



ENSAYOS

sobre política económica

Inflación y política monetaria bajo un régimen de minidevaluaciones: el caso colombiano

Linda Kamas

Revista ESPE, No. 25, Art. 02, Junio de 1994
Páginas 51-71



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.

Inflación y política monetaria bajo un régimen de minidevaluaciones: el caso colombiano

Linda Kamas*

Resumen

Este documento estudia los efectos de la política monetaria bajo el régimen de minidevaluaciones en Colombia. En el artículo se emplean las pruebas de causalidad de Granger, la descomposición de varianza y las funciones impulso-respuesta de los vectores autorregresivos (VAR). Algunos criterios de selección de rezagos son usados para especificar la estructura de rezagos de los VAR. Entre los resultados del trabajo se destacan: 1) Las variaciones en el crédito interno afectan la balanza de pagos pero no la tasa de cambio en Colombia, lo cual sugiere que las minidevaluaciones funcionaron más como una tasa de cambio fija que como una flexible. 2) La magnitud con la cual la balanza de pagos compensa las fluctuaciones del crédito interno es relativamente amplia, aunque es diferente dependiendo del modelo utilizado. 3) El crédito interno parece tener un efecto débil sobre el producto. 4) El crédito interno y el tipo de cambio no desempeñan un papel importante en la explicación de los cambios en la inflación en Colombia. En este sentido, la inflación parece ser primordialmente un fenómeno inercial y el resultado de choques de demanda. 5) Los resultados son consistentes con las recientes dificultades para mantener las metas monetarias en Colombia, y con la persistencia de la inflación bajo políticas monetarias restrictivas.

* Linda Kamas es profesora de Economía en la Universidad de Santa Clara, California. El presente trabajo es la versión en español del artículo que será publicado próximamente en el *Journal of Development Economics*.

I Introducción

Las consecuencias económicas de las variaciones en la oferta monetaria dependen del régimen de tasa de cambio. Así, bajo una tasa de cambio fija, algunas (o todas) las variaciones en la oferta monetaria serán compensadas por cambios en las reservas a través de la balanza de pagos, reduciendo (o eliminando) los efectos sobre las variables internas. Por otra parte, con una tasa de cambio flexible, las variaciones en la oferta monetaria pueden incrementar los efectos internos (como en los modelos de precios rígidos), o neutralizar cualquier efecto real (como en los modelos monetarios). Dado que las minidevaluaciones son un caso intermedio en donde las autoridades fijan frecuentemente la tasa de cambio, bien puede ser que la balanza de pagos o la tasa de cambio, o ambas, reaccionen a la política monetaria.

Aunque existe una amplia literatura acerca de la política monetaria bajo los sistemas de tasa de cambio fija y flexible, no ocurre lo mismo para el régimen de minidevaluaciones. No obstante, este tipo de manejo de la tasa de cambio ha sido importante en algunos países en desarrollo en donde la tasa de inflación es superior a la mundial.

El propósito de este trabajo es investigar el papel desempeñado por la cantidad de dinero bajo el régimen de minidevaluaciones en Colombia desde que fue instaurado en 1967. Con este objetivo, se discuten dos temas principales. En primer lugar, se evalúa el grado con el cual las variaciones en el crédito interno afectan la balanza de pagos y la tasa de cambio. De esta manera, se podrá concluir si las minidevaluaciones funcionaron más como una tasa de cambio fija o como uno flexible en Colombia. Así mismo, se establecerá el efecto de la cantidad de dinero sobre el ingreso, el cual, si los precios hubieran registrado alguna rigidez, debería haber sido mayor mientras más flexible hubiera sido la tasa de cambio.

En segundo lugar, se estudia si la inflación está mejor explicada por los cambios en la oferta monetaria doméstica o por los choques externos al tipo de cambio. En tanto que, las minidevaluaciones pueden servir principalmente para validar impulsos inflacionarios (generados, por ejemplo, por una expansión monetaria doméstica), es posible que las minidevaluaciones hayan sido una fuente inflacionaria adicional.

La metodología utilizada para responder estos interrogantes es la de los VAR. Tal como se verá, las pruebas de causalidad de Granger, la descomposición de varianza y las funciones de impulso-respuesta de los VAR proveen evidencia sobre los temas que se analizan.

II Aspectos empíricos y teóricos

Los modelos monetaristas aplicados a economías pequeñas pronostican que, bajo una tasa de cambio fija, los cambios en la oferta monetaria serán completamente compensados por las variaciones en las reservas internacionales, de tal manera que la oferta monetaria retorna a su nivel original. Este resultado se deriva de las condiciones de equilibrio monetario y de haber realizado supuestos tales como un ingreso exógeno al nivel del producto potencial, precios basados en el poder de paridad de compra y tasas de interés que asumen una perfecta movilidad de capitales. Modelos con menos supuestos restrictivos (por ejemplo, recursos no empleados en su totalidad, capital casi inmóvil y esterilización de los flujos de reservas internacionales) implican que la compensación realizada por la balanza de pagos puede ser más pequeña (en valor absoluto) que el valor de -1 pronosticado por los modelos monetaristas.

Bajo una tasa de cambio flexible, los modelos monetaristas predicen que la tasa de cambio y los precios se ajustarán completamente a las variaciones en la cantidad de dinero sin alterar las variables reales. Sin embargo, en modelos de precios rígidos, los ajustes pueden ser no muy completos y la variación en la tasa de cambio podría magnificar los efectos de los impulsos monetarios originales a través de cambios en la demanda de bienes transables ¹.

Un aspecto que ha estado sujeto a un gran debate es hasta qué punto la inflación es ocasionada por choques monetarios. Los trabajos de Leiderman (1984), Montiel (1989), y Dornbusch, Sturzenegger y Wolf (1990) utilizan los VAR para examinar las fuentes de inflación en algunos países en desarrollo. Leiderman estima un VAR con tres variables (cantidad de dinero, precios e ingreso) para Colombia y México. La conclusión a la que llega es que en ambos países los choques monetarios desempeñan un papel importante en la explicación de la varianza de la inflación, pero que su efecto es neutro sobre el producto.

