

# Crecimiento y ciclos económicos en Colombia en el siglo XX: el aporte de un *VAR estructural*

Martha Misas A. y Carlos Esteban Posada P.\*

May 19, 2000

## Abstract

El presente artículo describe el diseño y presenta la estimación y los principales resultados de un modelo “VAR estructural” de 4 variables (términos de intercambio, producto real, gasto público real y base monetaria nominal) para la economía colombiana con series de frecuencia anual del

---

Investigadores de la Subgerencia de Estudios Económicos del Banco de la República. Las opiniones y cálculos y demás aspectos de este trabajo son responsabilidad de sus autores y no comprometen al Banco de la República ni a su Junta Directiva. Los autores agradecen muy especialmente a Luis Fernando Melo sus aportes en la discusión a lo largo de este trabajo y 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 y Enrique López por sus comentarios a una versión anterior.

período 1925-1997. El modelo permitió construir las series del producto permanente de la economía y de su brecha (*gap*) cíclica. La ventaja del presente estudio frente a otros ya realizados se basa en la extensión de las series utilizadas, desde 1925 hasta 1997, 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 fluctuación de los términos de intercambio. Según sus resultados la principal fuente de crecimiento y fluctuaciones ha sido el conjunto de *shocks* provenientes del lado de la oferta agregada. Un análisis detallado de algunas coyunturas permite deducir que los resultados son pertinentes en algunos casos, pero anómalos en los casos en los cuales un extraordinario *shock* de términos de intercambio causó el movimiento cíclico.

## **1. Introducción**

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 coin-

tegradas imponiendo restricciones de largo plazo basadas en hipótesis económicas (“VAR estructural”)<sup>1</sup>. 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), variación 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 re-

---

<sup>1</sup>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).

sultados fue el siguiente: el principal factor de fluctuación de corto plazo del PIB (a 1 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 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 a considerar, es el *shock* identificado como de oferta. Este trabajo parece haber registrado 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% 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 incre-

menta 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 variable 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 De-Serres 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

4 variables en vez de dos o tres, con lo cual, posiblemente, se reducen los riesgos de errores asociados a la omisión de variables significativas.

## 2. El modelo

Consideremos las series de frecuencia anual, entre 1925 y 1997, de las siguientes 4 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)<sup>2</sup> 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 turno, en fuentes oficiales de cifras de comercio exterior. En el documento 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

---

<sup>2</sup>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.

una variable exógena frente a las otras cuatro variables en el largo plazo.

Así, el modelo VAR estándar<sup>3</sup> (una vez rechazada la hipótesis de existencia de cointegración), para el conjunto de información presentado, puede expresarse como:

$$\begin{aligned}
 \mathbf{X}_t &= \Phi_1 X_{t-1} + \Phi_2 X_{t-2} + \dots + \Phi_p X_{t-p} + \mathbf{e}_t \\
 &= \sum_{i=1}^p \Phi_i \mathbf{X}_{t-i} + \mathbf{e}_t \\
 \mathbf{e}_t &\overset{iid}{\sim} N(0, \Sigma)
 \end{aligned} \tag{1}$$

Siendo:

$$\mathbf{X}_t = \begin{bmatrix} \Delta t_i \\ \Delta y_t \\ \Delta g_t \\ \Delta m_t \end{bmatrix} \tag{2}$$

donde  $\Phi_i$  ( $i = 1, \dots, p$ ) son las matrices de los coeficientes de los componentes autorregresivos y  $\mathbf{e}_t$  el vector de las innovaciones o de los componentes no explicados por el proceso autorregresivo.

Para imponer las restricciones de largo plazo podemos suponer, adicional-

---

<sup>3</sup>Que podría incluir intercepto y otras componentes determinísticas.

mente, que en cada período  $t$  se puede presentar un *shock estructural* ( $\varepsilon_t$ ) asociado de manera intrínseca (“idiosincrática”) a cada una las variables, así:

$$\begin{aligned}\varepsilon_{1t} &\leftrightarrow ti_t \\ \varepsilon_{2t} &\leftrightarrow y_t \\ \varepsilon_{3t} &\leftrightarrow g_t \\ \varepsilon_{4t} &\leftrightarrow m_t\end{aligned}\tag{3}$$

Es decir, el *shock*  $\varepsilon_1$  es un impacto de origen externo y soportado en primera instancia por los términos de intercambio;  $\varepsilon_2$  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);  $\varepsilon_3$  proviene de decisiones de gasto público; y  $\varepsilon_4$  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  $\varepsilon_4$  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  $\varepsilon_4$  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, pueden frenar el producto) se puede establecer la restricción de que el efecto de largo plazo de un *shock* de gasto público,  $\varepsilon_3$ , 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 producto<sup>4</sup>. Por tanto, estamos imponiendo una restricción de largo plazo sobre el producto: sólo los *shocks* de términos de intercambio y de oferta ( $\varepsilon_1$  y  $\varepsilon_2$ ) 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 inicial<sup>5</sup>.

Además, supondremos, como es usual, que todas las variables reales pueden

---

<sup>4</sup>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).

<sup>5</sup>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.

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:

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

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):

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

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

$$\begin{aligned}\mathbf{X}_t &= c(0)\boldsymbol{\varepsilon}_t + c(1)\boldsymbol{\varepsilon}_{t-1} + \dots \\ &= \mathbf{C}(L)\boldsymbol{\varepsilon}_t\end{aligned}\tag{6}$$

Donde:  $E[\boldsymbol{\varepsilon}_t\boldsymbol{\varepsilon}_t'] = I_n$ ; 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 lado, permiten que solo dos *shocks* estructurales reales, los denominados  $\varepsilon_1$  y  $\varepsilon_2$ , 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 esto 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 potencial<sup>6</sup>.

