



ENSAYOS

sobre política económica

Indicadores de política y canales de transmisión monetaria. Colombia: 1975-1991

Juan Carlos Echeverry

Revista ESPE, No. 24, Art. 01, Diciembre de 1993

Páginas 7-41



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.

Indicadores de política y canales de transmisión monetaria. Colombia: 1975-1991

Juan Carlos Echeverry *

Resumen

Dos canales de transmisión monetaria, el de la disponibilidad de crédito y el del costo del capital, son contrastados con la evidencia de Colombia. Siguiendo la estrategia de identificación de Bernanke y Blinder (1992) se aplica una batería de pruebas econométricas con el objeto de aislar al "mejor indicador de política monetaria", dentro de un conjunto de variables regularmente usadas o apuntadas por las autoridades. M1 parece ser el mejor indicador de política para Colombia, pero el poder predictivo de la tasa de interés es alto. Ello induce a considerar estas dos como posibles indicadores de política. Los canales de transmisión son contrastados usando ambas variables. Tanto el canal del crédito como el del costo del capital parecen haber transmitido los choques monetarios durante el período de estudio. La tasa de interés es considerada como la variable que lleva el mensaje de la política monetaria a la economía, mientras M1 presenta un comportamiento procíclico.

* El autor agradece los comentarios de Ben Bernanke a una versión previa de este trabajo. Los errores que aún persistan son responsabilidad exclusiva del autor. Esta investigación fue realizada bajo el auspicio del programa de becas del Banco de la República.

I Introducción

Cuando las firmas se manifiestan acerca de los efectos de una política monetaria contraccionista hacen referencia al alto nivel de la tasa de interés. Esta es la variable que les transmite el mensaje de la política monetaria. Un objetivo del presente trabajo es proveer evidencia empírica en favor de esta intuición, dentro de la discusión de los canales a través de los cuales una iniciativa de política monetaria se transmite a la economía¹. Estos canales han sido objeto de creciente análisis en los últimos años, y el debate a este respecto se ha centrado en identificar la presencia, en particular, de dos de ellos: el del dinero y el del crédito. El primero, básicamente, privilegia el impacto de la política monetaria sobre el costo del capital, mientras que el segundo otorga más importancia a la caída del volumen de crédito asociada a una política contraccionista.

Mi propósito es examinar la evidencia empírica de estos dos canales de transmisión monetaria en Colombia durante el período 1975-1991. Para ello, uso como herramienta econométrica la metodología de Vectores Autorregresivos (VAR)², y, en buena medida, sigo la estrategia de identificación utilizada por Bermanke y Blinder (1992, en adelante "BB"). Esta estrategia busca, en primera instancia, aislar una variable que pueda ser considerada como un indicador de la política monetaria activa, y luego usar dicha "Variable de Política" (VP) para estimar una forma reducida de los canales de transmisión monetaria. Si las *innovaciones* en la VP son asimilables a acciones de la autoridad monetaria, dicha estimación tiene una interpretación estructural.

La VP es elegida con base en el marco institucional de la política monetaria en el país, el cual permite elegir un conjunto de variables tradicionalmente usadas como instrumentos u objetivos intermedios de las autoridades monetarias. Sobre este conjunto de variables se aplica una batería de pruebas de causalidad de Granger y de descomposición de varianza (VAR), orientadas a aislar, empíricamente, al mejor indicador de política monetaria. Este conjunto fue escogido teniendo en cuenta las características de la política económica en nuestro país durante los últimos 20 años -una descripción somera de la cual es el tema de la primera sección- y está compuesto por: M1, M2, la tasa de interés (pasiva), el porcentaje de encaje en moneda nacional (sobre exigibilidades a la vista y

¹ Véase Bermanke y Blinder, 1988 y 1992; Christiano y Eichenbaum, 1992; Gertler, 1988; Romer y Romer, 1990, 1992.

² Actualmente se usan dos modalidades de esta metodología: la tradicional o "recursiva", explicada en Sims (1980) y Johnston (1984, pp. 463-469); y la conocida como "VAR estructurales", expuesta por Blanchard y Watson (1986). Dentro de estos últimos, cada nuevo trabajo propone una estrategia de identificación distinta; los ejemplos más representativos, son: Bermanke (1986), Blanchard y Quah (1989), King, et al. (1991) y Galí (1992). Para Colombia, Clavijo (1989) es un ejemplo de VAR recursivo, y Reinhart y Reinhart (1991) de VAR estructural. El método ha sido criticado por Cooley y Leroy (1985), Pagan (1987), Runkle (1987) y Todd (1990).

antes de 30 días), la tasa de cambio, y, por último, los errores de una regresión de M1 contra el déficit fiscal y el cambio en las reservas internacionales.

La segunda sección contiene las pruebas mencionadas, las cuales señalan a M1 como el *mejor indicador de la Política Monetaria en Colombia*. Sin embargo, su poder relativo para predecir distintas variables de actividad económica (VAE), en comparación con el de la tasa de interés y M2, no es tan grande como el logrado por BB para los Estados Unidos. Este hecho lleva a considerar a M1 y la tasa de interés como contendores de VP en el análisis de los canales de transmisión. Un tipo de evidencia adicional sobre las VP emerge de las "Funciones de Reacción de Política". Estas funciones intentan estimar el comportamiento de la autoridad monetaria ante cambios *inesperados* en la inflación y el desempleo. Los resultados fueron ilustrativos puesto que el comportamiento esperado de "contraer para contrarrestar la inflación, y expandir para disminuir el desempleo"³ fue obtenido sólo para la tasa de interés. Para M1 se logró un comportamiento procíclico; es decir, que la cantidad de dinero se adaptó a la demanda de la economía en cada caso.

La metodología usada en esta sección pone en evidencia la necesidad de emplear indicadores de actividad económica adicionales al PIB, cuando se quiere identificar el efecto de medidas de política sobre la actividad real. En particular, se muestra que la predictibilidad sobre la tasa de desempleo y la producción industrial es diferente a la que se tiene sobre el empleo, la producción agrícola o las ventas del comercio. También se argumenta que es más apropiado utilizar la tasa de desempleo o el índice de producción industrial para estudiar los efectos de la política monetaria durante dicho periodo, ya que es más probable que estas variables hayan estado efectivamente a disposición de las autoridades monetarias en el momento de analizar la situación de la economía. El PIB ha estado disponible, en general, con retraso, y la cifra trimestral usada en las estimaciones no es observada, sino calculada.

La tercera sección aplica la estrategia de identificación de BB para estimar un VAR cuyas funciones de impulso-respuesta remedan los mecanismos de transmisión monetaria. Aquí se ponen a prueba dos hipótesis: la primera afirma que el canal del crédito es predominante en la transmisión de la política monetaria. La segunda asigna un papel preponderante a la tasa de interés y su impacto como costo de la inversión. Los resultados indican que *cuando la tasa de interés se utiliza como la variable que lleva el mensaje de la política monetaria a la economía* se obtiene una caída permanente en el crédito, la cual es menos marcada al usar M1 como la variable de política. Este resultado favorece la tasa de interés como la variable que transmite el mensaje de la política monetaria a los agentes económicos, al menos durante el periodo de estudio.

³ Esta política es denominada en la literatura como "lean against the wind", y será traducida como "reaccionar frente a todo"; se contrapone a una política que sigue reglas invariables como, por ejemplo, aumentar anualmente en x% la cantidad de dinero.

Finalmente, se pone a prueba el canal de costo del capital, de acuerdo con el cual los efectos de la política van del dinero a la tasa de interés, y de ésta a los gastos en inversión. Para esto se llevan a cabo dos ejercicios: primero, una estimación del efecto de liquidez; esto es, del efecto que los cambios inesperados en la cantidad de dinero producen sobre la tasa de interés. Segundo, una estimación del efecto de la tasa de interés sobre varias medidas del gasto en inversión. Se concluye que este canal también ha sido efectivo, y que es esperable que la caída en el crédito observada previamente se deba tanto a descensos en la demanda como en la oferta del mismo.

Estas pruebas sugieren la siguiente versión de los canales de transmisión monetaria: la cantidad de dinero es una variable básicamente procíclica, pero que experimenta episodios en los cuales la autoridad monetaria la afecta exógenamente. En dichos episodios actúa como un *instrumento* para mover la tasa de interés, cual es la variable que lleva el mensaje de la política monetaria a la economía. Dicho mensaje se transmite en términos de menor oferta de crédito por parte del sistema financiero, y en un mayor costo del mismo, factores ambos que golpean el gasto.

Otros aspectos de los canales de transmisión monetaria, tales como la forma particular mediante la cual el sistema financiero colombiano transmite dichas señales de política, y el estudio de los efectos de la política monetaria a nivel sectorial, y por tipos de agentes, no son abordados en este estudio.

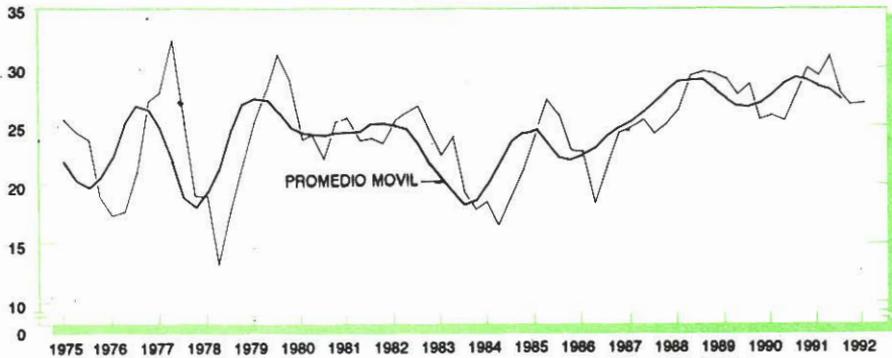
II Los posibles indicadores de política monetaria

Durante el período de estudio, la política monetaria estuvo caracterizada por un enfoque "pragmático" ⁴, orientado a estabilizar presiones inflacionarias resultantes del sector externo, y a contrarrestar el efecto expansionista del déficit fiscal. El Gráfico 1 muestra que tanto en el plano inflacionario como en el crecimiento de la actividad real los resultados han sido moderadamente satisfactorios. Los instrumentos usados por las autoridades monetarias buscaron afectar los precios y/o la producción a través de instrumentos que apuntaban a los sectores externo y financiero. Los papeles del Banco de la República y los depósitos de importación apuntaron al crecimiento del dinero base. Instrumentos como los certificados de cambio y el nivel real de la tasa de cambio se usaron para controlar la monetización del flujo neto de divisas proveniente del sector externo, mientras que la variación en el encaje ordinario y los encajes marginales se utilizaron para controlar la creación secundaria de dinero. Por último, en algunos

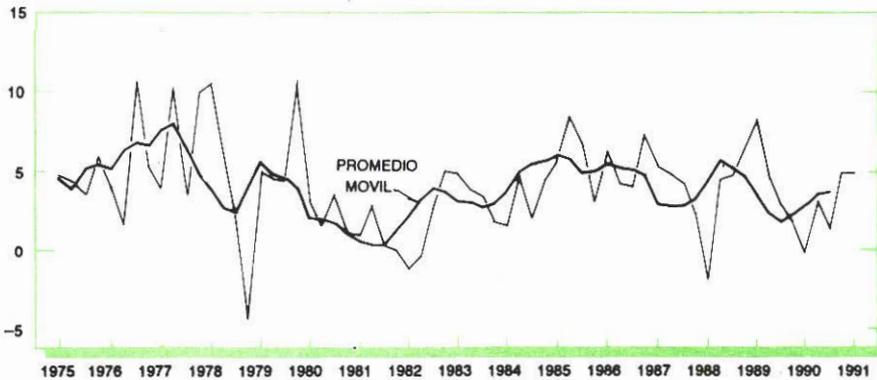
⁴ Antonio Hernández atribuye a Carlos Caballero la paternidad de esta expresión, en "Señoraje, Inversiones Forzosas, Tasas de Interés", *Debates de Coyuntura Económica, Las Tasas de Interés*, Fedesarrollo, junio, 1991.

episodios la reducción obligada de la tasa de interés también formó parte de los paquetes orientados a reactivar la producción.