Montiel evalúa dos teorías alternativas que buscan explicar la presencia de tasas de inflación elevadas: la que se centra en un punto de vista fiscal y la que tiene una visión basada en la balanza de pagos. La primera está estrechamente vinculada con las explicaciones monetarias de la inflación puesto que, en los países en desarrollo, los

¹ Girton y Roper (1977) especificaron un modelo monetarista para un sistema de tasa de cambio flotante con intervención de las autoridades. En dicho modelo, tanto la tasa de cambio como las reservas pueden responder a las variaciones en la oferta monetaria.

déficit del Gobierno son financiados frecuentemente con emisión de moneda. La segunda teoría se centra en las crisis de la balanza de pagos y en las devaluaciones de la tasa de cambio que dichas crisis traen consigo. De acuerdo con ella, la inflación se genera bien sea por un incremento en las expectativas inflacionarias o por la indización de los salarios. Así mismo, según esta teoría, la cantidad de dinero reacciona pasivamente. En su trabajo empírico, Montiel utiliza un VAR con cinco variables: (cantidad de dinero, tasa de cambio, salarios, precios e ingreso) para examinar las fuentes de la aceleración de la inflación en Argentina, Brasil e Israel. Montiel concluye que mientras los movimientos de la cantidad de dinero y de la tasa de cambio explican la inflación en Argentina y Brasil, las aceleraciones recientes en la inflación, presentadas con anterioridad a la imposición de los programas de estabilización heterodoxos, son explicadas de una manera más adecuada por la teoría basada en la balanza de pagos. Por su parte, los salarios y la tasa de cambio desempeñaron un papel más importante que la cantidad de dinero en el reciente proceso inflacionario de Israel.

Cardoso (1992) vincula las explicaciones de la inflación basadas en el enfoque fiscal y en el de la balanza de pagos, al centrarse en los efectos que el servicio de la deuda externa tiene sobre el déficit fiscal y la tasa de cambio en Brasil y México. La no disponibilidad de crédito externo para financiar el servicio de la deuda induce a los gobiernos a emitir dinero en lugar de endeudarse en el exterior. Esto también requiere unos superávit en la balanza comercial, los cuales son obtenidos mediante la devaluación de la tasa de cambio. Esta depreciación incrementa la inflación a través de la elevación de los precios de los bienes comerciales y del aumento del valor del servicio de la deuda en moneda doméstica. Ello, a su vez, incrementa el déficit fiscal y conduce a posteriores emisiones de dinero.

Dornbusch, Sturzanegger y Wolf (DSW) (1990) hicieron una revisión cuidadosa de las fuentes potenciales de la inflación provenientes del sector externo. Adicionalmente a los mecanismos discutidos por Cardoso, DSW sugieren que la devaluación de la tasa de cambio podría afectar el déficit fiscal a través de cambios en la recolección de los impuestos a las exportaciones e importaciones, de los ingresos y gastos del Gobierno denominados en moneda extranjera, y de la diferencia entre las tasas de compra y venta de divisas bajo un sistema de tasas de cambio múltiple. Además, choques a los términos de intercambio pueden afectar el déficit a través de cambios en los impuestos al comercio y a las ganancias, o mediante variaciones en los ingresos si algunas exportaciones son de dominio público (como, por ejemplo, el caso del petróleo).

Utilizando un modelo VAR de tres variables (inflación, tasa de cambio real y una variable "proxy" del déficit fiscal) para varios países con una inflación alta, DSW concluyen que, al contrario del caso de Bolivia, la tasa de cambio real es una fuente importante de inflación en Argentina, Brasil, Perú y México. Adicionalmente, muestran que mientras en Brasil y Argentina el déficit del Gobierno es endógeno y reacciona

pasivamente a la inflación, en Bolivia y México el déficit es un factor importante en la determinación de la inflación. Así mismo, al examinar la descomposición de varianza después de 50 meses, DSW muestran que el sector externo explica mejor la varianza en la inflación para Argentina y Brasil, mientras que en Bolivia es el déficit fiscal el que mejor la explica; por su parte, en Perú y México son igualmente importantes las fuentes internas y externas de la inflación.

El presente artículo provee evidencia empírica para Colombia en el marco teórico identificado anteriormente. Con este propósito se estima un VAR de cinco variables (crédito interno, reservas internacionales, tasa de cambio, precios e ingreso). Con ello se extiende el trabajo de Leiderman, Montiel y DSW, ya que se separa la base monetaria en crédito interno y reservas. De esta forma, se pueden identificar los impulsos monetarios domésticos y analizar los efectos sobre la balanza de pagos. Además, en este trabajo se le presta más atención a la especificación de los VAR. Esto se lleva a cabo pues se ha demostrado que la inferencia a partir de los VAR es sensible al hecho de si ellos están especificados en niveles o primeras diferencias, a si se les ha quitado la tendencia y a la longitud de rezagos escogida. El procedimiento adoptado en el trabajo es el siguiente: en primer lugar, se efectúan pruebas para verificar la existencia de raíces unitarias, la existencia de tendencias lineales y cuadráticas y para comprobar las relaciones de cointegración. Dos pruebas estadísticas, alternativas, son utilizadas para escoger el número de rezagos de cada variable en cada ecuación (el error de predicción final de Akaike y criterio de información bayesiano de Schwarz). Finalmente, se estima otro VAR empleando 12 rezagos en cada variable de cada ecuación y se comparan los resultados encontrados al usar estas tres estructuras de rezago diferentes ².

Los VAR son utilizados para evaluar los efectos que tienen las variaciones en el crédito doméstico sobre la balanza de pagos y la tasa de cambio. Mientras más se parezca el régimen de minidevaluaciones a uno de tasa de cambio fija, los efectos tenderán a caer más sobre la balanza de pagos; por su parte, la tasa de cambio tenderá a ajustarse en mayor grado si las minidevaluaciones actúan más como una tasa de cambio flexible. En este sentido es importante anotar que las pruebas de causalidad de Granger y de descomposición de varianza son utilizadas para indicar la proporción en que los choques al crédito interno explican las variaciones en las reservas y en la tasa de cambio; por su parte, con el objeto de obtener información acerca del tamaño de dichos efectos, se emplean funciones de impulso-respuesta. Los resultados obtenidos con este procedimiento pueden ser comparados con las predicciones monetaristas, de acuerdo con las cuales la variación en el crédito doméstico es totalmente compensada por un cambio en las reservas bajo un sistema de tasa de cambio fija y por una variación equivalente en la tasa de cambio si se está en un régimen de tasas flexibles. Adicionalmente, se evalúan los

² Leiderman incluye dos rezagos en cada variable en sus VAR anuales; Dornbusch, Sturzenegger y Wolf incluyen tres rezagos en sus modelos mensuales y Montiel no especifica el número de rezagos utilizados.

efectos de choques en el crédito interno sobre el producto y se emplean los VAR para estudiar las fuentes de la inflación y el grado en que ella es explicada por choques al crédito interno y a la tasa de cambio.

