



Munich Personal RePEc Archive

Output Fluctuations and Monetary Shocks: Evidence from Colombia

Reinhart, Carmen and Reinhart, Vincent

University of Maryland, College Park, Department of Economics

December 1991

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/13654/>

MPRA Paper No. 13654, posted 27 Feb 2009 07:53 UTC



ENSAYOS

sobre política económica

Fluctuaciones del producto y choques monetarios: evidencia colombiana

Carmen M. Reinhart.
Vicent R. Reinhart

Revista ESPE, No. 20, Art. 02, Diciembre de
1991
Páginas 53-85



Los derechos de reproducción de este documento son propiedad de la revista *Ensayos Sobre Política Económica* (ESPE). El documento puede ser reproducido libremente para uso académico, siempre y cuando nadie obtenga lucro por este concepto y además cada copia incluya la referencia bibliográfica de ESPE. El(los) autor(es) del documento puede(n) además colocar en su propio website una versión electrónica del documento, siempre y cuando ésta incluya la referencia bibliográfica de ESPE. La reproducción del documento para cualquier otro fin, o su colocación en cualquier otro website, requerirá autorización previa del Editor de ESPE.

Fluctuaciones del producto y choques monetarios: evidencia colombiana

Carmen M. Reinhart
Vincent R. Reinhart *

Resumen

Usando información anual para Colombia en los últimos treinta años y una batería nueva de técnicas econométricas, evaluamos dos teorías opuestas que explican las fluctuaciones económicas: la síntesis neoclásica, que plantea que en presencia de rigidez temporal en los precios, una expansión monetaria no anticipada produce ganancias de producto que se desvanecen en el tiempo con incrementos del nivel de precios; y una explicación alternativa, que se centra en choques tecnológicos y de preferencias "reales" como fuente de las variaciones en el producto. Los coeficientes de este sistema, estimados bajo estas hipótesis previas excluyentes, se utilizan para examinar dos proposiciones básicas: la neutralidad de largo plazo de las magnitudes nominales con respecto a movimientos permanentes en el stock monetario; y la sensibilidad de corto plazo del producto a la inflación.

* Los autores trabajan en el Fondo Monetario Internacional y en la Junta de Gobernadores del Sistema de Reserva Federal de Estados Unidos, respectivamente. Agradecen a Charles Adams, Alberto Carrasquilla, Paulo Leme, Saul Lizondo, Peter Montiel y Carlos Vegh sus útiles comentarios y sugerencias. Los puntos de vista expresados no necesariamente reflejan aquellos del Fondo Monetario Internacional ni de la Junta de Gobernadores del Sistema de Reserva Federal.

I Introducción

Todo modelo macroeconómico hace juicios -explícitos o implícitos- respecto de las correlaciones entre dinero, ingreso y precios. La síntesis neoclásica, representada por modelos que combinan agentes que examinan el futuro (forward looking) y planean sus decisiones de gasto a la luz de precios temporalmente rígidos, predice que una expansión monetaria no anticipada se asocia con una elevación en el nivel de producción real al comienzo, pero que la ganancia en producto se erosiona con el tiempo, con incrementos en el nivel de precios¹. De otra parte, un grupo influyente de investigadores ha ofrecido un esquema analítico no monetario que explica la correlación observada entre variables reales en términos de impulsos reales, tales como shocks tecnológicos y de preferencias. El dinero entra en la periferia del esquema, con las magnitudes nominales ajustándose a niveles que reflejan una provisión endógena de los saldos monetarios².

Este artículo, tomando ventaja de una nueva batería de técnicas econométricas, evalúa estas teorías macroeconómicas opuestas, contra datos anuales para Colombia durante los últimos 30 años. Colombia, con una historia de incrementos moderados a altos en los precios, ofrece un rango de variación de las series económicas básicas sin las patologías inherentes en la hiperinflación. La estrategia básica es la de estimar un sistema compacto en forma reducida que explique los comovimientos entre el dinero nominal, el nivel de precios y el ingreso real. Los coeficientes de este sistema se utilizan para examinar dos proposiciones básicas: la neutralidad a largo plazo de las variables nominales en relación con cambios permanentes en el stock nominal de dinero; y la sensibilidad de más corto plazo del producto a la inflación (que resultó problemática para Barro, 1979). A la porción no explicada del movimiento en estas variables se le brinda, luego, una interpretación estructural imponiendo supuestos de identificación sobre el patrón de correlación entre los residuales, como en Adams (1990) y Blanchard (1989), brindando, así, alguna idea acerca de la naturaleza de los shocks subyacentes y de los mecanismos de propagación de la economía. Nuestra meta no es la de imponer hipótesis teóricas previas (theoretical priors) sobre las series macroeconómicas, sino más bien, capturar el conjunto básico de regularidades empíricas que cualquier teoría razonable debe, como mínimo, capturar.

Adicionalmente, las prescripciones atinentes al manejo de la política monetaria son parte integral de los programas de ajuste llevados a cabo por diversos países en desarrollo, en

¹ Las razones para las rigideces de precios incluyen la contratación nominal, como en Calvo (1983) y Calvo y Vegh (1990b), costos de ajuste, como en Mussa (1980), y fijación asincrónica de precios, como en Blanchard (1990).

² Ejemplos de este trabajo incluyen Kydland y Prescott (1982) y King y Plosser (1984, 1986). Para una evaluación crítica, véase el SUMMER ISSUE (1989) del *Journal of Economic Perspectives*.

particular en economías pequeñas y abiertas afectadas por alta inflación. Las consecuencias de estos programas de desinflación dependen de la estructura macroeconómica que subyace las correlaciones entre dinero, ingreso y precios. Reducir el crecimiento monetario para combatir una inflación muy arraigada no reviste costos si no hay efectos sobre la producción, las tasas reales de retorno y la tasa de cambio real. Potencialmente, este aparataje econométrico permite cuantificar las consecuencias no intencionadas de tales políticas de desinflación.

La relación empírica entre la política monetaria y la inflación ha sido documentada para Colombia por Barro (1979), Clavijo (1987), Clavijo y Gómez (1988), Edwards (1984), Fernández Riva (1988), y Leiderman (1984), entre otros. Estos trabajos encuentran evidencia de una relación positiva y estadísticamente significativa entre crecimiento monetario e inflación. De hecho, la mayoría sugieren la presencia de una relación causal que va de dinero a producto y precios, favoreciendo así la explicación neoclásica de las fluctuaciones económicas. Sin embargo, típicamente, estos estudios no han examinado el comportamiento temporal de las variables pertinentes. Ha venido ganando cada vez más aceptación la idea de que descuidar las propiedades estadísticas intertemporales de las series que entran en una relación de comportamiento, puede oscurecer la inferencia.

Granger y Newbold (1974) mostraron hace casi 20 años que una regresión de MCO entre dos variables que se comportan como paseos aleatorios con inercia (random walk with drift) sugeriría "significancia" en la relación, independientemente de cualquier vinculación más profunda en su comportamiento conjunto. Esta intuición ha sido codificada mediante un conjunto de tests que determinan si la serie se comporta como un paseo aleatorio, y también con nuevas distribuciones asintóticas para definir la significancia estadística entre tales variables (incluyendo el importante trabajo de Dickey y Fuller (1981), Engle y Granger (1987) y Phillips (1987), adecuadamente sintetizado en Campbell y Perron (1991)). Usando cifras de Estados Unidos, Stock y Watson (1987) han mostrado que buena parte de los desacuerdos en los resultados respecto de las relaciones causales entre dinero y precios, se originan en especificaciones diferentes de las variables subyacentes. Su moraleja es que hay que ser cuidadoso al comienzo del proceso de estimación, al definir la unidad de observación y la especificación básica -i.e., respecto de si usar niveles o tasas de crecimiento de cada variable que aparece en una regresión y en si dicha regresión debe incluir constante y tendencia.

El punto de partida de nuestro análisis es el de establecer las propiedades estadísticas intertemporales de las variables pertinentes. En seguida, seguimos a Leiderman (1984) y Clavijo (1987) estimando una forma reducida irrestricta para evaluar las interrelaciones entre inflación, crecimiento del producto, cambios salariales y las variables de política - varias medidas de la cantidad de dinero, la tasa de cambio y el salario mínimo. La explicación dinámica resultante atinente al proceso inflacionario refleja, en muchos sentidos, la derivación teórica de Khan (1980). La porción no explicada provee un estimativo de la correlación contemporánea entre estas variables y permite una

investigación más detallada acerca de las fuentes de perturbación que la disponible anteriormente.

Esta técnica puede dar luces, también, en el debate sobre el mecanismo a través de la cual la política monetaria influye sobre la economía. Tradicionalmente, los investigadores asignan un instrumento al Banco central, modelando la política como modificaciones en el stock de dinero o de crédito o controlando la tasa de interés. Recientemente Calvo y Vegh (1990a y b) han sugerido que, cuando los activos son sustitutos imperfectos, la conducción de la política monetaria puede contener elementos tanto de control monetario como de reglas en materia de tasas de interés. En nuestro esquema, esto se reduce a un problema empírico atinente a la fuente de la variación contemporánea en dinero y tasas de interés.

La siguiente sección detalla la búsqueda de especificación, examinando, primero, las propiedades estadísticas que en el tiempo exhibe un vector de variables macroeconómicas. De este conjunto, combinaciones alternativas de variables explicativas se consideran para llegar a un modelo de forma reducida compacto de la economía colombiana. Este esquema simple ofrece ideas acerca de el como movimiento sistemático del dinero y la inflación. Sin embargo, no es un sistema completo hasta que, en la sección III, la correlación contemporánea observada se atribuye a shocks originales. Esta sección también examina descomposiciones alternativas para reflejar el rango de opiniones en la literatura teórica. La sección IV ofrece comentarios a manera de conclusión.

