

MACROECONOMETRÍA DE UNA ECONOMÍA PEQUEÑA Y ABIERTA USANDO ANÁLISIS DE VECTORES AUTORREGRESIVOS

Sergio Clavijo*

Banco Central de Colombia

Este trabajo explora los aspectos de identificación y predicción del análisis de vectores autorregresivos (VAR) en el contexto de una economía pequeña y abierta. El primer aspecto es utilizado para proporcionar evidencia empírica que ayude a clarificar el debate entre monetaristas y keynesianos respecto a los supuestos de exogeneidad (simple y en bloque) de ciertas variables fundamentales, mientras que el segundo aspecto es empleado para obtener una caracterización de su interdependencia dinámica. La discusión teórica se basa en el llamado modelo de "síntesis" de corto plazo, el que ha sido modificado para incluir los efectos del mercado negro de divisas y del llamado efecto Laursen-Metzler. El sistema VAR aquí utilizado consta de siete macrovariables de la economía colombiana y cubre el periodo 1957-I/1985-IV.

Introducción

La literatura reciente sobre macroeconomía muestra dos interesantes facetas del análisis de vectores autorregresivos (VAR). De una parte, VAR es destacado como un instrumento útil en la tarea de identificación de las formas estructurales de los modelos (Sims, 1980a, 1980b; Litterman y Weiss, 1985). Ésta ha sido una respuesta al problema común de tener que estimar formas reducidas de modelos que, debido a restricciones estadísticas, ter-

* Este trabajo está basado en parte de mi disertación doctoral presentada a la Facultad de Economía de la Universidad de Illinois (Urbana). Deseo agradecer al comité de disertación, compuesto por S.J. Turnovsky (director), R.W. Koenker y C.M. Sprenkle; así como a P. Newbold y a dos jurados anónimos de esta revista por sus comentarios y sugerencias. También deseo agradecer al Banco de la República de Colombia (Banco Central) su apoyo financiero para llevar adelante esta investigación. Sin embargo, todas las opiniones y errores remanentes son de mi entera responsabilidad.

minan por perder sus características teóricas originales y se adaptan más a la versión que hace el econométrista del modelo en cuestión.¹

De otra parte, el análisis de VAR ha sido utilizado para analizar tópicos de política económica, ya que éste provee predicciones dinámicas que se basan en la forma reducida del modelo y su representación en términos de sus promedios móviles (Sims, 1982; Doan *et al.*, 1984; Litterman, 1986a). En efecto, el análisis de VAR puede ser utilizado de manera eficiente para analizar alternativas de política económica sin necesidad de incurrir en los problemas planteados por la llamada "crítica de Lucas" (1976), siempre y cuando se suponga que las acciones de política no ejercen cambios, o por lo menos no cambios rápidos, en los parámetros estructurales del modelo.

El objetivo del presente documento es explorar tanto la característica de identificación como la de predicción del análisis de VAR, en el contexto de una economía pequeña y abierta. En particular, el aspecto de identificación de los VAR es aquí utilizado para buscar evidencia empírica que ayude a aclarar el debate entre monetaristas y keynesianos con relación al supuesto de exogeneidad (simple y en bloque) de ciertas variables macroeconómicas fundamentales. Complementariamente, el aspecto de predictibilidad de los VAR es utilizado para obtener una caracterización detallada de la interdependencia dinámica que muestra, en términos estadísticos, dicha economía.

El documento está dividido de la siguiente manera. En la sección I, utilizamos el modelo de "síntesis" de Frenkel *et al.* (1980), con ciertas modificaciones, para adelantar las discusiones sobre las formas del modelo estructural en una economía pequeña-abierta. Esto permitirá adoptar un marco de discusión suficientemente general. Las modificaciones fundamentales que se hacen a dicho modelo tienen que ver con la introducción de un mercado negro de divisas y del llamado efecto Laursen-Metzler (1950) sobre el gasto doméstico. La sección II está dedicada al análisis de la teoría y los resultados de aplicar pruebas de exogeneidad en bloque, usando para ello un sistema de VAR que comprende siete macrovariables de la economía colombiana, cubriendo el periodo 1957-I/1985-IV. En la sección III, se emplea la técnica de predicción que usa la llamada "función de respuesta a impulsos" y su "descomposición de la varianza" para analizar problemas de política económica.

¹ La propuesta de VAR para enfrentar este problema, en la primera etapa de selección del modelo, es tratar todas las variables como potencialmente endógenas. La división entre variables endógenas y exógenas se hace guiados por los resultados de las llamadas pruebas de "exogeneidad en bloque", que utilizan el principio de Granger (1969, 1980) de relaciones causales en un modelo multivariado.

I. Formalizando una economía pequeña y abierta: una variación sobre el modelo de síntesis de los enfoques keynesiano y monetarista

En la base del debate entre el enfoque monetario (*EM*) y el enfoque keynesiano (*EK*) de la balanza de pagos, se encuentra la caracterización del equilibrio externo como un fenómeno esencialmente monetario o, alternatively, como un fenómeno de flujos reales de bienes y capitales (Marston, 1985). El *EM* enfatiza el hecho de que el resultado de equilibrio (o desequilibrio) de la balanza de pagos tiende a reflejarse totalmente en la oferta monetaria de una economía pequeña-abierta, dado el supuesto de ineffectividad total de las políticas de esterilización (Johnson, 1972; Magee, 1976). En contraste, el *EK* enfatiza el resultado de corto plazo de la balanza de pagos, donde la composición entre bienes y capitales juega un papel crucial, esta vez bajo el supuesto de que las políticas de esterilización son totalmente efectivas (Turnovsky y Kaspura, 1974; Branson, 1975; Obstfeld, 1982).

En un documento muy interesante, Frenkel *et al.* (1980) mostraron que sería muy ingenuo intentar saldar el debate entre estos enfoques en términos empíricos usando modelos de *una regresión* y entrando a determinar los signos de las derivadas parciales que resultan cruciales dentro de cada enfoque. Esta tarea requiere de un *marco de regresiones simultáneas*, dado que puede demostrarse que cada enfoque es un caso particular de un modelo más general. Siguiendo este tipo de análisis, nosotros procederemos, primero, a formular un modelo de tipo de cambio fijo para una economía pequeña-abierta con la existencia de un mercado negro de divisas, donde tanto el *EM* como el *EK* sean contemplados; y, segundo, a discutir qué tan robustos son los resultados de los ejercicios de estática comparativa.

Modelo de síntesis de una economía con mercado negro de divisas

El modelo de corto plazo del *EK* muestra que la cuenta corriente de la balanza de pagos, en términos reales, depende negativamente del ingreso doméstico real (vía importaciones) y positivamente del tipo de cambio real (suponiendo que se cumple la condición Marshall-Lerner referente a las elasticidades de exportación e importación). Adicionalmente, la cuenta de capital de la balanza de pagos se supone que es determinada por la diferencia entre las tasas de interés internas y externas (en ausencia de cambios esperados en la tasa de cambio). Así, el comportamiento de la balanza de pagos se puede resumir como en (1), donde las variables *Y* e *I* se determinan endógenamente en un modelo del tipo IS-LM.

En contraste, modelos tradicionales de corte monetarista de largo plazo postulan *I* y *Y* como variables exógenas, tomando en cuenta la tasa de pleno-empleo y la condición de paridad de las tasas de interés, respectiva-

mente. Así, bajo el supuesto de total ineffectividad de las políticas de esterilización, la balanza de pagos puede ser vista cómo un equilibrio de flujos monetarios, como en (2), donde la demanda real de dinero tiene como argumentos los precios, el ingreso y la tasa de interés doméstica.²

$$CR = P \cdot T(Y, E) + F(I - I^*) \quad (1)$$

$$CR = CL(P, Y, I) - CD \quad (2)$$

$$Y = H(Y, I, B, E) + T(Y, E) + G \quad (3)$$

CR: cambios en reservas internacionales;

Y: ingreso-doméstico real;

I: tasa de interés;

CD: cambios en crédito doméstico;

CL: cambios en demanda por dinero;

$B \equiv B_n \cdot P^* / P$: tasa de cambio en el mercado negro de divisas;

$E \equiv E_n \cdot P^* / P$: tasa de cambio en el mercado oficial.