III Estimación de los VAR

En este trabajo se emplean observaciones mensuales para el período comprendido entre 1975 y 1989. Dado que en Colombia no existen datos de PIB mensuales, se tomó como variable "proxy" el índice de producción industrial. El índice de precios al consumidor fue utilizado para los precios. Por su parte, el valor en pesos de las reservas se calculó tomando el cambio en dólares evaluado a la tasa de cambio corriente; de esta forma se elimina cualquier revaluación del acervo de reservas causada por la devaluación de la tasa de cambio. Por lo tanto, el crédito doméstico es la diferencia entre la base monetaria y las reservas internacionales calculadas de la manera descrita. Con la excepción del índice de producción industrial y de la base monetaria, todos los datos provienen de las Estadísticas Financieras Internacionales (EFI) del Fondo Monetario Internacional. En vista de que la producción industrial no es publicada por el FMI, se utilizó como fuente el Boletín Estadístico del DANE. Así mismo, dado que los datos del FMI para la base monetaria estaban incompletos, se empleó la información que aparece en la Revista del Banco de la República.

Como la inferencia a partir de los VAR es sensible al tipo de especificación adoptada (i.e. niveles o primeras diferencias e inclusión o exclusión de tendencias temporales), las propiedades de los datos, como series temporales, deben ser evaluadas cuidadosamente³. Primero, siguiendo a Stock y Watson (1989), se empieza por verificar si los datos tienen tendencias lineales y cuadráticas. Tal como se verá, los resultados indican que el crédito interno y las reservas no tienen tendencia, que el ingreso y los precios poseen tendencias lineales, y que el tipo de cambio tiene tendencia cuadrática⁴.

Las pruebas aumentadas de Dickey-Fuller buscan verificar la presencia de una o dos raíces unitarias en las variables. Los resultados sugieren que todas las variables tienen una raíz unitaria y son estacionarias en primeras diferencias. Las pruebas de cointegración de Engle-Granger indican que la ausencia de una relación cointegrante no se puede rechazar. Como resultado de estas pruebas, los VAR son estimados en primeras diferencias, incluyendo un término de tendencia. Las variaciones en el crédito doméstico

³ Esto ha sido discutido por Ohanian (1988), Stock y Watson (1989), y Todd (1990).

⁴ Estos resultados y las pruebas de raíz unitaria discutidas a continuación, pueden ser consultados con el autor.

y en las reservas se expresan como una fracción de la base monetaria, con el propósito de que sus tasas de crecimiento sean consistentes, tal y como es común en las pruebas del enfoque monetario de la balanza de pagos.

En la literatura, se ha demostrado que la inferencia de los VAR es sensible a la longitud de rezago escogida ⁵. Por lo tanto, en el presente trabajo se emplea el error de predicción final de Akaike (EPF) y el criterio de información bayesiano de Schwarz (CIBS) para especificar las estructuras de rezago de las ecuaciones en los VAR ⁶. El criterio EPF tiende a sugerir rezagos más largos que CIBS, ya que intercambia las reducciones en el sesgo, debidas a la longitud de los rezagos, por una mayor eficiencia originada en el empleo de rezagos cortos; de esta manera, EPF castiga más duramente el sesgo que CIBS. Sin embargo, el EPF no es eficiente asintóticamente y se sobreparametrizará en la medida que aumenta el tamaño de la muestra. El CIBS es asintóticamente eficiente, escogiendo el modelo correcto asintóticamente con probabilidad 1 (Geweke y Meese, 1981). No obstante, en muestras pequeñas, el CIBS tiende a ser más subparametrizado ⁷.

En este trabajo se emplearon tanto el EPF como el CIBS para escoger el número de rezagos del VAR, ya que no existe un criterio de selección de los rezagos que sea claramente preferible. En el proceso de selección de las estructuras de rezago bajo EPF y CIBS, se permitió que cada variable tuviera hasta 18 rezagos, que es el máximo razonable, dado el tamaño de la muestra. Es importante anotar que, en vista del número de posibilidades, una búsqueda global es impracticable y, por lo tanto, se utilizó un proceso secuencial sugerido por Hsiao (1981). En el Cuadro 1 se presentan los resultados referentes a las estructuras de rezago. Adicionalmente, se estimó un VAR uniforme con 12 rezagos, lo cual debe ser suficiente para capturar las relaciones dinámicas y eliminar la autocorrelación. La selección de 12 rezagos es el tamaño máximo permitido para un sistema de cinco variables por ecuación y una muestra de 179 datos. Los resultados, usando estas tres estructuras de rezago, se comparan a continuación.

⁵ Thorton y Batten (1985) y Jones (1989) mostraron que las pruebas de causalidad son sensibles a la longitud de rezago utilizada; los resultados de Hafer y Sheehan (1991) también indican que la descomposición de varianza puede diferir, dependiendo de la especificación de los rezagos.

⁶ Véase Akaike (1970) y Schwarz (1978). El criterio EPF minimiza $EPF = ((SSR_k/T)(T+k+2)/(T-k-2))$, donde k es el número de rezagos incluidos, SSR_k es la suma de los residuos al cuadrado con k rezagos, y T es el tamaño de la muestra. El criterio CIBS minimiza $CIBS_k = \ln(SSR_k/T) + k(\ln T)/T$. Otros dos criterios utilizados frecuentemente son los de Información de Akaike (CIA) y los Criterios de Estimación Bayesiana de Geweke y Meese (CIB). Sin embargo, estos tienden a escoger estructuras de rezago similares a las de RPF y CIBS, respectivamente. Adicionalmente, aunque EPF y CIA son asintóticamente equivalentes, se prefieren las propiedades de muestra pequeña de PEF. Véase Lutkepohl (1985,1991), Geweke y Meese (1981), y Hafer y Sheehan (1991).

⁷ Geweke y Meese (1981), Lutkepohl (1985,1991) y Nickelsberg (1985) comparan el comportamiento de los criterios estadísticos en la selección de los rezagos.

CUADRO 1

Selección de la longitud de rezagos de los VAR

Variable dependiente	Criterio de selección de rezagos	Variable independiente (número de rezagos)				
		CD	Y	P	TC	R
CD	EPF	12	0	0	0	12
	CIBS	1	12	0	0	0
Y	EPF	1	14	9	9	1
	CIBS	0	14	0	0	0
P	EPF	0	8	6	0	3
	CIBS	0	5	4	0	1
TC	EPF	0	4	0	3	0
	CIBS	0	0	0	2	0
R	EPF	1	10	0	0	6
	CIBS	0	0	0	0	6

Nota: EPF es el Error de Predicción Final de Akaike, y CIBS es el Criterio de Información Bayesiano de Schwarz. (Véase el texto).

Tal como se esperaba, el CIBS escoge menores longitudes de rezago que el EPF. En efecto, al emplear el criterio CIBS, el ingreso, la tasa de cambio y las reservas se explican únicamente mediante sus propios valores pasados. Sin embargo, con EPF todas estas ecuaciones tienen una o más variables. Adicionalmente, en ocho casos CIBS escoge rezago cero en una variable, es decir, no selecciona rezagos, en tanto que EPF muestra que lo indicado es un número positivo de ellos.