II Propiedades de las series de tiempo de inflación y crecimiento monetario

1. Introducción

La mayoría de las series económicas presentan movimientos conjuntos, pero para los análisis de política es importante distinguir entre la correlación que presentan sus tendencias y una relación causal real. Granger y Newbold (1974) mostraron que, cuando las variables dependientes e independientes tienen raíces unitarias, los métodos tradicionales de estimación usando los niveles de dichas variables presentan una relación estadística significativa, aun en el caso de que ésta no exista desde el punto de vista económico. Por ejemplo, el caso más simple de un proceso con una raíz unitaria es la caminata aleatoria, así:

$$X_t = \alpha + \rho X_{t-1} + \epsilon_t$$

donde e_t un error independiente y rho igual a uno. Como rho es igual a uno, un shock en e_t es incorporado permanentemente al nivel de X_t . La constante alpha representa un parámetro de deriva, el cual permite un movimiento secular en X_t . La idea de Granger y Newbold sobre ecuaciones cuyo comportamiento fuera similar a la ecuación (1) era que éstas estarían correlacionadas, independiente de cualquier elemento común entre sus respectivos shocks³.

Para evitar concluir erróneamente, los datos fueron sometidos a un conjunto de pruebas que permitieron establecer su comportamiento bajo series de tiempo univariadas, con el fin de determinar si las estimaciones posteriores deben hacerse usando los niveles o las primeras diferencias de cada serie. Los tests, presentados en la Tabla 1, incluyen el Dickey-Fuller (D.F.), el Dickey-Fuller aumentado (A.D.F.), explicado en Engle y Granger (1987), Phillips (1987) y Campbell y Perron (1991). En realidad, estas estadísticas chequean si rho es igual a uno, que implica que el nivel de equilibrio de la variable X_t (así como covarianza) no está bien definido, o si rho es menor que uno, que implica que X_t se mueve hacia un nivel de equilibrio. En la práctica, cada prueba estadística es realizada sobre desviaciones significativas de la hipótesis nula, asumida esta como X_t tiene un comportamiento no estacionario. Substrayendo X_{t-1} de ambos lados de la ecuación (1) y denotando la primera diferencia de la variable nabra tenemos:

$$\Delta X_t = \alpha + (\rho - 1)X_{t-1} + e_t$$

Un estado no estacionario podría ser asociado con un coeficiente cero en el nivel rezagado de la variable X_{t-1} . Un estacionario ($\rho < 1$) se traduce como una significativa dependencia negativa de la variable diferenciada en su nivel rezagado cuando la ecuación (1') es tratada como una regresión. Tal dependencia puede ser calculada usando una simple prueba "t". Sin embargo, existe una complicación dado que la forma y la distribución de la estadística depende de la hipótesis nula, que variará de acuerdo con la presencia o no del parámetro de deriva (o sea lo que se supone acerca del coeficiente alpha).

Las primeras dos columnas de la Tabla 1 presentan la distribución donde se supone la no existencia de parámetro de deriva, en tanto que las dos últimas reconocen la significancia de éste. El test en la parte superior chequea la presencia de una raíz unitaria, mientras que el test en la inferior evalúa la presencia de dos raíces unitarias. Los valores críticos (iguales para D.F. y A.D.F.) son dados, considerando y sin considerar la presencia de alpha, en la parte inferior de la tabla. Como es claro, hay muy pocos valores negativos en la parte superior, excepto para las tasas de interés, y ningún test estadístico sobrepasa los niveles críticos. Así, la evidencia sugiere que las cantidades nominales y reales en Colombia tienen una raíz unitaria. Esto es, cada serie X_t se comporta como la

³ Ohanian (1988) generaliza el problema al contexto multivariado considerado en el documento.

ecuación (1), requiriendo ser diferenciada para alcanzar estacionaridad. Además, de acuerdo con las estadísticas D.F. y D.W. mostradas en la parte inferior del cuadro, la evidencia sugiere que la primera diferencia es suficiente, es decir que la variable no tiene dos raíces unitarias.

TABLA 1
**Propiedades estadísticas de las variables macroeconómicas
 (1960 - 1987)**

	SIN DRIFT		CON DRIFT	
	D.F.	A.D.F	D.F	A.D.F
Pruebas para una raíz unitaria				
Dinero (M1)	1.58	-0.17	-0.04	-0.39
Precios (IPC)	1.91	-0.28	-0.25	-1.11
Precios (IPM)	2.02	-0.1	-0.38	-1.42
Precio Mundial del Café	-1.11	-1.38	-1.63	-1.61
Tasa de Cambio	2.73	0.81	-0.07	-1.53
Salarios (Manufactura)	1.46	-0.41	-0.11	-1.16
Salario Mínimo	1.43	-0.37	-0.76	-1.19
PIB Real	0.35	0.21	-0.5	-2.46
Tasa de Interés Nominal	-1.87	-1.17	-3.62	-1.75
Tasa de Interés Real	-3.01	-2.3	-3.65	-2.46
Pruebas para dos raíces unitarias				
Dinero (M1)	-3.76	-1.33	-5.47	-2.72
Precios (IPC)	-3.37	-1.56	-4.84	-2.77
Precios (IPM)	-2.46	-1.98	-3.36	-3.46
Precio Mundial del Café	-4.61	-2.21	-4.58	-2.18
Tasa de Cambio	-3.17	-2.57	-3.48	-2.94
Salarios (Manufactura)	-2.89	-1.89	-3.14	-2.1
Salario Mínimo	-3.75	-3.01	-3.89	-3.26
PIB Real	-3.43	-2.49	-3.51	-2.55
Tasa de Interés Nominal	-8.88	-2.44	-8.89	-2.46
Tasa de Interés Real	-7.02	-3.51	-6.93	-3.38
Valores Críticos (25 Observaciones)				
	Sin Drift		Con Drift	
Porcentaje	-2.97		-3.59	
Porcentaje	-2.61		-3.47	

Las tasas de interés son una excepción importante. Estas pruebas indican que la tasa de interés real, más exactamente, la tasa de interés nominal puede ser una serie estacionaria. Como resultado, las medidas de la tasa de interés aparecerán en niveles, mientras que todas las otras variables aparecerán como tasas de cambio.

2. El proceso de especificación del modelo

El propósito de este ejercicio es tratar de explicar los movimientos conjuntos entre el nivel de precios, el producto real, y el dinero, esperando que esta explicación aclare algunas ideas sobre la verosimilitud de algunas de las teorías macro que compiten en este contexto. Sin embargo, los investigadores han encontrado que las relaciones observadas dependen considerablemente de otras variables incluidas en el modelo. Por ejemplo, usando datos de Estados Unidos Sims (1980b) encontró que movimientos en dinero preceden movimientos en el producto, sin embargo, después de incluir la tasa de interés nominal en su sistema, el poder de explicación del dinero desapareció. Nuestra estrategia es conformar un amplio conjunto al comienzo, estimando sistemas que traten de explicar una lista considerable de variables. Una vez hecho esto, es posible terminar con un sistema compacto que relacione dinero, ingreso, precios y cualquier otra variable necesaria.

Idealmente, un modelo estructural trata de relacionar observaciones del conjunto de variables endógenas en términos de sus valores presentes y de su comportamiento pasado como también de variables exógenas. Matricialmente tal modelo podría ser escrito de la siguiente forma:

$$A \begin{bmatrix} \Delta M_t \\ \Delta y_t \\ \Delta P_t \end{bmatrix} = B(L) \begin{bmatrix} \Delta M_{t-1} \\ \Delta y_{t-1} \\ \Delta P_{t-1} \end{bmatrix} + C(L) \begin{bmatrix} \Delta X1_t \\ \Delta X2_t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_t^M \\ e_t^y \\ e_t^P \end{bmatrix}$$

donde A es una matriz 3 x 3 de coeficientes con unos en la diagonal y B(L) es una matriz 3 x 3 de polinomios en el operador de rezago, ie, $lw_t = w_{t-1}$;

C(L) es una matriz 3 x 2 de polinomios rezagados.

Las variables X1 y X2 representarán variables explicatorias que resulten significativas en el proceso de especificación. En tanto que delta denota la primera diferencia de una variable, sugerida como transformación apropiada en los resultados univariados presentados en la sección anterior. La ecuación (2) puede ser resuelta para encontrar un conjunto de tres ecuaciones en términos de variables predeterminadas.

$$\begin{bmatrix} \Delta M_t \\ \Delta y_t \\ \Delta P_t \end{bmatrix} = A^{-1}B(L) \begin{bmatrix} \Delta M_{t-1} \\ \Delta y_{t-1} \\ \Delta P_{t-1} \end{bmatrix} + A^{-1} \begin{bmatrix} \Delta X1_t \\ \Delta X2_t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_t^M \\ u_t^Y \\ u_t^P \end{bmatrix} \quad (3)$$

donde el vector de residuales de la forma reducida:

$$u_t' = (u_t^M, u_t^Y, u_t^P)$$

depende de los errores de la forma estructural:

$$e_t' = (e_t^M, e_t^Y, e_t^P)$$

y de la relación entre las variables endógenas, A. Específicamente,

$$u_t = A^{-1} e_t$$

Esta forma reducida puede ser estimada por mínimos cuadrados ordinarios, produciendo predicciones consistentes y estimaciones de las componentes, $B(L)A^{-1}$ y $C(L)A^{-1}$. Un investigador preocupado con los parámetros estructurales -los elementos individuales de A, B y C- y debe resolver un problema de identificación. La identificación requiere el uso de la teoría económica (y sentido común) para restringir el número de parámetros a estimar. Comúnmente, esto toma la forma de restricciones de exclusión, o el supuesto de que no todas las variables aparecen en cada ecuación, colocando ceros en la matriz de coeficientes. Con suficientes restricciones *a priori*, los elementos individuales de la matriz de parámetros puede ser calculada dando estimaciones de la forma reducida. Sin embargo, un investigador seguro sobre estas restricciones debe imponerlas al comienzo, dado que esa información permite más eficientes técnicas de estimación.