GRAFICO 1
Inflación y crecimiento anual del PIB, Colombia 1975-1991
TASA ANUAL DE INFLACION (%)*



CRECIMIENTO ANUAL DEL PIB (%)*



* Los promedios móviles centrados son calculados con cinco trimestres

La transmisión monetaria fue afectada por el régimen cambiario imperante: de un lado, la velocidad de la minidevaluación fue usada explícitamente como una herramienta más en períodos de activa política monetaria, y, del otro, el control del Banco Central sobre las transacciones en moneda extranjera sirvió para proteger el peso, de forma parcial, frente a los ataques especulativos, y para otorgar mayor poder de intervención a las autoridades monetarias.

Estas consideraciones someras llevan a contemplar las siguientes variables como potenciales *indicadores de política monetaria*: en primera instancia, los agregados monetarios ($M1$, $M2$) y la tasa de interés (I), puesto que fueron objetivos a los que comúnmente se apuntó. En segundo lugar, el uso activo de la reserva requerida de los bancos (en adelante: REQR) hace plausible que el porcentaje de encaje pudiera ser un buen indicador de la política monetaria activa ⁵. En tercer lugar, se construyó una variable que intuitivamente podía resultar exitosa: la parte no explicada de $M1$ en una regresión contra el déficit fiscal y los cambios en las reservas internacionales (en adelante: POL). El objetivo era separar la parte "endógena" de $M1$, constituida por sus variaciones asociadas con estas dos variables, de su componente "exógeno", el cual podría ser interpretable como choques de política. Finalmente, se incluyó en el grupo a la tasa de cambio (TC) por haber sido utilizada como una herramienta más a disposición de las autoridades. En adelante este conjunto de variables será denominado "Variables de Política": $VP = (M1, M2, IR, REQR, POL, ER)$.

III En busca del mejor indicador de política monetaria

En principio, un buen indicador de política monetaria debe ser un buen predictor de variables de actividad económica (VAE), en formas reducidas ⁶. El poder relativo de las VP para predecir diferentes VAE es la primera prueba realizada. Las VAE usadas fueron: el PIB, la producción de los sectores agropecuario y manufacturero, la tasa de desempleo en las siete mayores ciudades, el empleo en las cuatro mayores ciudades y un

⁵ Recuérdese que se busca aislar una variable cuyas "innovaciones" representen la política monetaria. No necesariamente una variable como $M1$, que cambia continuamente, tiene que ser superior, como indicador, a una variable como la Reserva Requerida. "Innovaciones" son aquellos cambios en el comportamiento de la variable no predecibles con su historia reciente ni la de otras variables.

⁶ El presente ejercicio sigue de cerca a BB; no obstante, la estrategia de identificación propuesta por ellos se expone en la sección IV, donde se aplica de forma directa a los VAR allí estimados. Para Colombia, Clavijo y Gómez (1988) y Toro (1993) adoptaron una justificación similar a la de esta sección, en su búsqueda del agregado monetario óptimo.

índice de ventas del comercio al por menor ⁷. La información es trimestral, todas las VAE están desestacionalizadas, y, con excepción de la tasa de desempleo, son tomadas en logaritmos.

Se utilizaron dos tipos de pruebas: a) Las de causalidad de Granger, que fueron estimadas en dos modalidades, de significancia marginal y uno-a-uno. b) Las de descomposición de varianza usando VAR. En ambos tipos de pruebas se estimó los modelos en niveles, y se hizo una consideración cuidadosa de cuán robusta era cada estimación a diferenciar series no-estacionarias, a usar series no des-estacionalizadas, y a utilizar diferentes estructuras de rezagos ⁸.

A) Pruebas de tipo Granger

La primera técnica utilizada fue de *significancia marginal* de cada VP en una prueba de exclusión (causalidad de Granger), en la cual cada VAE fue corrida contra su propia historia, el IPC y *todas las VP*. Las variables están en logaritmos y se usaron dos rezagos. Tal como se recoge en el Anexo 1, también se estimaron las mismas pruebas incluyendo cuatro y seis rezagos, diferenciando las variables no-estacionarias, y empleando datos no des-estacionalizados. En cada regresión se incluyó el logaritmo del IPC para recoger el efecto del cambio en precios; es decir, que es la VP en términos *reales* la que afecta las VAE. El Cuadro 1 muestra los resultados de significancia marginal de las pruebas realizadas con dos períodos de rezago.

Estos resultados señalan a M1 como la mejor VP para predecir prácticamente todas las VAE. Es interesante que ninguna de las VP parece tener poder predictivo sobre el empleo; sin embargo, las estimaciones con esta variable deben tomarse con cautela por las dificultades para obtener dicha serie. Observando el Anexo 1, es claro que los resultados del Cuadro 1 no son muy robustos a las variaciones en estimación mencionadas. El Cuadro 2 muestra las pruebas de causalidad de Granger tomando una-a-una cada VP y cada VAE.

⁷ Las fuentes de las series trimestrales son: Valderrama, Fanny (1988) "Metodología de Cálculo, Análisis y Aplicaciones de las Series del Producto Interno Bruto Trimestral," *Revista de Planeación y Desarrollo*, vol. XX, Nos. 1 y 2, ene-jun., 1988, para: PIB total, producción agrícola y manufacturera. Revista del Banco de la República para REQ, Tasa de desempleo, Índice de ventas al por menor y Empleo. Esta última serie fue completada para el período 1975-1982 con información dispersa en el "Informe de la Misión de Empleo", y en la revista Coyuntura Económica. Al final fue necesario interpolar ocho trimestres para los cuales no se obtuvo ninguna observación en dichas fuentes. Las "International Financial Statistics" del Fondo Monetario Internacional fueron usadas para los agregados monetarios, el déficit fiscal, el índice de precios al consumidor y la tasa de cambio. Todas las VAE están en términos reales.

⁸ Se escogió este procedimiento en lugar de buscar una estimación "inmaculada", pues los métodos de series de tiempo son bastante sensibles a cambios aparentemente inocuos en la estimación. Véase Campbell y Mankiw, 1987; Hylleberg y Mizon, 1989; Pagan, 1987; Todd, 1990; y el Manual de Rats, sección 8.1.

CUADRO 1

**Niveles de significancia marginal de los indicadores
monetarios para predecir variables de actividad económica ***

1975.1-92.1 VAE	M1	M2	I	REQR	POL	TC
PIB	.002 3	.124	.38	.18	.042 2	.20
Producción industrial	.046 3	.42	.73	.42	.58	.14
Producción agrícola	.007 3	.062 2	.96	.069 1	.40	.23
Tasa de desempleo	.012 3	.60	.042 2	.41	.33	.116
Empleo	.41	.84	.85	.40	.84	.36
Ventas al por menor	.10 1	.75	.46	.016 3	.084 2	.15
Puntos	13	2	2	4	4	

* : Cada celda muestra la probabilidad asociada con la distribución F para probar la hipótesis nula de exclusión de dos rezagos de cada variable de política monetaria, en la regresión que incluye todas las variables de la fila. Probabilidades bajas sugieren que la hipótesis nula debe ser rechazada; es decir, que la VP correspondiente no falla en Granger-causar la VAE. Los rezagos del IPC fueron incluidos en cada corrida. Las variables en el cuadro han sido desestacionalizadas, y, aparte de los porcentajes (t. de desempleo y REQR), y de POL, todas están en logaritmos. El número en *negrilla* indica el orden de las tres VP que obtuvieron nivel de significancia menor que 0.1; este orden asigna 3 a la mejor VP, 2 a la segunda mejor, 1 a la tercera y cero al resto. La última fila es la suma de esos números para cada columna. La VP con mayor puntaje es la mejor predictora de la VAE correspondiente.

CUADRO 2

**Niveles de significancia de los indicadores monetarios
para predecir variables de actividad económica ***

1975-91	M1	M2	I	REQR	POL	TC
PIB	.021 3	.40	.19	.40	.51	.60
Producción industrial	.11	.31	.004 3	.08 1	.13	.007 2
Producción agrícola	.029 3	.38	.54	.81	.80	.34
Tasa de desempleo	.36	.29	.021 3	.13	.64	.070 2
Empleo	.51	.33	.85	.28	.33	.90
Ventas al por menor	.002 3	.59	.85	.28	.33	.90
Puntos	9		6	1		4

* : Cada celda muestra la probabilidad asociada con la distribución F para probar la hipótesis nula de exclusión de cuatro rezagos de cada VP; por tanto, es el resultado de una prueba uno-a-uno de causalidad de Granger. Probabilidades bajas sugieren que la hipótesis nula debe ser rechazada; es decir, que la VP de la columna no falla en Granger-causar la VAE de la fila. Las estimaciones incluyen rezagos del IPC.

Aquí la tasa de interés aparece como el mejor predictor de la producción industrial y de la tasa de desempleo, para las cuales M1 resulta ser un predictor pobre. No obstante, tal como se aprecia en el Anexo 1 (Cuadros A1-5 y A1-6), estas pruebas son, de nuevo, poco robustas a cambios en la especificación de las pruebas, lo cual nos previene de colocar mucho énfasis en los resultados individuales. Se prefirió resumir todos los "puntos" alcanzados por cada VP en las pruebas de tipo Granger, que es el contenido del Cuadro 3.

CUADRO 3

Orden de los indicadores monetarios
criterio de causalidad de Granger *

1975-91	M1	M2	I	REQR	POL	TC
PIB	18		2		2	
Producción industrial	4	4	6	3		4
Producción agrícola	6	6		1		
Tasa de desempleo	3		5			5
Empleo						
Ventas al por menor	13	2		6	2	
Total	44 MEJOR	10	13	10	4	9

* : Cada celda es la suma de los correspondientes números en negrilla de los Cuadros 1, 2 y de A1-1 a A1-6.

