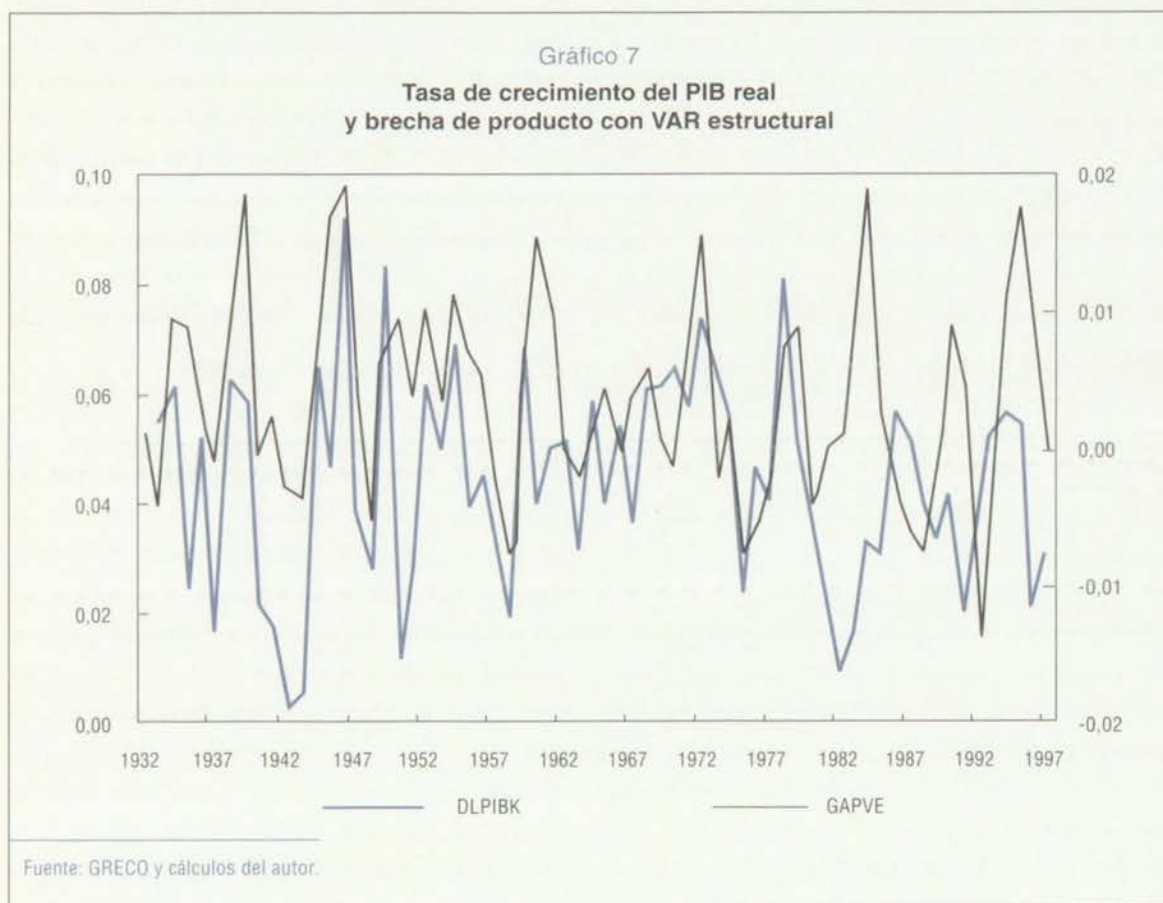


Fuente: Cálculos del autor.

con este método es consistente con una idea extendida entre los analistas del caso colombiano: tal brecha se debió a variaciones de la demanda del producto u otros factores que impusieron discrepancias entre los movimientos del producto observado y el de equilibrio. En el caso específico de los años 90, la medida de la brecha cuenta una historia corriente, aunque con diferencias sobre el mo-

mento exacto (gráficos 6 y 7): recesión con brecha negativa al inicio; auge posterior asociado a una brecha positiva y, en 1997, un crecimiento mediocre con brecha nula.