En realidad, la mayoría de la econometría hasta los setentas trató de formalizar los problemas de identificación y producir mecanismos eficientes para estimar sistemas dados por la ecuación (2).

Sin embargo, ya que existen muchos paradigmas a ser verificados con una amplia gama de implicaciones para los parámetros estructurales, nosotros imponemos desde afuera tan pocas restricciones como sea posible. El resultado es que la eficiencia es sacrificada en favor de la flexibilidad. Esta aproximación no estructurada encuentra soporte en el fracaso de los modelos de gran escala al explicar el amplio cambio de 1970 y la explicación teórica de Lucas de por qué esto no debió haber sido sorprendente.

Los vectores autorregresivos (VAR) son una alternativa simple al incremento complicado y algunas veces arbitrario del uso de restricciones de exclusión, particularmente atractiva

a los investigadores no comprometidos con una teoría económica específica. Esencialmente, la metodología VAR maneja estimadores de forma reducida, ecuación (3), para caracterizar los movimientos conjuntos de las variables endógenas. La presencia de variables rezagadas implica que un shock en una ecuación potencialmente marca dinámicas complicadas en todas las tres variables. También, errores de proyección en una ecuación contribuyen a explicar la variabilidad de precios, producto y dinero.

Tales VAR fueron usados como herramienta de análisis en las respuestas dinámicas entre el producto, los precios, varios agregados monetarios, las tasas de interés, la tasa de cambio, salarios y salario mínimo y el precio del café ⁴.

Todas las variables fueron tratadas como potencialmente endógenas. Este paso en el proceso de especificación permitió a los datos determinar el conjunto de variables que conformaron el marco macroeconómico y los esquemas de retroalimentación en las variables de política -esto es qué tan verdaderamente exógenas fueron las variables de política- ⁵.

Los datos también determinaron el rezago óptimo: ningún supuesto fue impuesto en la determinación de este y fueron utilizados varios criterios para su determinación.

Las conclusiones más importantes que se derivan de estas regresiones (no presentadas aquí) son:

1. Leiderman (1984): encontró en un sistema incluyendo precios, dinero y producto que las variables rezagadas no eran significativas en la explicación de la dinámica de M1 - sugiriendo exogeneidad en el sentido propuesto por Granger. Ampliando el sistema con la inclusión de la tasa de interés, la tasa de cambio y los salarios los resultados no se ven alterados.

2. No hubo evidencia de relaciones rezagadas entre la tasa de inflación y el precio de venta del café en el mercado externo (no hubo tampoco evidencia de relación contemporánea). Esto va en contra de la relación positiva encontrada por Edwards en 1984, quien argumentó que un aumento substancial en los precios del café conduciría a una acumulación de reservas, la cual, a menos que fuese esterilizada, daría como resultado un incremento en el crecimiento del dinero y de la inflación.

⁴ La lista de variables consideradas se presentan en la Tabla A.1.

⁵ En nuestro caso las variables de política consideradas fueron los agregados monetarios, la tasa nominal de interés y la tasa nominal de cambio.

3. Los valores rezagados de la inflación, del crecimiento de dinero y de la tasa de cambio ayudan en la predicción de esta última. Esta evidencia que sobre endogeneidad es encontrada en la tasa de cambio nominal de Colombia, caracterizada por un sistema de devaluación gota a gota, sugiere una regla de retroalimentación por parte de la autoridad económica (variando en el tiempo) o la presencia de una meta en la política de manejo de la tasa de cambio real ⁶.

4. La inercia en los salarios fue más grande que la inercia en los precios. Cuando el dinero es incluido en el sistema, los valores rezagados de inflación son no significativos en la ecuación de precios. La dinámica de los salarios continúa dependiendo de su comportamiento histórico como también de otras variables rezagadas nominales (es decir dinero y tasa de cambio).

5. Nuestro resultado utilizando datos anuales en tasas de crecimiento es similar a aquel obtenido por Sims (1980), quien estudió datos en niveles de alta frecuencia para los Estados Unidos. Movimientos en dinero anticipan a movimientos en el producto confiablemente, sin embargo, al incluir la tasa de interés nominal al sistema el poder explicativo de esta variable desaparece.

3. Forma reducida del modelo

Finalmente, nosotros usamos un sistema conformado por seis variables usando las tasas de crecimiento de: una definición restringida de dinero (M1), ingreso real (GDP), índice de precios al consumidor (CPI), salarios promedio de la industria manufacturera, tasa de cambio y el nivel de la tasa de interés nominal. Como no existe un criterio obvio para la selección de la longitud del rezago, en la Tabla 2 se presentan cuatro medidas usadas frecuentemente en la literatura, los criterios de Akaike, Schwartz, Hannan y Quinn y el logaritmo del error de predicción final (FPE)⁷. Todas estas estadísticas tienen como objetivo minimizar el determinante de la matriz de varianza-covarianza de los residuales, pero difieren entre ellos, de acuerdo con la penalización impuesta al incrementar el número de parámetros estimados. No es sorprendente que estas medidas sugieran diferentes valores para el rezago, los cuales varían en el número de parámetros libres, siendo Schwartz el más fuerte de ellos (sugiere solamente un término constante en la estimación) en tanto que Akaike y el FPE nos llevaría a usar casi todos los grados de libertad disponibles. Dado el limitado tamaño de la muestra se optó por una especificación parsimoniosa la cual incluye una constante y un rezago en cada variable.

⁶ Para ver un modelo que ilustra la endogeneidad de la tasa nominal de cambio y su respuesta a una variedad de shocks bajo una política que tiene una meta de tasa de cambio real, véase Montiel y Ostry (1991).

⁷ Lutkepohl (1985) suministra evidencia, basada en simulaciones, sobre la eficacia de estos criterios.

TABLA 2

Criterios para selección de longitud en los rezagos (1)

Criterio	Número de Rezagos			
	0	1	2	3
Akaike	18.55	14.84	12.16	<u>9.02</u>
Schwartz	<u>18.55</u>	19.12	20.73	21.87
log (FPE)	25.22	21.44	18.58	<u>15.07</u>
Hannan and Quinn	18.55	<u>17.93</u>	18.35	18.31

(1) El modelo seleccionado en cada caso se subraya.

Los resultados de esta estimación son presentados en la Tabla 3 (Véase también la Tabla A.2), cada columna representa una ecuación del modelo. En las primeras dos filas de la Tabla 3 se presentan las estadísticas de bondad de ajuste (a). El modelo explica una significativa fracción de la variabilidad de las series, siendo las mejores para las variables macro inerciales: crecimiento del salario y tasa de interés nominal, sorprendentemente bien para la tasa de cambio y menos favorable en lo relacionado con el crecimiento del dinero. Esto último puede ser resultado de cambios en las innovaciones financieras o cambios en la metas de política económica tomadas por las autoridades colombianas durante el período de análisis.

En la sección (b) se presentan los resultados de las estadísticas F sobre restricciones de exclusión, donde (i, j) se refiere al test que chequea la i-ésima variable en la j-ésima ecuación. Por ejemplo, en la tercera columna de la Tabla 3 sección (b) se presentan los resultados de las relaciones de los cambios del IPC con las restantes variables. Únicamente los crecimientos en dinero y salarios tienen impactos significativos sobre la inflación. El patrón de significancia entre las variables determina cómo los impactos en alguna ecuación son propagados a través del sistema dinámico.

La Figura 1 muestra un esquema de dichas relaciones. Cada caja representa una variable en el sistema, con una flecha que indica la dirección del impacto estadísticamente significativo. Por ejemplo, las tres líneas conectadas con la caja de precios muestran que las tasas de crecimiento de M1 y salarios entran de manera significativa en la ecuación de precios, mientras que la inflación afecta la tasa de crecimiento de la tasa de cambio.

TABLA 3

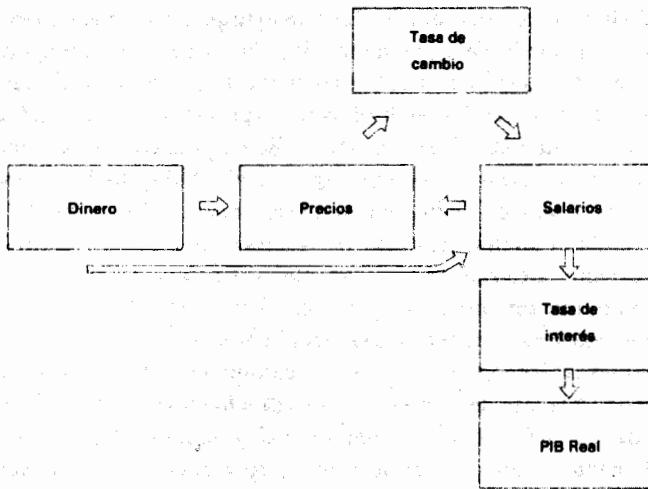
RESULTADOS

Modelo estimado de 1960 a 1987 con 1 rezago y 21 grados de libertad por ecuación

	Dinero	PIB real	Precios	Salarios	Tasa de Interés	Tasa de cambio
(a) Bondad de Ajuste						
R2	0.355	0.399	0.5	0.641	0.687	0.528
S.E.E.	4.82	1.64	6.06	4.38	6.4	7.15
(b) Pruebas de Exclusión						
Dinero	0.398	0.705	4.083*	8.609*	1.762	2.788
PIB Real	0.27	0.7	0.456	1.561	0.278	1.002
Precios	0.714	1.355	0.284	2.574	1.974	8.686 *
Salarios	0.41	2.286	7.706*	12.164*	4.117*	0.931
Tasa de Interés	0.034	3.659*	0.133	0.758	9.715*	1.793
Tasa de Cambio	1.751	1.061	0.542	4.939*	0	5.525 *
(c) Propiedades del Error de Forma Reducida						
q(14)	12.77	37.746*	13.006	10.528	8.826	14.189
Skewness	0.352	0.52	-0.173	0.034	-0.149	0.607
Kurtosis	-1.254	0.851	-0.774	-0.075	-0.29	-0.022
(d) Correlación entre Errores de Forma Reducida						
Dinero	1	0.21	0.38	0.02	0.39	-0.26
PIB Real		1	-0.22	-0.17	-0.24	-0.42
Precios			1	0.14	0.78	0.26
Salarios				1	0.03	0.17
Tasa de Interés					1	0.29
Tasa de Cambio						1

Nota: Un asterisco denota invalidez de la hipótesis nula significativa al 10%.