T: cuenta corriente;

P: nivel de precios;

F: cuenta de capital;

*: variables externas;

G: gasto gubernamental;

Si ahora tomamos en cuenta el hecho de que algunas economías pequeñas-abiertas acompañan sus sistemas de tipo de cambio fijo con la imposición de controles de cambios, que tienden a generar un mercado negro de divisas (Sheik, 1976), el marco de análisis anterior puede verse modificado de la siguiente manera.

El sector real de la economía, presentado en (3), puede generar una función de gasto real (*H*) que depende tanto del tipo de cambio negro como del tipo de cambio oficial, además de sus determinantes tradicionales como el ingreso real (positivamente vía consumo) y la tasa de interés (negativamente vía inversión). La racionalidad económica de esta formulación proviene del efecto sustitución (e ingreso) que se genera cuando las tasas de cambio se ven modificadas. De hecho, una depreciación de la moneda doméstica en cualquiera de estos mercados de divisas no sólo genera un alza en las funciones de demanda por bienes domésticos (incrementando el gasto), sino que también reduce el poder de compra del ingreso doméstico actual (reduciendo el gasto). Este último fenómeno, que se explica con mayor detalle en el apéndice, corresponde al llamado efecto Laursen-Metzler (1950).

Así, al escribir en (3) la función de gasto real como positivamente rela-

² Nótese que (2) no involucra el multiplicador monetario, pero éste será incluido en la parte empírica del estudio sin alterar las conclusiones básicas de esta parte teórica.

cionada con las tasas de cambio, nosotros estamos suponiendo: primero, que el efecto sustitución domina el efecto ingreso; y, segundo, que el gasto real en bienes de consumo se satisface a través del mercado negro de divisas, mientras que el gasto en bienes de inversión recaería sobre el mercado oficial de divisas. El otro argumento de la curva *IS*, en (3), corresponde al saldo de la cuenta corriente y al gasto doméstico real del gobierno.³

Solución del modelo y consistencia

El sistema descrito por (1)-(3) tiene como variables endógenas *CR*, *Y*, *I* y como variables exógenas *E*, *B*, *G*, *CD*. Es posible solucionar para *I* empleando (3) y escribiendo la expresión mostrada en (4), donde suponemos, para simplificar la exposición, que $P = P^* = 1$ y $I^* = 0$. Si adicionalmente notamos que $CR \equiv R - R_{-1}$ (de manera similar para *CD* y *CL*) y diferenciamos totalmente (1) y (2), mientras tomamos en cuenta los efectos de (4),⁴ el sistema puede reescribirse como en (5) y (6). Cada una de estas ecuaciones representa el equilibrio de corto plazo de la balanza de pagos según el *EK* y *EM*, respectivamente.⁵

$$I = I(Y, E, B, G) \tag{4}$$

$$\begin{bmatrix} 1 & -k_1 \\ 1 & -m_1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} dR \\ dY \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} k_2 & k_3 & k_4 \\ m_2 & m_3 & m_4 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} dE \\ dB \\ dG \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} dR_{-1} \\ -dD \end{bmatrix} \tag{5}$$

en general, $\delta X / \delta Q \equiv X_q$, así que los coeficientes son:

$$k_1 \equiv [T_y + F_y I_y] < 0; \quad k_2 \equiv [T_e + F_e I_e] > 0; \quad k_3 \equiv [F_e I_e] > 0;$$

$$k_4 \equiv [F_y + I_y] > 0; \quad m_1 \equiv [L_y + L_y I_y] > 0; \quad m_2 \equiv [L_e I_e] > 0;$$

$$m_3 \equiv [L_e I_e] < 0; \quad m_4 \equiv [L_y I_y] < 0;$$

³ La ecuación que describe la balanza de pagos como un equilibrio de flujos monetarios, en (2), también podría verse afectada por el "premium" de la tasa de cambio oficial sobre la tasa de cambio negra como se propone en Clavijo (1987). Sin embargo, dado que en este marco de análisis *E* y *B* son ambas exógenas, dicho "premium" no puede introducirse como variable independiente.

⁴ La expresión en (6) supone equilibrio monetario en el periodo $t-1$.

⁵ Para ver esto más claramente, nótese que $dR/dY = k_1 < 0$ en (5) y que $dR/dY = m_1 > 0$ en (6), lo que es consistente con (1) y (2), respectivamente.

El punto que vale la pena destacar al solucionar este sistema es que, al igual que en Frenkel *et al.* (1980), no es posible tener respuestas únicas sobre los movimientos de R y Y en este modelo extendido. Así, pues, ni el EK ni el EM pueden ser endosados a través de análisis parciales que postulen $dR/dY < 0$ para el EK y $dR/dY > 0$ para el EM . Estos resultados surgen del hecho de que, en este modelo extendido, el signo de dR/dY depende crucialmente del tipo de cambio exógeno considerado y de la magnitud de ciertos coeficientes.

Para ilustrar este punto, hemos realizado ejercicios de estática comparativa cuyos signos se reproducen en el cuadro 1. Nótese que sólo en uno de los cinco cambios exógenos considerados aquí resulta posible establecer una relación inequívoca entre R y Y sin necesidad de imponer restricciones adicionales: claramente cambios en D generan movimientos opuestos entre R y Y , como lo propone el EM . Sin embargo, bajo circunstancias muy factibles,⁶ cambios en E o G generarían movimientos concurrentes entre R y Y , como lo supone el EK .

CUADRO 1
Resultados de estática comparativa

Efectos	de:			
	E	B	G	D
Sobre:				
R	(+)	(+)	(+)	-
Y	+	+	+	+

Los paréntesis denotan resultados probables. $|L_y/L_i| > |T_y/F_i|$ es una condición suficiente para $dR/dE > 0$ y una condición necesaria y suficiente para $dR/dB > 0$ y $dR/dG > 0$.

Finalmente, vale la pena mencionar que cambios en B muy seguramente también generarían cambios positivos tanto en R como en Y . Esto significa que el efecto de una depreciación del tipo de cambio en el mercado negro no sólo incrementa el ingreso real (vía sustitución de bienes de consumo importados por bienes de consumo nacionales), sino que también contribuye a mejorar la balanza de pagos (vía incremento de la tasa de interés y su efecto sobre la cuenta de capital).

En resumen, hemos visto que el análisis teórico de corto plazo de una economía pequeña-abierta no puede basarse en los modelos parciales pro-

⁶ En efecto, la condición $|L_y/L_i| > |T_y/F_i|$, mostrada en el cuadro 1, se cumple para $.8 \leq L_i \leq 1$; $-.4 \leq L_i \leq -.2$; $-.4 \leq T_y \leq -.2$; y $.2 \leq F_i \leq .4$; valores que representan rangos muy comunes.

puestos por el *EK* y el *EM*. Esto debido a que partes cruciales de sus proposiciones tendrían que ser cuidadosamente calificadas, por decir lo menos, si entráramos a considerar un modelo más general que contemplara al tiempo efectos monetarios y reales. En este sentido, se puede concluir que ni el *EK* ni el *EM* son robustos en la construcción de sus modelos estructurales. Aún más, nótese que aun si usáramos un modelo extendido tendríamos una gran incertidumbre respecto a la misma dirección en que operarían instrumentos de política fundamentales, en razón a la falta de conocimiento que se tiene tanto sobre la magnitud de determinados parámetros como sobre las variables que deben tomarse como dadas en este tipo de modelos.

En ausencia de un consenso teórico, este tratamiento *ad hoc* de parámetros y variables ciertamente representa una de las mayores encrucijadas que enfrentan los macroeconomistas que actualmente intentan estimar modelos estructurales y usar sus formas reducidas para conducir análisis de política. En las siguientes secciones, daremos un primer paso para esclarecer este debate entre el *EK* y el *EM* al usar análisis de VAR con el propósito de determinar cuál es el conjunto adecuado de variables exógenas. Las pruebas empíricas se refieren a Colombia, cuya economía puede caracterizarse como pequeña y abierta, con un sistema de cambios fijo y la existencia de un mercado negro de divisas (Díaz-Alejandro, 1976).

II. Identificación de modelos estructurales usando VAR

El concepto de relaciones causales, en el sentido de Granger (1969), ha sido utilizado ampliamente para intentar resolver, de manera empírica, debates teóricos inconclusos. La mayoría de los estudios pioneros adoptaron un marco limitado de relaciones bi-variadas donde se ponía especial énfasis en utilizar filtros apropiados, dado que esto último representaba un elemento importante en la discusión sobre la robustez de los resultados (Sims, 1972; Pierce y Haugh, 1977; Schwert, 1979).

