



ENSAYOS

sobre política económica

Efectos de cambios monetarios sobre los precios industriales y agrícolas en Colombia: 1980-1990

María Teresa Ramírez G.

Revista ESPE, No. 19, Art. 02 Junio de 1991
Páginas 43-67



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.

Efectos de cambios monetarios sobre los precios industriales y agrícolas en Colombia: 1980-1990

María Teresa Ramírez G. *

RESUMEN

Este artículo tiene como objetivo analizar el efecto de un shock monetario sobre los precios industriales y agrícolas en Colombia. En particular se busca dar respuesta a las siguientes preguntas: ¿cuál índice de precios se ajusta más rápidamente ante un shock monetario?, ¿se afectan los precios relativos? y finalmente, ¿responde un precio a shocks en el otro? Desde el punto de vista metodológico, la técnica utilizada, es una versión modificada de un modelo de Vectores Autorregresivos (VAR).

El trabajo encuentra que un cambio en la cantidad de dinero afecta en mayor medida a los precios agrícolas que a los industriales, en el corto plazo. Pero en el largo plazo, el shock en M1 afecta en forma similar a los precios.

* División de Moneda y Banca. Quiero agradecer la asesoría de S. Herrera, así como los comentarios y sugerencias de A. Carrasquilla, S. Clavijo, J.C. Echeverry, I. Fainboim, H. Mora, H. Oliveros y R. Steiner. Las opiniones aquí expresadas son exclusiva responsabilidad del autor y pueden no ser compartidas por el Banco de la República.

I Introducción

En los últimos años se ha venido presentando un aumento considerable en el ritmo de crecimiento de la inflación. Se ha dicho que un factor decisivo de este comportamiento ha sido el incremento de los precios relativos de los productos agrícolas, debido a que un aumento en los precios de los alimentos afecta directamente el índice de precios, afectando también las expectativas inflacionarias y generando un aumento en los precios de otros sectores (Correa y Escobar, 1990).

En general, diferentes autores reconocen que un aumento en la cantidad de dinero causa inflación, pero existen diferencias en la importancia relativa que se le otorgan a otros factores.

Algunos trabajos plantean la existencia de una fuerte relación entre medios de pago y precios, en donde la causalidad va de dinero a inflación (Calderón y Herrera, 1990). Es así como en el mediano y largo plazo, los factores monetarios determinan el comportamiento de los precios.

Por otro lado, se han planteado argumentos en contra de que el dinero sea la principal causa de la inflación. El ritmo de crecimiento monetario es resultado y causa del proceso inflacionario (Villar, 1988). En esta línea de trabajo, no sólo son los fenómenos monetarios los que causan inflación, sino que existen factores inerciales que contribuyen en forma importante a esta¹.

Es aquí donde surge el interés de examinar las relaciones entre precios y medios de pago. Algunos autores sostienen que la inflación actual está afectada por el incremento en los precios de los alimentos; de esta manera, es interesante observar cómo los cambios en la cantidad de dinero están relacionados con cambios en los precios de los dos sectores más representativos de la economía (el agrícola y el industrial), ya que éstos tienen características bastantes disímiles.

Existen diferentes hipótesis acerca de la respuesta de los precios ante un impacto monetario. Unas en el sentido de que los precios agrícolas son menos afectados por política monetaria que otros precios. Y otras que consideran que cambios en la cantidad de dinero se manifiestan primero en precios agrícolas que en industriales.

Se encuentra en la literatura estudios empíricos (desde Sarmiento, 1974; Ramírez y Carrizosa, 1974, entre otros), en donde se muestra que existen rezagos importantes en la respuesta de los precios ante cambios en la cantidad de dinero.

¹ Véase O. Landerretche (1988).

Uno de los propósitos de este trabajo es revisar las anteriores hipótesis. Tradicionalmente, la mayoría de los estudios sobre inflación se limitan a estimar las ecuaciones por Mínimos Cuadrados Ordinarios. Este procedimiento no es siempre el más adecuado, ya que supone que la cantidad de dinero o los precios son exógenos y no permite observar las interacciones dinámicas de las series. En este trabajo se utiliza una metodología econométrica que permite mirar las relaciones entre dinero y precios, dentro de un contexto dinámico.

Otro propósito es examinar la estructura de rezagos de la respuesta de los precios ante cambios en la cantidad de dinero.

Se pretende en particular dar respuesta a las siguientes preguntas: ¿cuál índice de precios se ajusta más rápido ante un shock monetario?, ¿se afectan los precios relativos?, ¿un precio responde a shocks en el otro?

Este artículo consta de cuatro partes. Inicialmente se hará una breve descripción de la metodología utilizada y se realizará un análisis estadístico de las series. Posteriormente, se mostrarán los principales resultados que se obtienen al producirse un shock en las diferentes variables y, finalmente, se presentarán algunas conclusiones.

II Metodología

Debido a que el trabajo tiene como objetivo principal analizar el efecto de un impacto monetario sobre los precios agrícolas e industriales, se utilizan cifras mensuales a partir de enero de 1980 hasta julio de 1990 de los medios de pago (M1), del índice de precios al por mayor de los productos agrícolas (PA) y del índice de precios al por mayor de los productos industriales (PI). Estos datos son utilizados en forma de logaritmo.