A continuación se procedió a estimar los VAR utilizando la estructura de rezago determinada por EPF, CIBS, y el modelo uniforme de 12 rezagos. El Cuadro 2 presenta las pruebas de exogeneidad en bloque para cada variable en cada ecuación. Las estadísticas F presentadas confirman que las pruebas de causalidad son altamente dependientes de la estructura de rezago escogida. De 20 pruebas (cuatro variables en cinco ecuaciones), el criterio EPF identificó ocho relaciones significativas, el CIBS encontró tres, y el VAR uniforme con 12 rezagos sugirió cinco.

El CIBS parece subparametrizar los VAR, ya que mientras los rezagos escogidos por EPF son significativos, existen seis casos de variables en los que CIBS indica cero

rezagos; incluso, el modelo uniforme de 12 rezagos encuentra cuatro casos significativos de rezagos que no fueron captados por CIBS. Por otra parte, hay sólo un caso en el que EPF especifica cero rezagos mientras que CIBS encuentra una relación significativa. Comparando EPF y el modelo de 12 rezagos, hay cuatro casos en los que el estadístico F es significativo en las especificaciones de EPF y no en el modelo VAR de 12 rezagos, y un caso en el que una variable es significativa en este último modelo y no en EPF. En casi todos los casos, el modelo de 12 rezagos parece incluir demasiados rezagos (comparado con EPF); esta sobreparametrización explica la pérdida de significancia.

Resulta tentador concluir que EPF es el criterio que mejor equilibra la decisión entre sesgo y eficiencia al especificar los rezagos. El CIBS pierde algunas relaciones que parecerían significativas de acuerdo con EPF, mientras que, en ocasiones, el modelo de 12 rezagos parece sobreparametrizar. Sin embargo, los resultados de estos tres modelos se presentan a continuación, para propósitos comparativos.

CUADRO 2

Pruebas de exogeneidad en bloque

Variable dependiente	Criterios de selección de rezagos	Variable independiente				
		CD	Y	P	TC	R
CD	EPF	—	—	—	—	5.01**
	CIBS	—	6.52**	—	—	—
	12-REZAGOS	—	1.28	0.67	0.85	1.58
Y	EPF	2.44	—	2.65**	1.78	5.52*
	CIBS	—	—	—	—	—
	12-REZAGOS	3.68**	—	4.04**	1.45	4.65**
P	EPF	—	4.31**	—	—	4.05**
	CIBS	—	7.50**	—	—	7.06**
	12-REZAGOS	0.78	1.92*	—	0.52	1.10
TC	EPF	—	3.38*	—	—	—
	CIBS	—	—	—	—	—
	12-REZAGOS	0.80	1.39	1.55	—	0.87
R	EPF	6.86**	4.23**	—	—	—
	CIBS	—	—	—	—	—
	12-REZAGOS	2.26*	0.66	0.97	0.20	—

Nota: Las cifras reportadas son las estadísticas F que se obtienen al eliminar, de las ecuaciones especificadas por línea, todos los valores rezagados de la variable que encabeza la columna.

* Indica un nivel de confianza significativo del 95%, y ** a un nivel del 99%.

IV Discusión de los resultados empíricos

A) Efectos de la política monetaria

Las pruebas de causalidad de Granger que se presentan en el Cuadro 2, indican que la política monetaria doméstica (que en este trabajo se define como la variación en la porción del crédito doméstico de la base monetaria) tiene un impacto significativo sobre las reservas en Colombia. Las estadísticas F son significativas tanto en EPF como en los VARS de 12 rezagos (el crédito interno no está incluido en la ecuación de reservas bajo CIBS). Por lo tanto, se puede concluir que las pruebas de causalidad indican que las políticas monetarias domésticas afectan la balanza de pagos.

Sin embargo, el crédito doméstico no afecta la tasa de cambio. En efecto, la ecuación de la tasa de cambio excluye el crédito interno bajo EPF y CIBS, y no son significativas las estadísticas F sobre crédito interno en los VAR de 12 rezagos. Por ende, de acuerdo con las pruebas de causalidad, parece que las minidevaluaciones han funcionado más como una tasa de cambio fija, ya que la política monetaria ha afectado la balanza de pagos y no la tasa de cambio.

Alguna evidencia adicional es provista por las funciones impulso-respuesta y asociada con la descomposición de varianza. El Cuadro 3 presenta el porcentaje de error de predicción de cada variable que se debe a choques, a sí mismas y a otras variables del modelo después de cinco años. Con el propósito de asignar participaciones en la varianza a las diferentes variables, los errores en las ecuaciones deben ser ortogonalizados. Para ello, se acostumbra utilizar la descomposición de Choleski⁸. La descomposición de varianza puede ser sensible al ordenamiento escogido. En la del Cuadro 3, las variables son ordenadas de la siguiente manera: CD, Y, P, TC, R. Este ordenamiento fue escogido al suponer que el crédito interno es el más exógeno de las variables, ya que está bajo el control de las autoridades monetarias; adicionalmente, al colocar de último la tasa de cambio y las reservas, se buscó que ellas fueran afectadas al máximo por las otras variables. Para corroborar si los resultados eran robustos, el EPF se estimó

⁸ Bernanke (1986) critica el uso de la descomposición de Choleski, ya que este método asume esencialmente que el sistema es recursivo, a pesar de que no existe ninguna razón para creer que esto es cierto. Su solución es la de imponer alguna estructura sobre los errores. Sin embargo, aunque esto puede ser una solución atractiva, ella reintroduce algunas arbitrariedades, y los resultados dependen de las estructuras asumidas.

CUADRO 3

Descomposición de varianza

Variable dependiente	Criterio de selección de rezagos	Fuente de variación				
		CD	Y	P	TC	R
CD	EPF	55.8	11.1	2.7	1.2	29.2
	CIBS	70.6	29.4	0.0	0.0	0.0
	12-REZAGOS	57.3	14.1	5.4	6.3	16.9
	EPF Alt	42.1	11.3	2.2	1.0	43.4
Y	EPF	2.8	64.3	11.2	8.8	13.0
	CIBS	0.0	100.0	0.0	0.0	0.0
	12-REZAGOS	13.4	55.2	5.1	6.7	19.6
	EPF Alt	11.3	63.1	10.5	8.3	6.8
P	EPF	4.5	23.4	66.5	2.5	3.1
	CIBS	1.9	26.5	69.2	0.0	2.3
	12-REZAGOS	9.2	16.3	58.6	5.2	10.7
	EPF Alt	0.3	23.3	65.1	3.9	7.4
TC	EPF	0.1	1.4	0.8	97.6	0.1
	CIBS	0.0	1.3	0.3	98.4	0.0
	12-REZAGOS	6.7	11.5	5.4	50.0	26.5
	EPF Alt	0.0	1.3	0.2	98.5	0.1
R	EPF	28.0	25.7	8.9	3.6	33.9
	CIBS	37.3	0.5	0.1	0.2	61.9
	12-REZAGOS	47.1	8.8	7.6	5.5	31.0
	EPF Alt	9.9	23.4	7.5	2.1	57.1

Nota: Las cifras son los porcentajes de los errores de proyección de cinco años de las variables en las líneas explicadas por las variables que encabezan las columnas. Las variables están ordenadas: DC, Y, P, ER, R. Para el "EPF Alt" la especificación de rezago de EPF es utilizada con el ordenamiento alternativo: R, TC, CD, Y, P.

también bajo el siguiente ordenamiento: R, TC, CD, Y, P. Aquí, las reservas preceden al tipo de cambio y al crédito doméstico y los resultados se presentan en las líneas llamadas "EPF Alt".