Este cuadro trae algunos resultados interesantes. Primero, M1 es, por mucho, la mejor VP. Es poderosa en predecir el PIB y las ventas al por menor. Segundo, la tasa de interés muestra buen poder predictivo para la producción industrial y la tasa de desempleo, superior al de M1 en ambos casos. Tercero, la tasa de cambio resulta buena para predecir estas dos variables, pero en ningún caso es mejor que M1 ó I. El hecho que la TC pueda ser considerada como un buen predictor de la producción industrial y la tasa de desempleo coincide con la intuición según la cual, en pequeñas economías abiertas, los movimientos en la TC preceden movimientos en la actividad económica ⁹. Cuarto, ninguna VP parece tener poder predictivo sobre el empleo.

⁹ Véase Reinhart y Reinhart (1991) como evidencia en este sentido para Colombia.

Esta evidencia debe llevar también a reconsiderar el alcance de los ejercicios de causalidad de Granger que usan tan sólo el PIB ¹⁰. Que M1 sea un buen predictor del PIB utilizando criterios de causalidad de Granger no implica que también lo sea de la producción sectorial, del empleo o de la tasa de desempleo. Por tanto, cuando se habla de predecir el PIB, en términos de "predecir el ritmo de actividad económica", probablemente se está cometiendo una exageración. Que ciertas VP antecedan los cambios del PIB no implica que también lo hagan en los de la producción industrial o el empleo; tampoco implica que antecedan descensos en la tasa de desempleo.

De otro lado, el PIB trimestral es una variable *construida* con base en datos anuales, mientras la tasa de desempleo, las ventas al por menor y los resultados de las encuestas a la industria manufacturera son variables observadas. Es otro aspecto importante que las cifras definitivas del PIB tradicionalmente han estado disponibles con un retraso considerable (de hasta dos años en algunos casos). Por tanto, es plausible que las autoridades monetarias hayan dependido más de otras VAE, tales como la tasa de desempleo, o una encuesta de producción manufacturera, las cuales estuvieron disponibles con mayor celeridad.

Por último, los resultados de esta subsección llevan a considerar seriamente la tasa de interés como variable de política, pues presenta mayor poder predictivo sobre las VAE que, creemos, fueron efectivamente observadas por las autoridades en el momento de diseñar la política. En términos del presente trabajo ello implica que, al estimar las funciones de impulso-respuesta de la autoridad monetaria, se comparará el desempeño de M1 y la tasa de interés como variables de política.

B) Pruebas de descomposición de varianza en VAR

Tal como lo menciona BB, una desventaja de las pruebas de causalidad de Granger es el que los regresores no son ortogonales. Este inconveniente puede salvarse estimando un VAR con residuos ortogonalizados. El ejercicio consiste en una serie de VAR cuya identificación se logra a través de la factorización de Choleski ¹¹ (ordenamiento causal, o recursivo). El orden en el cual se colocan las variables dentro del vector lleva implícita una causalidad en "escalera". Es decir, la primera variable afecta *contemporáneamente* a las demás, pero no es afectada contemporáneamente por ninguna de ellas (sólo es afectada un período después); la segunda afecta a las siguientes, y sólo es afectada contemporáneamente por la primera, y así sucesivamente. Las críticas obvias que han surgido a esta metodología dieron nacimiento a la vertiente "estructural" de los VAR ¹².

¹⁰ Véase, por ejemplo, Rentería (1991), Clavijo y Gómez (1988) y Toro (1993).

¹¹ Véase Green (1993), p. 36, y Johnston (1984), y la sección II.B del presente trabajo.

¹² Haremos caso omiso de este debate, remitiendo al lector a las referencias de la nota de pie No. 1, en especial a los trabajos de Blanchard y Watson (1986) y Bernanke (1986). El uso de VAR recursivos se justifica según el contexto (véase Sims, 1992, y BB).

En el vector incluimos primero la VAE, y luego el IPC y las VP, en el orden que aparece en el Cuadro 4. Para dar cuenta de los efectos de cambios en el orden de las variables se hicieron las pruebas de sensibilidad correspondientes. Tal como era de esperarse, M1 explicó menos varianza cuando fue colocada en octavo lugar que cuando estaba de tercera en la fila. Pero en octavo lugar tuvo mayor poder predictivo (explicó más varianza) que todas las demás, cuando fueron también colocadas de últimas en la fila. Por tanto, el valor absoluto de los porcentajes de la descomposición de varianza puede cambiar, pero no el "ranking" que se desprende de ellos, que es, en último término, el objetivo que aquí se persigue.

Antes de describir los resultados es necesaria una aclaración metodológica: hay una extensa literatura sobre los problemas que se presentan al estimar VAR en presencia de variables integradas y en las cuales es plausible encontrar cointegración. Normalmente se adopta la metodología de modelos de corrección de errores ¹³, en la cual el vector de cointegración es incluido dentro de los regresores, corriendo el VAR en diferencias. En el presente ejercicio se parte de un resultado de Sims et al. (1990), según el cual es equivalente correr el VAR original en niveles a hacerlo con corrección de errores ¹⁴. La estimación en niveles arroja estimaciones consistentes, y la pérdida relativa sería en eficiencia (o sea, mayor varianza).

Así pues, la estrategia escogida fue estimar inicialmente los VAR en niveles y hacer una consideración meticulosa de cuán robusta es cada estimación al uso tanto de series en diferencias, no-desestacionalizadas, o con diferentes estructuras de rezagos. De nuevo, estas pruebas de sensibilidad las consideramos más apropiadas que pretender lograr una estimación "ideal" pues, como muestran los debates sobre métodos de series de tiempo, la metodología es bastante sensible a pequeños cambios en la estimación ¹⁵. Los resultados obtenidos se recogen en los Cuadros 4 y A1-7 y A1-8 del Anexo 1.

¹³ Véase Engel y Granger (1987), Green (1993), Ramírez (1992) y Robertson y Orden (1990).

¹⁴ Según los autores: "Una implicación del [resultado de este artículo] es que el estimador de MCO es consistente así el VAR contenga o no componentes integrados, siempre y cuando las innovaciones del VAR tengan suficientes momentos y media cero, condicional a valores pasados del [vector]. [...] Engel y Granger (1987) han mostrado que [los modelos VAR-cointegrados] pueden ser tratados con un procedimiento en dos etapas, la primera de las cuales estima el vector de cointegración, y se lo usa luego para formar un modelo estacionario en forma reducida. [...] Este artículo muestra que, siempre y cuando uno no esté interesado en hacer inferencias acerca de los interceptos o acerca de combinaciones lineales de coeficientes, como mínimo [...] es posible evitar tal procedimiento en dos etapas, en muestras grandes" (pp. 113-114). "El punto no es si los datos son integrados, sino si los coeficientes estimados o las pruebas estadísticas de interés tienen una distribución que es no-estándar si, de hecho, los regresores están integrados. Con frecuencia sucederá que los estadísticos de interés tienen distribuciones que no son afectadas por la no-estacionariedad, en cuyo caso las hipótesis pueden ser probadas sin transformar los regresores para rendir estacionariedad". (p. 136) [traducción del autor].

¹⁵ Véase la nota de pie de página No. 8. En particular, es muy ilustrativo el resumen que hacen Christiano y Eichenbaum (1990) del debate sobre la presencia de raíces unitarias en el PIB.

CUADRO 4

Descomposición de varianza de la predicción
de la variable de actividad económica *

1975 - 92 VAE	VAE t-1	IPC	M1	M2	I	REQR	POL	TC
PIB	49.8	4.9	17 3	11 2	6.3 1	3.3	3.4	3.9
Producción industrial	43.8	7.6	5.6 2	29 3	3.4	4.3	3.2	3
Producción agrícola	50.6	8.9	6.4	9.9 3	7.8 1	6.7	1.0	8.6 2
Tasa de desempleo	64.3	6.8	8.1 3	6.8 2	5.7 1	4.9	1.3	2
Empleo	53.7	3.2	20 3	2	2.9	6.9 1	4	7.2 2
Ventas al por menor	56.1	12.8	6.9 2	1.8	10 3	4.5	4.1	3.8
Puntos			13	10	6	1		4

* : Cada celda es el porcentaje de la varianza de la VAE (fila) explicada por la variación en la VP (columna), en un horizonte de ocho periodos. Cada fila corresponde a un VAR con orden tal como aparece en la primera fila del cuadro. La estimación se realizó con cuatro rezagos. El número en negrilla indica el "ranking" de las tres primeras variables que explican más del 5% de la varianza. Asigna tres a la mejor VP. La última fila es la suma de este "ranking": la VP con mayor puntaje es el mejor predictor. El valor cardinal de estos "puntos" no es comparable con el de los Cuadros 1 a 3.

El principal resultado de la sección anterior también se obtiene usando este criterio, esto es, M1 sigue siendo el mejor predictor. Sin embargo, la evidencia para M2 e I es más conflictiva que antes. M2 aparece superior si se usan datos desestacionalizados en niveles; I aparece como mejor predictor del PIB, y, en particular, de la tasa de desempleo (véase las pruebas de sensibilidad del Anexo 1). Un hecho más problemático es el que la superioridad de M1 pierde fuerza en este ejercicio. Tal como muestra el Cuadro 5, en términos de los puntos obtenidos M1 tendría 36% de mayor poder predictivo frente a M2 e I, comparado con lo obtenido usando el criterio de causalidad de Granger: 300% y 200%, respectivamente.

CUADRO 5

Orden de las variables de política
criterio de descomposición de varianza en VAR *

1975.1-92.1	M1	M2	I	REQR	POL	TC
PIB	8	4	4	2		
Producción industrial	5	9	2	1		
Producción agrícola	5	8	1			3
Tasa de desempleo	5	2	5	3		
Empleo	6		3	1	1	3
Ventas al por menor	6		8		2	2
Total	35 MEJOR	23	23	7	3	7

* : Cada celda es la suma de los correspondientes números en *negrilla* en los Cuadros 4, A1-7 a A1-8.

Una solución intermedia sería aceptar M1 como el "mejor predictor" sólo para aquellas variables para las cuales su ventaja fue grande bajo ambos criterios. M1 es el mejor predictor del PIB y un buen predictor de la producción agrícola y de las ventas al por menor. M2 es superior para predecir la producción manufacturera, pero es muy disperejo en predecir las demás VAE. La *tasa de interés* es el mejor predictor de la tasa de desempleo, y es un buen predictor del PIB y las ventas, siguiendo el criterio de la descomposición de varianza ¹⁶.