Además, los resultados de este ejercicio muestran que el país ha tenido recesiones intensas, como la de principios de los años 40, que no se asocian a factores que hubiesen impues-



to un nivel de producto observado inferior al potencial (una brecha negativa). En efecto, a raíz de la Segunda Guerra Mundial la economía colombiana sufrió un *shock* negativo de oferta, la reducción sustancial de la disponi-

bilidad de transporte marítimo para sus bienes de exportación e importación, así que esa recesión puede interpretarse como una caída, aunque transitoria, del nivel potencial o de equilibrio del producto.

Sin embargo, cuando se coteja el comportamiento de la brecha con los recuentos tradicionales de otras coyunturas se hacen evidentes las discrepancias. Por ejemplo, si observamos los períodos 1964-1971 y 1977-1981 en el Gráfico 6 no observamos brechas significativas. Pero estos períodos fueron antecedidos por intensas variaciones de los términos de intercambio (asociadas a variaciones de los precios del café): entre 1956 y 1966 estos cayeron y se quedaron en un nivel relativamente bajo hasta principios de los años 70, mientras que entre 1975 y 1977 registraron un ascenso inusual (el mayor del siglo XX¹⁵), además de que se observó un incremento apreciable del gasto público a finales del decenio de los 70. De acuerdo con diversos estudios, la primera de estas variaciones de los términos de intercambio indujo situaciones de déficit de demanda agregada (dado algún grado de inflexibilidad de los precios a la baja) en los años 60 y, la segunda, de exceso de demanda agregada y consecuentes presiones inflacionarias en la segunda mitad de los años 70¹⁶.

Un examen de la coyuntura de la primera mitad de los años 80 también hace evidente una contradicción entre la medida de la brecha de este VAR estructural y la versión tradicional de tal coyuntura. De acuerdo con esta última, la recesión de principios de los 80 fue causada por algo que colocó el producto observado por debajo de su nivel de equilibrio. Pero, de acuerdo con la brecha de este VAR estructural no sólo la recesión implicó la reducción del producto de equilibrio sino que hubo algo (este “algo”, en términos del VAR estructural, habría sido un *shock* de gasto público o monetario) que

indujo una brecha positiva del producto de manera contra-cíclica.

En este caso, la verdadera historia probablemente se ubica en la mitad de lo que cuentan ambas versiones. En efecto, la previa e insostenible revaluación real del peso (derivada de los aumentos transitorios del precio externo del café entre 1975 y 1977 y de *shocks* positivos de gasto público en 1978 y 1979), los *shocks* negativos de términos de intercambio entre 1980 y 1983 y la llamada “crisis de la deuda externa” de ese entonces indujeron la crisis cambiaria, la desaceleración del producto y la caída de la capacidad para importar (y esta disminuye el producto potencial). Pero todo eso no puede interpretarse de manera correcta si se dijese que fue un caso en el cual se presentó un *shock* negativo de oferta¹⁷.

Con todo, tal coyuntura tampoco podría entenderse adecuadamente diciendo que la demanda efectiva se hizo inferior al producto de equilibrio; incluso la medida de la brecha que se basa en el VAR estructural indica que la política económica ejecutada al comienzo de la crisis y durante buena parte de esta fue inspirada por esta falsa interpretación e indujo, en consecuencia, *shocks* positivos fiscales en 1981 y 1982 y *shocks* positivos monetarios y fiscales en 1983 y 1984 que procuraron, infructuosamente, eliminar la recesión¹⁸. Y esta sugerencia sí resulta compatible con las descripciones y explicaciones más convincentes de los economistas sobre aquella crisis y sobre el fracaso de las políticas keynesianas contra-cíclicas aplicadas durante la primera fase de la administración Betancur¹⁹.