FIGURA 1
Las relaciones causales entre las variables



La figura sugiere tres propiedades dinámicas importantes de la economía colombiana. Primero, debido a que movimientos en M1 afectan otras variables de manera predecible, y movimientos rezagados de estos no son variables predictoras de M1, implica que M1 puede ser considerada exógena en el sentido de Granger. Así este agregado nominal afecta a salarios, precios y tasa de cambio. Segundo, la existencia de un proceso de retroalimentación entre las variables nominales, cambio en el IPC, salarios y tasa de cambio, puede producir una dinámica complicada: alguna perturbación en una de estas relaciones podría afectar a la ecuación de precios, sugiriendo un retardo en las decisiones de precios, familiar en la literatura de la espiral de salarios-precios, resultado no sorprendente dada la generalización de los contratos de largo plazo en el mercado laboral colombiano, donde el promedio de la longitud del contrato en el sector privado es de dos años. Tercera, el ingreso aparece como último en el ordenamiento de los tests de causalidad de Granger, ya que no influye sobre alguna otra variable aún cuando es afectado por la tasa de interés nominal. Así, algún movimiento común entre el ingreso y el dinero predicho por este modelo, por ejemplo, no se debe a un efecto sistemático de movimientos pasados del ingreso sobre M1, permitiéndonos por tanto dudar sobre el argumento de causalidad invertida de los teóricos del ciclo real de negocios al menos en el caso de la economía colombiana.

El diagrama presentado en la Figura 1 muestra solo la significancia de las relaciones estadísticas entre las variables, mas no la magnitud de la respuesta. Dado que el crecimiento del dinero aparece exógeno en el sistema es posible considerar un patrón arbitrario para $M1$. En la Tabla 4 se reporta la respuesta a un incremento permanente del 1% en el dinero, calculado incrementando este en 1% y manteniéndolo fijo para el resto de las variables del sistema durante un año. En este ejemplo, nosotros tenemos, mas no usamos, la ecuación explicatoria del crecimiento del dinero, pero en su lugar reforzamos el patrón exógeno de este. Los efectos sobre las tasas de crecimiento de las variables fueron acumulados para calcular los multiplicadores presentados en la tabla 4. Estos multiplicadores sugieren una neutralidad monetaria de largo plazo, en la medida en que el ingreso virtualmente no cambia, mientras que el nivel de precios domésticos se incrementa en 1% como resultado del incremento permanente del 1% en $M1$. Sin embargo, este ejercicio también sugiere que los trabajadores domésticos sufrirán algunas consecuencias de carácter externo en el largo plazo. La tasa de cambio nominal se devalúa en la mitad del incremento de los precios, e invocando el supuesto de pequeño país que postula la no existencia de retroalimentación con precios externos, implica una tasa real de cambio permanente revaluada. Así, un cambio en la tasa de cambio nominal es también encontrado en la tasa de cambio real acorde a lo encontrado por Mussa (1986) en su exhaustivo trabajo sobre tasa de cambio real y nominal en países en vía de desarrollo. Recientemente Lizondo y Montiel (1991) argumentan que un impacto nominal (devaluación nominal) podría no ser neutral aun en el caso del largo plazo, si el ajuste fiscal que acompaña al impacto cambia la demanda agregada de bienes no comerciales. Con competitividad externa debilitada los trabajadores domésticos ven cómo su salario real se disminuye en la medida en que el salario nominal sólo se incrementa en un 85% del incremento en precios domésticos.

La parte inferior de la Tabla 4 ilustra el efecto de un aumento de 25 puntos en la tasa de interés durante un año, un shock temporal en la tasa de retorno que tiene efectos similares a los vistos anteriormente. Con inflación largamente predeterminada en un punto en el tiempo el incremento es en efecto uno de tipo real. En contraste con los impactos monetarios la tasa de interés tiene efectos que son considerables y de muy largo plazo sobre el producto. El producto cae no sólo en el primer año sino aún en el noveno manteniéndose por debajo de su nivel inicial. El salario nominal se ajusta más gradualmente que los otros precios, el salario real primero crece (posiblemente contribuyendo a la caída del producto) y luego cae. Los precios son más altos. En realidad el nivel de precios se incrementa por encima del crecimiento monetario disminuyendo los saldos reales en línea con el menor nivel de producto real. El sector externo resulta ser el más enigmático en esta simulación: la tasa de cambio nominal y la real se devalúan. Este resultado puede ser simplemente entendido como producto de las limitantes en simulaciones de esta naturaleza, dado que ellas son extraídas de patrones temporales significativos de las variables. Si la tasa de cambio es influenciada por factores contemporáneos así como lo es por variables rezagadas, veríamos significativas diferencias en estos resultados. A continuación examinamos las relaciones intra-anales entre las variables para tener una completa descripción de los efectos temporales y contemporáneos.

TABLA 4

**Multiplicadores de la política monetaria implicados por los coeficientes estimados
(diferencia porcentual del nivel de cada variable respecto del escenario base)**

Años tras el cambio	Dinero	PIB real	Precios	Salarios	Tasa de interés	Tasa de Cambio
A un alza de 1% en M1						
1	1	0.06	0.55	0.58	0.38	0.54
3	1	0.02	0.93	0.58	0.14	0.21
9	1	-0.08	1.05	0.85	0.03	0.55
A un incremento de 25 puntos básicos en la tasa de interés durante un año						
1	0.09	-0.31	0.22	0.38	0	0.95
3	0.52	-0.30	0.70	0.63	0	1.94
9	0.57	-0.24	0.80	0.57	0	1.48

III Un modelo "estructural" de la economía colombiana

1. Consideraciones generales

Los multiplicadores obtenidos en la sección previa no deben interpretarse muy estrictamente, debido a que reflejan una solución parcial del modelo, usando 5 de las 6 ecuaciones y no esforzándose por explicar la considerable correlación contemporánea entre los errores de predicción. Indudablemente, retornando a la Tabla 3, el panel (d) muestra que los errores en algunas de las ecuaciones comparten un alto grado de movimiento común. El modelo estructural nos proporciona una buena explicación de esta correlación, la ecuación (4). Los errores de la forma reducida estarán correlacionados en la medida en que las variables endógenas aparecen en más de una ecuación del sistema estructural. La noción de un error de pronóstico, núcleo de la metodología VAR, deviene problemática. Un shock u^M , por ejemplo, puede representar ya sea una perturbación monetaria independiente o una respuesta monetaria dentro del período a un shock en precios o en ingreso.

Al final de cuentas, el econométrista no puede escaparse de utilizar la teoría. En el mundo VAR, esta es considerada en un "ordenamiento causal" o un conjunto de supuestos que permiten al investigador transformar la correlación contemporánea observada en los errores de la forma reducida en errores estructurales no observados. En nuestro ejemplo de precios-producto-dinero, los errores estructurales pueden recuperarse asumiendo:

$$\begin{aligned} u_t^M &= e_t^M, \\ u_t^Y &= f_1 e_t^M + e_t^Y, \\ u_t^P &= f_2 e_t^M + f_3 e_t^Y + e_t^P. \end{aligned}$$

donde los f son constantes. Esto impone la restricción teórica de que los shocks monetarios son independientes, los shocks del producto respondiendo a los shocks monetarios dentro del periodo, y la inflación debiendo su variabilidad tanto a shocks monetarios como del producto. Alternativamente, una regla monetaria acomodativa podría implicar,

$$\begin{aligned} u_t^M &= e_t^M + f_1 e_t^Y + f_2 e_t^P, \\ u_t^Y &= e_t^Y, \\ u_t^P &= f_3 e_t^Y + e_t^P. \end{aligned}$$

donde los f representan nuevas constantes. Indudablemente, hay seis posibles ordenamientos que pueden explicar la correlación observada en los errores de la forma reducida.