La identificación del modelo estructural (ecuación 6) se basa en la estimación

---

<sup>6</sup>En un trabajo reciente sobre las fuentes de los ciclos económicos de 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.

del modelo de forma reducida<sup>7</sup>:

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

Dado que el modelo de forma reducida (7)<sup>8</sup> es estacionario, bajo el teorema de descomposición de Wold se garantiza la existencia de una representación *MA* infinita tal como la expresada en (8):

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

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

$$e_t = C(0) \varepsilon_t \quad (9)$$

$$E \left[ e_t e_t' \right] = C(0) C(0)' \quad (10)$$

---

<sup>7</sup>Aquí seguimos a Lalonde (1999)

<sup>8</sup>Ecuación similar a la ecuación 1.

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):

$$C(1) = \Gamma(1) C(0) \tag{11}$$

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) son exactamente identificadas. 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.



### 3. Estimación y resultados

#### 3.1. 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. La tabla 3.1 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 consideradas, como también sobre sus primeras diferencias. Los resultados de las dos pruebas coinciden en señalar, para un nivel de significancia de 10%, 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 estas.

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 estudio<sup>9</sup>.

---

<sup>9</sup>Es de señalar que si existiesen dichos vectores cointegrantes se estaría en el caso de un VEC estructural.

Variables	Prueba Dickey-Fuller			Prueba KPSS	
	Estadística	Valor crítico ( $\alpha = 0.10$ )	Ljung-Box	Estadística $L_8$	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					
$\Delta ti$	$\tau = -4.21$	-1.618	0.714	$\eta_\mu = 0.071$	0.347
$\Delta y$	$\tau_\mu = -6.23$	-2.589	0.607	$\eta_\mu = 0.096$	0.347
$\Delta g$	$\tau_\mu = -7.49$	-2.588	0.887	$\eta_\mu = 0.1142$	0.347
$\Delta m$	$\tau_\tau = -5.79$	-3.164	0.953	$\eta_\tau = 0.069$	0.119

Table 3.1: Resultados de pruebas de raíz unitaria

La tabla 3.2 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 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 de la tabla 3.2, 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

		<b>Tendencia lineal determinística en las variables</b>		<b>Tendencia lineal determinística en las variables y en el vector de cointegración</b>	
$H_0$	$H_a$	Estadístico de la traza	Valor crítico ( $\alpha = 0.05$ )	Estadístico de la traza	Valor crítico ( $\alpha = 0.05$ )
Rezagos: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
Rezagos: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
Rezagos: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
Rezagos: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

Table 3.2: Resultados de prueba de cointegración. Se utiliza la corrección de tamaño de muestra sugerida por Cheung y Lai (1993)

de exclusión de ésta<sup>10</sup>. 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 correlación entre ellos<sup>11</sup>; 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 estacionario<sup>12</sup>. 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 estructurales<sup>13</sup>. 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).

---

<sup>10</sup>Test de exclusión, bajo  $r = 1$ :  $1.49$  vs.  $3.84 = \chi^2(1)$ ,  $\alpha = 5\%$ .

<sup>11</sup>Ljung-Box(18) reporta un  $p$ -value = 0.01 y LM(1) reporta un  $p$ -value = 0.00.

<sup>12</sup>Sistema =  $\{\Delta ti_t, \Delta y_t, \Delta g_t, \Delta m_t\}$

<sup>13</sup>Prueba que se lleva a cabo a través de simulaciones bajo Monte Carlo.

Rezago	Ruido blanco	Normalidad		
	Portmanteau ajustado	Apuntamiento	Simetría	N. conjunta
	$\bar{P}$	$\hat{\lambda}_1$	$\hat{\lambda}_2$	$\hat{\lambda}_3$
	$\chi^2(k^2(h-p))$	$\chi^2(k)$	$\chi^2(k)$	$\chi^2(2k)$
1	178.91 (0.428)	8.15 (0.086)	6.71 (0.152)	14.86 (0.061)
2	171.45 (0.258)	2.35 (0.671)	2.65 (0.617)	5.01 (0.757)
3	166.95 (0.192)	2.485 (0.647)	6.67 (0.154)	9.15 (0.329)
4	151.40 (0.077)	0.6381 (0.959)	15.48 (0.004)	16.12 (0.041)
5	157.82 (0.002)	0.464 (0.976)	22.58 (0.001)	23.05 (0.003)

Table 3.3: Pruebas multivariadas

La tabla 3.3 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 la tabla 3.3. 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  $\alpha = 5\%$ . Los resultados de la estimación se encuentran en el Anexo.

### 3.2. Análisis de impulso-respuesta

El gráfico 3.1 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 confianza<sup>14</sup>. 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 3.2 presenta las reacciones ante un *shock* positivo del producto; el mismo producto responde con una sobrerreacción (tal como lo describiría un modelo teórico de “ciclos económicos 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 3.3), lo único que cabe mencionar (en vista de las hipótesis del trabajo y de los intervalos de confianza) es que tal *shock* tiene un efecto permanente positivo sobre el mismo gasto.

---

<sup>14</sup>Los intervalos de confianza fueron construidos bajo la metodología *Bootstrapping* con un nivel de significancia  $\alpha = 10\%$  y considerando 5000 replicaciones. Para su construcción se utilizó el código SAS de Luis Fernando Melo.