Estos resultados contrastan con los de BB para los Estados Unidos, donde la "FUNDS rate" superó con creces a las demás VP. Una dificultad en la comparación radica en que ellos utilizan varias tasas de interés, una de las cuales -FUNDS- es considerada, *a priori*, como un buen indicador de política monetaria. No somos tan afortunados aquí, donde se debe tratar de "oír" lo que dicen los datos, y, tal como lo observa Runkle, éstos no hablan muy alto. En suma, podemos aceptar temporalmente a M1 como la VP que se busca, pero considerar seriamente los resultados de I en los posteriores ejercicios ¹⁷. Por último, es interesante que POL resultó un pobre predictor en casi todos los casos. Recuérdese que POL fue definida como la parte de M1 no explicada por los cambios en

¹⁶ El presente ejercicio se limita a usar la tasa de interés efectiva pasiva de los bancos. La prueba del poder de I frente a la tasa de interés interbancaria no se lleva a cabo aquí por carecer de información sobre esta última.

¹⁷ Hasta ahora se buscó utilizar toda la información generada, en lugar de una sola estimación. Implícito en este ejercicio está el presupuesto de que ninguna de las estimaciones individuales reportaría de forma inequívoca la "mejor" VP.

las reservas internacionales o el déficit fiscal. Esto lleva a entender el poder predictivo de M1 como gobernado por esas dos variables.

C) La función de reacción de la autoridad monetaria

La última comparación, esta vez exclusivamente entre M1 y la tasa de interés, consistió en ver si su comportamiento se asimilaba a aquel de la variable que caracteriza las reacciones de la autoridad monetaria. Se conjetura que la Junta Monetaria "reaccionó frente a todo"; esto es, que utilizó política contraccionista para frenar incrementos inesperados en la tasa de inflación, y expansionista ante cambios súbitos del desempleo. En otras palabras, en esta subsección la causalidad corre en dirección opuesta: de la economía hacia acciones de política. La forma de aproximar este problema es estimar VAR de tres variables incluyendo una VP (M1 ó I), la tasa de inflación, y una de las dos VAE mencionadas (bien sea el PIB o la tasa de desempleo) ¹⁸.

Los paneles superiores del Gráfico 2 muestran la función de impulso-respuesta de la autoridad monetaria si ésta utiliza a M1 como VP. El ejercicio que emplea al PIB como VAE aparece en el panel izquierdo, y aquel con la tasa de desempleo se encuentra en el panel derecho. Los resultados son contra-intuitivos a primera vista: de acuerdo con el gráfico, M1 se incrementaría cuando hay un choque positivo de inflación, y caería al enfrentar mayor desempleo. *Esto es sólo coherente si M1 ha sido procíclica*, ajustando su nivel a los cambios en la actividad económica. De hecho, esta interpretación es válida para los dos paneles superiores del Gráfico 2. Al usar la tasa de interés como VP y la tasa de desempleo como VAE (panel inferior derecho) se obtiene el mismo patrón de BB para la "FUNDS rate": la autoridad monetaria buscó "reaccionar frente a todo", subiendo la tasa de interés para combatir la inflación, y disminuyéndola para promover el empleo ¹⁹.

En síntesis, obtener el resultado de un comportamiento procíclico de M1 en esta prueba lleva a pensar, primero, que las pruebas de causalidad de Granger no son suficientes para construir la historia de M1 con la variable de política ²⁰. Segundo, la tasa de interés muestra la reacción esperada de la autoridad monetaria. Tercero, parece más razonable modelar la reacción de la autoridad monetaria a cambios en la tasa de desempleo, que a innovaciones en el PIB. La historia que resulta de esta evidencia es similar a la que

¹⁸ Las estimaciones se hicieron con cuatro rezagos y variables desestacionalizadas. Los resultados fueron robustos a incluir las variables en diferencias y a estimación con dos rezagos. El horizonte de predicción es de tres años.

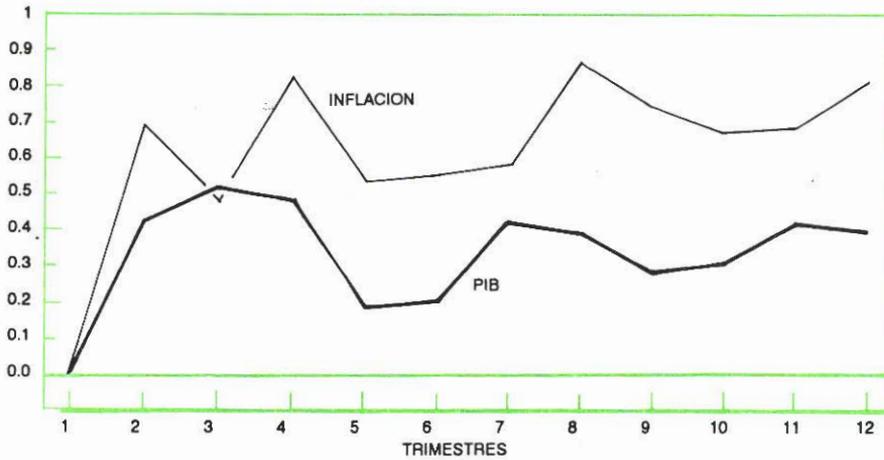
¹⁹ El panel inferior izquierdo muestra un VAR "descuadrado", pues no es plausible que la tasa de interés aumente ante cambios en el PIB y disminuya frente a aumentos en la inflación. Este resultado es interpretado como contrario al uso del PIB-trimestral para aproximar el comportamiento de la autoridad monetaria.

²⁰ Puede suceder que M1 ayude a explicar la historia del PIB precisamente porque reacciona procíclicamente a choques del mismo.

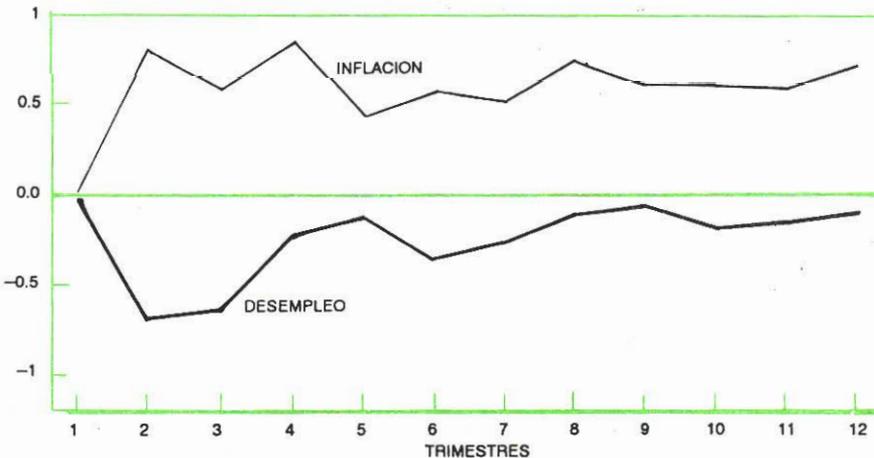
GRAFICO 2
Funciones de reacción de la autoridad monetaria
COLOMBIA 1975-1991

A. M1 COMO VARIABLE DE POLITICA
FUNCIONES DE IMPULSO-RESPUESTA*

RESPUESTA DE M1 ANTE CHOQUES POSITIVOS DEL PIB E INFLACION



RESPUESTA DE M1 ANTE CHOQUES POSITIVOS DE LA TASA DE DESEMPLEO Y LA INFLACION

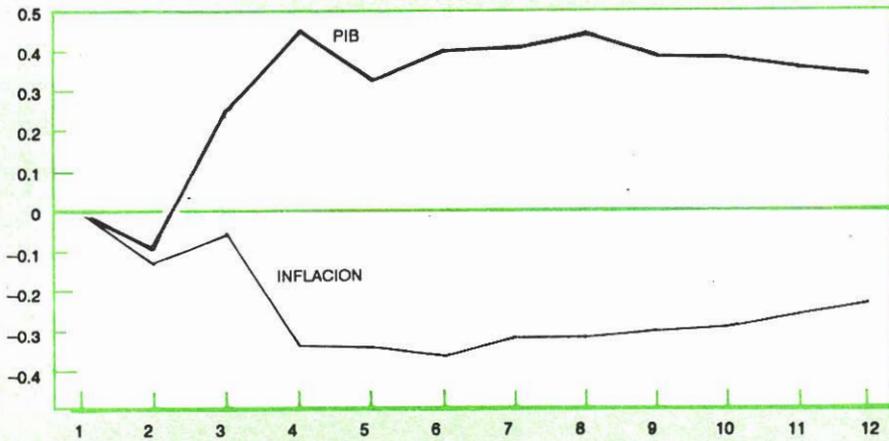


* El impulso consiste en dar un choque de "una desviación estándar" a una de las variables del sistema de ecuaciones estimado: las respuestas consisten en ver la trayectoria que recorren las demás variables del sistema como resultado de ese choque.

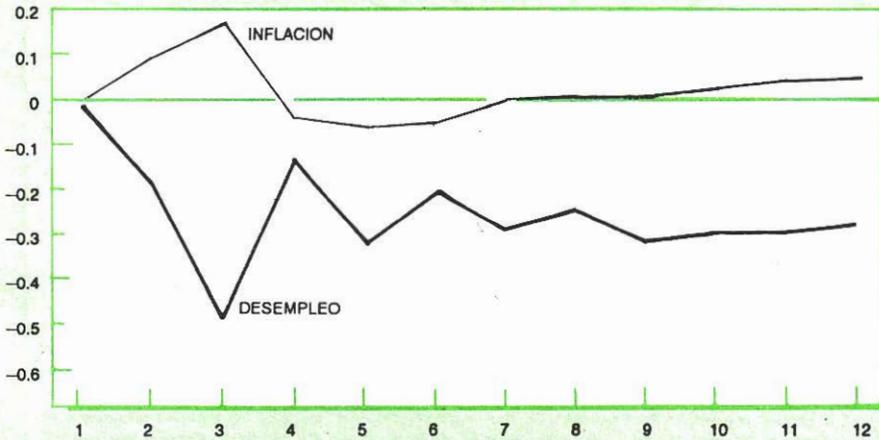
GRAFICO 2 (continuación)
Funciones de reacción de la autoridad monetaria
COLOMBIA 1975-1991

B. TASA DE INTERES COMO VARIABLE DE POLITICA
FUNCIONES DE IMPULSO - RESPUESTA

RESPUESTA DE LA TASA DE INTERES ANTE CHOQUES POSITIVOS
DEL PIB Y LA INFLACION



RESPUESTA DE LA TASA DE INTERES ANTE CHOQUES POSITIVOS
DE LA TASA DE DESEMPLEO Y LA INFLACION



defiende Cagan (1993): "el hecho que el dinero sea parcialmente endógeno no descarta el que tenga influencia sobre la actividad económica. Su influencia se vuelve evidente en los episodios particulares cuando la política monetaria introduce un componente exógeno en el comportamiento usualmente endógeno del dinero" (p. 419) ²¹. El efecto inmediato de esos episodios sería sobre la tasa de interés, la cual, en adelante, sería la variable responsable de llevar el "mensaje de la política" a la economía. M1 retornaría a su comportamiento procíclico, y el cambio en la tasa de interés produciría los efectos esperados por la autoridad monetaria. Esta visión es compatible con la consideración de M1 como el instrumento y de la tasa de interés como el objetivo intermedio de la política monetaria. Esta interpretación es compatible con nuestra intuición como agentes económicos individuales: la tasa de interés es un precio, y, como tal, afecta las decisiones de individuos y empresas. Por último, cabe aclarar que la presente sección se alejó parcialmente de la metodología de BB. Ellos se basaron en información *a priori* para señalar a la tasa de interés interbancaria ("FUNDS rate") como su VP. En Colombia, sin embargo, ante la ausencia de una variable que indique completamente la política monetaria, escogible *a priori* con base en la forma como se lleva a cabo dicha política, se intentó dar prioridad a los resultados empíricos ²². Estos argumentos llevan a tomar seriamente el papel de la tasa de interés como la variable que conduce el mensaje de la política monetaria a la economía.