Sin embargo, las extensiones de algunos de estos modelos a un marco multivariado suscitaron importantes calificaciones de las conclusiones alcanzadas anteriormente en los sistemas bi-variados (Sims, 1980b; Hsiao, 1982). Este y otros factores han generado nuevas advertencias que recuerdan el viejo principio de *post hoc ergo propter hoc* (Tobin, 1970) y una discusión más profunda sobre la relación entre causalidad y exogeneidad en sistemas multivariados (Jacobs *et al.*, 1979; Granger, 1980; Leamer, 1985; Eichenbaum, 1985; Cooley y LeRoy, 1985).

En lo que sigue, nosotros intentamos superar las limitaciones de formalizar *parsimoniosamente*, como ha sido tradicional en los modelos ARIMA, y procedemos en cambio a usar un enfoque *generoso*, donde todas las variables reciben el tratamiento de potencialmente endógenas. Adicionalmente, mezclaremos elementos teóricos desarrollados en la sección I con los

resultados de las pruebas de exogeneidad en bloque para balancear las limitaciones de adoptar un enfoque de VAR "puramente ateorico".⁷

La teoría de las pruebas de exogeneidad en sistemas multivariados

Un modelo dinámico completo puede expresarse como en (7), donde los supuestos comunes son $E(\epsilon_t) = 0$, $cov(\epsilon_t, W_{t-s}) = 0$ para $s \geq 0$ y $cov(\epsilon_t, Z_{t-s}) = 0$ para $s > 0$. Usualmente, una estimación econométrica de un modelo estructural como el presentado en (7) se fundamenta en la teoría económica para obtener los conjuntos de variables endógenas (Z_t) y exógenas (W_t). No obstante, como vimos en la sección 1, es muy probable que este procedimiento repose sobre bases teóricas no muy firmes cuando la teoría económica presenta numerosos conjuntos $\{Z_t, W_t\}$ sobre los cuales hacer la selección del caso.

Una alternativa a este procedimiento —encabezada por Sims (1972, 1980a) y Geweke (1978)— ha sido la de probar empíricamente la proposición de que un conjunto particular de variables W_t conforman un bloque de variables exógenas con relación al remanente bloque Z_t . La idea es entonces empezar por probar la exogeneidad en bloque de las variables que permitirían contradecir o apoyar las hipótesis propuestas por una determinada teoría económica.⁸

En particular, para probar la exogeneidad en bloque de un conjunto W_t , se puede utilizar el hecho de que, en (8), la función $\phi(L)$ tiene un solo cero si los coeficientes asociados con $\tau(L)$ no son significativamente diferentes de cero, en el contexto de una regresión como la presentada en (9).⁹

⁷ Para referencias a dichas limitaciones, véase la nota 9.

⁸ Existe la posibilidad de llegar a una situación en que ninguno de los modelos teóricos vigentes alcance compatibilidad con los resultados de las pruebas de exogeneidad en bloque. Ante estas circunstancias, la teoría debería ser reelaborada consultando los resultados del análisis empírico (Litterman y Weiss, 1985).

⁹ Sin embargo, este procedimiento tiene dos importantes limitaciones. Primero, es útil recordar que se ha probado que, dependiendo de las restricciones que se impongan en $\tau(L)$, el resultado de que $Z \not\rightarrow W$ puede constituir una condición necesaria más no suficiente para detectar exogeneidad (Sargent, 1979; Nelson, 1979). Segundo, los efectos contemporáneos no son contemplados en este tipo de pruebas (Granger, 1969; 1980 p. 350), así que nada puede decirse sobre procesos que se ajustan rápidamente. De hecho, Jacobs *et al.* (1979), Leamer (1985), y Cooley y Leroy (1985) han enfatizado esta última limitación al probar que sólo el concepto de "exogeneidad en sentido estricto" (Sims, 1972) o el llamado concepto de "información" es susceptible de probarse empíricamente, mientras que el concepto de "predeterminación" en sentido econométrico requiere consideraciones *previas* de tipo teórico. Consecuentemente, nuestras pruebas se refieren únicamente al concepto de "exogeneidad en sentido estricto" y sus resultados encierran todas las limitaciones aquí expuestas. Más sobre este debate puede consultarse en Engle *et al.* (1983) y Eichenbaum (1985).

Con relación a (9), nótese, primero, que estimaciones por simples MCO resultan eficientes si se escogen $\pi(L)$ y $\tau(L)$ de la misma dimensión, digamos, tal que $s = 1, 2, \dots, m$ (Sims, 1980);¹⁰ y, segundo, que ϵ_t tiende a converger hacia una distribución no correlacionada si se permite que $\{s\}$ se incremente con la muestra (Geweke, 1978).

$$\begin{matrix} \Theta(L) & Z_t & + & \Gamma(L) & W_t & = & \epsilon_t \\ \text{(g \times g)} & \text{(g \times 1)} & & \text{(g \times k)} & \text{(k \times 1)} & & \text{(g \times 1)} \end{matrix} \quad (7)$$

$$Z_t = \phi(L)W_t + V_t \quad (8)$$

$$W_t = \pi(L)W_t + \tau(L)Z_t \quad (9)$$

Z_t : variables endógenas (de 1 hasta g).
 W_t : variables exógenas (de 1 hasta k).
 ϵ_t : errores no correlacionados serialmente.
 $\Theta(L)$, $\Gamma(L)$, $\phi(L)$, $\pi(L)$, $\tau(L)$ todos son operadores (estables) de rezago de-un-lado; por ejemplo:

$$\Theta(L) \equiv \sum_{s=1}^{\infty} \Theta_s L^s$$

Vale la pena mencionar que para probar la significancia estadística de $\tau(L) = 0$ se requiere excluir *simultáneamente* un conjunto particular de variables del conjunto de regresiones. Así, nosotros seguiremos la sugerencia de Sims (1980a) de crear una relación modificada de una función de probabilidad logarítmica (RMPL),¹¹ que tiene la ventaja de ser sólo moderadamente sensible a la estructura de los rezagos escogida, en comparación con otros criterios estadísticos —por ejemplo, como el del AIC o el SBIC— (Nickelsburg, 1985).¹²

Anotaciones metodológicas

Con el propósito de asegurar cierta confiabilidad de nuestros resultados,

¹⁰ Para métodos que usan diferente número de rezagos consúltese Geweke (1978) y Hsiao (1979), donde los MCO dejarían de ser eficientes.

¹¹ Esto es $RMPL = (T-c) |\log \Sigma_t - \log \Sigma_j| \approx X^2_{(k)}$; donde Σ : determinante de la matriz de covarianzas de los errores; i, j : sistemas restringidos y no restringidos; T : número de observaciones; c : factor de corrección, y k : número total de restricciones.

¹² La desventaja es que el RMPL tiende a sobreajustar los modelos, generando problemas de falta de grados de libertad. Sin embargo, no existiendo un criterio totalmente dominante (Nickelsburg, 1985 p. 191), uno debe decidir entre criterios que generan sobreajuste o aquéllos que son sensibles al número de rezagos.

hemos adelantado dos tipos de análisis de sensibilidad. En contraste con las preocupaciones tradicionales sobre la sensibilidad estadística al tipo de prueba empleada (Hsiao, 1979; Nickelsburg, 1985), aquí hemos preferido enfatizar lo que podría llamarse la *sensibilidad económica* de las pruebas de exogeneidad.¹³ De una parte, exploramos la sensibilidad de las pruebas de exogeneidad en bloque a la *transformación de los datos*, al usar formas logarítmicas y tasas de crecimiento de la misma base de datos.¹⁴ De otra parte, también evaluaremos la sensibilidad de estas pruebas *al conjunto de variables* macroeconómicas que se escojan. En particular, usaremos dos conjuntos alternativos de variables: $\{V\} \equiv \{CR, Y, I, E, B, P, CD\}$ y $\{H\} \equiv \{CR, Y, IR, E, B, P, CDQ\}$; donde $\{I\}$ e $\{IR\}$ se refieren a la tasa de interés nominal y real; y $\{CD\}$ y $\{CDQ\}$ al crédito doméstico, calculados sobre $M1$ y $M2$, respectivamente.¹⁵ El resto de variables tienen el mismo significado que en la sección 1 y corresponden en su mayoría a las definiciones que aparecen en el IFS para Colombia.¹⁶

Procedimientos y resultados de las pruebas de exogeneidad en bloque

Primero, nosotros exploramos la dimensión de los rezagos del modelo y probamos la hipótesis de homogeneidad del periodo de análisis. La parte

¹³ Sims (1980b) encabezó el análisis de sensibilidad de estas pruebas al tipo de formalización (es decir, bi-variado *versus* multi-variado), que bien podría interpretarse como un aspecto de la sensibilidad económica de estas pruebas.