En todo caso, y por lo visto, los resultados de la estimación del *gap* con base en el VAR estructural pueden ser contrarios a los de la interpretación tradicional (que eventualmente puede ser adecuada) de algún ciclo económico específico; en nuestro caso concreto la falla es, a nuestro juicio, ostensible cuando una variación sustancial de los términos de intercambio indujo un exceso o, por el contrario, un déficit de demanda agregada y unas consecuentes brechas entre el producto observado y el de equilibrio (dada una cierta rigidez temporal del nivel de precios o del salario real).

Una razón para que un VAR estructural pudiese generar una interpretación incorrecta de alguna coyuntura yace en la utilización de variables cuyo número o naturaleza pueden ser excesivamente pequeño o inadecuada frente a lo que requeriría su análisis²⁰. Un indicio de esto es el hecho de que los resultados de un ejercicio de VAR estructural similar al expuesto pero realizado con solo tres variables (sin incluir términos de intercambio) produjo resultados insatisfactorios para el análisis de coyunturas importantes. Así, por ejemplo, el VAR con tres variables (producto, gasto público y base monetaria) indicaría, que a) el componente puramente cíclico de la recesión de 1940-1943 fue mucho mayor que el que sería verosímil dado el *shock* negativo de oferta ya mencionado, y b) no hubo el auge asociado a la bonanza cafetera de 1951-1954. Y se podrían señalar otros casos de coyunturas o ciclos económicos específicos que resultarían inadecuadamente interpretados por este VAR.

E. El período 1950-1997

En vista de que surgió la sospecha de que los resultados de los ejercicios de impulso-respuesta, descomposición de varianza y construcción del producto potencial y de la brecha de producto podrían ser sensibles a la escogencia de un período muestral que incluye valores del producto y del gasto público anteriores a 1950 y, por tanto, basados en estimaciones no oficiales del PIB y del gasto público, se hizo una reestimación de todo el ejercicio teniendo en cuenta las cifras oficiales de Cuentas Nacionales, cuyo año inicial es 1950.

Al repetir las pruebas estadísticas sobre las características de las series para el período 1950-1997 se encontró, nuevamente, que son series integradas de orden 1, no cointegradas y que el modelo óptimo seguía siendo un VAR con rezago de orden 3 sobre las primeras diferencias de las variables. Los residuales del modelo tuvieron las características de normalidad y ruido blanco.

1. Impulso-Respuesta

Los ejercicios de impulso-respuesta realizados con la muestra corta (1950-1997) produjeron, básicamente, los mismos resultados, como se deduce de la inspección visual de los gráficos correspondientes. Sólo son dignas de mención dos diferencias: en primer lugar, con la muestra corta sí se puede decir que es estadísticamente significativa la respuesta positiva del gasto público ante un impulso, también positivo, proveniente del producto; en segundo lugar, al utilizar la muestra corta ya no se puede considerar

estadísticamente significativa la respuesta negativa del gasto público ante un *shock* monetario positivo.

2. *Descomposición de varianza*

Cuando se comparan los resultados de descomposición de varianza derivados de ambas muestras se puede concluir que no hay cambios sustanciales: los impulsos provenientes, por hipótesis, del lado de la producción, siguen siendo la principal fuente de variación del componente imprevisto o innovación de la tasa de crecimiento del producto. Con todo, son dignas de mención tres diferencias: con la nueva muestra se reduce algo la importancia relativa de los *shocks* de producto (ϵ_2) y de gasto público (ϵ_3), en tanto que aumenta la de los provenientes de los términos de intercambio (ϵ_1) y del lado monetario (ϵ_4).

3. *El producto potencial y la brecha de producto*

Si se comparan los gráficos de la brecha de producto correspondientes a las muestras larga y corta, se puede observar que el de esta última presenta un resultado que difiere menos de la interpretación tradicional de lo sucedido en los años 70 y 80, y mencionada anteriormente.