IV Los canales de transmisión monetaria

El objetivo de esta sección es contrastar dos hipótesis sobre los canales de transmisión monetaria con la evidencia de series de tiempo en Colombia. La primera parte pone a prueba el enfoque de disponibilidad de crédito, usando las VP aisladas en la sección anterior: M1 y la tasa de interés. La segunda se ocupa de la existencia del denominado "Efecto de Liquidez" en Colombia, primer paso para probar el canal de costo del capital. Y la tercera y última parte, explora el efecto de la tasa de interés en algunas medidas de inversión productiva.

²¹ Opiniones similares se encuentran en Bermanke (1986, p. 60) y Sims (1980, nota de pie No. 11).

²² Este punto fue señalado por Ben Bermanke a una versión previa de este trabajo. BB argumentan, *a priori*, que la "FUNDS rate" tiene una interpretación exógena, mientras que aquí se espera que los datos muestren cuál VP debe ser tomada como tal. La diferencia radica en el esquema institucional de la política monetaria en Colombia durante las dos últimas décadas, el cual no permite aislar de manera nítida una sola VP *a priori*. De cualquier manera, críticas recientes han llevado a Bermanke a aceptar que la "FUNDS rate" es tan solo una "aproximación" a la política monetaria, ya que el peso que el FED coloca en dicha tasa ha variado a través del tiempo.

Ambas pruebas usan la estrategia de identificación de BB, la cual se explica a continuación. Estos autores argumentan que el impacto de choques de política se puede encontrar con una estimación en forma reducida. La condición para que ésta tenga una interpretación *estructural* es que se disponga de una variable (VP) que satisfaga dos supuestos básicos: i. Que sus *innovaciones* puedan ser interpretadas como choques de política; y ii. Que sea independiente de perturbaciones *contemporáneas* de la economía, esto es, que las intenciones de la autoridad monetaria sean "pre-determinadas". Bajo estos dos supuestos, respuestas de la economía en formas reducidas medirían correctamente los efectos dinámicos estructurales, y permitirían "rastrear los efectos de la política sin desarrollar un modelo estructural explícito" (p. 917). El modelo estructural que ellos tienen en mente es:

$$Y_t = f(Y_t, Y_{t-1}, P_t, P_{t-1}, \epsilon_{Yt}) \quad (1)$$

$$P_t = g(Y_t, Y_{t-1}, P_{t-1}, \epsilon_{Pt}) \quad (2)$$

Donde P es un vector de variables de política, Y es un vector de variables distintas de P, y ϵ_{Yt} y ϵ_{Pt} son perturbaciones ortogonales. El supuesto ii. iguala a cero los coeficientes de Y_t en la ecuación (2), y permite identificar el modelo. La forma reducida correspondiente a las ecuaciones (1) y (2) sería:

$$P_t = h_1(Y_{t-1}, P_{t-1}, \epsilon_{Pt}) \quad (3)$$

$$Y_t = h_2(Y_{t-1}, P_{t-1}, \epsilon_{Yt}, \epsilon_{Pt}) \quad (4)$$

que puede ser estimada como un VAR irrestricto. Tal como ellos afirman, los efectos de política pueden ser "identificados sin ambigüedad en las funciones de impulso-respuesta de Y a movimientos pasados de ϵ_{Pt} en un VAR con P de primera en el orden del vector" (p. 902). Esto es justamente lo que se intenta llevar a cabo en esta sección.

A) Prueba de la hipótesis del crédito

Usando esta estrategia de identificación se somete a prueba la *hipótesis de disponibilidad de crédito*. De acuerdo con la misma, la política monetaria es efectiva, en buena medida, por su efecto sobre el crédito bancario, y, a través de este canal, sobre el gasto agregado (Gertler, 1988; Gertler y Gilchrist, 1992; Kashyap et al. 1993)²³. Las condiciones

²³ Hay otros canales de transmisión monetaria, algunos de los cuales dependen del efecto de la política monetaria en los precios de las acciones. Estos no serán objeto de estudio aquí, y pueden ser menos importantes para un país como Colombia por el reducido tamaño del mercado accionario. Una exposición clara se encuentra en Mishkin (1992), pp. 651-660 y 120-130.

básicas para su plausibilidad son: i. Que las firmas no puedan sustituir libremente el crédito del sistema financiero por la emisión de papeles; y ii. Que los bancos presenten inflexibilidad para sustituir entre crédito y otro tipo de activos (véase, en especial, Bernanke y Blinder, 1988). El origen de estas inflexibilidades radica en los problemas de información intrínsecos al contrato de crédito. El mismo adolece del problema de Principal-Agente y del riesgo moral, comunes en la literatura microeconómica (Bernanke y Gertler, 1989).

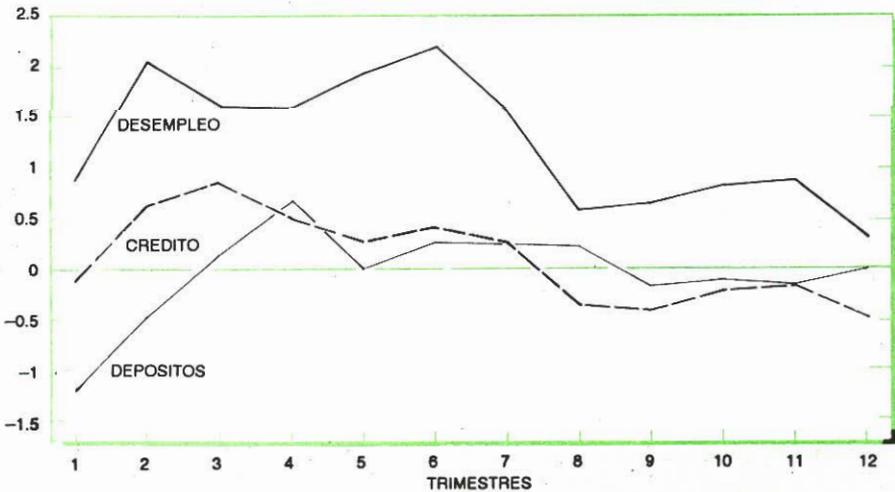
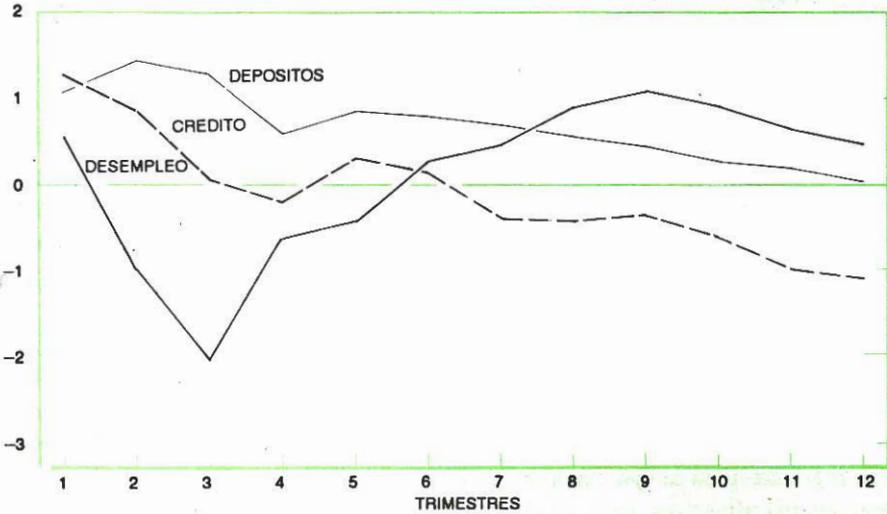
Si esta hipótesis es correcta, choques de la VP deben tener impacto sobre las VAE, en las cuales se pueden incluir algunas variables bancarias, para contrastar la predicción del enfoque del crédito. El ejercicio consiste, pues, en estimar dos VAR, uno para MI y otro para la tasa de interés, que incluyan el crédito, y los depósitos de los bancos comerciales, junto con la tasa de desempleo como VAE. De acuerdo con los supuestos de identificación del modelo explicados antes, las funciones de impulso-respuesta mostrarán la respuesta estructural de dichas variables al choque de política.

Los resultados se muestran en el Gráfico 3. La respuesta a un *choque positivo en la tasa de interés* (política monetaria contraccionista) concuerda con el enfoque del crédito: el choque crea un incremento inmediato en los préstamos bancarios, pero entre tres y seis trimestres después del choque tal efecto se torna negativo y de carácter permanente. Por el lado del desempleo se aprecia un incremento inmediato, que se reversa temporalmente durante cuatro trimestres, para, finalmente, aumentar durante el segundo año luego del choque ²⁴. Por último, el efecto positivo inicial sobre los depósitos desaparece gradualmente.

Las respuestas a un *choque negativo en MI* (panel inferior) muestran un efecto negativo inmediato sobre el crédito, que se torna positivo durante los siguientes seis trimestres. De nuevo, sólo durante el segundo año después del choque monetario se ve una caída del nivel del crédito. MI e I presentan resultados similares salvo por un mayor efecto permanente de la tasa de interés sobre el crédito bancario. Esta evidencia corresponde a lo predicho por el enfoque del crédito, pero persiste la duda sobre si la caída en los préstamos del sector bancario se debe a la oferta o a la demanda de los mismos. Las siguientes dos secciones aportan evidencia en favor de una caída en la demanda, quedando abierto el problema de identificar si la oferta presenta también una contracción propia.

²⁴ Si bien estos periodos parecen largos, corresponden a lo que se espera que la política monetaria tarde en tener su efecto sobre la economía. Hay una consideración necesaria: la naturaleza de cualquier análisis estadístico es encontrar los efectos en promedio. Esto quiere decir que, en la historia que tenemos recogida en los datos, se han presentado coyunturas en las cuales los efectos descritos han sido más marcados, y episodios con fluctuaciones menos drásticas. No obstante se puede decir que los efectos descritos han caracterizado, en promedio, a los choques monetarios.