En el caso general, un ordenamiento causal significa suponer que las variables endógenas entran en el sistema en una forma triangular, con la primera ecuación conteniendo una variable endógena, la segunda dos variables, la tercera tres y así sucesivamente, dando una forma específica a la matriz A . Los errores de la forma reducida son escritos como una suma triangular similar de errores independientes o "innovaciones". Clavijo (1987), por ejemplo, aplica un ordenamiento triangular a su modelo de siete ecuaciones de la economía colombiana. Sin embargo, Bernanke (1986) y Blanchard (1989), acercando la metodología VAR aún más a la estimación estructural, han señalado que las restricciones de exclusión no tienen que ser tan precisamente distribuidas. En lugar de eso, los ceros pueden distribuirse a través de la matriz identificadora en forma dispersa, siempre y cuando el número de variables no conocidas se mantenga igual al número de ecuaciones (y no se introduzcan dependencias lineales)⁸. Un álgebra sencilla permite darle al VAR una interpretación estructural, especificando directamente la forma de A y usando resultados de la forma reducida para detallar por completo el modelo. Indudablemente, un esquema de identificación puede colocar aún más ceros en la matriz A , estimando los coeficientes distintos de cero mediante una técnica de máxima verosimilitud. Una descomposición tal no replicaría con exactitud la matriz de correlación de los residuos,

⁸ En términos formales, el sistema debe estar exactamente identificado.

con el grado de deficiencia proveyendo una medida de lo inadecuado del esquema de identificación ⁹.

Después de experimentar con una variedad de posibles matrices A, reportamos dos representaciones alternativas, cada una usando 11 parámetros como aproximación de los 15 parámetros libres de la matriz de correlación que representa los paradigmas macroeconómicos alternativos.

2. La estructura neo-keynesiana

El primer conjunto de valores *a priori* impuesto sobre los errores representa un mecanismo tradicional de transmisión. El stock de dinero, fijado por las autoridades, tan sólo es afectado por sus "propios" shocks, de manera que cualquier correlación entre el dinero y las otras variables es debida a la influencia independiente del dinero sobre estas variables. Una demanda de dinero tradicional caracteriza la ecuación de tasas de interés, mientras que la ecuación del producto tiene la interpretación de una curva IS. Los precios se fijan como un mark-up sobre los salarios, que a su turno son descritos por una curva de Phillips. Finalmente, la tasa de cambio nominal refleja una regla de feedback de política. Como se detalla más adelante, una ecuación en el ordenamiento está sujeta a sus propios shocks y a una fracción de los shocks sobre otras ecuaciones, de acuerdo con este conjunto de *a priori* teóricos. Omitiendo las variables endógenas rezagadas y los términos constantes, nuestra versión del sistema neo-clásico puede resumirse como:

Un stock monetario exógeno,

$$\Delta M_t = e_t^M$$

la demanda por dinero,

$$i_t = a_{21} \cdot \Delta M_t + e_t^i + a_{23} \cdot \Delta Y_t + a_{25} \cdot \Delta P_t,$$

una curva IS,

$$\Delta y_t = a_{31} \Delta M_t + e_t^y + a_{35} \Delta P_t$$

⁹ Técnicamente, la matriz de varianza-covarianza puede escribirse como un producto complicado de los parámetros estructurales supuestos; a su turno, estas variables desconocidas se estiman por una técnica de máxima verosimilitud.

una curva de Phillips,

$$\Delta W_t = a_{43} \Delta y_t + e_t^W$$

una ecuación de mark-up,

$$\Delta P_t = a_{54} \Delta W_t + e_t^P$$

y finalmente una regla de feedback para la tasa de cambio,

$$\Delta E_t = a_{61} \Delta M_t + a_{62} i_t + a_{63} \Delta y_t + a_{65} \Delta P_t + e_t^E$$

Usando este ordenamiento podemos simular completamente el modelo que explota las relaciones temporales y contemporáneas entre las variables. Seis de estas simulaciones se presentan en los paneles de la Tabla 5. Cada panel reporta el efecto sobre los niveles de todas las variables de un shock de una desviación standard sobre una ecuación particular. En el conjunto superior, esto se traduce en un incremento de 4.2% en M1 en el primer año, lo que resulta en un incremento en el ingreso y en las otras variables nominales domésticas, así como en una reducción en la tasa de cambio. A su turno, estos shocks alimentan a toda la economía en el tiempo.

Con una completa simulación del modelo, la evidencia de la neutralidad del dinero es más mixta. El incremento de 6.4% en M1 en el tiempo produce tasas de interés más altas y un ingreso más bajo. Con la demanda por saldos reales presumiblemente más baja, el nivel de precios aumenta más que el stock nominal de dinero. Los salarios se rezagan ligeramente en relación con los precios, de manera que el salario real cae. Como ha sido explicado en Blanchard (1990), este movimiento procíclico en los salarios es una ocurrencia común en los países desarrollados, confundiendo las predicciones de los modelos de salarios inflexibles ("sticky wage" models). Las otras simulaciones revelan que shocks nominales o reales positivos no son acomodados en el stock de dinero. En el largo plazo, el stock de dinero es menor después de shocks independientes al ingreso o a la inflación, mientras que es sólo ligeramente mayor después de un shock sobre los salarios.

La respuesta del sistema a un shock de la tasa de cambio nominal (una devaluación) también pone en evidencia otras no neutralidades. Una devaluación inicialmente aumenta

TABLA 5

Impulso - respuesta: ordenamiento tradicional
(Diferencia porcentual del nivel de cada variable respecto del caso base)

	Años hacia adelante	Dinero	Tasa de interés	Ingreso	Salarios	Precios	Tasa de cambio
Dinero	0	4.2	0.6	0.5	-0.2	0.0	-2.6
	1	4.2	2.2	0.6	2.5	2.2	-1.7
	3	4.9	1.4	0.1	4.1	4.4	-2.5
	9	6.4	0.6	-0.7	7.1	7.4	0.9
Tasa de interés	0	0.0	3.4	0.0	0.0	0.0	1.0
	1	0.3	2.7	-0.4	0.2	0.4	2.8
	3	1.5	1.5	-0.8	1.1	1.6	6.7
	9	3.5	0.5	-1.2	2.4	4.4	10.7
PIB real	0	0.0	-0.7	1.3	-0.5	-0.1	-1.7
	1	-0.7	-0.1	1.6	-1.4	0.1	-3.9
	3	-1.7	-0.6	1.6	-1.9	-1.7	-6.5
	9	-2.2	-0.1	1.6	-2.2	-2.4	-6.6
Salarios	0	0.0	4.1	-0.5	0.2	5.2	2.6
	1	1.7	0.9	-0.5	-1.1	4.9	0.6
	3	1.7	1.2	-0.7	0.5	5.8	1.8
	9	2.9	0.3	-1.1	1.7	7.5	3.9
Precios	0	0.0	0.4	-0.0	3.8	0.5	0.2
	1	-0.3	1.9	-0.4	5.8	2.8	1.0
	3	0.4	1.0	-0.8	7.3	4.0	0.6
	9	1.5	0.4	-1.4	9.5	6.3	3.0
Tasa de cambio	0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	5.1
	1	0.8	0.0	0.2	-1.3	0.6	7.4
	3	1.6	-0.4	0.8	-3.0	0.4	7.4
	9	0.9	-0.2	1.2	-4.1	-0.8	5.7

los precios-pero reduce los salarios ¹⁰. La combinación de un salario real más bajo y un aumento en las exportaciones puede probablemente explicar el incremento en el producto. Mientras las consecuencias estimulantes de corto plazo de una devaluación son a menudo

¹⁰ La reducción en el salario real puede quizás explicarse considerando las intensidades relativas de trabajo de los sectores de comerciables y no comerciables. Si los últimos son más intensivos en trabajo, como a menudo se piensa, entonces la declinación de salarios puede ser el resultado de una reasignación sectorial de factores hacia el sector de bienes comerciables.

señaladas en la literatura, el resultado más sorprendente es que este shock nominal parece tener efectos de larga duración, puesto que el producto continúa aumentando y la declinación del salario real persiste.

Un ordenamiento también permite una descomposición de los errores de pronóstico sobre cualquier horizonte, entre las partes atribuibles a errores estructurales específicos. Tal descomposición se proporciona en la Tabla 6 para las seis variables dinámicas. Como la primera columna del primer panel indica, el pronóstico dentro del año del crecimiento del dinero tiene un error standard de aproximadamente 4.5%. Como era de esperarse, los pronósticos hechos hacia adelante tienen errores standard relativamente mayores ¹¹. Con este ordenamiento, la mayor parte de la variabilidad puede atribuirse a shocks monetarios (ya que cerca de 70% de la varianza se debe a sus propios shocks) y no a la influencia de otros shocks sobre el dinero.

Significativamente, la considerable variación en la tasa de interés de corto plazo, establecida por la política, es debida tanto a sus propios shocks como a shocks de M1. Esto sugiere, en apoyo de la tesis de Calvo-Vegh, que la tasa de interés sobre un bono líquido debe pensarse como un instrumento independiente de política, en lugar de ser resultado automático del control del stock nominal de dinero ¹². Con esto en mente, los dos instrumentos de política monetaria explican una gran proporción de la variabilidad en las magnitudes nominales-cerca del 28% de la variabilidad de la inflación y 24% y 29% respectivamente de la parte incierta de la inflación salarial y del cambio en la tasa de cambio. La actividad real es similarmente afectada.

Los coeficientes estructurales estimados son interesantes en sí mismos, porque revelan el movimiento sustancial dentro del año entre las variables macroeconómicas claves. Considere los coeficientes de la matriz A significativamente diferentes de cero a un nivel del 90%: Varios puntos son importantes de señalar. Primero, el dinero y los precios contemporáneos son significativos en la ecuación del producto, indicando que el producto depende positivamente en los saldos reales, lo que señala que los shocks monetarios tienen un papel en el ciclo económico. Segundo, los precios y los salarios no parecen verse afectados por ningún shock contemporáneo (diferente del propio), sugiriendo un significativo componente predeterminado en estas variables. Finalmente, tan sólo la inflación contemporánea es significativa en la ecuación de tasas de interés-ni el ingreso ni los shocks monetarios tienen un efecto significativo. La ausencia de los últimos sugiere que las tasas de interés pueden ser un instrumento "separado".