En efecto, de acuerdo con la re-estimación de la brecha, se percibe el auge de la segunda mitad de los años 70, derivado, sin duda, de la bonanza de los precios externos del café, y una caída del producto efectivo con respecto a la de equilibrio en la primera mitad de los 80.

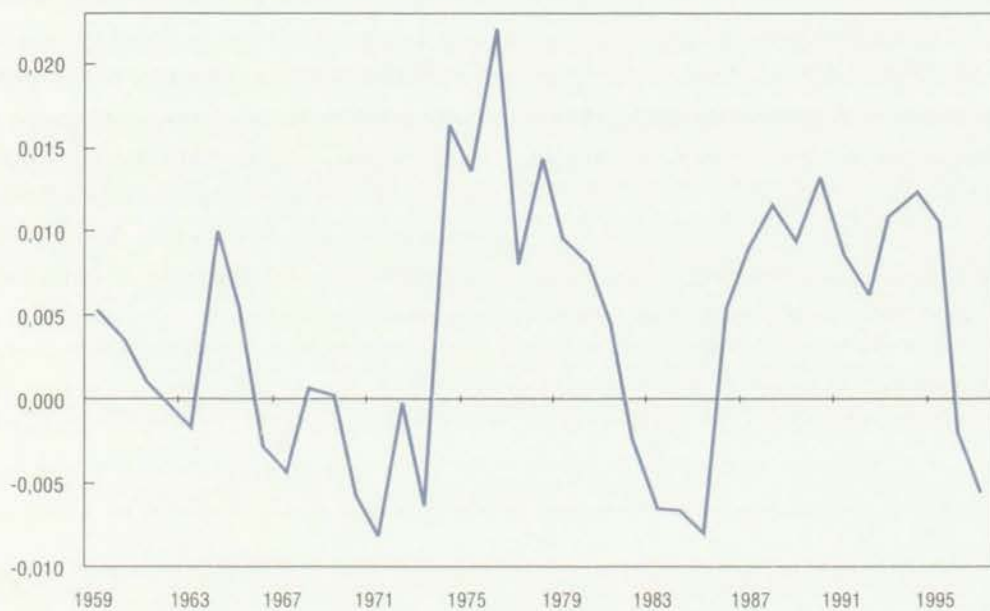
Nuestra impresión, una vez repetido el ejercicio con la muestra más corta, es que los resultados, en general, sí cambian en función de la extensión del período muestral (unos más; otros menos) pero que la naturaleza o la intensidad de los cambios no sugieren que las cifras del período 1925-1949 reflejen estimaciones de calidad sustancialmente inferior a las del período posterior, sino el hecho de que la importancia relativa de ciertos fenómenos captados por las estadísticas varía a través del tiempo. Para citar un ejemplo, una caída del producto como la observada a principios de los años 40, especialmente intensa y causada, como ya se mencionó, por una reducción drástica de la disponibilidad de transporte para los bienes de exportación e importación, deja su huella en un análisis econométrico del período 1925-1997, pero no en uno del período 1950-1997 (Gráfico 8).

III. *RESUMEN Y CONCLUSIONES*

En este artículo se describe el diseño y se presenta la estimación de un modelo de vectores autorregresivos para la economía colombiana, con restricciones de largo plazo inspiradas en la teoría económica ("VAR estructural"), siguiendo la metodología de Blanchard y Quah (1989). El modelo utilizó cuatro variables (términos de intercambio, producto agregado real, gasto público real y base monetaria nominal) con series de frecuencia anual desde 1925 hasta 1997.

Entre las ventajas de este método deben resaltarse dos: a) el examen del crecimiento económico de largo plazo se integra con el

Gráfico 8
La brecha del producto, (1959-1997)



Fuente: Cálculos del autor.

de los ciclos económicos, y b) se puede incorporar el papel jugado por los *shocks* provenientes "del lado de la oferta", positivos o negativos, en el origen y propagación de las fluctuaciones económicas.