Bajo el ordenamiento original, la descomposición de varianza indica que en Colombia el crédito doméstico es responsable de una fracción sustancial de la variación de las reservas (28% a 47%), pero que explica una porción muy pequeña de la variación de la tasa de cambio (0 a 7%). Este resultado es consistente con las pruebas de causalidad de Granger. Sin embargo, cuando el ordenamiento se cambia, la variación de las reservas explicada por el crédito interno en los VAR y en EPF cae de 28% a cerca del

10%. Al mismo tiempo, aumenta el efecto de las reservas sobre el crédito doméstico. Así, el crédito interno explica la variación en las reservas, pero el tamaño de este efecto es altamente dependiente de la especificación de los VAR y del ordenamiento utilizado. No obstante, dada la correlación contemporánea entre el crédito doméstico y las reservas internacionales, es difícil aislar el efecto de compensación en la balanza de pagos proveniente de la esterilización de los flujos de reservas.

El Cuadro 4 muestra los efectos acumulativos de cinco años de choques en cada variable. Estos se presentan como un multiplicador de cinco años, definido como el cambio porcentual acumulativo en cada variable, en respuesta a una variación de 1% durante los cinco años en la variable que sufre el choque. De acuerdo con las proyecciones monetaristas, un choque de 1% al crédito doméstico resulta en una respuesta equivalente de reservas según EPF y el modelo de 12 rezagos. Sin embargo, el VAR CIBS provee un valor bastante mayor: -1.62.

CUADRO 4

Impulsos-Respuesta acumulativos de cinco años

Variable dependiente	Criterio selección rezago	CD	Y	P	TC	R
CD	EPF	1.00	-8.39	2.22	-0.29	-0.77
	CIBS	1.00	-2.88	0.00	0.00	0.00
	12-REZAGOS	1.00	-4.59	1.19	-8.70	-0.78
	EPF Alt	1.00	-7.73	3.03	-0.53	-0.88
Y	EPF	0.08	1.00	-0.74	0.13	-0.05
	CIBS	-0.00	1.00	0.00	0.00	0.00
	12-REZAGOS	0.08	1.00	-0.84	0.92	0.05
	EPF Alt	0.14	1.00	-0.78	0.13	-0.06
P	EPF	-0.07	0.41	1.00	0.04	0.07
	CIBS	-0.06	-0.22	1.00	-0.01	0.03
	12-REZAGOS	-0.08	0.61	1.00	-0.06	0.08
	EPF Alt	-0.01	0.34	1.00	0.08	0.07
TC	EPF	-0.01	0.13	0.26	1.00	0.01
	CIBS	-0.00	0.12	0.10	1.00	0.00
	12-REZAGOS	0.09	-1.16	0.31	1.00	-0.19
	EPF Alt	-0.00	-0.12	0.04	1.00	0.00
R	EPF	-1.06	9.81	-3.39	0.47	1.00
	CIBS	-1.62	0.7	0.68	-0.40	1.00
	12-REZAGOS	-1.05	5.02	-1.35	11.50	1.00
	EPF Alt	-0.51	8.96	-4.50	0.72	1.00

Nota: Las cifras corresponden a los cambios acumulativos porcentuales de cinco años en las variables en las líneas ante un cambio de 1% en las variables que encabezan las columnas.

Adicionalmente, el ordenamiento alternativo indica una compensación mucho menor: -0.51. De esta manera, se encuentra que existe una compensación sustancial, pero su valor difiere dependiendo del modelo y, por lo tanto, no se puede llegar a conclusiones firmes⁹. La correlación contemporánea entre el crédito doméstico y las reservas internacionales hace difícil aislar el efecto de compensación en la balanza de pagos proveniente de la esterilización de los flujos de reservas. Si la esterilización ocurre inmediatamente mientras que la balanza de pagos se ajusta con rezago a las variaciones en el crédito doméstico, las reservas internacionales deben ser colocadas antes que el crédito doméstico. Esto sugiere que el "EPF Alt" es el mejor ordenamiento.

De acuerdo con las pruebas de causalidad y las descomposiciones de varianza, los choques al crédito interno tienen un pequeño efecto sobre la tasa de cambio. En este sentido, se encontró que el efecto mayor era de 0.09, el cual se registró en el VAR de 12 rezagos.

Así, aunque los resultados de los VAR varían, se muestra que el crédito doméstico afecta primordialmente a las reservas, y que es pequeño su efecto sobre la tasa de cambio. El coeficiente de compensación parece grande, pero los modelos difieren sustancialmente en su tamaño exacto. Por lo tanto, no es posible llegar a conclusiones sobre las predicciones monetaristas de una compensación de -1.

Los Cuadros 2 a 4 también ofrecen evidencia acerca de los efectos de la política monetaria sobre el PIB. En Colombia, el VAR con 12 rezagos muestra que el crédito doméstico afecta al PIB, ya que se registra un estadístico F significativo. Sin embargo, EPF incluye únicamente un rezago del crédito doméstico en la ecuación de ingreso y no es significativo; CIBS, por su parte, no incluye el crédito doméstico en la ecuación del PIB. Es probable que el fracaso de las últimas especificaciones en encontrar un efecto significativo se explique por no haber incluido un número suficiente de valores rezagados de crédito interno. Los resultados de la descomposición de varianza son consistentes con las pruebas de causalidad: el crédito interno explica en los VAR de 12 rezagos 13% del error de predicción en el PIB, en tanto que, porcentajes despreciables son estimados en las otras especificaciones. Sin embargo, el ordenamiento alternativo EPF permite que la variación del ingreso ante cambios en el crédito doméstico sea de 9%. La función de impulso-respuesta indica que un cambio acumulativo de 1% en el crédito doméstico da como resultado una variación de 0.08% en el PIB en EPF y en los modelos de 12 rezagos (0.14% cuando se emplea el ordenamiento alternativo), pero no tiene efectos cuando se usa el VAR CIBS.