¹¹ Aquí es importante recordar las propiedades de series de tiempo de cada variable. Pronósticos del nivel del stock de dinero componen cada varianza del año de intervención del pronóstico de la tasa de crecimiento del stock de dinero. Por lo tanto, el error standard asociado a un pronóstico del nivel del stock de dinero se expande a medida que el horizonte de pronóstico de dinero se alarga, de tal forma que no tiene límite- es decir, el nivel del stock de dinero tiene una distribución no estacionaria. Sólo la tasa de interés, que se estima en niveles, tiene una distribución límite en el largo plazo bien definida.

¹² En el caso de Colombia la explicación de esta "separabilidad" puede encontrarse en el altamante diferenciado y activo sistema de requerimientos de reserva así como en el más o menos complejo sistema de crédito dirigido.

$$\Delta M_t = e_t^M$$

$$i_t = 0.74\Delta P_t + e_t^I$$

$$\Delta y_t = 0.11\Delta M_t - 0.05\Delta P_t + e_t^Y$$

$$\Delta W_t = e_t^W$$

$$\Delta P_t = e_t^P$$

$$\Delta E_t = -0.54\Delta M_t + e_t^E$$

TABLA 6
Descomposiciones de varianza a diferentes horizontes:
ordenamiento tradicional

(Porcentaje explicado por cada variable)

Tasa de crecimiento de:	Años hacia adelante	S.E.E.	Dinero	Tasa de interés (1)	Ingreso	Salarios	Precios	Tasa de cambio
Dinero	0	4.2	100.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
	1	4.6	80.9	0.4	2.2	0.3	13.0	3.2
	3	4.9	74.5	3.3	4.2	1.4	11.8	4.8
	9	5.1	70.6	6.3	4.4	2.1	11.9	4.7
Tasa de interés	0	5.4	1.3	39.3	1.6	0.5	57.3	0.0
	1	6.7	11.9	40.6	1.0	8.0	38.4	0.0
	3	8.0	19.0	38.8	2.2	9.3	30.1	0.6
	9	9.0	22.2	37.0	2.2	11.0	26.3	1.3
PIB real	0	1.5	10.3	0.0	79.7	0.1	9.9	0.0
	1	1.6	9.8	5.3	70.1	4.6	8.4	1.9
	3	1.8	12.0	8.1	57.6	6.8	7.9	7.7
	9	1.9	15.1	8.0	52.8	8.1	8.1	7.8
Salarios	0	5.2	0.0	0.0	0.0	0.9	99.1	0.0
	1	6.2	12.9	0.4	0.1	14.2	71.5	0.9
	3	6.7	18.0	2.1	3.9	13.7	61.5	0.8
	9	7.1	19.1	4.8	3.8	14.2	56.9	1.2
Precios	0	3.8	0.2	0.0	1.6	97.9	0.2	0.0
	1	5.5	25.0	0.2	3.5	60.4	5.5	5.4
	3	6.0	23.9	1.3	4.1	53.2	8.4	9.1
	9	6.3	26.4	1.9	3.8	50.6	8.3	9.0
Tasa de cambio	0	6.6	15.6	2.5	6.5	0.1	15.1	60.2
	1	7.8	12.3	6.6	13.2	1.0	16.7	50.2
	3	8.7	10.6	14.8	17.1	1.2	14.7	41.6
	9	9.1	12.2	17.1	15.6	2.3	14.3	38.5

(1) Nivel.

3. Una estructura del ciclo económico real (*real business cycle*)

Una creciente literatura señala que los movimientos en las variables reales pueden interpretarse como el resultado de shocks reales. Estos impulsos alteran la tasa a la cual los hogares intercambian consumo presente por futuro, llevando a una reasignación intertemporal que se refleja completamente en los precios. Al final, el stock de dinero nominal se ajusta endógenamente, a medida que el sistema bancario acomoda un cambio en la demanda por medios de transacción. Un ordenamiento consistente con el enfoque del ciclo económico real sería el siguiente:

Una restricción de efectivo por adelantado (*cash in advance*) que explica la presencia de dinero,

$$\Delta M = e^M_t + a_{13} \cdot \Delta Y_t + a_{15} \cdot \Delta P_t + a_{16} \cdot \Delta E_t,$$

una ecuación de Fisher que relaciona la tasa de interés nominal con la real, que a su turno varía con el producto,

$$i_t = e^i_t + a_{23} \cdot \Delta Y_t + a_{25} \cdot \Delta P_t,$$

un producto determinado tecnológicamente,

$$\Delta Y_t = e^Y_t,$$

una ecuación de salarios reales,

$$\Delta W_t = a_{43} \cdot \Delta Y_t + e^W_t + a_{45} \cdot \Delta P_t,$$

una ecuación de mark-up para determinar los precios nominales,

$$P_t = a_{54} \cdot W_t + e^P_t,$$

y los determinantes de la tasa de cambio real,

$$\Delta E_t = a_{62}^i + a_{63} \cdot \Delta Y_t + a_{65} \cdot \Delta P_t + e^E_t$$

Este ordenamiento permite una partición única y diferente de la correlación entre variables y en consecuencia resulta en simulaciones diferentes y en diferentes descomposiciones de la varianza, que se presentan en las Tablas 7 y 8. Este nuevo ordenamiento le otorga a los shocks reales efectos más importantes y duraderos sobre la economía, con el shock de ingreso aparentemente incorporando un desplazamiento permanente de la productividad. El shock sobre el ingreso persiste y es asociado con un incremento en el salario real.

TABLA 7

**Impulso respuesta: ordenamiento de ciclo real
(diferencia porcentual respecto del caso base)**

	Años Hacia Adelante	Dinero	Tasa de Interés	Ingreso	Salarios	Precios	Tasa de Cambio
Dinero	0	4.6	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
	1	5.3	1.8	0.3	2.7	2.5	2.5
	3	6.5	1.1	0.2	3.4	5.3	1.6
	9	7.4	0.5	-0.5	6.0	7.5	3.7
Tasa de interés	0	-0.5	3.4	0.0	0.0	0.0	0.6
	1	-0.3	2.5	-0.4	0.1	0.1	2.0
	3	0.7	1.6	-1.0	1.1	1.1	6.0
	9	2.8	0.5	-1.3	2.2	3.9	10.0
PIB real	0	1.7	-1.3	1.4	-0.6	-1.1	-2.6
	1	0.9	0.4	1.8	-0.2	-0.0	-3.7
	3	0.2	-0.3	1.7	-0.6	-1.0	-6.6
	9	-0.1	0.0	1.5	-0.1	-1.1	-6.1
Salarios	0	1.6	4.1	0.0	0.4	5.1	1.1
	1	3.0	1.9	0.0	0.2	6.0	-0.9
	3	3.2	1.7	-0.4	2.5	7.4	-0.6
	9	4.9	0.6	-1.2	5.0	10.5	3.0
Precios	0	0.0	0.0	0.0	3.7	0.0	0.0
	1	-0.4	1.8	-0.3	5.9	2.3	0.9
	3	0.2	0.8	-0.7	7.2	3.4	0.5
	9	1.2	0.4	-1.3	9.3	5.6	2.7
Tasa de cambio	0	-4.0	0.0	0.0	0.0	0.0	5.5
	1	-3.7	-1.5	-0.0	-3.7	-1.6	5.6
	3	-3.9	-1.4	0.7	-6.1	-4.1	6.5
	9	-5.3	-0.6	1.7	-9.2	-7.0	2.8

TABLA 8

**Descomposición de la varianza a diferentes horizontes:
ordenamiento de ciclo real**

(Porcentaje explicado por cada variable)

Tasa de crecimiento de:	Años Hacia Adelante	S.E.E.	Dinero	Tasa de interés (1)	Ingreso	Salarios	Precios	Tasa de cambio
Dinero	0	6.6	49.1	0.5	6.9	0.0	5.7	37.8
	1	6.9	46.2	0.5	7.9	0.4	9.8	35.2
	3	7.0	45.9	1.6	8.0	0.9	9.4	34.1
	9	7.1	44.3	3.2	7.9	1.2	10.0	33.4
Tasa de interés	0	5.5	0.0	38.6	5.7	0.0	55.7	0.0
	1	7.1	6.3	36.8	3.9	6.3	42.0	4.8
	3	8.7	11.0	32.3	2.7	6.7	35.0	12.3
	9	9.9	12.0	29.7	2.1	7.7	32.7	15.8
PIB real	0	1.4	0.0	0.0	100.0	0.0	0.0	0.0
	1	1.6	3.2	7.3	84.9	4.5	0.1	0.0
	3	1.8	2.8	10.4	68.0	6.4	3.6	9.0
	9	1.9	4.8	9.5	59.4	7.1	6.6	12.6
Salarios	0	3.8	0.0	0.0	2.8	96.1	1.1	0.0
	1	6.3	18.0	0.0	1.5	45.6	0.5	34.5
	3	6.9	15.7	1.0	1.9	39.8	5.6	36.0
	9	7.3	16.2	1.3	1.9	36.9	7.2	36.5
Precios	0	5.2	0.0	0.0	4.6	0.0	95.4	0.0
	1	6.6	14.8	0.0	5.7	12.0	61.6	6.0
	3	7.5	20.8	1.1	5.4	10.7	49.8	12.2
	9	7.9	19.9	3.3	4.9	10.9	47.2	13.7
Tasa de cambio	0	6.2	0.0	1.0	18.0	0.0	3.0	78.0
	1	7.2	11.8	4.1	15.6	1.7	9.7	57.2
	3	8.2	10.4	14.7	20.0	1.7	8.0	45.2
	9	8.8	10.2	17.1	17.6	2.6	10.1	42.4

(1) Nivel.