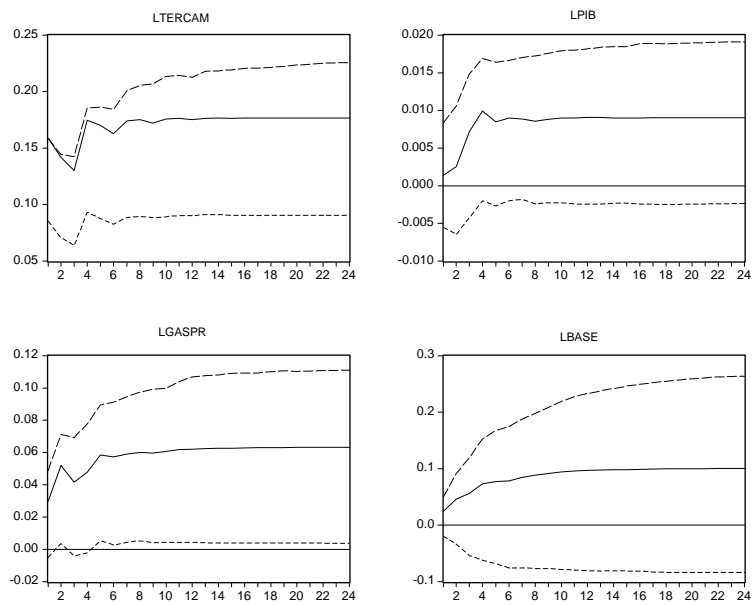


Figure 3.1: Efectos de un *shock* de términos de intercambio ( $\varepsilon_1$ )

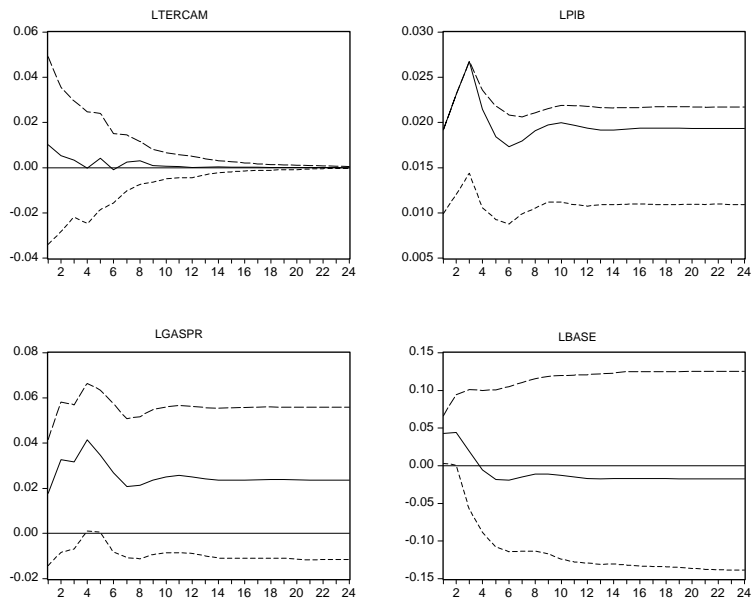


Figure 3.2: Efectos de un *shock* de producto ( $\varepsilon_2$ )



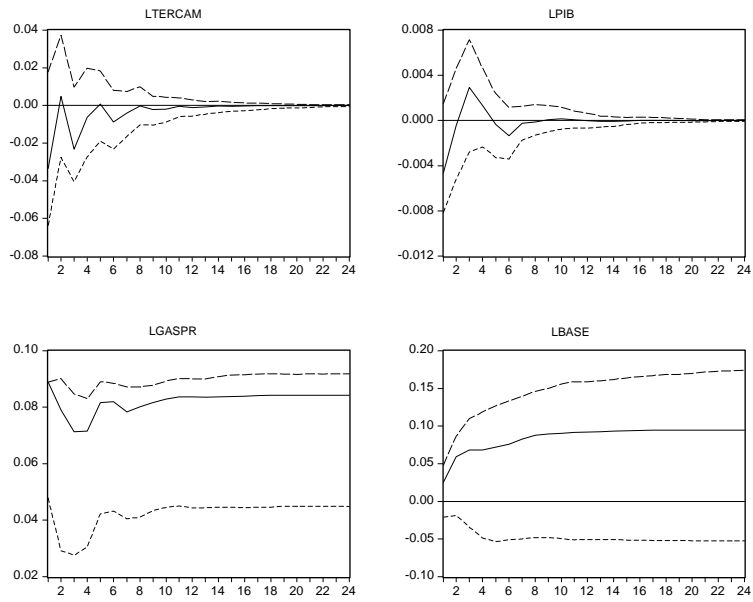


Figure 3.3: Efectos de un *shock* de gasto público ( $\varepsilon_3$ )

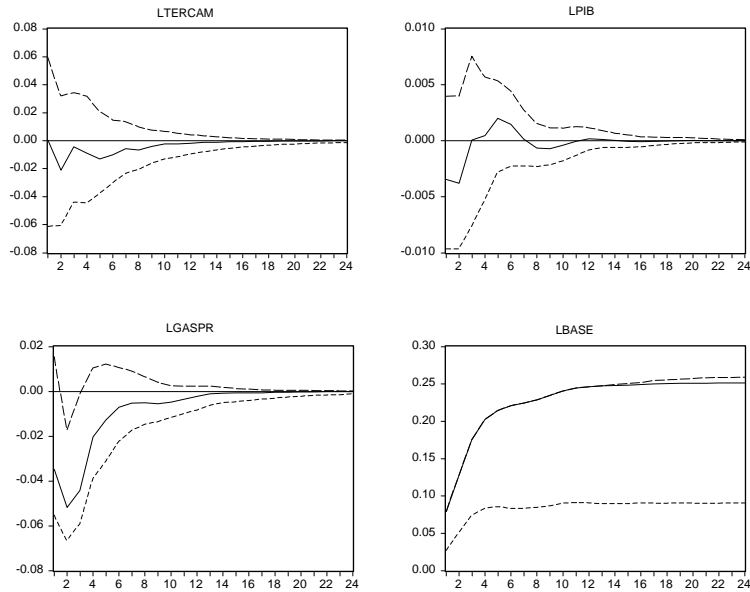


Figure 3.4: Efectos de un *shock* monetario ( $\varepsilon_4$ )

Finalmente, un *shock* positivo de la base monetaria tiene un efecto negativo significativo (gráfico 3.4) sobre el gasto público. Esto último, que parece a primera vista paradójico, posiblemente esté reflejando los intentos de utilizar la política fiscal en algunas ocasiones de manera contracíclica frente a expansiones monetarias autónomas.

### 3.3. Análisis de descomposición de varianza

La tabla 3.4 presenta la descomposición de varianza del error de pronóstico del crecimiento del producto.