¹⁴ Obviamente, este tópico está fuertemente relacionado con la forma específica en que se formulan los modelos teóricos (por ejemplo, al problema de linealidad o no de ciertas relaciones de las variables). En particular, nótese que la versión de tasas de crecimiento requeriría modificar la formulación del modelo presentado en la sección 1. Adicionalmente estas transformaciones afectan las propiedades estadísticas de las series pudiendo generar o no series estacionarias. Como veremos más adelante, este problema de estacionaridad en sistemas multivariados requeriría tratamiento especial.

¹⁵ Por brevedad, aquí no entramos a discutir los factores económicos detrás de cada alternativa; al respecto, puede consultarse, por ejemplo, Summers (1982) en lo referente a las tasas de interés y B. Friedman (1983) sobre las definiciones de crédito.

¹⁶ Las variables utilizadas, sin desestacionalizar y medidas en pesos o por índices, son: R : reservas internacionales; $D \equiv M1 - R$: crédito doméstico; $DQ \equiv M2 - R$: crédito doméstico ampliado; $CR \equiv R - R_{-1}$ (igual para CD y CDQ); P : índice de precios al mayoreo; $Y \equiv PIB/P$: PIB real, donde los datos trimestrales fueron obtenidos usando indicadores trimestrales de los tres principales sectores económicos (Lee and Oliveros, 1983); I : tasa de interés nominal, para 1957-1964 corresponde a la tasa de descuento del banco central y para 1965-1985 a un promedio ponderado de los rendimientos de los principales activos financieros (entre 4 y 7 de ellos); $IR \equiv I - (\delta P / \delta t)$ ($1/P$): tasa de interés real; P^* : índice de precios al mayoreo de los Estados Unidos; E_* : tasa de cambio nominal (pesos/dólar estadounidense); $E \equiv E_* \cdot P^*/P$: tasa de cambio real oficial; B_* : tasa de cambio negra nominal, para 1957-1973 corresponde a la reportada en *Pick's Currency Year-Book* y para 1974-1985 a la tasa reportada

superior del cuadro 2 resume tales resultados cuando se usó el conjunto de variables $\{V\}$ para Colombia, en el periodo 1957-1/1985-IV. Nótese que el número de rezagos, usando el estadístico RMPL, resulta ser óptimo cuando $s = 1, \dots, 8$ en el contexto de (9). También vale la pena notar que esta base de datos resulta ser homogénea en el tiempo, a pesar de haber ocurrido cambios institucionales importantes durante el periodo de análisis.¹⁷

CUADRO 2
Resultados de aplicar pruebas de homogeneidad en bloque usando análisis de VAR

Conjunto de variables $V = \{CR, Y, I, E, B, P, CD\}$

Hipótesis nula <i>H₀:</i>		Estadístico RMPL		Nivel de significancia en el margen	
Rezagos 4 a 6 en $V=0$		346.1		.0000*	
Rezagos 6 a 8 en $V=0$		212.5		.0000*	
Rezagos 8 a 10 en $V=0$		60.4		.9837	
Homogeneidad del periodo		75.3		.5656	

Caso	<i>H₀: variables exógenas son:</i>	Estadístico RMPL para versiones:		Significancia marginal para versiones:	
		Log.	Crecim.	Log.	Crecim.
1	CD, E, B, P	128.5	103.4	.0003*	.0554**
2	CD, E, B, I	128.7	108.1	.0003*	.0282*
3	CR, E, B, I	134.4	104.9	.0001*	.0451*
4	E, B, I	87.7	105.1	.5484	.1324

Todas las regresiones se refieren al conjunto de variables $\{V\}$, como se explica en la nota 16, y las regresiones incluyen una constante y una variable de tendencia. La notación es RMPL: relación modificada de la función probabilística logarítmica; Log: versión logarítmica del conjunto $\{V\}$, excepto por las variables $\{CR, CD, I\}$; Crecim.: versión de tasas de crecimiento anuales del conjunto $\{V\}$, excepto por $\{I\}$. Las pruebas referentes al número de rezagos y la homogeneidad del periodo corresponden a la versión Log. de $\{V\}$.

* Rechazo de H_0 al $\leq 5\%$.
** Rechazo de H_0 al $\leq 10\%$.

Con relación a las pruebas de exogeneidad, obsérvese que CD, E, B, P no conforman un bloque de variables exógenas respecto a CR, Y, I —es

internamente por el Banco Central de Colombia; $B = B_n \cdot P^* / P$: tasa de cambio real en el mercado negro.

¹⁷ Nos referimos a la introducción tanto de un sistema de control de cambios, en 1967, y al financiamiento de vivienda privada con el sistema unidades de poder adquisitivo constante (UPAC), en 1973. Sobre estos temas consúltese Díaz-Alejandro (1976) y Jaramillo (1982). Las pruebas sobre homogeneidad del periodo evalúan simultáneamente la significancia de cambios en el intercepto y la pendiente de los parámetros asociados con $\{E, I\}$, a partir de esas fechas. Debido a limitaciones en los grados de libertad, no incluimos cambios en las variables $\{B, P\}$, que también eran susceptibles de analizarse.

decir H_0 es rechazada,¹⁸ tanto en la versión logarítmica como de tasas de crecimiento—, tal como aparece en el caso 1 del cuadro 2. Consecuentemente, es posible concluir que la estructura del llamado modelo de “síntesis”, al menos en su versión teórica de la sección 1, no es compatible con los datos $\{V\}$ observados para Colombia.¹⁹

A pesar de que estos resultados no fueron sensibles a transformaciones de las series, sí resultaron sensibles a la selección del conjunto de variables. El cuadro 3 resume los resultados obtenidos al aplicar los procedimientos anteriores al conjunto de variables $\{H\}$, que incluía la tasa de interés real y una definición amplia de crédito doméstico. Nótese, por ejemplo, que la hipótesis de homogeneidad del periodo ya no se mantiene. La versión logarítmica de $\{H\}$ tampoco pasó la prueba de exogeneidad en bloque de CDQ , E , B , P con respecto a CR , Y , IR .²⁰ No obstante, esta hipótesis no pudo ser rechazada cuando se adoptó la versión de tasas de crecimiento de $\{H\}$.²¹

CUADRO 3
Resultados de aplicar pruebas de homogeneidad en bloque usando análisis de VAR
Conjunto de variables $H=\{CR, Y, IR, E, B, P, CDQ\}$

Hipótesis nula H_0 :	Estadístico RMPL	Nivel de significancia marginal
Rezagos 4 a 6 en $H=0$	266.0	.0000*
Rezagos 6 a 8 en $H=0$	175.0	.0000*
Rezagos 8 a 10 en $H=0$	84.3	.5328
Homogeneidad del periodo	101.1	.0405*

Caso	H_0 : variables exógenas son	Estadístico RMPL para versiones:		Significancia marginal para versiones:	
		Log.	Crecim.	Log.	Crecim.
5	CDQ, E, B, P	135.8	84.6	.0006*	.3987
6	CR, CDQ, E, B	109.5	88.3	.0229*	.2974
7	CR, E, B	119.4	84.3	.0206*	.6486
8	CDQ, E, B	122.3	79.3	.0049*	.7823
9	CR, CDQ, B, P	100.7	105.3	.0786**	.0428*
10	E, B	77.9	70.7	.9335	.9831

La notación es igual a la presentada en el cuadro 2.

¹⁸ Dado el carácter asintótico del estadístico RMPL, los niveles tradicionales de rechazo de 5 y 10 por ciento no deben tomarse como puntos de corte estrictos (Sims, 1980a).