A pesar del ordenamiento radicalmente diferente, las lecciones de la política monetaria son similares. Primero, no hay evidencia de que los shocks reales o nominales sean acomodados. En el largo plazo, el stock de dinero es más bajo después de los shocks sobre el ingreso real, el IPC y la tasa de cambio, y solo 1.5% más alto después de un shock salarial de cerca del 9%. Segundo, se mantiene en forma aproximada la neutralidad doméstica, ya que el incremento en el IPC es casi de la misma magnitud que el incremento en el stock de dinero después de una perturbación puramente monetaria. Indudablemente, como muestra la descomposición de varianza en la Tabla 8, los indicadores monetarios todavía proveen información importante acerca de la conducta de los precios domésticos. La tasa de interés nominal de corto plazo y el stock de dinero son responsables de cerca del 23% y 27% de los errores de pronóstico del IPC y de la tasa de cambio respectivamente (un porcentaje similar al del ordenamiento anterior), sugiriendo que el debate sobre el mecanismo de transmisión no debe oscurecer la responsabilidad última del Banco Central por el comportamiento de las magnitudes nominales.

La respuesta del sistema a una depreciación de la tasa de cambio nominal tiene algunos elementos comunes con su contraparte neo-keynesiana. Como antes, el shock en la tasa de cambio se asocia con una declinación de larga duración en el salario real y un incremento en el producto. Bajo ambos escenarios los saldos reales aumentan, conjuntamente con el mayor nivel de ingresos y la tasa de interés nominal ligeramente más baja. Las implicaciones para los precios y la tasa de cambio real son, sin embargo, bastante diferentes. En este ordenamiento la devaluación nominal viene acompañada por una mayor declinación en precios, de tal forma que la tasa de cambio real se aprecia ¹³.

Considerando sólo los coeficientes estructurales significativamente diferentes de cero a un nivel de confianza del 90%, tres de las seis ecuaciones se vuelven indistinguibles de sus contrapartes en el ordenamiento tradicional.

Como antes, los coeficientes estimados indican que los precios y los salarios están en gran medida predeterminados (véase también la Tabla A.2) y sólo afectados por sus propios shocks, mientras que la ecuación de tasas de interés tampoco cambia. Las fluctuaciones en el producto entran ahora significativamente en la ecuación de tasa de cambio, aparentemente sustituyendo al dinero, que fue significativo en el ordenamiento tradicional. Las distinciones entre los dos ordenamientos estriban básicamente en las ecuaciones del producto y del dinero. En el caso del primero, las restricciones de exogeneidad resultan en una pérdida de información, ya que las correlaciones de las fluctuaciones del producto con los shocks de dinero e inflación, visible en los datos, se pierden en los coeficientes estructurales estimados. En el caso de los últimos, los

¹³ Este resultado se parece al de un caso considerado por Lizondo y Montiel (1991), donde la devaluación nominal viene acompañada por un incremento en el gasto del gobierno en bienes no comerciables. Su modelo predice que el efecto combinado de una devaluación y del ajuste fiscal produce una apreciación real en el estado estacionario (steady state) y mayores valores de la riqueza privada y del gasto.

estimativos sugieren que ni los shocks del producto ni los de tasa de cambio afectan al dinero *directamente*, mientras que sólo los shocks de precios aparecen como significativos ¹⁴.

$$.M_t = .34.P_t + e_t^M$$

$$i_t = .81.P_t + e_t^i$$

$$.y_t = e_t^Y$$

$$.W_t = e_t^W$$

$$.P_t = e_t^P$$

$$.E_t = -1.63.y_t + e_t^E$$

Estos ordenamientos competitivos usan cada uno 11 parámetros para estimar los 15 elementos distintos de fuera de la diagonal de la matriz de correlación, pero con muy diferentes restricciones de identificación (la excepción es la ecuación de inflación). Una forma razonable de determinar lo adecuado de los modelos en competencia es comparar los resultados de unas pruebas de la razón de verosimilitud (likelihood ratio tests) para sobreidentificación, que ayudan a establecer si los coeficientes estimados pueden reproducir eficientemente la matriz de correlación actual de los errores de la forma reducida. El éxito de un modelo depende de la medida en que no se pierda información importante restringiendo el número de parámetros, lo que sugiere que los ceros en la matriz de identificación han sido colocados de una manera adecuada. Este estadístico se distribuye como un chi-cuadrado, con grados de libertad iguales al número de restricciones sobreidentificadas, que en nuestro caso son cuatro. Con nuestro ordenamiento arbitrario del ciclo económico real, rechazamos con confianza la hipótesis nula de que los coeficientes estimados pueden reproducir la matriz de covarianza actual a cualquier nivel de significancia. Para el ordenamiento tradicional los resultados son mejores, con una menor pérdida evidente de información asociada con las restricciones de identificación -la hipótesis nula no puede ser rechazada al nivel del 90% ¹⁵.

Es importante recordar las limitaciones de nuestro examen de la correlación dinero/precios. Evaluamos dos paradigmas alternativos, encontrando que el peso de la evidencia favorece ligeramente un enfoque mas tradicional. Esto es un planteamiento relativo y no global dado que una tercera posibilidad de ordenamiento, no examinada,

¹⁴ Note sin embargo que en este ordenamiento la tasa de cambio nominal no explica una significativa proporción de la variación total del dinero (Tabla 8).

¹⁵ Los estadísticos chi cuadrado para los ordenamientos del ciclo económico real y tradicional son de 19.344 y 3.655 respectivamente, con niveles de significancia de .0007 y .23.

puede producir mejoras significativas en poder explicativo. Adicionalmente, mientras que un ordenamiento estructural significa una mejora respecto la técnica VAR estándar la crítica de Lucas aún tiene vigencia. Cambios en el régimen de la política a lo largo de los últimos treinta años podría derrumbar estos estimativos. Carrasquilla (1991), por ejemplo, arguye que la respuesta diferencial de la política hace que el proceso de ajuste a variaciones en la tasa de cambio sea asimétrico en Colombia. Específicamente, en periodos de tasas de cambio sobrevaluadas, el dinero podría ser causalmente previo a los precios. De otra parte, en periodos de tasas subvaluadas, los precios suben en respuesta al desbalance en el tipo de cambio y a la política monetaria, haciendo plausible que los precios sean causalmente previos al dinero.

IV Conclusión

Usando cifras anuales para Colombia durante los últimos 30 años y una nueva batería de técnicas econométricas, examinamos teorías opuestas que ofrecen explicación a las fluctuaciones macroeconómicas: la síntesis neoclásica que propone que en presencia de rigidez temporal de precios, una expansión no anticipada de la oferta monetaria produce ganancias en el producto, las cuales se erosionan con el tiempo con incrementos de precios, y una explicación alternativa que se centra en los shocks reales de tecnología y de preferencias como fuente de las fluctuaciones del producto. Los estimativos tanto de la relación intertemporal (VAR) y la relación contemporánea (estimativos de los elementos fuera de la diagonal principal de la matriz de covarianzas) presentan evidencia de que, en el caso de Colombia, un esquema neoclásico-keynesiano describe la dinámica del producto mejor que una alternativa que no le asigna papel alguno a los shocks monetarios.

Pruebas para las restricciones de sobreidentificación indican que los resultados para el ordenamiento tradicional son mejores, con una menor pérdida evidente de información asociada con sus restricciones de identificación. Habiendo dicho esto, empero, se debe tener cautela para no sobreinterpretar los resultados de las pruebas, dado que ellas dependen críticamente de un ordenamiento arbitrario. Es muy posible que una representación alternativa del esquema de ciclos reales pueda explicar una proporción más alta de la matriz de covarianzas respecto del ordenamiento presentado acá ¹⁶.

Este enfoque relativamente ateoórico a las series de tiempo macroeconómicas ilustra diversas regularidades empíricas para esta economía pequeña y parcialmente abierta:

¹⁶ Para este número de parámetros no encontramos tal ordenamiento.

Primero, la importante variación que las tasas de interés de corto plazo, una variable influida por las decisiones de política, deben a sus propios shocks, así como a los shocks en M_1 . Esto sugiere, en apoyo de la tesis de Calvo y Vegh, que la tasa de interés debe ser considerada un instrumento independiente de la política, más que el resultado automático del control al stock nominal de dinero.

Segundo, una simulación completa del modelo no presenta evidencia concluyente sobre la neutralidad del dinero, independientemente del ordenamiento usado. Con el tiempo, un incremento en M_1 produce un crecimiento pequeño en las tasas de interés y una leve caída en el nivel del producto. Con la consiguiente caída en la demanda por saldos reales, el nivel de precios debe crecer más rápido que la cantidad nominal de dinero. El salario real cae, ya que los salarios tienen un ligero rezago con respecto a los precios. Tal como se explica en Blanchard (1990), este movimiento procíclico en los salarios ocurre frecuentemente en los países desarrollados. Por otro lado, una variación en la tasa de cambio nominal también se ve reflejado en la tasa de cambio real, esto en concordancia con los resultados de Mussa en su estudio sobre las tasas de cambio real y nominal para los países en desarrollo (Mussa, 1986). En otras palabras, la evidencia de la forma reducida sugiere que los esfuerzos desinflacionarios tienen un costo en términos de la caída del producto en el corto plazo, que siguen la reducción de la tasa de crecimiento de la cantidad de dinero.

Tercero, el comportamiento del stock de dinero no sustenta las implicaciones de modelos donde el dinero se "adapta pasivamente". En un sentido temporal, el dinero es independiente de los valores rezagados de cualquier otra variable y a su vez tiene una influencia marcada sobre la trayectoria subsiguiente de variables nominales. Los análisis de descomposición de varianza muestran que el dinero está básicamente determinado por sus propios shocks, mientras que otras simulaciones indican que la cantidad de dinero no acomoda shocks positivos reales o nominales. En el largo plazo cuando ocurren shocks independientes al ingreso o a la inflación la cantidad de dinero se reduce, pero cuando hay un shock en los salarios la cantidad de dinero se incrementa ligeramente.