De acuerdo con lo expuesto en la tabla, los *shocks*  $\varepsilon_2$  (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 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 esta tabla, 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.

### 3.4. 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:

Horizonte	$\varepsilon_{1t}$	$\varepsilon_{2t}$	$\varepsilon_{3t}$	$\varepsilon_{4t}$
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

Table 3.4: Descomposición de varianza del error de pronóstico del crecimiento del PIB

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

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,  $\Delta^t y_t$ , de la serie  $\Delta y_t$  (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,  $Comp^t(y_t)$ , la diferencia entre éste y el nivel observado del producto

da como resultado el producto potencial o permanente.

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

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 3.5 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 3.6 muestra esta brecha.

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

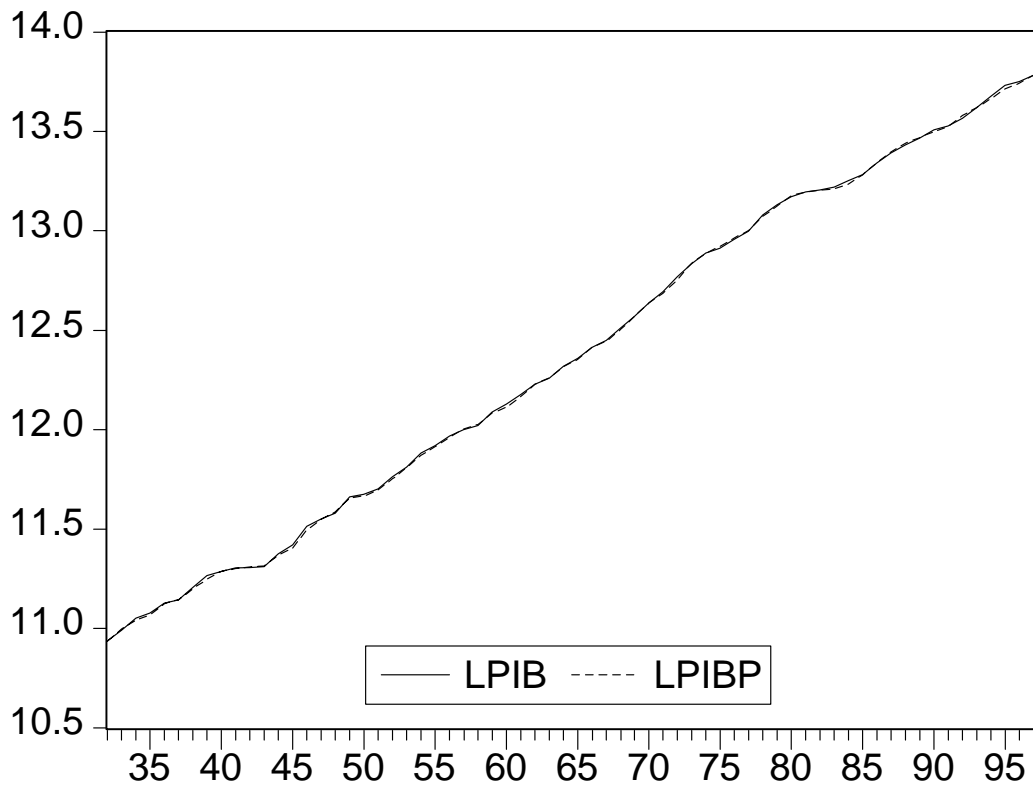


Figure 3.5:

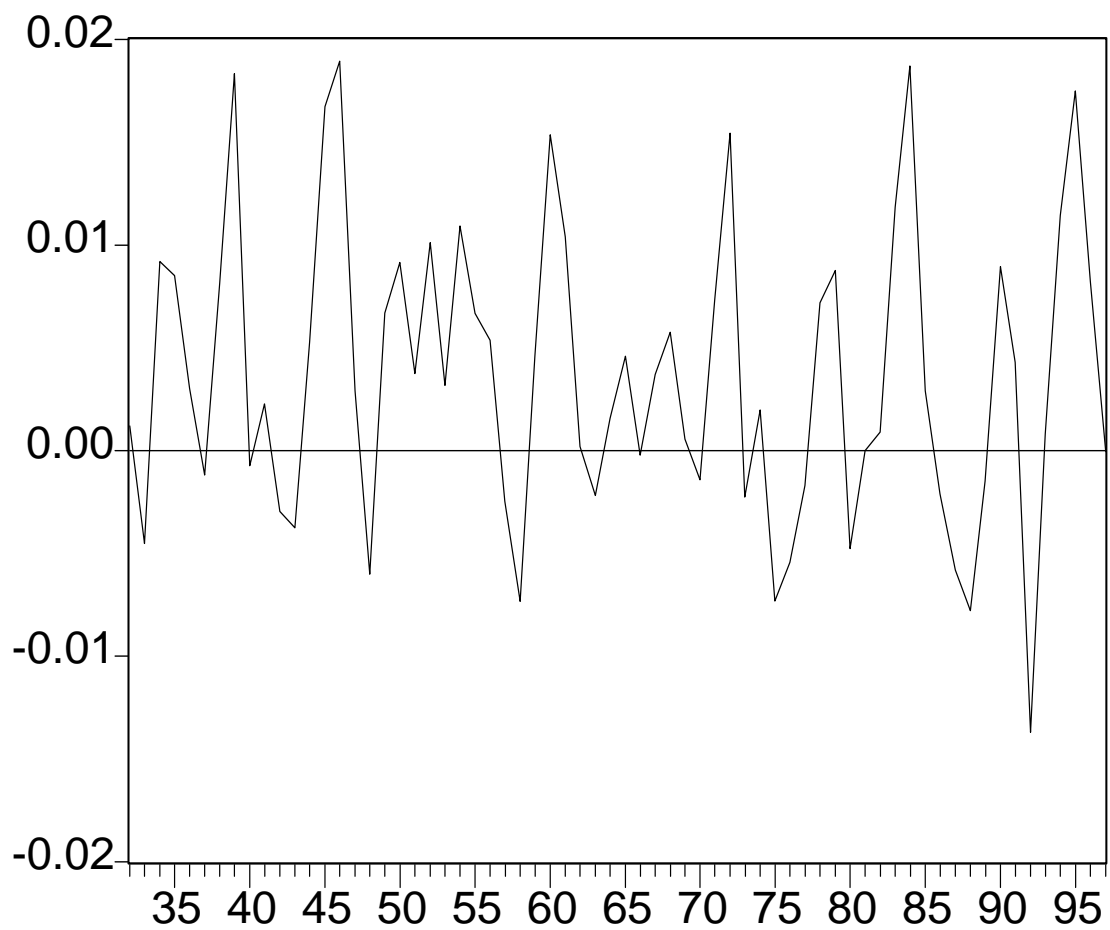


Figure 3.6: La brecha de producto (1932-1997)

historia corriente, aunque con diferencias sobre el momento exacto (gráficos 3.6 y 3.7): 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 impuesto 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 disponibilidad 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 1964-71 y 1977-81 en el gráfico 3.6 no observamos brechas significativas. Pero estos períodos fueron antecidos 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 XX<sup>15</sup>), 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 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 70<sup>16</sup>.

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

---

<sup>15</sup>GRECO 1999.

<sup>16</sup>Véase, por ejemplo, Ocampo (1989).

Tasa de crecimiento del PIB real  
y brecha de producto con VAR estructural

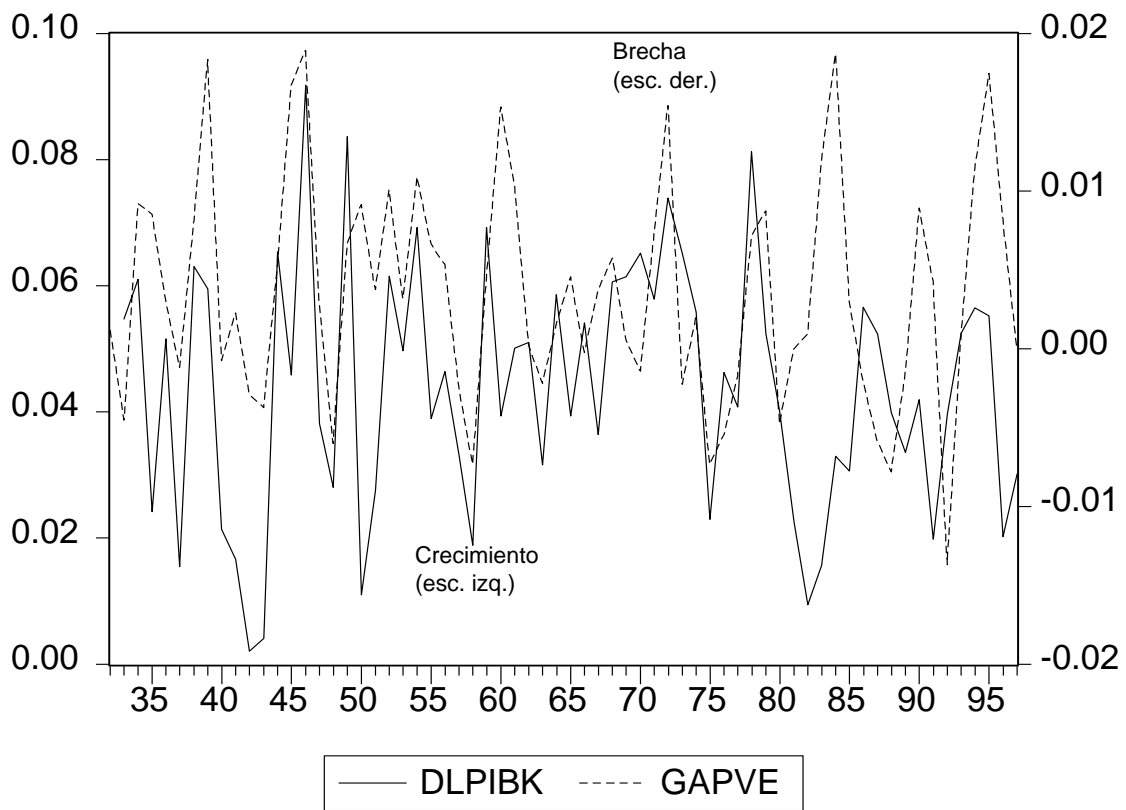


Figure 3.7:

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 ser interpretado de manera correcta si se dijese que fue un caso en el cual se presentó un *shock* negativo de oferta<sup>17</sup>.

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 recesión<sup>18</sup>. Y esta sugerencia sí resulta compatible con las descripciones y explicaciones más convincentes de los economistas sobre

---

<sup>17</sup>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.

<sup>18</sup>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.

aquella crisis y sobre el fracaso de las políticas keynesianas contra-cíclicas aplicadas durante la primera fase de la administración Betancur<sup>19</sup>.

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 análisis<sup>20</sup>. Un indicio de esto es el hecho de que los resultados de un ejercicio de VAR estructural similar al expuesto pero realizado con solo 3 variables (sin incluir términos de intercambio) produjo resultados insatisfactorios para el

---

<sup>19</sup>Véase, por ejemplo: Cuéllar (1984).

<sup>20</sup>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 a causa de la alta agregación de los *shocks* estructurales y, por ende, del insuficiente número de variables (un problema de insuficiente identificación).

análisis de coyunturas importantes. Así, por ejemplo, el VAR con 3 variables (producto, gasto público y base monetaria) indicaría que a) el componente puramente cíclico de la recesión de 1940-43 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 1951-54. Y se podrían señalar otros casos de coyunturas o ciclos económicos específicos que resultarían inadecuadamente interpretados por este VAR.

### **3.5. 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 re-estimación 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.