Es interesante anotar que las reservas son significativas en la ecuación del ingreso en EPF y en las especificaciones de 12 rezagos. Tomadas en conjunto, la suma del crédito

⁹ Es interesante notar que Linda Kamas (1985) estimó que la compensación en Colombia era -0.43.

doméstico y las reservas (la base monetaria) explican el 16% y el 33% de variación en el ingreso en estos modelos. Sin embargo, mientras la influencia de las reservas en el ingreso puede ser el resultado de los efectos de la oferta monetaria, también puede ser causada por cambios en la demanda de bienes transables que son evidenciados a través de la variación de reservas.

En resumen, existe evidencia de que el crédito doméstico afecta el PIB, pero su efecto es pequeño. Este resultado puede deberse a que se incluyeron muy pocos rezagos del crédito doméstico en las otras especificaciones. Sin embargo, un efecto relativamente pequeño del crédito doméstico sobre el ingreso es consistente con un valor elevado del coeficiente de compensación.

B) Las fuentes de inflación

Al enfocarse el estudio en la ecuación de inflación se observa que el crédito doméstico y la tasa de cambio no están incluidos en los modelos EPF y CIBS y que las dos variables no son significativas cuando se incluyen en el VAR de 12 rezagos. En las descomposiciones de varianza, el porcentaje del error de predicción explicado por el crédito doméstico es mayor que el explicado por la tasa de cambio en todos los modelos con el ordenamiento original; no obstante, su tamaño es bastante pequeño: máximo 9% para el crédito doméstico y 5% para la tasa de cambio en el VAR con 12 rezagos. Adicionalmente, los efectos relativos son los opuestos si se emplea el ordenamiento alternativo EPF; así, cuando la tasa de cambio precede al crédito doméstico en el VAR, ésta explica una mayor fracción de la varianza de la inflación; por su parte, cuando el orden alternativo se usa con el VAR de 12 rezagos, el crédito interno y la tasa de cambio explican aproximadamente la misma fracción de la variación (cerca del 5%). Las funciones de impulso-respuesta también sugieren que los choques al crédito interno y a la tasa de cambio tienen un pequeño efecto sobre la inflación y que, en algunas ocasiones, los signos son negativos. Por lo tanto, el crédito doméstico y la tasa de cambio no parecen haber desempeñado un papel importante en la determinación de la inflación en Colombia.

Es interesante anotar que en la ecuación de inflación el ingreso y las reservas son significativos en todos los modelos (con excepción de las reservas en el modelo de 12 rezagos). El ingreso explica entre el 16% y el 27% de los errores de predicción de la inflación. Los impulsos-respuesta indican que el signo es positivo (entre 0.34 y 0.61) en todos los modelos, excepto en el CIBS. Esto sugiere que son los choques de demanda los responsables de la relación entre los precios y el PIB, aun cuando los signos opuestos en el modelo CIBS hacen imposible obtener conclusiones sólidas¹⁰. Aunque las

¹⁰ Liederman (1984) encontró un encadenamiento negativo y concluyó que los choques de oferta eran los responsables.

reservas tienen estadísticas F significativas, ellas y el crédito doméstico explican más o menos la misma fracción de la variación en los precios. En este sentido, vale la pena recordar que durante buena parte del final de los años setenta, Colombia registró un superávit en la balanza de pagos a raíz de la bonanza cafetera (y de la droga); de esta manera, la variación en las reservas internacionales desempeñó un papel bastante importante en la determinación de la oferta monetaria. Esto puede explicar la significancia de las reservas en la ecuación de la inflación, a pesar de ser inconsistente con su baja participación en la variación de la inflación. Una explicación de dicha inconsistencia podría ser que los esfuerzos por esterilizar los flujos en reservas fueron exitosos en frenar el potencial efecto inflacionario de la acumulación de reservas. En efecto, las funciones de impulso-respuesta que aparecen en el Cuadro 4 indican que un choque a las reservas resulta en una caída del crédito doméstico comprendida entre 0.77 y 0.88, lo cual sugiere la existencia de un monto apreciable de esterilización ¹¹.

Por lo tanto, el crédito doméstico y la tasa de cambio no parecen haber tenido un efecto importante sobre la inflación. Estas variables son excluidas por los criterios estadísticos de selección de rezagos y no son significativas cuando se incluyen en el VAR de 12 rezagos. Sin embargo, a pesar de no ser significativas, ellas fueron incluidas en este último VAR y tienen un efecto considerable. Así, aunque las reservas desempeñan un papel secundario, la inflación está ligada al ingreso a través de choques de demanda. Por consiguiente, la inflación en Colombia parece ser fundamentalmente inercial y el resultado de choques de demanda.

Dado que los precios no parecen ser particularmente dependientes de la tasa de cambio, es interesante examinar en qué medida esta última reacciona a los precios. Las pruebas de causalidad no indican que los coeficientes de los precios sean significativos en las ecuaciones de tasa de cambio. Adicionalmente, los precios explican una parte pequeña de la variación en la tasa de cambio (5% como máximo en el VAR con 12 rezagos). Las funciones de impulso-respuesta sugieren que la tasa de cambio reacciona a los choques de precios, ajustándose en un rango comprendido entre 0.04 y 0.31%. No obstante, la magnitud de estos coeficientes indica que la tasa de cambio no se ajusta completamente a los choques de precios e implica una variación sustancial en la tasa de cambio real.

Una versión del modelo fiscal asume que los déficit (y los cambios resultantes en la base monetaria) son parcialmente endógenos, dependiendo de la tasa de inflación (Cardoso, 1992; Dornbusch, Sturzenegger, y Wolf, 1990). Esta versión parecería sugerir un efecto positivo de la inflación en el crédito doméstico y es consistente con una política monetaria pasiva. No obstante, esto no es válido para Colombia: la inflación no es significativa en la ecuación del crédito doméstico y casi no explica sus variaciones.

¹¹ Linda Kamas (1985) encontró que el coeficiente de esterilización era 0.92.

V Discusión e implicaciones de los resultados

Es interesante comparar los resultados obtenidos para Colombia con aquellos de los estudios discutidos en la Sección II sobre países con alta inflación. En estos análisis, se encontró que la tasa de cambio era una importante fuente de inflación y que en algunas ocasiones la cantidad de dinero o los déficits fiscales eran también significativos. La diferencia entre estos resultados y los hallados para Colombia puede deberse a que las políticas monetarias y fiscales en Colombia han sido relativamente conservadoras. Es, precisamente, por esta razón que Colombia ha sufrido una inflación moderada y ha acumulado menos deuda externa que los países con alta inflación. Por lo tanto, el sector externo y las políticas fiscales expansivas no han sido particularmente importantes en la determinación de la tasa de inflación.