GRAFICO 3
Respuesta de algunas variables macroeconómicas
ante un choque de la variable monetaria
COLOMBIA 1975-1988
FUNCIONES DE IMPULSO-RESPUESTA
CHOQUE POSITIVO DE LA TASA DE INTERES (POL. RESTRICTIVA)



Nota: Cada gráfico resulta de un var con esas variables en el vector. El orden del vector fue: La PV (M1 ó I), IPG, crédito, depósito, desempleo.
 Todas las estimaciones se hicieron con cuatro rezagos.

B) El efecto liquidez

El enfoque IS-LM tradicional propone un canal diferente al presentado hasta el momento: cuando las autoridades contraen la cantidad de dinero, presionan un incremento en la tasa de interés que permita re-equilibrar la oferta y la demanda de dinero. El nuevo nivel de la tasa de interés encarece el capital e induce a los agentes a posponer sus decisiones de gasto en inversión²⁵. Este mecanismo de transmisión es llamado "costo del capital". El mismo se compone de dos efectos: la influencia del dinero sobre la tasa de interés, denominado "Efecto Liquidez" (EL); y el impacto de esta última en los gastos de inversión. Para probar la existencia de este canal de transmisión es necesario estimar ambos efectos; nos ocupamos aquí de la estimación del EL, dejando para la siguiente sección la estimación del efecto sobre la inversión.

El efecto liquidez es la respuesta negativa de la tasa de interés nominal y real a un incremento en la oferta de dinero. Teóricamente es plausible que dicha respuesta dure por varios meses hasta tanto los agentes ajusten el exceso en las tenencias reales de dinero creadas por la expansión monetaria. Dos efectos adicionales, uno de ingreso y otro de expectativas de precios, contrarrestan la caída en la tasa de interés; el nivel final de la misma depende de la fuerza relativa de estos efectos combinados, y es factible que se sitúe encima o debajo del nivel que ocupaba antes del choque²⁶.

La prueba del EL efectuada tiene la siguiente justificación econométrica: el modelo estructural es de la forma

$$X_t = C(L) \epsilon_t \quad (5)$$

donde X_t es el vector de variables económicas, y ϵ_t es el vector de choques estructurales, distribuidos idéntica e independientemente (i.i.d.). De forma más explícita, incluyendo el dinero y la tasa de interés en el vector, tendríamos:

$$\begin{bmatrix} M_t \\ i_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} C_{11}(L) & C_{12}(L) \\ C_{21}(L) & C_{22}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \epsilon_{mt} \\ \epsilon_{st} \end{bmatrix} \quad (6)$$

$$E \epsilon_t \epsilon_{t-j}^T = I, \quad \text{para } j = 0; \quad \text{y } 0 \text{ para } j \neq 0$$

donde: M_t : Oferta monetaria

²⁵ Es esperable que la caída en la inversión productiva redunde en una disminución en la demanda de crédito bancario.

²⁶ Véase Mishkin (1992).

- i_t : Tasa de interés
 ϵ_{mt} : Choque monetario
 ϵ_{st} : Choque no-monetario
 $C_{ij}(L)$: Polinomio en el operador de rezagos.

El tipo de estimación del EL depende del supuesto que se haga sobre la exogeneidad de M1 (véase Leeper y Gordon, 1992). Asumir que M1 es exógena implica imponer restricciones sobre el modelo estructural de la ecuación (6). Concretamente, el supuesto de exogeneidad implica que la autoridad monetaria no responde a ϵ_{st} , o sea:

$$C_{12}(L) = 0$$

$$M_t = C_{11}(L) \epsilon_{mt}$$

por tanto:

$$i_t = B(L) M_t + u_t \tag{7}$$

donde: $B(L) = [C_{21}(L)/C_{11}(L)]$

$$u_t = C_{22}(L) \epsilon_{st}$$

$$E M_{t,j} u_t = 0$$

En este caso el EL corresponde a $B(1)$ en la ecuación (7), esto es, a la suma de coeficientes de la oferta monetaria rezagada. Sin embargo, el supuesto de exogeneidad tiene varios inconvenientes: i. Es menos general que aquellos que permite endogeneidad o pre-determinación de la oferta de dinero; ii. Es difícil de probar econométricamente, ya que las pruebas de causalidad de Granger sólo revelan precedencia, o, a lo sumo, prioridad (restricciones al modelo reducido) pero no exogeneidad; y iii. No es compatible con los resultados de las secciones previas.

Para estimar el EL se utiliza otro supuesto menos restrictivo: el dinero es pre-determinado. Es decir, responde a choques de la tasa de interés, pero lo hace con un período de rezago. Se puede ilustrar qué implica este supuesto en términos del modelo estructural de las ecuaciones (5) y (6). La forma reducida de este modelo aparece en la ecuación (8):

$$X_t = A(L) v_t \tag{8}$$

Puesto que los ϵ_t de la ecuación (5) no son observables, deben ser recuperados con base en las *innovaciones*, v_t , de las ecuaciones individuales del sistema autorregresivo de X_t de la ecuación (8). El mismo está caracterizado por

$$E v_t v_t^T = \Sigma ; \quad y, \quad E v_t v_{t-j}^T = 0, \quad \text{para } j > 0 \quad (9)$$

donde E es el operador de expectativas. En este punto es necesario resolver el problema de identificación para recuperar los ϵ_t , o sus efectos, imponiendo restricciones en el canal que lleva de v_t a ϵ_t . Se conjetura que

$$v_t = S \epsilon_t ; \quad \text{donde } \Sigma = E v_t v_t^T = S S^T \quad (10)$$

La matriz S establece a v_t como funciones lineales de los choques estructurales, ϵ_t . Las restricciones que permiten identificar el modelo se imponen sobre las matrices S y $E \epsilon_t \epsilon_t^T$. En particular, la estructura recursiva de la que se habló en las primeras secciones, y que caracteriza todos los VAR del presente trabajo, implica asumir que S es triangular-inferior²⁷ y que $E \epsilon_t \epsilon_t^T$ es la matriz identidad. Es decir en la ecuación (11)

$$\begin{aligned} v_{mt} &= a v_{it} + b \epsilon_{im} \\ v_{it} &= c v_{mt} + b \epsilon_{is} \end{aligned} \quad (11)$$

se impone la restricción: $a = 0$ ²⁸. Un VAR de este estilo, con $M1$ colocada como primera en el orden, asume que la oferta de dinero es pre-determinada. Es decir, que responde a choques de la tasa de interés (o cualquiera otra variable que se quiera incluir en el VAR), pero *no contemporáneamente sino un período después* (Leeper et al. 1992, p. 360).

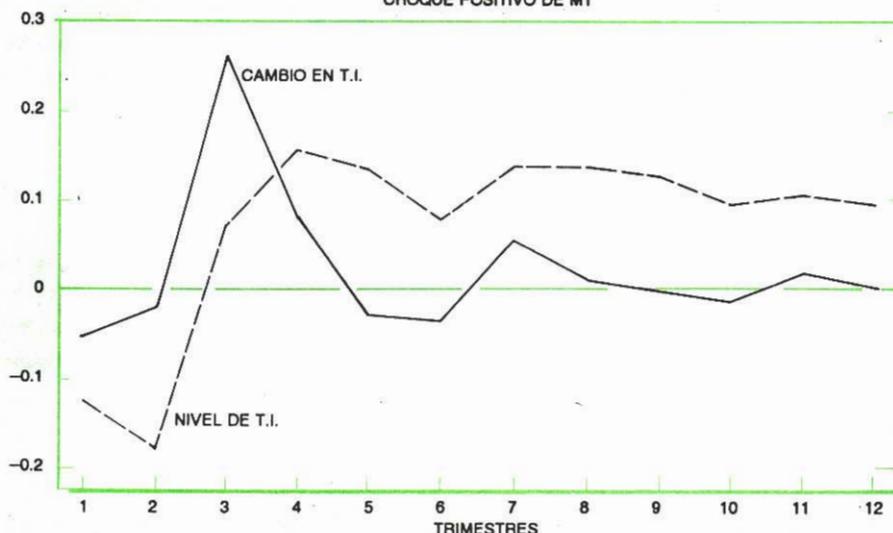
El Gráfico 4 muestra la respuesta de la tasa de interés a un choque positivo de $M1$. Como se esperaba, el primer efecto negativo dura dos trimestres, luego de los cuales los efectos ingreso y de expectativas de precios devuelven la tasa de interés a su nivel original. Ambos paneles muestran que el EL es robusto a la estimación en niveles y en diferencias. Este resultado es un trimestre más largo que el obtenido por Toro (1987). El último paso consiste en ver si los cambios en la tasa de interés afectan la inversión productiva, que es el tema de la siguiente sección.

²⁷ La factorización de Choleski permite escribir la matriz Σ como un producto de una matriz triangular inferior S , y una triangular superior S^T .

²⁸ Endogeneidad implicaría: $a \neq 0$. Es decir, que la oferta de dinero reacciona contemporáneamente ante innovaciones en la tasa de interés, v_{it} . Nótese que sigue habiendo choques exógenos de $M1$, recogidos en el término ϵ_{im} .

GRAFICO 4
Respuesta de la tasa de Interés ante un choque de M1
COLOMBIA 1975-1991

FUNCIONES DE IMPULSO - RESPUESTA
 CHOQUE POSITIVO DE M1



Nota: Cada una de las funciones de impulso-respuesta es el resultado de un VAR independiente en cada VAR se incluyó: las variaciones de M1 y la tasa de interés bien en niveles o bien en diferencias. Todas las estimaciones se hicieron con cuatro rezagos.

C) La tasa de interés y la inversión productiva

La estrategia de identificación de BB explicada en las ecuaciones (1) a (4) puede utilizarse para estimar el efecto de la tasa de interés sobre algunas variables del gasto en inversión. De nuevo es necesario que se cumplan los dos requerimientos mencionados: i. Las innovaciones de la tasa de interés deben ser interpretadas como choques de política; y ii. Las mismas son pre-determinadas frente a perturbaciones contemporáneas de la economía.