El modelo permitió construir una serie del producto potencial de la economía desde 1932 y la de sus brechas (*gap*) cíclicas. Las ventajas comparativas del presente estudio frente a otros ya realizados son la extensión de las series utilizadas, desde 1925 hasta 1997, como ya se dijo, lo cual nos aproxima al verdadero largo plazo, y la utilización de una variable que, a juicio de los historiadores de la economía colombiana, ha sido de gran importancia para la explicación de su creci-

miento y ciclos: la evolución de los términos de intercambio.

Tales ventajas no resultaron gratuitas. Debido a la importante limitación de su número de variables (o a su naturaleza de variables agregadas), este método (VAR estructural con cuatro variables) parece minimizar el componente estrictamente transitorio de la fluctuación económica medido por tal brecha y exagerar el papel de los supuestos *shocks* de oferta en la generación y propagación de las fluctuaciones; además, lo que resulta como brecha o componente puramente transitorio sólo depende, por construcción, de los *shocks* de gasto público y monetario.

De todas maneras, según el método referido, y para concentrarnos sólo en los resultados comunes a los ejercicios con la muestra larga (1925-1997) y corta (1950-1997), un *shock* positivo de producto tiene la mayor importancia en las fluctuaciones económicas y un *shock* positivo de términos de intercambio tiene efectos positivos permanentes sobre el gasto público.

Las estimaciones del producto potencial (permanente o de equilibrio) que se deri-

van de las restricciones impuestas conducen, a su vez, a estimaciones de la brecha entre el producto observado y el potencial. Una inspección de las brechas estimadas con la muestra larga y con la corta arroja resultados que, en algunas ocasiones, son compatibles con el conocimiento previo o, si se quiere, con la "sabiduría tradicional" sobre ciertas coyunturas importantes; en otras ocasiones no. Además, la magnitud de la brecha resultó sensible al tamaño de la muestra.

NOTAS

- * Investigadores de la Subgerencia de Estudios Económicos del Banco de la República. Las opiniones y cálculos y demás aspectos de este trabajo son de la responsabilidad de sus autores, y no comprometen al Banco de la República ni a su Junta Directiva. Este documento fue presentado en la V Reunión de la Red de Investigadores de Bancos Centrales del Continente Americano. Los autores agradecen muy especialmente a Luis Fernando Melo sus aportes en la discusión a lo largo del mismo, y también el permiso para utilizar su código SAS en la construcción de los intervalos de confianza correspondientes al análisis de impulso-respuesta; a Adriana Pontón su ayuda en la consecución y construcción de las series estadísticas, y a Luis Eduardo Arango, Enrique López, Raimundo Soto (Banco Central de Chile) y Adriana Arreaza (Banco Central de Venezuela) por sus comentarios a versiones anteriores.
- ¹ Ejercicios VAR realizados con el mismo propósito y con restricciones de corto plazo derivadas de teoría económica (así no puedan ser incluidos dentro del concepto estricto de los VAR estructurales) se encuentran en Gaviria y Posada (1994), Urrutia y Suescún (1994) y Joyce y Kamas (1997).
- ² Hay dos razones para que las series de las variables estimadas por el modelo no tengan a 1925 como año inicial: a) el modelo VAR requería (como se expondrá más adelante) establecer un orden de rezagos igual a 3 sobre las variables diferenciadas, así que el modelo habría obligado a tomar 1929 como el año inicial de las variables estimadas; b) se descartaron las estimaciones de 1929, 1930 y 1931 en vista de que en esos primeros años la suma de los incrementos del PIB transitorio y del PIB permanente estimados por el modelo resulta sustancialmente diferente al incremento del PIB observado.
- ³ Que podría incluir intercepto y otras componentes determinísticas.
- ⁴ Esta posibilidad ha sido contemplada tradicionalmente en la literatura sobre las economías latinoamericanas; en efecto, en la medida en que los *shocks* de términos de intercambio puedan tener efectos de largo plazo inciden sobre rentabilidad de la inversión y la capacidad para importar; véase, por ejemplo, Díaz-Alejandro (1976), Flórez (1974), Ocampo (1989) y Cárdenas (1991).
- ⁵ Las restricciones implican que el ciclo económico, entendido como la fluctuación del producto observado, puede provenir de *shocks* originados en cualquiera de las cuatro variables.
- ⁶ En un trabajo reciente sobre las fuentes de los ciclos económicos de los Estados Unidos, basado en un VAR estructural, Kwark (1999) encontró que los *shocks* llamados, por él, de efecto transitorio (diferentes a los tecnológicos o de oferta laboral) han jugado un papel importante en las fluctuaciones del producto en el corto plazo.
- ⁷ Aquí seguimos a Lalonde (1999).
- ⁸ Ecuación similar a la 1.
- ⁹ Es de señalar que si existiesen dichos vectores cointegrantes, se estaría en el caso de un VEC estructural.
- ¹⁰ Test de exclusión, bajo $r = 1$: 1,49 vs. 3,84 = $X^2(1)$, $\infty = 5,0\%$.
- ¹¹ Ljung-Box (18) reporta un p -value = 0,01 y LM(1) reporta un p -value = 0,00.
- ¹² Sistema = $\{\Delta t_r, \Delta y_r, \Delta g_r, \Delta m_r\}$
- ¹³ Prueba que se lleva a cabo a través de simulaciones bajo Monte Carlo.
- ¹⁴ Los intervalos de confianza fueron construidos bajo la metodología Bootstrapping, con un nivel de significancia $\alpha = 10,0\%$ y considerando 5.000 replicaciones. Para su construcción se utilizó el código SAS de Luis Fernando Melo.
- ¹⁵ GRECO, 1999.
-