Un trabajo reciente de Reinhart y Reinhart (1991) provee evidencias adicionales sobre este punto para Colombia. Los autores estiman VAR anuales para el período 1960-1987. Las variables en los VAR son: ingreso, precios, tasa de cambio, oferta monetaria, tasa de interés, y salarios, cada una incluida con un año de rezago. Ellos no incluyen reservas en el modelo, de manera tal que no se estiman los efectos de la política monetaria sobre la balanza de pagos. Sin embargo, Reinhart y Reinhart aportan evidencia sobre la relación entre la cantidad de dinero y la tasa de cambio. En efecto, ellos muestran que el dinero no es significativo en la ecuación de la tasa de cambio y que el tamaño del efecto que tiene la cantidad de dinero sobre la tasa de cambio depende de la forma como se modela el proceso del error. Asumiendo una estructura neoclásica-Keynesiana, la cantidad de dinero casi no tiene ninguna influencia sobre la tasa de cambio si se mide a través de descomposiciones de varianza y de funciones impulso-respuesta; no obstante, si se asume un modelo de ciclo real de la economía, la cantidad de dinero explica el 33% de la variación de la tasa de cambio. Por otra parte, tanto el crédito doméstico como las reservas casi no tienen efecto sobre la tasa de cambio en los modelos EPF y CIBS; sin embargo, en el modelo uniforme de 12 rezagos (que sería similar al modelo con un rezago de un año empleado por Reinhart y Reinhart), el crédito doméstico y las reservas explican el 7% y el 27% de la variación de la tasa de cambio, respectivamente. Esto sugiere que es la balanza de pagos, y no la oferta monetaria *per se*, la que determina la tasa de cambio.

Reinhart y Reinhart encuentran que la cantidad de dinero tiene un efecto pequeño de corto plazo sobre el producto, y que su participación en la variación del producto es apenas de 4%. Los autores también concluyen que la oferta monetaria es exógena, tal como era de esperarse con una baja movilidad de capital. Esto contrasta con el resultado de este trabajo, el cual muestra la gran respuesta de las reservas a la expansión del

crédito doméstico, fenómeno que puede ser parcialmente explicado por la esterilización de los flujos de reservas.

Reinhart y Reinhart encontraron alguna evidencia de que la inflación es inercial: los precios y los salarios no son afectados por otras variables fuera de sus propios valores contemporáneos y los salarios explican una fracción sustancial de la variación en los precios cuando se utiliza el ordenamiento neoclásico. Por otra parte, la cantidad de dinero es significativa en la ecuación de precios y explica entre 8% y 12% de la variación de la inflación. La tasa de interés tiene incluso un efecto mayor, el cual puede verse gracias a la variación del producto que se presenta en los resultados señalados con anterioridad. Los autores también hallaron que la tasa de cambio explica entre el 10% y el 14% de la variación de la inflación, pero su signo es negativo en las funciones de impulso-respuesta.

Los resultados presentados en este trabajo sugieren que las minidevaluaciones funcionaron en Colombia más como una tasa de cambio fija (ajustada frecuentemente) que como una flexible, y que la inflación es primordialmente un fenómeno inercial o el resultado de choques de demanda. Estas conclusiones son consistentes con el compromiso adquirido por el Banco Central de comprar y vender moneda extranjera a la tasa de cambio anunciada y de proteger la competitividad del sector de los bienes comerciales manteniendo el valor real de la moneda. Esto implicaría que las reservas se ajustan más a los choques que a la tasa de cambio, fenómeno que tiende a ser confirmado por los recientes eventos macroeconómicos ocurridos en Colombia.

En 1990 Colombia empezó un proceso de liberación del comercio exterior con el objetivo de reorientar la economía hacia el mercado externo y modernizar la estructura productiva. Al mismo tiempo, la tasa de inflación alcanzó un alto nivel histórico (más del 30%). Con el propósito de mantener la estabilidad macroeconómica necesaria para sostener la liberación, se implantó una política monetaria restrictiva que colocó las metas de crecimiento monetario por debajo de la tasa de inflación. De esta manera, la base monetaria se mantuvo casi inalterada por cerca de un año y se utilizaron las operaciones del mercado abierto para evitar la monetización del déficit fiscal y el crecimiento de las reservas internacionales. Como resultado, las tasas de interés internas aumentaron sustancialmente, incrementando con ello los flujos de capital ¹². Este proceso se facilitó por la liberación del control de capitales y de los mercados financieros. Adicionalmente, la tasa de cambio real se había devaluado con anterioridad a la liberación del comercio para ofrecer alguna protección al sector de los bienes transables; por esta

¹² Puesto que algunas tenencias de moneda en el extranjero son ilegales (como, por ejemplo, las del comercio de drogas) estos flujos se muestran en la cuenta corriente como transferencias, y mediante la sobrefacturación de las exportaciones y subfacturación de las importaciones.

razón, existía la expectativa de que la tasa nominal de devaluación sería más lenta o que se revaloraría la tasa de cambio real. Como resultado, las reservas en moneda extranjera crecieron dramáticamente: US\$ 634 millones en 1990, US\$ 1,919 en 1991, y US\$ 1,347 en 1992 (Banco de la República). Esto llevó a un esfuerzo intenso para esterilizar los flujos a través de operaciones de mercado abierto y mediante la imposición de un encaje marginal del 100%. Adicionalmente se originó un pequeño superávit en el presupuesto fiscal en 1992; las autoridades permitieron la revaluación de la tasa de cambio real (en parte para reducir la inflación manteniendo bajos los precios de los bienes transables), introdujeron un mercado libre de divisas y aceleraron el proceso de liberación del comercio para disminuir el crecimiento de las reservas.

El intento de alcanzar las metas monetarias continuó hasta septiembre de 1991. Sin embargo, los flujos de reservas resultantes hicieron difícil el control monetario. Al mismo tiempo, las autoridades cambiaron de estrategia al centrarse más sobre la tasa de interés y la tasa de cambio real. Así, al reducir sus esfuerzos de esterilización, la oferta monetaria se incrementó y cayeron las tasas de interés. Esta inhabilidad para mantener las metas monetarias es consistente con los resultados econométricos mencionados anteriormente, a pesar de que ellos hacen referencia a un período en que los mercados estaban más controlados.

Es también interesante anotar que la inflación fue lenta en reaccionar a la política monetaria restrictiva y que su disminución fue escasa. En efecto, la restricción monetaria de 1990 estuvo acompañada de una inflación creciente hasta finales de ese año; además, mientras en diciembre de 1990 la inflación anual alcanzó el 32%, a finales de 1991 (y 1992) ésta apenas se había reducido a 25%, a pesar de que las metas eran de 22%. Esto concuerda con los resultados econométricos que señalan el gran componente inercial de la inflación en Colombia.