Los resultados obtenidos se recogen en el Gráfico 5, siendo el más sobresaliente que la tasa de interés, de hecho, tiene un efecto negativo sobre la inversión. El mismo es difícilmente identificable si se usan medidas como la inversión total, o aquella en bienes distintos a maquinaria. En efecto, los paneles superiores muestran cómo el efecto depresivo sobre la adquisición de maquinaria nacional es grande, y alcanza su nivel más

GRAFICO 5
Respuesta de la inversión productiva ante un choque positivo de la tasa de interés
COLOMBIA 1980-1991

A. INVERSION REAL EN MAQUINARIA
FUNCIONES DE IMPULSO-RESPUESTA

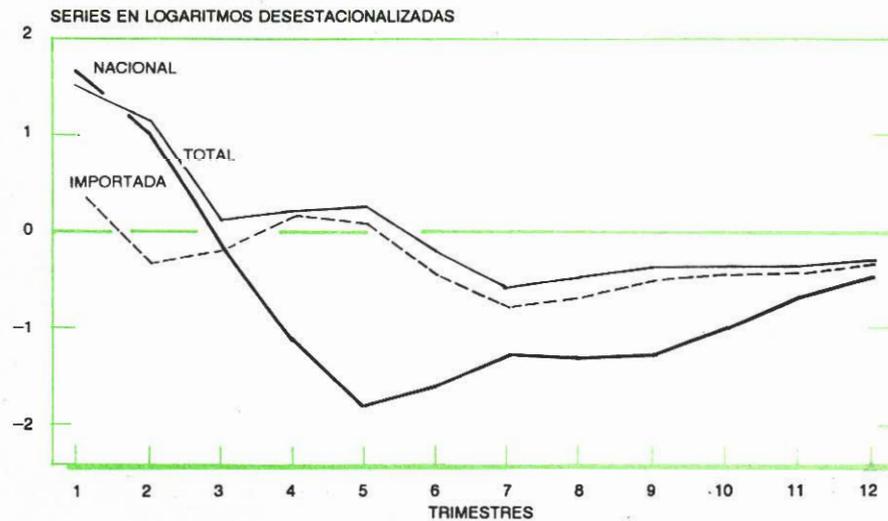
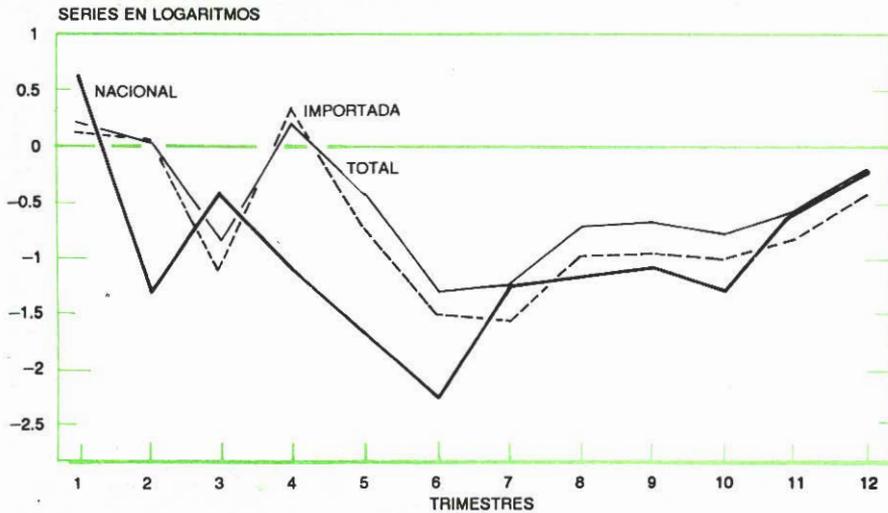
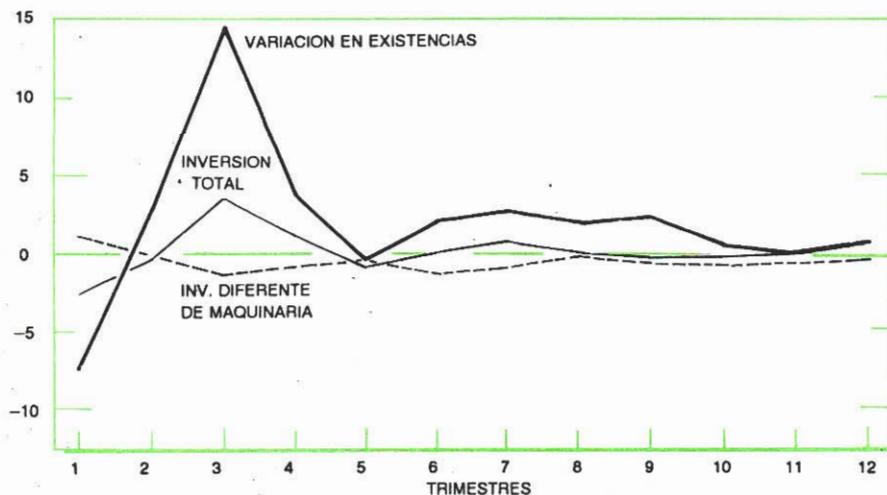
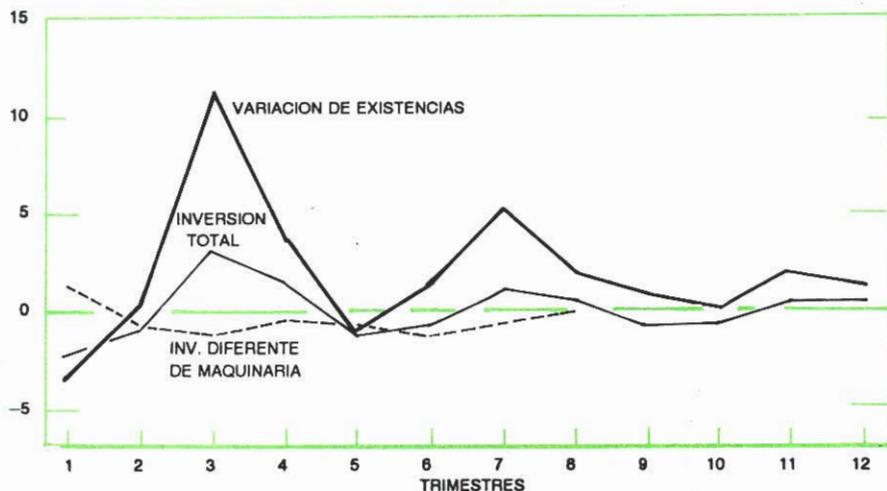


GRAFICO 5 (Continuación)
Respuesta de la inversión productiva ante un choque positivo de la tasa de interés
 COLOMBIA 1980-1991

B. INVERSION REAL TOTAL
 FUNCIONES DE IMPULSO-RESPUESTA



Nota: Cada función de impulso-respuesta es el resultado de un var independiente. En cada var se incluyó: la tasa de interés, el IPC y la correspondiente variable de inversión, en ese orden todas las estimaciones se hicieron con cuatro rezagos.
 Fuente de la información trimestral: DNP - UMACRO - DMPM. Ejercicio de trimestralización del PIB.

bajo luego de seis trimestres. Esta cronología no es incompatible con la caída en el crédito observada en la sección anterior. La maquinaria importada, que representa alrededor del 80% del total de inversión en maquinaria, cae también durante el segundo año. Los paneles derechos utilizan series des-estacionalizadas en las cuales se aprecia básicamente el mismo comportamiento un poco más suave.

V Conclusiones

Si bien M1 parece ser el mejor predictor de distintas variables de actividad económica no parece ser la que mejor refleja el comportamiento de la autoridad monetaria, cuando ésta enfrentó novedades de inflación o desempleo. Haber encontrado un comportamiento procíclico de M1 lleva a considerar la tasa de interés como un indicador más certero de las reacciones de la autoridad económica. Más aún, los efectos de la política monetaria sobre la economía (aquí el crédito y la tasa de desempleo) son más claros cuando se observa la respuesta de estas variables a los choques en la tasa de interés, que a los choques en M1. En este sentido la evidencia presentada para el período 1975-91 favorece interpretar la tasa de interés como el objetivo intermedio, y M1 como el "instrumento" de la política monetaria.

La caída en el crédito bancario como resultado de una política monetaria contraccionista es ciertamente un canal de transmisión monetaria confirmado por la evidencia. Este efecto puede tomar más de un año en alcanzar su máximo impacto.

La presencia de los efectos de liquidez y de costo del capital hace factible que la caída del crédito no se deba sólo a una disminución en su oferta, sino también a la demanda de financiación por parte de las firmas. El efecto negativo sobre la adquisición de maquinaria nacional e importada hace plausible que se de una caída en la demanda de fondos por parte de las firmas.

Los intentos de medir el mejor agregado monetario que dependan de la evidencia sobre causalidad de Granger hacia el PIB pueden ser débiles ya que esas pruebas no son robustas a pequeñas transformaciones en los datos y los rezagos usados. Mas aún, los datos del PIB en el pasado han estado disponibles con rezago considerable, y la autoridad monetaria puede haber dependido de otras medidas de actividad económica como la tasa de desempleo, la producción industrial o las ventas del comercio. La predicción del PIB puede estar desviando el interés de variables menos agregadas, pero que pudieron haber sido objeto más frecuente de la política económica, tales como la producción sectorial y/o el desempleo. Por último, el PIB trimestral es una variable construida econométrica-

mente, y no observada. Estas consideraciones demandan la inclusión de otras variables adicionales al PIB en ejercicios que pretendan dilucidar el efecto de la política monetaria en la economía. La alternativa seguida en el presente estudio fue emplear evidencia más amplia sobre distintas características de la política monetaria.

El presente trabajo estimó el comportamiento de la autoridad monetaria e intentó mostrar los canales por los cuales su política afecta a la economía. De acuerdo con la historia desarrollada en el presente estudio los episodios en que la autoridad monetaria movió M1 para efectuar el curso de la actividad económica habrían repercutido, en primera instancia, en mover la tasa de interés. Esta, en adelante, habría sido la responsable de transmitir el "mensaje de la política" a los agentes económicos. M1 habría retornado a su comportamiento procíclico, pero el cambio en la tasa de interés produciría los efectos esperados por la autoridad monetaria. En particular, períodos de política contraccionista redundaron en menor crédito y disminución en la adquisición de maquinaria.

Es necesario aún estudiar cómo distintos sectores se ven afectados de forma disímil; cómo agentes que dependen más del crédito bancario son más vulnerables que aquellos que poseen acceso a otras fuentes de financiación. Esto es relevante para Colombia donde el tamaño de las firmas determina, en buena medida, su acceso al crédito, y donde hay empresas con acceso privilegiado a las fuentes de financiación por sus nexos conglomerales.

ANEXO 1

Pruebas de causalidad de Granger

CUADRO A1-1

Prueba con cuatro rezagos *

1975-91	M1	M2	I	REQR	POL	TC
PIB	.096 3	.18	.96	.64	.58	.32
Producción industrial	.24	.45	.77	.89	.50	.37
Producción agrícola	.043 3	.046 2	.78	.22	.77	.36
Tasa de desempleo	.41	.79	.23	.80	.74	.46
Empleo	.21	.85	.70	.81	.46	.17
Ventas al por menor	.21	.92	.28	.45	.41	.88
Puntos	6	2				

* : Igual metodología que en el Cuadro 1, pero estimando con cuatro para cada variable.

CUADRO A1-2

Prueba con seis rezagos *

1975-91	M1	M2	I	REQR	POL	TC
PIB	.027 3	.103	.73	.72	.44	.68
Producción industrial	**					
Producción agrícola	**					
Tasa de desempleo	.99	.35	.43	.23	.37	.34
Empleo	.21	.35	.36	.89	.71	.30
Ventas al por menor	.83	.26	.27	.057 3	.43	.24
Puntos	3			3		

* : Igual metodología que en el Cuadro 1, pero estimando con cuatro para cada variable.