### **Impulso-Respuesta**

Los ejercicios de impulso-respuesta realizados con la muestra corta (1950-97) produjeron, básicamente, los mismos resultados, como se deduce de la inspección visual de los gráficos correspondientes. Solo 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.

### **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 dignos de mención tres diferencias: con la nueva muestra se reduce algo la importancia relativa de los *shocks* de producto ( $\varepsilon_2$ ) y de gasto público ( $\varepsilon_3$ ), en tanto que aumenta la de los provenientes de los

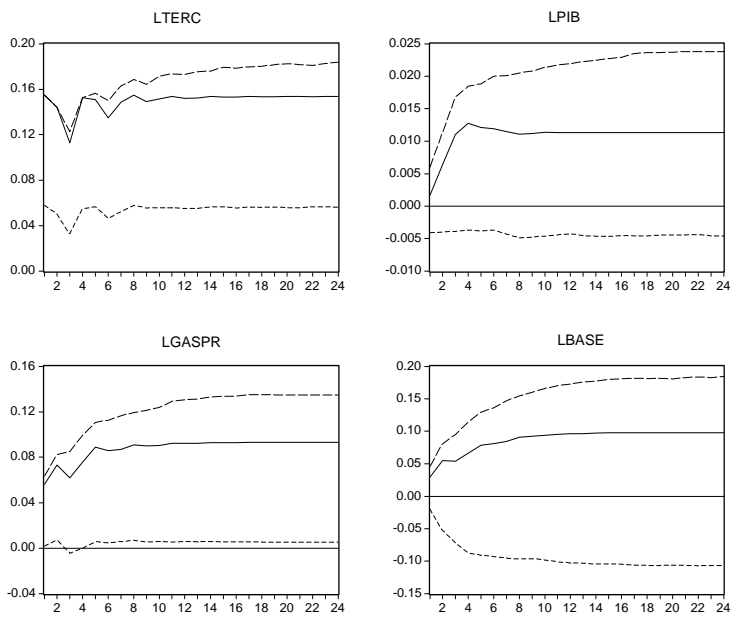


Figure 3.8: Efectos de un *shock* de términos de intercambio ( $\varepsilon_1$ )

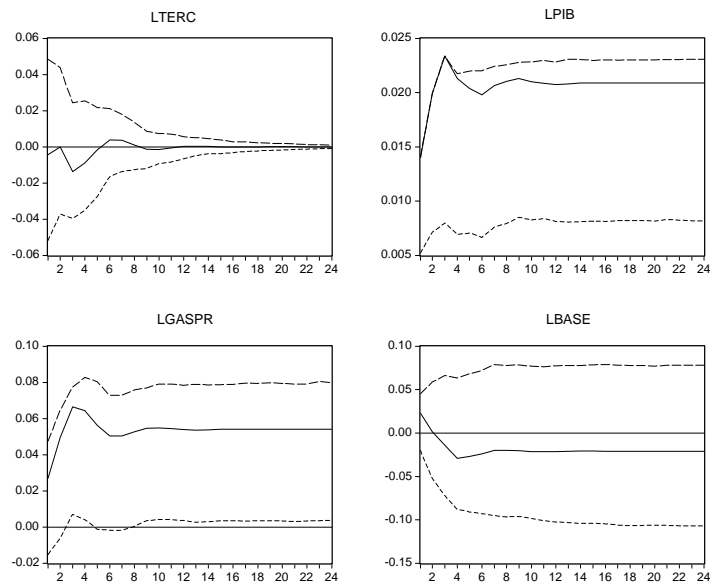


Figure 3.9: Efectos de un *shock* de producto ( $\varepsilon_2$ )



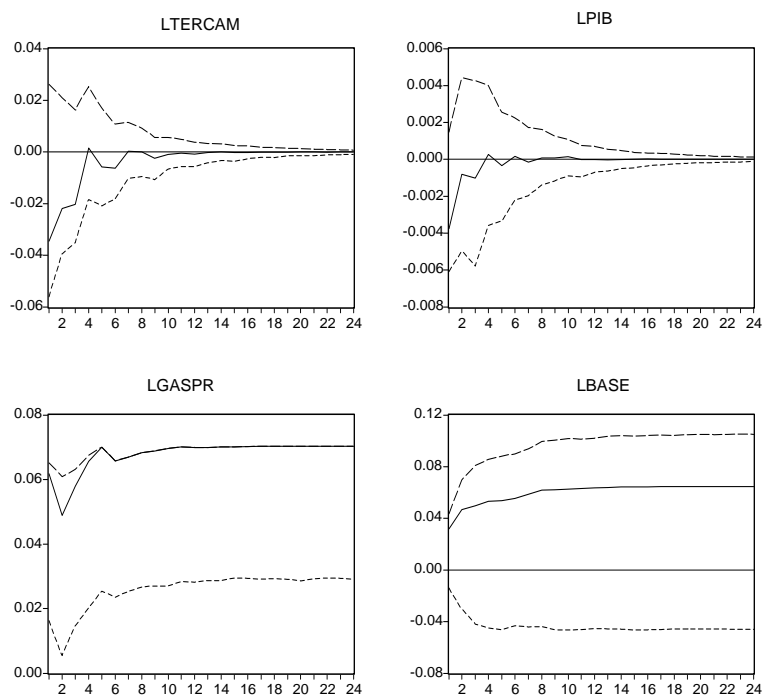


Figure 3.10: Efectos de un *shock* de gasto público ( $\varepsilon_3$ )