Estos eventos y el análisis econométrico anterior ilustran los dilemas envueltos en el diseño de la política monetaria y de la tasa de cambio en una economía abierta. Tener una meta para la tasa de cambio implica flujos de reservas internacionales y una oferta monetaria endógena que puede ser difícil de esterilizar. Sin embargo, las políticas macroeconómicas anti-inflacionarias bajo un tipo de cambio flexible pueden destruir los sectores de bienes transables en presencia de una alta movilidad de capital. Esta es una lección que ha sido aprendida por las economías industriales.

Un régimen de minidevaluaciones no puede eliminar este tipo de encrucijada que hace difícil escoger entre la clase de medidas que se adopten. Si la economía experimenta una tasa de inflación elevada, este tipo de régimen ha demostrado ser una forma útil de evitar las crisis periódicas de la balanza de pagos asociadas con tasas de cambio sobrevaluadas. Sin embargo, las metas de crecimiento monetario y de tasas de cambio deben ser consistentes. Un régimen de tasa de cambio fija tiene como objetivo la tasa

de cambio y vuelve endógena la oferta monetaria; un régimen de tasa de cambio flexible, se caracteriza por una tasa de cambio endógena, lo cual permite controlar la oferta monetaria. El sistema de minidevaluaciones le da a las autoridades alguna influencia sobre el objetivo que se pretende alcanzar, el cual puede ser modificado con el tiempo. En Colombia, la creencia de que es crucial mantener un sector de bienes transables competitivo, llevó a que en 1991 las autoridades abandonaran el control de la oferta monetaria.

VI Conclusión

Este trabajo investigó los efectos de la política monetaria bajo el régimen de minidevaluaciones en Colombia. Las variaciones en el crédito doméstico parecen afectar la balanza de pagos, pero no la tasa de cambio en Colombia. Esto sugiere que las minidevaluaciones funcionaron más como un tipo de cambio fijo que como uno flexible, o que las autoridades han buscado controlar la tasa de cambio. La magnitud de los efectos es diferente en los diversos VAR estimados. La compensación de la balanza de pagos ante las políticas monetarias domésticas varía entre -0.51 y -1.62. Esto sugiere que la compensación es bastante grande, aunque no se puede llegar a una conclusión sobre su tamaño exacto.

El crédito doméstico parece tener un débil efecto sobre el producto nacional. Este resultado podría ser consistente con una compensación relativamente grande de la balanza de pagos. Sin embargo, la oferta monetaria total (crédito interno y reservas internacionales) explica una fracción bastante mayor de la varianza del producto. La influencia de las reservas en el producto puede ser un efecto de oferta monetaria, o puede reflejar un efecto real que funciona a través de la demanda de bienes transables.

El crédito doméstico y la tasa de cambio no desempeñan un papel importante en la explicación de los cambios en la inflación en Colombia. Además de su propio pasado, la única variable con un efecto sobre la inflación es el ingreso. Los signos positivos de las funciones impulso-respuesta sugieren que la relación entre el ingreso y la inflación es debida a choques de demanda. De esta manera, la inflación colombiana parece ser fundamentalmente inercial y el resultado de choques de demanda. Recientes eventos macroeconómicos en Colombia son consistentes con la evidencia presentada en este trabajo y confirman la importancia de adoptar políticas monetarias y de tasa de cambio consistentes.

Bibliografía

Akaike, H. (1970). "Fitting autoregressive models of prediction", *Annals of the Institute of Statistical Mathematics* 22, 243-247.

Banco de la República, Revista, Colombia.

Bermanke, Ben S. (1986). "Alternative explanation of the money-income correlation", en: Karl Brunner and Allan Meltzer, ed., *Real Business cycles, real exchange rates and actual policies* (North Holland, Amsterdam) 49-100.

Cardoso, Eliana A. (1992). "Deficit finance and monetary dynamics in Brazil and Mexico", *Journal of Development Economics* 37, 173-197.

Departamento Administrativo Nacional de Estadística, *Boletín de Estadística, Colombia*.

Dornbusch, Rudiger, Federico Sturznegger, y Holger Wolf (1990). "Extreme Inflation: dynamics and stabilization", *Brookings Papers on Economic Activity* 2, 1-64.

Geweke, John y Richard Meese (1981). "Estimating regression models of finite but unknown order", *International Economic Review* 22, 55-70.

Girton, Lance y Don Roper (1977). "A monetary model of exchange market pressure applied to the postwar Canadian experience", *American Economic Review*, 67, 537-548.

Hafer, R.W, y Richard Sheahan (1991). "Policy inference using VAR Models", *Economic Inquiry* 29, No 1, enero, 44-52.

Hsiao, Cheng (1981). "Autoregressive modelling and money-income causality detection", *Journal of Monetary Economics* 7, 1, enero, 85-106.

International Monetary Fund, International Statistics, Washington, D.C.

Jones, Jonathan (1989). "A comparison of lag-length selection techniques in tests of Granger causality between money growth and inflation: evidence for the US, 1959-86", *Applied Economics* 21, 809-822.

Kamas, Linda (1985). "External disturbances and the independence of monetary policy under the crawling peg in Colombia", *Journal of International Economics* 19, 313-327.

Leiderman, Leonardo (1984). "On the monetary-marco dynamics of Colombia and Mexico", *Journal of Development Economics* 14, No. 1-2, enero-febrero, 183-210.

Lutkepohl, Helmut (1985). "Comparison of Criteria for estimating the order of a vector autoregressive process", *Journal of Time Series Analysis* 6, No. 1, 35-52.

---- (1991). "*Introduction to multiple time series analysis*", (Springer-Verlag, Berlín).

Montiel, Peter (1989). "Empirical analysis of high-inflation episodes in Argentina, Brazil and Israel", *IMF Staff Papers* 36, No. 3, sept., 527-549.

- Nickelsberg, Gerald (1985). "Small-sample properties of dimensionality statistics for fitting VAR models to aggregate economic data, A Monte Carlo Study", *Journal of Econometrics* 28, 183-192.
- Ohanian, Lee E. (1988). "The Spurious effects of unit roots on vector auto-regressions, A Monte-Carlo study", *Journal of Econometrics* 39, No. 3, nov. 1988, 251-266.
- Reinhart, Carmen M. y Vincent R. Reinhart (1991). "Output Fluctuations and Monetary Shocks, Evidence from Colombia", *IMF Staff Papers* 38, dic., 705-735.
- Schwarz, Gideon (1978). "Estimating the dimension of a model", *The Annals of Statistics* 6, No. 2, 461-464.
- Stock, James H. y Mark W. Watson (1989). "Interpreting the evidence on money-income causality between money and income", *Journal of Econometrics* 40, No. 1, enero, 161-181.
- Thorten, Daniel L. y Dallas S Batten (1985). "Lag-length selection and tests of Granger causalty between money and income", *Journal of Money Credit, and Banking* 17, No. 2, mayo, 164-178.
- Todd Richard M. (1990). "Vector autoregression evidence on monetarism: Another look at the robustness debate", *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, Verano 19-37.