** : Estas filas no se estimaron por no poseer suficientes observaciones.

CUADRO A1-3

Prueba con series sin des-estacionalizar *

1975-91	M1	M2	I	REQR	POL	TC
PIB	.014 3	.18	.77	.31	.53	.099 2
Producción industrial	.18	.12	.28	.44	.26	.14
Producción agrícola	.43	.73	.89	.78	.67	.35
Tasa de desempleo	.17	.61	.54	.69	.79	.12
Empleo	.38	.43	.69	.47	.27	.72
Ventas al por menor	.091 3	.93	.88	.96	.66	.70
Puntos	6					2

*: Igual metodología que en el Cuadro 1.

CUADRO A1-4

Prueba con series no-estacionarias diferenciadas *

1975-91	M1	M2	INT-RT	REQR	POL	TC
PIB	.129	.80	.84	.51	.47	.26
Producción industrial	.023 1	.006 3	.55	.015 2	.20	.93
Producción agrícola	.17	.12	.81	.88	.73	.67
Tasa de desempleo	.57	.98	.22	.49	.51	.36
Empleo	.93	.80	.76	.93	.62	.95
Ventas al por menor	.091 3	.93	.88	.96	.66	.70
Puntos	4	3		2		

*: Igual metodología que en el Cuadro 1.

Pruebas de causalidad de Granger uno-a-uno

CUADRO A1-5

Prueba con series sin des-estacionalizar *

1975-91	M1	M2	I	REQR	POL	TC
PIB	.011 3	.43	.057 2	.11	.39	.39
Producción industrial	.098	.023 1	.0000 3	.041	.49	.0007 2
Producción agrícola	.005 3	.60 2	.14	.92	.19	.16
Tasa de desempleo	.46	.18	.136	.36	.85	.024 3
Empleo	.23	.14	.85	.18	.30	.97
Ventas al por menor	.000 3	.082 2	.57	.27	.15	.11
Puntos	9	5	5			5

* : Igual metodología que en el Cuadro 2.

CUADRO A1-6

Prueba con dos rezagos *

1975-91	M1	M2	I	REQR	POL	TC
PIB	.001 3	.39	.36	.34	.55	.49
Tasa de desempleo	.066 1	.27	.046 2	.19	.94	.017 3

* : Igual metodología que en el Cuadro 2.

VAR - Descomposición de varianza de predicciones de VAE

CUADRO A1-7

Prueba con series sin des-estacionalizar *

1975-91	VAE t-1	IPC	M1	M2	I	REQR	POL	TC
PIB	47.6	5.5	12 3	7.2 1	6.2	9.8 2	6.9	5.1
Producción industrial	35.3	14.6	8.7 1	25 3	8.8 2	2.7	3.1	1.9
Producción agrícola	65.3	3.5	8.6 3	8.1 2	3.4	1.5	3	6.4 1
Tasa de desempleo	69.2	7.6	3.9	3.6	5.1 3	3.6	2.9	4.1
Empleo	50.3	3.8	14 3	4.8	2.3	5.9	7.4 1	11 2
Ventas al por menor	54.6	9.7	5.1 1	3.4	13 3	2.1	8.6 2	3.4
Puntos			11	6	8	2	3	3

* : Igual metodología que en el Cuadro 4.

CUADRO A1-8

Prueba con series no-estacionarias diferenciadas *

1975 - 92	VAE t-1	IPC	M1	M2	I	REQR	POL	TC
PiB	54.3	7	9.8 2	5.7 1	11 3	3.7	3.4	5.1
Producción industrial	20.6	12.4	14 2	18 3	9.4	14 1	2.6	9.1
Producción agrícola	65.6	2	7.6 2	9 3	4.5	3.7	3.2	4.3
Tasa de desempleo	54.9	4.9	11 2	3.1	9.4 1	13 3	2.2	1.8
Empleo	75.2	5.5	1.2	3.3	8.6 3	.8	1.5	3.8
Ventas al por menor	47.8	22.1	8.4 3	4.7	5.5 2	4.6	4.5	2.4
Puntos			11	7	9	4		

* : Igual metodología que en el Cuadro 4.

Bibliografía

- Bemanke, Ben S. (1986) "Alternative Explanations of the Money-Income Correlation," *Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy* 25, North Holland.
- Bemanke, Ben S. y Blinder, Alan S. (1988) "Credit, Money, and Aggregate Demand," *American Economic Review*, May., Vol. 78, No. 2, 901-921.
- Bemanke, Ben S. y Gertler, Mark (1989) "Agency Costs, Net Worth, and Business Fluctuations," *American Economic Review*, Mar., Vol. 79, 14-31.
- Bemanke, Ben S. y Blinder, Alan S. (1992) "The Federal Funds and the Channels of Monetary Transmission," *American Economic Review*, Sep., Vol. 82, No. 4, 901-921.
- Blanchard, Oliver J. y Watson, Mark W. (1986) "Are Business Cycles All Alike?," *The American Business Cycle*, R. Gordon (Ed.), NBER, Chicago.
- Blanchard, Oliver J. y Quah, Danny (1989) "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances," *The American Economic Review*, Vol. 79, No. 4, Sep.
- Cagan, Phillip (1993) "Does Endogeneity of Money Supply Disprove Monetary Effects on Economic Activity?," *Journal of Macroeconomics*, Vol. 15, No. 3. pp. 409-422.
- Campbell, John Y. y Mankiw, N. Gregory (1987) "Are Output Fluctuations Transitory?," *Quarterly Journal of Economics*.
- Carrasquilla, Alberto y Echeverry, Juan Carlos (1991) "Aspectos macroeconómicos de la reforma financiera", mimeo, Banco de la República.
- Christiano, Lawrence J. y Eichenbaum, Martin (1990) "Unit Roots in the Real GNP: Do We Know, and Do We Care?," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 32, North Holland.
- Clavijo, Sergio y Gómez, Hernando José (1988) "Selección y control de agregados monetarios óptimos", *Ensayos Sobre Política Económica*, No. 14, Dec.
- Clavijo, Sergio (1989) "Macroeconomía de una economía pequeña y abierta usando análisis de vectores autorregresivos", *Desarrollo y Sociedad*, No. 23, marzo.
- Cooley, Thomas F. y Stephen LeRoy (1985) "Atheoretical macroeconomics, a critique," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 16.
- Christiano, Laurence y Eichenbaum, Martin (1992) "Liquidity Effects and the Monetary Transmission Mechanism," *American Economic Review Papers and Proceedings*, Vol. 82, No. 2, mayo.
- Engle, R. F. y Granger, Clive (1987) "Co-integration and Error-Correction: Representation, Estimation and Testing," *Econometrika*, Vol. 55.
- Gali, Jordi (1992) "How Well Does the IS-LM Model Fit Postwar U.S. Data?," *Quarterly Journal of Economics*, 709-738.

- Gertler, Mark (1988) "Financial Structure and Aggregate Economic activity: An overview," *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 20, No. 3, Aug.
- Gertler, Mark y Gilchrist, Simon (1992) "The Role of Credit Market Imperfections in the Monetary Transmission Mechanism: Arguments and Evidence," *Scandinavian Journal of Economics*, Vol. 95, No. 1.
- Green, William (1993) *Econometric Analysis*, Macmillan, New York.
- Hylleberg, Sven y Mizon, Grayham (1989) "Cointegration and Error Correction Mechanisms," *The Economic Journal*, Vol. 99, Conference.
- Johnston, John (1984) *Econometric Methods*, Third Edition, McGraw Hill.
- Kashyap, Anil K., et al. (1993) "Monetary Policy and Credit Conditions: Evidence from the Composition of External Finance," *American Economic Review*, mar., Vol. 83, No. 1.
- King, Robert G., et al. (1991) "Stochastic Trends and Economic Fluctuations," *American Economic Review*, Vol. 81, No. 4, Sep.
- Leeper, Eric M. y Gordon, David B. (1992) "In search of the Liquidity effect," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 29, 341-369.
- Mishkin, Frederic S. (1992) *The Economics of Money, Banking and Financial Institutions*, Third Ed. Harper Collins, New York.
- Pagan, Adrian (1987) "Three Econometric Methodologies: a Critical Appraisal," *Journal of Economic Surveys*, Vol. 1, No. 1.
- Ramírez, María Teresa (1992) "Efectos de cambios monetarios sobre los precios industriales y agrícolas en Colombia: 1980-1990" *Ensayos Sobre Política Económica*, No. 19, junio.
- Rentería, Carolina (1991) "La meta intermedia de la política monetaria: consideraciones sobre la calidad de los agregados monetarios", *Revista de Banca y Finanzas*.
- Reinhart, Carmen M. y Reinhart, Vincent R. (1991) "Fluctuaciones del producto y choques monetarios: evidencia para Colombia", *Ensayos Sobre Política Económica*, No. 20, diciembre.
- Robertson, John C. y Orden, David (1990) "Monetary Impacts on Prices in the Short and Long Run: Some Evidence from New Zealand," *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 72, No. 1. Feb.
- Romer, Christina y David Romer (1989) "Does Monetary Policy Matter? A New Test in the Spirit of Friedman and Schwartz," *NBER Macroeconomics Annual* 4.
- Romer, Christina y Romer, David (1990) "New Evidence on the Monetary Transmission Mechanism," *Brookings Papers on Economic Activity*, 1:1990.
- Runkle, David E. (1987) "Vector Autorregressions and Reality," *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 5, No. 4, Oct. In the same number the comments of Christopher Sims, Oliver J. Blanchard and Mark Watson.

Sims, Christopher (1980) "Macroeconomics and Reality," *Econometrica*, Jan., Vol. 48, No. 1.

Sims, Christopher (1992) "Interpreting the Macroeconomics Time Series Facts: the Effects of Monetary Policy," in: *European Economic Review*, Vol. 36.

Sims, Christopher, James Stock y Mark Watson (1990) "Inference in Linear Time Series Models with Some Unit Roots," *Econometrica*, Jul., Vol. 58, No. 1.

Stock, James y Watson, Mark W. (1993) "A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems," *Econometrica*, Jul., Vol. 61, No. 4.

Todd, Richard M. (1990) "Vector Autorregressions Evidence on Monetarism: Another Look at the Robustness Debate," *Quarterly Review*, Federal Reserve Bank of Minneapolis, Spring.

Toro, Jorge H. (1987) "Tasa de Interés y Variaciones en el Grado de Apertura de la Economía Colombiana durante el Período 1967-1985", *Desarrollo y Sociedad*, No. 20, Sep.

Toro, Jorge H. (1993) "Selection of Monetary Targets for Stabilization Policy: the Case of Colombia," mimeo, U. of Oxford.