¹⁹ También encontramos que E , B , I son variables exógenas en bloque respecto de CR , Y , P , CD bajo ambas transformaciones. Dado que aquí el número de endógenas supera el número de exógenas, una posible solución sería incluir el nivel de precios externos como otra variable exógena.

²⁰ También experimentamos con un tercer grupo de variables que combinaba IR con CD . La hipótesis de exogeneidad en bloque de CD , E , B , P con respecto a CR , Y , IR también fue rechazada al .0003* (versión logarítmica).

²¹ Otras pruebas que involucraban la versión logarítmica de $\{H\}$ (casos 6 al 10)

En resumen, hemos visto que el modelo de "síntesis" extendido, formulado en (4)-(6), no resulta compatible con los conjuntos de variables macroeconómicas para Colombia comprendidas en $\{V\}$ o en $\{H\}$, los que alteraban definiciones de tasas de interés nominales/reales y crédito doméstico estrecho/amplio. Sin embargo, una variación teórica de dicho modelo que involucre las tasas de crecimiento del conjunto $\{H\}$ es muy probable que alcance compatibilidad estadística para Colombia. En general, nuestros resultados resaltan el hecho de que el uso de las técnicas de VAR, aunque útiles en proporcionar cierta retroalimentación entre la teoría y la práctica, están lejos de constituir un método inequívoco para dirimir debates en macroeconomía; de hecho, estos resultados exhiben lo que podría denominarse una alta sensibilidad económica (es decir, alta sensibilidad tanto al grupo de variables escogido como a las transformaciones que se hagan de ellas).

III. Un enfoque estadístico para el análisis de la política económica

Dados los resultados de la sección II, hay al menos dos posibles rutas a seguir, si uno quiere utilizar el conocimiento allí ganado para propósitos de política económica. La primera ruta supone, primero, reconstruir teóricamente el modelo estructural (4)-(6) con el propósito de alcanzar compatibilidad estadística con los datos observados para Colombia. Un segundo paso, dentro de esta ruta, sería estimar económicamente tanto el modelo estructural como su forma reducida. No obstante, debido a las múltiples restricciones estadísticas que sería necesario imponer en esta segunda etapa, es crucial tener especial cuidado para no desperdiciar el esfuerzo teórico de la formalización. Seguir esta ruta estaría en el espíritu de mezclar adecuadamente las prácticas econométricas tradicionales con las técnicas de series de tiempo, lo que parece tener un gran futuro en modelos macroeconómicos de tamaño pequeño (Zellner y Palm, 1974; Geweke, 1978; Hsiao, 1982).

Una ruta alternativa es aquella que trata directamente con las formas reducidas del modelo en el contexto del análisis de VAR (restringidos o no). En efecto, Sims (1980a, 1982), Doan *et al.* (1984), Litterman y Weiss (1985) han propuesto el uso de instrumentos estadísticos para obtener información detallada tanto sobre la dirección como sobre la intensidad de las relaciones dinámicas entre grupos de variables. Como lo comentábamos en la introducción, estos procedimientos descansan sobre fundamentos estadísticos sólidos en la medida en que las reglas asociadas con el modelo estructural se supongan de poca variabilidad en el corto plazo. Dado el éxito rela-

mostraron que sólo la hipótesis de exogeneidad en bloque de E , B no sería rechazada, mientras que las hipótesis bajo la forma de tasas de crecimiento serían aceptadas, excepto por una de ellas.

tivo de este enfoque estadístico en labores de predicción (Litterman, 1986b), nosotros lo adoptaremos en su versión más simple (VAR no restringidos) con la intención de establecer ciertos fundamentos para el futuro desarrollo de un modelo de predicción de la economía colombiana.

La teoría de simulaciones dinámicas con representaciones de promedios móviles

Basados en el teorema de descomposición de Wold, un vector estacionario de las series Z puede expresarse como la suma de dos procesos mutuamente no correlacionados, uno determinístico X_t y uno puramente no determinístico u_t . Este hecho es ilustrado en (10), donde un supuesto crucial es $E(u_t, u_s) = 0$ para $t \neq s$. Nosotros nos referiremos a (10) como la representación de promedios móviles (RPM) de Z_t , la que bajo ciertas circunstancias está relacionada de manera única con un sistema VAR (Granger y Newbold, 1977).

$$Z_t = X_t + \beta \sum_{z=0}^{\infty} A_z u_{t-z} \quad (10)$$

$(m \times 1) \quad (m \times p) \quad (p \times 1) \quad \sum_{z=0}^{\infty} \quad (m \times 1)$

Z_t : vector de m variables, con $t = 1 \dots T$ observaciones.

X_t : parte determinística de Z_t , con p componentes.

u_t : vector de procesos "ruido blanco".

Nótese que Z_t puede ser interpretado como un vector de series de tiempo que trata todas las variables como *potencialmente* endógenas. Así, dada una solución para (10), un ejercicio interesante consiste en adelantar simulaciones dinámicas con la intención de descubrir qué variables se comportan efectivamente como endógenas o, complementariamente, como exógenas. Esto usualmente se hace detectando la respuesta dinámica del sistema a un choque en los errores (por ejemplo, un choque equivalente a una desviación típica de una determinada variable, digamos, $Z_{t+1} \in Z_{tm}$, tal que $u_{t+1} = \delta_1$). Este tipo de simulaciones generan lo que se conoce como funciones de respuesta a impulsos (FRI).²²

Aún más, los errores de la predicción que surgen de usar la FRI pueden ser descompuestos entre los elementos de u_t a diferentes horizontes en el

²² Sin embargo, evaluar la significancia de los coeficientes de una FRI no es tarea fácil, dado que dichas funciones son no lineales y convolucionadas. En la práctica, un enfoque ha sido incluir todos los coeficientes (Sims, 1972); otro enfoque ha consistido en generar intervalos de confianza para los FRI usando simulaciones estocásticas (Fischer, 1981). Nosotros adoptamos aquí el primer enfoque.

tiempo, usando para ello la expresión mostrada en (11). Dicha expresión muestra el error en el paso k de la predicción hacia adelante,²³ donde el vector de variables aleatorias u , puede obtenerse de un vector ortonormal de variables v . Los u , así obtenidos se conocen como las “innovaciones ortogonalizadas” (Sims, 1980B).²⁴

$$\sum_{s=0}^{k-1} A_s u_{t-s} = \sum_{s=0}^{k-1} A_s (C \cdot v_{t-s}) \quad (ii)$$

Resultados de la FRI y la descomposición de varianzas

En lo que sigue, reportamos los resultados de aplicar los procedimientos descritos a la versión logarítmica del conjunto de variables $\{V\}$ y $\{H\}$ para Colombia.²⁵ Primero, resulta útil analizar las matrices de correlación de los valores contemporáneos asociada con cada conjunto de variables, ya que ellas proveen información útil acerca de la respuesta dinámica del modelo cuando se producen choques a los errores. El cuadro 4 muestra dichas matrices. Con relación a los resultados de $\{V\}$ (triángulo superior), los valores de $\text{corr}(CR, CD) = -.93$ y $\text{corr}(P, Y) = -.94$ deben destacarse por sus elevados valores absolutos y sus signos “esperados”. El primero indica, por ejemplo, que un choque positivo sobre CR , en el contexto de (11), muy probablemente se manifestará en las “innovaciones” de CD con signo negativo (y viceversa).²⁶

Sin embargo, nótese que las respuestas del sistema que involucra el conjunto de variables $\{H\}$ sería muy diferente: choques positivos en el flujo de reservas probablemente se expresarían en las innovaciones del crédito ampliado, pero ahora con signo *positivo*, dado que $\text{corr}(CR, CDQ) = .62$.²⁷

²³ Estos errores de la predicción se refieren únicamente a los errores de la ecuación y no toman en cuenta aquellos que surgen de la incertidumbre de los parámetros.

²⁴ La ortogonalización tiene como propósito el permitir la solución del modelo en forma *recursiva*, dado que, en general, la matriz de covarianza Ω no es diagonal. Ésta es la diferencia fundamental respecto de la solución de modelos dinámicos simultáneos. El método aquí adoptado fue suponer que $\Omega = C \cdot E(v, v') \cdot C'$ en (11), donde C se escogió como una matriz triangular inferior usando el principio de factorización de Choleski. Sin embargo, nótese que el resultado de la FRI y la descomposición de sus varianzas dependen de manera crucial del orden que tomen las variables en C , como se detalla más adelante.