-
- ¹⁶ Véase, por ejemplo, Ocampo (1989).
- ¹⁷ Y esto es lo que se deduce del VAR estructural. En efecto, al descomponer el componente permanente de la variación del producto entre los *shocks* de términos de intercambio y de oferta se deduce que entre 1981 y 1984, inclusive, la economía habría soportado *shocks* negativos de oferta cuyas magnitudes habrían sido (entre 1982 y 1984, inclusive) muy superiores a las de los *shocks* de términos de intercambio. Pero esta deducción es contraria a las interpretaciones de esa recesión conocidas y verosímiles.
- ¹⁸ La brecha de producto derivada del VAR estructural se descompuso, año a año, en los dos *shocks* de efectos transitorios: el de gasto público y el monetario. Gracias a esta descomposición se puede sustentar la afirmación del texto.
- ¹⁹ Véase, por ejemplo: Cuéllar (1984).
- ²⁰ St-Amant y Tessier (1998) citan un trabajo de Faust y Leeper de 1997 que discute la hipótesis de pobre desempeño de los VAR estructurales por causa de la alta agregación de los *shocks* estructurales y, por ende, del insuficiente número de variables (un problema de insuficiente identificación).
-

REFERENCIAS

- Amisano, G.; Giannini, C. (1997). "Topics" in *Structural VAR Econometrics* (2a. edición), Springer.
- Arango, Luis E. (1998). "Temporary and Permanent Components of Colombia's Output", *Borradores de Economía* (Banco de la República), No. 96.
- Bianchard, Olivier J.; Quah, Danny (1989). "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances", *The American Economic Review*, Vol. 79, No. 4.
- Cárdenas, Mauricio (1991). *Coffee Exports, Endogenous State Policies and the Business Cycle*, Ph.D. Dissertation, University of California, Berkeley.
- Cheung, Y.; Lai, K. (1993). "Finite Sample Sizes of Johansen Likelihood Ratio Test for Cointegration", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, No. 55.
- Cuéllar de Martínez, María M. (1984). "1983: un año nefasto"; *Estrategia Económica y Financiera*, enero-febrero.
- DeSerres, Alain, Guay, Alain; St-Amant, Pierre (1995). "Estimating and Projecting Potential Output Using Structural VAR Methodology: the Case of the Mexican Economy", *Working Paper 95-2* (Bank of Canada, 1995).
- Díaz-Alejandro, Carlos (1976). *Foreign Trade Regimes and Economic Development: Colombia*, Columbia University Press.
- Dickey, D. y W. Fuller (1981). "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Econometrica*, No. 49.
- Dupasquier, C.; Guay, A; St-Amant, Pierre (1999). "A Survey of Alternative Methodologies for Estimating Potential Output and the Output Gap", *Journal of Macroeconomics*, Vol. 21, No. 3.
- Enders, W. (1995). *Applied Econometric Time Series* Wiley.