Finalmente, nuestros resultados resaltan el papel que los arreglos institucionales desempeñan en las relaciones entre las series de tiempo macroeconómicas. La permanencia de contratos laborales de largo plazo es obviamente clave para atribuirle a los shocks monetarios un papel en la determinación de las fluctuaciones del producto. La relativa "exogeneidad" de la cantidad de dinero debe ser un subproducto de la limitada movilidad de capitales en Colombia¹⁷. Igualmente, el sistema complejo y diferenciado de encajes y crédito dirigido puede ser responsable en gran medida de la "separabilidad" entre las tasas de interés y la cantidad de dinero. En cierto sentido hemos vuelto a aprender una lección que es familiar en la literatura sobre la correlación entre dinero y actividad

¹⁷ Ver por ejemplo Renhack y Mondino (1988).

económica. Cagan (1988) describe una línea particularmente importante dentro de dicha tradición de la siguiente manera:

"Un amplio análisis histórico va más allá de una estrecha dependencia en regresiones de series de tiempo. Se basa en un amplio examen del contexto institucional y los eventos económicos en una serie de episodios históricos".

Este trabajo intentó caracterizar eficientemente los movimientos de un conjunto importante de variables macroeconómicas de tal manera que las características institucionales y los canales más importantes de transmisión monetaria se pudieran ver más claramente.

TABLA A.1

Lista de variables y fuentes**International Financial Statistics es fuente de:**

Dinero (M1)
Precios (IPC)
Precios (IPM)
PIB Real
Precio de exportación del café
Tasa de cambio (promedio)

Banco de la República es fuente de:

Salario promedio de empleados en manufactura
Salario mínimo

Departamento de Planeación Nacional es fuente de:

Tasa de interés CDT a 90 días de bancos y corporaciones

Nota: Rupturas en la serie de IFS fueron llenadas aplicando la tasa de crecimiento de la serie del Banco de la República.

TABLA A.2

Vectores autorregresivos 1960-1987 (1)

Variable dependiente	Dinero	Tasa de Interés	PIB real	Salarios	Precios	Tasa de cambio
Observaciones	28	28	28	28	28	28
R2	0.36	0.69	0.40	0.64	0.50	0.53
R-BAR2	0.17	0.60	0.23	0.54	0.36	0.39
SSR	488.65	861.04	56.32	403.37	771.12	1.074.98
SEE	4.82	6.40	1.64	4.38	6.06	7.15
DW	1.98	2.38	2.04	1.82	2.07	2.00
Q	12.77	8.83	37.75	10.53	13.01	14.19
Dinero (t-1)	0.14 (0.22)	0.38 (0.29)	0.06 (0.07)	0.58 (0.20)	0.55 (0.27)	0.54 (0.32)
Tasa Interés (t-1)	0.04 (0.19)	0.79 (0.25)	-0.12 (0.06)	0.15 (0.17)	0.09 (0.24)	0.38 (0.28)
PIB Real (t-1)	-0.34 (0.65)	0.45 (0.86)	0.18 (0.22)	-0.73 (0.59)	0.55 (0.81)	-0.96 (0.96)
Salarios (t-1)	-0.11 (0.18)	0.48 (0.23)	-0.09 (0.06)	0.56 (0.16)	0.62 (0.22)	0.25 (0.26)
Precios (t-1)	0.19 (0.22)	-0.41 (0.29)	0.09 (0.08)	-0.32 (0.20)	-0.15 (0.28)	-0.97 (0.33)
Tasa de Cambio (t-1)	0.16 (0.12)	0.00 (0.16)	0.04 (0.04)	-0.25 (0.11)	0.11 (0.15)	0.43 (0.18)
Constante	15.50 (6.05)	-6.34 (8.03)	5.03 (2.05)	4.80 (5.49)	-9.35 (7.60)	3.94 (8.97)

(1) Errores típicos en paréntesis.

Referencias

- Adams, C., "Trends and Cycles in the U.S. Economy", IMF Working Paper Number WP/90/72 (1990).
- Barro, R.J., "Money and Output in México, Colombia and Brazil", in J. Behrman and J. A. Hanson, *Short-term Macroeconomic Policy in Latin America* (Cambridge, MA: Ballinger Publishing Co.), (1979), pp. 177-200.
- Bernanke, B.S., "Alternative Explanations of the Money-Income Correlation", Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policies 2 (1986), pp. 49-100.
- Blanchard, O.J., "Why Does Money Affect Output?" in B. Friedman and F. Hahn, *Handbook of Monetary Economics*, vol. 2 (New York: North Holland Publishing Co., Inc.), (1990), pp. 777-835.
- , "A traditional Interpretation of Macroeconomic Fluctuations", *American Economic Review* 79 (1989), pp. 1146-1164.
- Cagan, P. D., "Money-Income Causality -A Critical Review of Literature Since the Monetary History", Columbia University Discussion Paper No. 373 (1988).
- Calvo, G. A., "Staggered Contracts in a Utility-Maximizing Framework", *Journal of Monetary Economics*, 12 (1983a), pp. 383-398.
- Calvo, G. A. y C. A. Vegh, "Interest Rate Policy in a Small-Open-Economy: The Predetermined Exchange Rate Case", *IMF Staff Papers* 37 (1990a).
- "Money Supply and Interest Rate Policy in a New-Keynesian Framework", IMF Working Paper Number WP/90/119 (1990b).
- Campbell, J. Y. y P. Perron, "Pitfalls and Opportunities: What Macroeconomists Should Know About Unit Roots", paper presented at the NBER Macroeconomics Conference, Cambridge, MA, March 8-9, 1991.
- Carrasquilla, A. (1991) "La inflación de largo plazo en Colombia: una hipótesis monetaria" (Mimeo, Banco de la República)
- Clavijo, S. V., "Macroeconometrics of a Small Open Economy using Vector Autoregression Analysis", Ph. D. dissertation, University of Illinois (1987).
- Clavijo, S. V. y H. J. Gómez, "Selección y control de los agregados monetarios óptimos", *Ensayos Sobre Política Económica* (1988).
- Dickey, D.A. y W.A. Fuller, "Likelihood Ratio Tests for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Econometrika* 49 (1981), pp. 1057-1072.
- Edwards, S., "Coffee, Money, and Inflation in Colombia", *World Development* 12, (1984), pp. 1107-1117.

- Eagle, R. F. y C. W. Granger, "Dynamic Model Specification with Equilibrium Constraints: Co-integration and Error-correction", *Econometrika* 55, (1987), pp. 251-276.
- Fernández Riva, J., "Inflación y Dinero: Un Repaso", *Debates de Coyuntura Económica*, 9 (1988).
- Granger, C. W. and P. Newbold, "Spurious Regressions in Econometrics", *Journal of Econometrics* 2 (1974), pp. 111-120.
- Khan, M. "Monetary Shocks and the Dynamics of Inflation", *IMF Staff Papers* (1980), pp. 250-284.
- King, R. y C. Plosser, "Money, Credit and Prices in a Real Business Cycle", *American Economic Review* 74 (1984), pp. 363-380.
- , "Money as the Medium of Exchange", *Journal of Monetary Economics* 17 (1986), pp. 93-115.
- Kydland, F. y E. Prescott, "Time to Build and Aggregate Fluctuations", *Econometrika* 50 (1982), pp. 1345-1370.
- Leiderman, L., "On the Monetary-Macro Dynamics of Colombia and Mexico", *Journal of Development Economics*, 14 (1984), pp. 183-201.
- Lizondo, J.S. y P. J. Montiel, "Fiscal Policy and the Dynamics of Devaluation for a Small Country with Optimizing Agents", mimeo (1991).
- Lukepohl, H., "Comparison of Criteria for Estimating the Order of a Vector Autoregressive Process", *Journal of Time Series Analysis* 6 (1985), pp. 35-52.
- Mondino, G. y R. Renhack, "Capital Mobility and Monetary Policy in Colombia", IMF Working Paper WP/88/77, (1988).
- Montiel, P. J. y J. D. Ostry, "Macroeconomic Implications of Real Exchange Rate Targeting in Developing Countries", IMF Working Paper WP/91/29.
- Mussa, M., "Sticky Prices and Disequilibrium Adjustment in a Rational Model of the Inflationary Process", *American Economic Review* 71 (1980), pp. 1020-1027.
- , "Nominal Exchange Rate Regimes and the Behavior of Real Exchange Rates: Evidence and Implications", in Carnegie-Rochester Conferences Series on Public Policy 2 (1986), pp. 117-214.
- Ohanian, L.E., "The Spurious Effects of Unit Roots on Vector Autoregressions: A Monte Carlo Study", *Journal of Econometrics* 39 (1988), pp. 251-266.
- Phillips, P. C. B., "Time Series Regression with a Unit Root", *Econometrika* 55, (1987), pp. 277-301.

Sims, C.A., "Macroeconomics and Reality", *Econometría* 48, (1980a), pp. 1-48.

-----, "Comparison of Interwar and Postwar Business Cycles", *American Economic Review* 70 (1980b), pp. 250-256.

Small, D. H. y R. D. Porter, "Understanding the Behavior of M2 and V2", *Federal Reserve Bulletin*, 75 (1989), pp. 244-254.

Stock, J. y M. Watson, "Interpreting the Evidence on Money Income Causality", *Journal of Econometrics* 40 (1989), pp. 161-181.