²⁵ Por brevedad, no extendimos este ejercicio a las versiones de tasas de crecimiento.

²⁶ Debe notarse que valores altos de las correlaciones contemporáneas de los errores, en realidad generan problemas para descifrar las relaciones dinámicas del modelo de manera *única*, ya que la FRI se toma sensitiva al orden en que se meten las variables en la matriz C de (11).

²⁷ Esto podría tener su explicación económica en que, a pesar de que las autori-

CUADRO 4
 Matrices de correlación de los errores contemporáneos: conjunto de variables {V} y {H}

	<i>CR</i>	<i>Y</i>	<i>P</i>	<i>CD</i>	<i>E</i>	<i>B</i>	<i>I</i>	
<i>CR</i>		.16	-.11	-.93	.02	-.01	.24	<i>CR</i>
<i>Y</i>	.01		-.94	-.23	.32	.32	-.22	<i>Y</i>
<i>P</i>	.03	-.96		.20	-.24	-.39	.27	<i>P</i>
<i>CDQ</i>	.62	-.21	.22		-.10	.05	-.25	<i>CD</i>
<i>E</i>	.09	.30	-.23	-.11		.04	.30	<i>E</i>
<i>B</i>	.02	.39	-.43	.12	.19		-.16	<i>B</i>
<i>IR</i>	.12	.84	-.86	-.19	.43	.33		<i>I</i>
	<i>CR</i>	<i>Y</i>	<i>P</i>	<i>CDQ</i>	<i>E</i>	<i>B</i>	<i>IR</i>	

Los valores del triángulo superior se refieren al conjunto de variables {V} y los del triángulo inferior al conjunto {H}, ambos en versiones logarítmicas.

Teniendo cierta información sobre las correlaciones de los errores, ahora procedemos a analizar la descomposición de la varianza. El cuadro 5 (parte superior) resume los resultados de aplicar (11) al conjunto de datos {V}. La primera fila de dicho cuadro dice que cuando el sistema sufre un choque en sus errores equivalente a una desviación típica de *CR*, el error en la predicción de *CR* a un año vista ($k = 4$) sería explicado en 56% por las propias innovaciones de *CR*, mientras que las innovaciones de *CD* y de otras variables explicarían cerca de 15 y 29%, respectivamente. Nótese que al predecir *CR* cuatro años adelante ($k = 16$), todavía sus propias innovaciones explicarían un gran porcentaje de la predicción (47%). Consecuentemente, uno estaría tentado a concluir, aunque esto contradice la información extraída de la matriz de correlaciones, que *CR* se comporta de manera exógena respecto de otros elementos de {V}, teniendo sólo un reducido impacto sobre *CD*.

Sin embargo, dada la presencia de altas correlaciones de errores contemporáneos, esta conclusión no es robusta. En efecto, cuando el orden de las variables en la matriz *C* de (11) es alterada usando la información contenida en dichas correlaciones,²⁸ la predicción de *CR* tiende a verse significativamente modificada por las innovaciones del crédito —véase la quinta fila

dades logran comprimir el crédito definido en su forma estrecha, cuando ocurre un choque sobre las reservas —es decir $corr(CR, CD) = -.93$ —, el crédito ampliado de hecho se expande en razón a las llamadas “innovaciones financieras”. Sobre este tópico véase, por ejemplo, Ortega (1982).

²⁸ El orden original de {*CR*, *CD*, *Y*, *P*, *E*, *B*, *I*} fue motivado por los resultados de las pruebas de exogeneidad en bloque de la sección II: variables claramente exógenas como (*E*, *B*, *I*) fueron ubicadas de últimas, mientras que variables de política como (*CR*, *CD*) se colocaron en primeros lugares para que éstas pudieran afectar a variables claramente endógenas como (*Y*, *P*).

del cuadro 5, donde *CD* tiene ahora una participación de 51%. Aún más, ejercicios que involucraban choques en los errores de *CD* mostraron un patrón similar: *CD* se comporta originalmente como una variable exógena, pero tiende a estar fuertemente afectada por los movimientos en las innovaciones de *CR* cuando se altera el orden de la matriz *C*. Esta sensibilidad al orden de las variables desapareció cuando adoptamos el conjunto de variables $\{H\}$ —véase el cuadro 5 en su parte inferior— dado que el nivel de las correlaciones de los errores era mucho menor. En este sistema, *CR* tendió a comportarse más robustamente como una variable exógena, aunque con cierta dependencia (ahora positiva) de los flujos de crédito *CDQ*.

CUADRO 5
Descomposición de la varianza de la predicción según la ortogonalización de las innovaciones

Predicción del error:	<i>k</i>	S.E.	Conjunto de variables $\{V\}$ (%)						
			CR	CD	Y	P	E	B	I
CR	4	6.7	.56	.15	.04	.07	.06	.05	.07
	8	11.7	.55	.10	.03	.17	.07	.03	.05
	12	15.9	.53	.10	.02	.09	.07	.03	.16
	16	20.2	.47	.14	.02	.10	.10	.03	.14
	16 ^a	20.2	.09	.51	.10	.02	.09	.03	.16
CD	4	6.5	.59	.15	.03	.06	.07	.05	.05
	8	11.8	.57	.10	.02	.16	.08	.03	.04
	12	15.8	.58	.07	.02	.09	.07	.02	.15
	16	20.8	.51	.09	.02	.11	.10	.02	.15
	16 ^a	20.8	.04	.56	.11	.02	.08	.02	.17
			Conjunto de variables $\{H\}$ (%)						
			CR	CDQ	Y	P	IR	E	B
CR	16	19.8	.60	.16	.07	.05	.05	.04	.03
	16 ^a	19.8	.55	.21	.07	.05	.05	.03	.04
CDQ	16	21.1	.74	.11	.01	.01	.03	.04	.06
	16 ^a	21.1	.58	.27	.01	.05	.01	.02	.06

Este cuadro está basado en la RPM de $\{V\}$ y $\{H\}$ (versiones logarítmicas), cuyos cálculos incluyen una constante y una variable de tendencia. La notación es *k*: número de trimestres adelante; S.E.: error típico de la predicción. La descomposición de Choleski utilizó las variables en el orden en que aparecen en este cuadro, excepto por ^a{*CD*, *CR*, *P*, *Y*, *I*, *E*, *B*} y ^a{*CDQ*, *CR*, *IR*, *P*, *Y*, *B*, *E*}.

Finalmente, adelantamos algunas simulaciones dinámicas sobre el efecto que tendría un choque equivalente a una desviación típica del tipo de cambio real oficial (*E*) sobre los errores del sistema, usando la base de datos de $\{V\}$. La gráfica 1 ilustra los resultados de este ejercicio en términos de

la FRI.²⁹ Obsérvese que, al finalizar el primer año, los principales efectos serían un incremento en el flujo de las reservas (CR), una caída en el flujo del crédito (CD , definición "estrecha"), y la aparición de un movimiento ascendente en el ingreso real (Y).

Durante el segundo año todos estos efectos ganarían *momentum* y el nivel de precios empezaría a declinar como consecuencia, tanto de la depreciación real del tipo de cambio oficial como de su efecto positivo sobre el ingreso real. Finalmente, en los dos últimos años de la predicción, CR y CD cambiarían su comportamiento, causando un retorno de Y y de P a sus trayectorias de largo plazo. Sólo en ese momento, dado su carácter de variables exógenas, el tipo de cambio del mercado negro y la tasa de interés nominal empezarían a mostrar desviaciones respecto de sus trayectorias de largo plazo.

Resumiendo, tenemos que nuestros resultados indican la existencia de una fuerte relación de dependencia dinámica (negativa) entre los cambios en las reservas internacionales y la definición "estrecha" de los flujos de crédito en Colombia. Nosotros interpretamos este hallazgo como una evidencia de factores de retroalimentación entre periodos de aplicación de políticas de esterilización, en que los flujos de los créditos se manejan para enfrentar los choques que sufren las reservas internacionales,³⁰ y periodos de excesos de oferta monetaria, en los que las reservas se ven influenciadas por las políticas que se adoptan en el frente crediticio doméstico.³¹

III. Conclusiones

En este estudio hemos explorado los aspectos de identificación y predicción de los modelos VAR en el contexto de una economía pequeña-abierta. La parte de identificación fue utilizada para aportar evidencia empírica que ayudara a clarificar el debate entre monetaristas y keynesianos. El llamado

²⁹ El orden de las variables en la ortogonalización de los errores fue $\{E, CR, CD, Y, P, B, I\}$, siguiendo los resultados de la sección II (es decir, las variables exógenas que no eran objeto de choques exógenos fueron colocadas de últimas). Dado que las correlaciones de los errores contemporáneos referentes a E no eran muy elevadas, los resultados de la gráfica 1 no deberían ser muy sensibles al ordenamiento de las variables.