- Flórez, Luis B. (1974). "El sector externo en los ciclos de la economía colombiana", *Cuadernos Colombianos*, No. 3.
- Gaviria, A.; Posada, Carlos E. (1994). "Inflación y crecimiento en Colombia (Estadística con teoría)", *Archivos de Macroeconomía* (DNP), No. 23.
-

-
- Gaviria, A.; Uribe José D. (1993). "Origen de las fluctuaciones económicas en Colombia", *Ensayos sobre Economía Cafetera*, No. 9.
- GRECO (Banco de la República) (1999). "El desempeño macroeconómico colombiano: series estadísticas (1905-1997). Segunda versión"; *Borradores de Economía* (Banco de la República), No. 121.
- Johansen, S. (1995). *Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Auto-Regressive Models*, libro de la serie *Advanced Texts in Econometrics*, Oxford University Press.
- Joyce, Joseph; Kamas, L. (1997). "La importancia relativa de los choques externos y domésticos para la producción y los precios en México y Colombia"; *Ensayos sobre Política Económica*, No. 31.
- Judge, G. et al. (1985). *The Theory and Practice of Econometrics* (2a. edición), Wiley.
- Kwak, Noh-Sun, (1999). "Sources of International Business Fluctuations: Country-specific Shocks or Worldwide Shocks?", *Journal of International Economics*, Vol. 48.
- Kwiatkowski, D. et al. (1992). "Testing the Null Hypothesis of Stationary against the Alternative of a Unit Root: How Sure are we that the Economic Time Series have a Unit Root?", *Journal of Econometrics*, No. 54.
- Lalonde, René (1999). "The U. S. Capacity Utilization Rate: A New Approach", *Technical Report*, No. 14, Central Bank of Canada.
- Lutkepohl, H. (1993). *Introduction to Multiple Time Series Analysis* (2a. edición), Springer-Verlag.
- Misas, M.; López, E. (1998). "El producto potencial en Colombia: una estimación bajo VAR estructural", *Borradores Semanales de Economía* (Banco de la República), No. 94.
- Ocampo, José A. (1989). "Ciclo cafetero y comportamiento macroeconómico en Colombia, 1940-1987", *Coyuntura Económica*, Vol. 19, Nos. 3 y 4.
- Restrepo, Jorge E. (1997). "Modelo IS-LM para Colombia", *Archivos de Macroeconomía* (DNP), No. 65.
- Shapiro, Matthew y Mark Watson, (1988). "Sources of Business Cycle Fluctuations", en *NBER Macroeconomics Annual* (S. Fischer, editor), MIT Press.
- St-Amant, Pierre; Tessier, David (1998). "A Discussion of the Reliability of Results Obtained with Long-Run Identifying Restrictions", *Working Paper WP98-4*, Bank of Canada.
- Urrutia, M.; Suescún R. (1994). "Las bonanzas cafeteras y la 'enfermedad holandesa' en Colombia", en *Cusiana: un reto de política económica* (A. Montenegro y M. Kiguel, coordinadores), Departamento Nacional de Planeación y Banco Mundial.