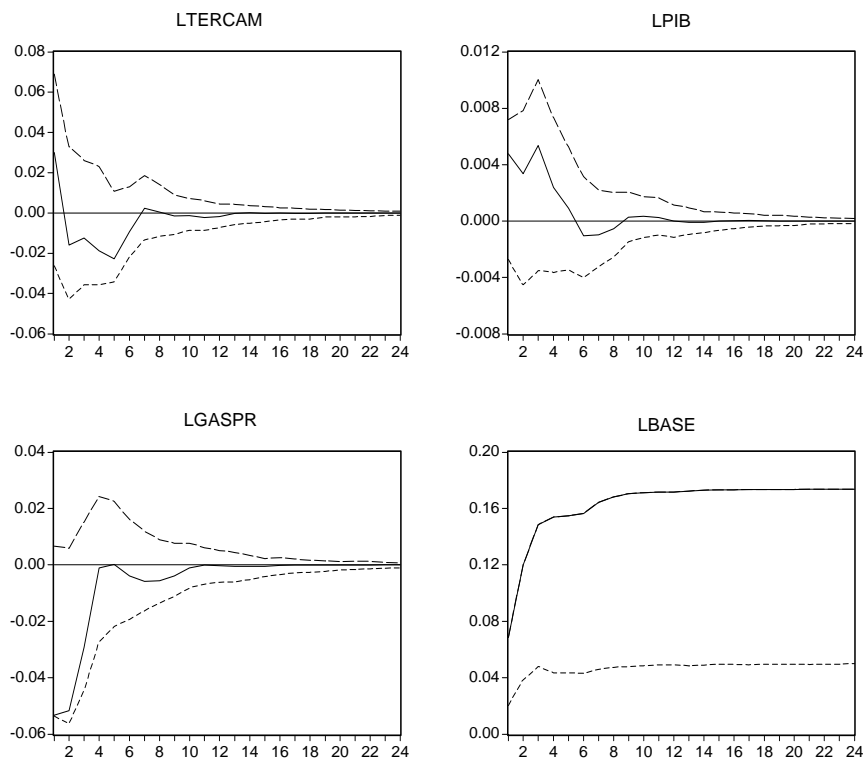


Figure 3.11: Efectos de un *shock* monetario ( $\varepsilon_4$ )

Horizonte	$\varepsilon_{1t}$	$\varepsilon_{2t}$	$\varepsilon_{3t}$	$\varepsilon_{4t}$
1	1.23	83.16	5.95	9.64
2	8.17	76.23	7.45	8.13
5	13.70	68.51	6.83	10.94
10	13.56	67.60	6.80	12.03
15	13.56	67.58	6.81	12.04
20	13.56	67.58	6.81	12.04
25	13.56	67.58	6.81	12.04

Table 3.5: Descomposición de varianza del error de pronóstico del crecimiento del PIB. 1950-1997

términos de intercambio ( $\varepsilon_1$ ) y del lado monetario ( $\varepsilon_4$ ).

### **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 general, una vez repetido el ejercicio con la muestra más corta, es que los resultados, en general, si cambian en función de la extensión del período muestral (unos más; otros menos) pero que la naturaleza o la intensidad

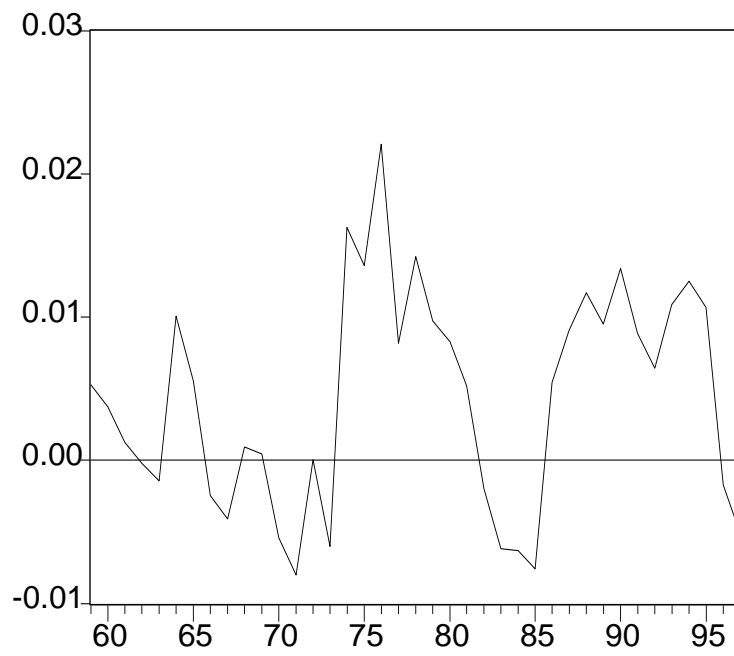


Figure 3.12: La brecha de producto (1959-1997)

de los cambios no sugieren que las cifras del período 1925-49 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 poner 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 1925-97, pero no en uno del período 1950-97.

#### **4. 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 4 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 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 (*gaps*) 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 crecimiento 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 4 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 solo depende, por construcción, de los *shocks* de gasto público y monetario.

De todas maneras, según el método referido, y para concentrarnos solo en los resultados comunes a los ejercicios con la muestra larga (1925-97) y corta (1950-97), 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 derivan de las restricciones impuestas conducen, a su turno, 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.

## **5. Anexo. Matrices estimadas de la forma reducida**

Las siguientes son las matrices de coeficientes con sus correspondientes valores “t” entre paréntesis:

$$\begin{array}{l}
\Phi_1 = \left[ \begin{array}{cccc}
-0.160 & -0.276 & 0.388 & -0.112 \\
(-1.20) & (-0.27) & (1.83) & (-0.49) \\
-0.005 & 0.116 & 0.045 & 0.021 \\
(-0.34) & (0.92) & (1.72) & (0.73) \\
0.146 & 1.007 & 0.041 & -0.154 \\
(1.76) & (1.60) & (0.31) & (1.08) \\
0.025 & -1.474 & 0.142 & 0.609 \\
(0.32) & (2.41) & (1.12) & (4.46)
\end{array} \right] \\
\Phi_2 = \left[ \begin{array}{cccc}
-0.101 & -0.496 & -0.263 & 0.183 \\
(-0.73) & (-0.46) & (-1.30) & (0.70) \\
0.007 & -0.011 & 0.019 & 0.053 \\
(0.41) & (-0.08) & (0.76) & (1.63) \\
-0.022 & -0.356 & -0.201 & 0.139 \\
(-0.26) & (-0.53) & (-1.60) & (0.85) \\
-0.005 & -1.260 & -0.163 & 0.133 \\
(-0.07) & (-1.96) & (-1.34) & (0.85)
\end{array} \right]
\end{array}$$