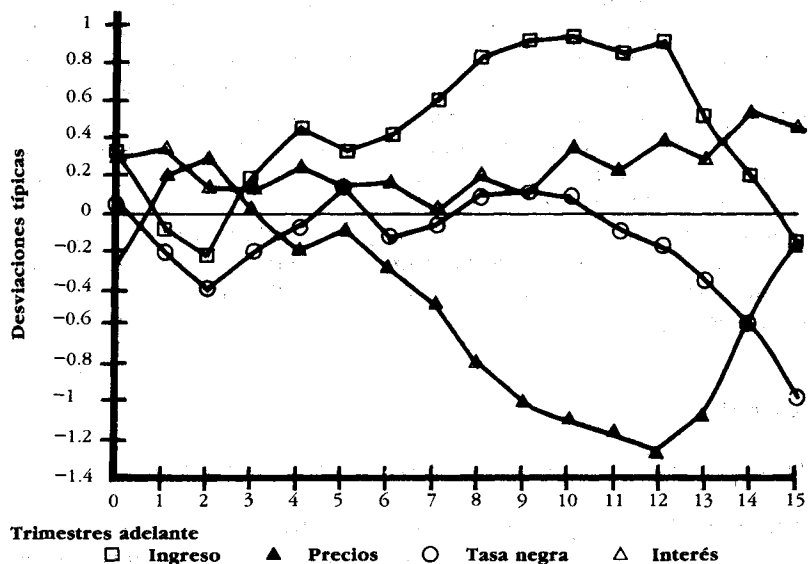
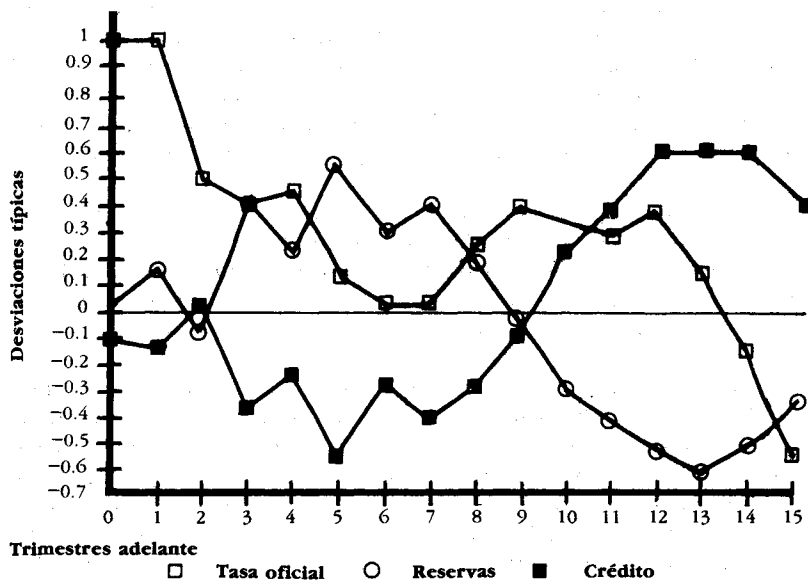
³⁰ En los años que cubre nuestro análisis, cerca de 50% de las exportaciones colombianas se refieren a ventas de café. Dada la incertidumbre que acompaña el mercado mundial de este producto, los auges cafeteros se han enfrentado con políticas de esterilización, diseñadas para acumular reservas internacionales que ayuden en los "años de vacas flacas". Más detalles sobre estos aspectos de política se encuentran en Sarmiento (1979); Ocampo (1982), y Montes (1982).

³¹ Esta afirmación representa una calificación de los resultados encontrados en nuestro modelo bi-variado (Clavijo, 1987), donde la relación causal fundamental parecía ser del tipo reservas \rightarrow crédito.

Gráfica 1

FRI ante choque de la tasa oficial

Innovaciones ortogonales del conjunto V



modelo de "síntesis" de estos enfoques, que contempla simultáneamente factores monetarios y reales, fue extendido de tal manera que involucrara también un sistema de tipo de cambio fijo y la existencia de un mercado negro de divisas.

Desafortunadamente, la extensión de este modelo parece no tener compatibilidad empírica con la economía colombiana, resultado que no se modifica al alternar las definiciones de la tasa de interés (nominal/real) o del crédito (estrecho/amplio). No obstante, una modificación teórica de dicho modelo que involucre las tasas de crecimiento y adopte estas últimas definiciones de tasas de interés y de crédito, seguramente alcanzará compatibilidad empírica.

El aspecto de predicción de los VAR fue usado para obtener información sobre el comportamiento dinámico del sistema multivariado. En particular, se encontró una fuerte dependencia dinámica entre las reservas internacionales y el crédito doméstico definido de manera "estrecha", usando la llamada Función de Respuesta a Impulsos y descomponiendo la varianza de las predicciones.

En general, nuestros resultados resaltan el hecho de que los VAR, aunque útiles en proporcionar información que retroalimenta las instancias teóricas y empíricas, están lejos de constituir una técnica que aporte resultados inequívocos al intentar dirimir debates en macroeconomía; aún más, los resultados así obtenidos muy probablemente exhiben lo que podría denominarse alta sensibilidad económica (es decir, sensibilidad tanto a la selección del conjunto de las variables, como a las transformaciones que se hagan de los datos). En consecuencia, nuestros resultados empíricos apuntan en la dirección de otros estudios de tipo teórico (por ejemplo, Jacobs *et al.*, 1979; Leamer, 1985; Cooley y LeRoy, 1985) en el sentido de que las técnicas de VAR deben acompañarse de algún marco teórico para que la información que éstas proporcionan pueda aprovecharse de manera eficiente. Afortunadamente, los enfoques "ateóricos" que tomaron los análisis pioneros de VAR han sido reemplazados por enfoques más fructíferos que pretenden establecer lazos entre la información estadística y los marcos de análisis teórico (por ejemplo, Litterman y Weiss, 1985). De hecho, ésta es la forma en que nosotros interpretamos la agenda que proponen actualmente quienes primero incursionaron en los análisis de VAR —véase Doan *et al.*, 1984, p. 143.

Apéndice

El efecto Laursen-Metzler en presencia de un mercado negro de divisas

Para llegar a la expresión en (3) —reproducida abajo—, suponemos que, entre otras cosas, el sector real de la economía (la curva *IS*) tiene una función

de gasto (H) que es afectada tanto por el tipo de cambio del mercado negro como del mercado oficial.

$$Y = H(Y, I, B, E) + T(Y, E) + G \quad (3)$$

La racionalidad económica de estos supuestos proviene del hecho de que la función consumo involucrada en H puede expresarse como en (3a), bajo el supuesto de que las compras de los bienes de consumo importados puede satisfacerse únicamente a través del mercado negro de divisas, dada la existencia hipotética de un control de cambios que restringe el uso de las divisas oficiales a la compra de bienes de inversión. Nótese que Y ahora representa producción total real. Así, el cálculo del ingreso nacional en términos reales, Z , utiliza el deflactor que involucra el tipo de cambio relevante para los consumidores de bienes importados, B_n .

$$C = C(Z, I, B); \quad \text{donde } Z \equiv \frac{Y \cdot P}{P^*(P^* \cdot B_n)^{1-\alpha}} \quad \text{y} \quad B \equiv B_n \cdot P^*/P \quad (3a)$$

Laursen y Metzler (1950, p. 291) habían destacado el hecho de que una depreciación de la moneda doméstica, en nuestro caso B_n , tendería no sólo a incrementar la demanda por bienes domésticos (efecto sustitución), sino que también produciría una reducción del poder adquisitivo del ingreso nacional del momento (efecto ingreso). Así, el efecto de una depreciación del tipo de cambio doméstico (relevante) sobre la función consumo sería, en general, ambiguo.

Tradicionalmente los modelos de sector externo han ignorado este principio de ambigüedad, a pesar de sus cruciales consecuencias, por ejemplo, sobre la magnitud de la llamada condición Marshall-Lerner. Aún más, algunos economistas supondrían que $\delta C/\delta B = 0$ (o en general que $\delta C/\delta E = 0$) y lo justificarían diciendo que, en presencia de modificaciones en los precios relativos externos/internos, ocurriría un efecto ingreso que dejaría inalterado el consumo. De hecho, puede probarse, siguiendo a Dornbusch (1980), que sólo si la elasticidad-ingreso real del consumo es unitaria (es decir, $\beta = 1$), entonces $\delta C/\delta B = (1-\alpha)(1-\beta) = 0$ en (3a).

En contraste, nosotros hemos adoptado el supuesto más realista de que $0 < \beta < 1$, así tendremos que $\delta C/\delta B > 0$, lo que resulta consistente con una situación en que el efecto sustitución termina por dominar el efecto ingreso en el mercado de bienes de consumo. Bajo estas circunstancias, B entra la función H con signo positivo, como en (3). (Argumentos similares pueden utilizarse para obtener el signo positivo de E en la función de inversión.)

Bibliografía

- Clavijo, S. (1987), *Essays on Monetary Issues of Small Open Economies: Theory and Some Evidence for Colombia* (tesis de doctorado inédita, Department of Economics, University of Illinois at Urbana-Champaign).
- Cooley, T.F. y S.F. LeRoy (1985), "Atheoretical Macroeconometrics: A Critique" *Journal of Monetary Economics*, 16.
- Díaz-Alejandro, C. (1976), *Foreign Trade Regimes and Economic Development: Colombia* (Columbia University Press).
- Doan, T., R. Litterman y C. Sims (1984), "Forecasting and Conditional Projections Using Realistic Prior Distributions", *Econometric Reviews*, 3.
- Eichenbaum, M. (1985), "Comment to 'Vector Autoregression for Causal Inference?' by E.E. Leamer", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 22.
- Engle, R.F., D.F. Hendry y J.F. Richard (1983), "Exogeneity", *Econometrica*, 51.
- Fischer, S. (1981), "Relative Shocks, Relative Price Volatility, and Inflation", *Brookings Papers on Economic Activity*, 2.
- Frenkel, J.A., T. Gylfason y J.F. Helliwell (1980), "A Synthesis of Monetary and Keynesian Approaches to Short-Run Balance-of-Payments Theory", *The Economic Journal*, 90.
- Friedman, B.J. (1983), "The Roles of Money and Credit in Macroeconomic Analysis", *Macroeconomics, Prices and Quantities*, J. Tobin (ed.), The Brookings Institution.
- Geweke, J. (1978), "Testing the Exogeneity Specification in the Complete Dynamic Simultaneous Equation Model", *Journal of Econometrics*, 7.
- Granger, C.W.J. (1969), "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross Spectral Methods", *Econometrica*, 37.
- _____ (1980), "Testing for Causality: A personal Viewpoint", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 2.
- _____ y Newbold (1977), *Forecasting Economic Time Series*, Academic Press.
- Hsiao, C. (1979), "Autoregressive Modeling of Canadian Money and Income Data", *Journal of the American Statistical Association*, 74.
- _____ (1982), "Autoregressive Modeling and Causal Ordering of Economic Variables", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 4.
- Jacobs, R.L., E.E. Leamer y M.P. Ward (1979), "Difficulties with Testing for Causation", *Economic Inquiry*, 17.
- Jaramillo, J.C. (1982), "La liberación del mercado financiero", *Ensayos sobre política económica* (Bogotá, Colombia, marzo).
- Johnson, H. (1972), "The Monetary Approach to the Balance of Payments" en *The Monetary Approach to the Balance of Payments*, J.A. Frenkel, y H.G. Johnson (eds.) (University of Toronto Press, 1976).
- Laursen, S. y L. Metzler (1950), "Flexible Exchange Rates and Theory of Employment", *Review of Economics and Statistics*, 32.
- Leamer, E.E. (1985), "Vector Autoregressions for Causal Inference?", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 22.
- Lee, M. y H. Oliveros (1983), "La demanda por activos líquidos en Colombia", *Ensayos sobre política económica* (Bogotá, Colombia, abril).
- Litterman, R.B. (1986a), "A Statistical Approach to Economic Forecasting", *Journal of Business and Economic Statistics*, 4.
- _____ (1986b), "Forecasting with Bayesian Vector Autoregressions —Five Years of Experience", *Journal of Business and Economic Statistics*, 4.
- _____ y L. Weiss (1985), "Money, Real Interest Rates, and Output: A Reinterpretation of Postwar U.S. Data", *Econometrica*, 53.

- Lucas, R.E. Jr. (1976), "Econometric Policy Evaluation: A Critique", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 1.
- Magee, S.P. (1976), "The empirical evidence on the monetary approach to the balance of payments and exchange rates", *American Economic Review* (mayo).
- Marston, R.C. (1985), "Stabilization Policies in Open Economies", *Handbook of International Economics* (vol. 2), Ed. R.W. Jones and P.B. Kenen, North-Holland.
- McKinnon, R.I. (1973), *Money and Capital in Economic Development*, The Brookings Institution, Washington.
- _____. (1974), "Política monetaria y financiera en Colombia", *Revista del Banco de la República* (diciembre).
- Montes, F. (1982), "Principales determinantes del comportamiento de la cuenta corriente durante la década", *Ensayos sobre política económica*, 2.
- Nelson, R.C. (1982), "Comment on 'Granger Causality and Natural Rate Hypothesis'", *Journal of Political Economy*, 87.
- Nicklesburg, G. (1985), "Small-Sample Properties of Dimensionality Statistics for Fitting VAR Models to Aggregate Economic Data", *Journal of Econometrics*, 28.
- Obstfeld, M. (1982), "Can We Sterilize? Theory and Evidence", *American Economic Review*, 72.
- Ocampo, J.A. (1982), "Política económica bajo condiciones cambiantes del sector externo", *Ensayos sobre política económica* (Bogotá, Colombia, septiembre).
- Ortega, F.J. (1982), "Evolución reciente del sector financiero", *Ensayos sobre política económica* (Bogotá, Colombia, marzo).
- Pierce, D.A. y L.D. Haugh (1977), "Causality in Temporal Systems: Characterization and a Survey", *Journal of Econometrics*, 5.
- Sargent, T.J. (1979), "Causality, Exogeneity, and Natural Rate Models: Reply", *Journal of Political Economy*, 87.
- _____. (1984), "Autoregressions, Expectations, and Advice", *American Economic Review*, 74.
- Sarmiento, E. (1978), "Estabilización de la economía colombiana", *Revista del Banco de la República de Colombia* (agosto).
- Schwert, G.W. (1979), "Tests of Causality: the Message in the Innovations", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 10.
- Sheikh, M.A. (1976), "Black Market for Foreign Exchange, Capital Flows and Smuggling", *Journal of Development Economics* (marzo).
- Sims, C.A. (1972), "Money, Income and Causality", *American Economic Review*, 62.
- _____. (1980a), "Macroeconomics and Reality", *Econometrica*, 48.
- _____. (1980b), "Comparison of Interwar and Postwar Business Cycles: Monetarism Reconsidered", *American Economic Review*, 70.
- _____. (1982), "Policy Analysis with Econometric Models", *Brookings Papers on Economic Activity*, 1.
- Summers, L.H. (1982), "The Nonadjustment of Nominal Interest Rates: A Study of the Fisher Effect", *Macroeconomics, Prices and Quantities*, J. Tobin (ed.), The Brookings Institution.
- Taylor, J.B. (1981), "Comments to 'Relative Shocks, Relative Price Volatility, and Inflation' by S. Fischer", en *Brookings Papers on Economic Activity*, 2.
- Tobin, J. (1970), "Money and Income: Post Hoc Ergo Propter Hoc", *Quarterly Journal of Economics*, 84.
- Turnovsky, S.J. y A. Kaspura (1974), "An Analysis of Imported Inflation in a Short-Run Macro-Economic Model", *Canadian Journal of Economics*, 7.
- Zellner, A. y F. Palm (1974), "Time Series Analysis and Simultaneous Equation Econometric Models", *Journal of Econometrics*, 2.