$$\Phi_3 = \begin{bmatrix} 0.274 & -0.245 & 0.274 & -0.072 \\ (2.08) & (-0.23) & (1.41) & (-0.31) \\ 0.021 & -0.135 & -0.024 & -0.059 \\ (1.31) & (-1.04) & (-1.03) & (-2.10) \\ 0.026 & 0.036 & -0.049 & 0.153 \\ (0.31) & (0.05) & (-0.40) & (1.07) \\ 0.131 & 0.147 & 0.077 & -0.058 \\ (1.67) & (0.23) & (0.66) & (-0.43) \end{bmatrix}$$

$$\gamma = \begin{bmatrix} 0.022 \\ (0.31) \\ 0.039 \\ (4.48) \\ 0.013 \\ (0.32) \\ 0.160 \\ (3.78) \end{bmatrix}$$

con matriz de varianza-covarianza:

$$\Sigma_e = \begin{bmatrix} 0.0264 & 0.0005 & 0.0019 & 0.0035 \\ 0.0005 & 0.0004 & 0.0001 & 0.0004 \\ 0.0019 & 0.0001 & 0.0103 & 0.0009 \\ 0.0035 & 0.0005 & 0.0009 & 0.0094 \end{bmatrix}$$

## 6. Referencias

**Amisano, G. y C. Giannini;** *Topics in Structural VAR Econometrics* (2a. edición), Springer, 1997.

**Arango, Luis Eduardo;** “Temporary and Permanent Components of Colombia’s Output”, *Borradores de Economía* (B. de la R.), No. 96 (1998).

**Blanchard, Olivier Jean y Danny Quah;** “The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances”, *The American Economic Review*, Vol. 79, No. 4 (1989).

**Cárdenas, Mauricio;** *Coffe Exports, Endogenous State Policies and the Business Cycle*, Ph. D. Dissertation, University of California, Berkeley, 1991.

**Cheung, Y. y K. Lai** (1993); “Finite Sample Sizes of Johansen’s Likelihood Ratio Test for Cointegration”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, No. 55.

**Cuéllar de Martínez, María Mercedes;** “1983: un año nefasto”; *Estrategia Económica y Financiera*, enero-febrero (1984).

**DeSerres, Alain, Alain Guay y Pierre St-Amant**, “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**; *Foreign Trade Regimes and Economic Development: Colombia*, Columbia University Press, 1976.

**Dickey, D. y W. Fuller**; “Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root”, *Econometrica*, No. 49 (1981).

**Dupasquier, C., A. Guay, y P. St-Amant**; “A Survey of Alternative Methodologies for Estimating Potential Output and the Output Gap”, *Journal of Macroeconomics*, Vol. 21, No. 3 (1999).

**Enders, W.**; *Applied Econometric Time Series*, Wiley, 1995.

**Flórez, Luis Bernardo**; “El sector externo en los ciclos de la economía colombiana”, *Cuadernos Colombianos*, No. 3 (1974).

**Gaviria, Alejandro y Carlos Esteban Posada**; “Inflación y crecimiento en Colombia (Estadística con Teoría)”, *Archivos de Macroeconomía* (DNP), No. 23 (1994).

**Gaviria, Alejandro y José Dario Uribe**; “Origen de las fluctuaciones económicas en Colombia”, *Ensayos sobre Economía Cafetera*, No. 9 (1993).

**GRECO** (Banco de la República); “El desempeño macroeconómico colombiano:

series estadísticas (1905-1997). Segunda versión”; *Borradores de Economía* (B. de la R.), No. 121 (1999).

**Johansen, S.**; *Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Auto-Regressive Models*, libro de la serie *Advanced Texts in Econometrics*, Oxford University Press, 1995.

**Joyce, Joseph y Linda Kamas**; “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 (1997).

**Judge, G., W. Griffiths, R. C. Hill, H. Lütkepohl y T. Lee**; *The Theory and Practice of Econometrics* (2a. edición), Wiley, 1985.

**Kwark, Noh-Sun**; “Sources of international business fluctuations: Country-specific shocks or worldwide shocks?”, *Journal of International Economics*, Vol. 48 (1999).

**Kwiatowski, D., P. Phillips, P. Schmidt, y Y. Sin**; “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 (1992).

**Lalonde, René**; “The U.S. Capacity Utilization Rate: A New Approach”, *Technical Report*, No. 14, Central Bank of Canada (1999).

- Lütkepohl, H.;** *Introduction to Multiple Time Series Analysis* (2a. edición), Springer-Verlag, 1993.
- Misas, Martha y Enrique López;** “El producto potencial en Colombia: una estimación bajo VAR estructural”, *Borradores Semanales de Economía* (B. de la R.), No. 94 (1998).
- Ocampo, José Antonio;** “Ciclo cafetero y comportamiento macroeconómico en Colombia, 1940-1987”, *Coyuntura Económica*, Vol. 19, Nos. 3 y 4 (1989).
- Restrepo, Jorge Enrique;** “Modelo IS-LM para Colombia”, *Archivos de Macroeconomía* (DNP), No. 65 (1997).
- Shapiro, Matthew y Mark Watson;** “Sources of Business Cycle Fluctuations”, en *NBER Macroeconomics Annual* (S. Fischer, editor), MIT Press, 1988.
- St-Amant, Pierre y David Tessier** (1998); “A Discussion of the Reliability of Results Obtained with Long-Run Identifying Restrictions”, *Working Paper WP 98-4*, Bank of Canada.
- Urrutia, Miguel y Rodrigo Suescún;** “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, 1994.