La técnica utilizada, es un modelo de mecanismos de corrección de errores (VEC), que es una versión modificada de un modelo de Vectores Autorregresivos (VAR).

Un modelo VAR² muestra las interacciones de las series como un sistema. Este modelo tiene la ventaja de que parte de una estructura sin restricciones apriori tratando a todas las variables como potencialmente endógenas; además muestra una confiable capacidad predictiva³.

² Para una explicación más detallada de la metodología véanse Sims (1980) y Runkle (1987), entre otros.

³ Véanse Carrasquilla (1990) y Clavijo (1989).

Del modelo resulta una Función de Impulso Respuesta (FIR) que captura los efectos de una perturbación en cualquiera de las variables sobre todas las variables del sistema. En este caso, la Función Impulso Respuesta muestra la respuesta dinámica de la serie de M1 y de precios, ante un shock inicial en cualquiera de ellas.

La descomposición de la varianza muestra qué porcentaje de la varianza del error que se comete al proyectar n períodos es explicado por innovaciones en cada una de las variables.

Una de las críticas a esta metodología ha sido la de no tener en cuenta la posibilidad de existencia de una relación de equilibrio de largo plazo⁴. Para corregir esto, se realiza una prueba de cointegración que determina la relación de largo plazo entre series no estacionarias⁵. Es importante determinar si las series son estacionarias (o no) para evitar sacar conclusiones erradas debido a regresiones espurias.

Una vez establecido que las series están cointegradas, el modelo VAR se modifica introduciendo el término de error de la ecuación de cointegración (que recoge las relaciones de equilibrio). El modelo de corrección de errores (VEC) usualmente mejora las propiedades de las ecuaciones estimadas.

Siguiendo a Orden y Robertson⁶: "Cuando existe cointegración, un modelo VEC provee parámetros estimados más eficientes que un modelo VAR en niveles, además si se utiliza un VAR en diferencias se ignora la información acerca de los niveles de la serie y está mal especificado; luego un modelo VEC provee estimativos coherentes en el comportamiento del dinero y los precios en el largo plazo".

Por lo tanto, es importante determinar si las series están cointegradas.

A. Análisis estadístico de las series

El primer paso para ver si las series están cointegradas es mirar si son estacionarias.

1. Estacionariedad de las series

Se analiza la estacionariedad de las series mediante la prueba de Dickey y Fuller; prueba que sirve para detectar la presencia de raíces unitarias. En el siguiente cuadro se puede apreciar que según el estadístico "T" la única serie que es estacionaria es la de los precios relativos⁷. Por lo tanto, las series de precios agrícolas, industriales y M1 tienen raíz unitaria.

⁴ Véase Orden y Robertson (1990).

⁵ Engle y Granger (1987).

⁶ Orden y Robertson (1990).

⁷ Precios relativos (PREL) definidos como PA / PI.

CUADRO 1

	T	SQ*	RAIZ
LM1	0.875	0.991	SI
LPA	-0.191	0.996	SI
LPI	1.561	0.998	SI
LPREL	-3.945	0.999	NO

* Nivel de significancia del Q de Ljung-Box

Ho: Tiene raíces unitarias. El nivel crítico del t a un nivel de significancia del 95% es 2.54 y al 99% es de 3.22.

Es importante resaltar que los precios relativos son estacionarios. Esto indica que los precios se mueven sin que haya tendencia a una separación permanente, de forma que un cambio en un precio va acompañado de un cambio en el otro precio en la misma dirección.

2. Cointegración de las series

Aunque las series no son estacionarias, existe la posibilidad de que una combinación lineal de estas sí lo sea, es decir, es factible que las series estén cointegradas⁸.

Para este propósito, se realizó una prueba basada en el estadístico de Durbin-Watson y se obtuvo una ecuación de cointegración (multivariada) de la siguiente forma:

$$LM1 = 4.89 - 0.849 PA + 1.17 PI$$

El Durbin-Watson de esta regresión es igual a 0.888, el R2 es de 0.994, el estadístico T para la serie de precios agrícolas es de -0.899 y para los precios industriales es de 11.87. A partir de estos resultados se concluye que existe cointegración entre las series (con un nivel de significancia del 99%), en la medida en que el nivel crítico del Durbin-Watson para que exista cointegración es de 0,386.

Adicionalmente, se realizaron pruebas de cointegración bivariadas en donde se obtiene la existencia de una relación estable en el largo plazo de M1 con cada uno de los precios.

Este resultado sugiere que un modelo VAR no es el más apropiado, ya que se ignorarían las restricciones de largo plazo y el modelo quedaría mal especificado, por lo tanto se utilizó la versión modificada del VAR.

⁸ "Cointegración entre dinero y precios implica relaciones de equilibrio estable entre éstos, con una tendencia al retorno". Véanse Engle y Granger (1987).

III Resultados de las estimaciones

A. Funciones de Impulso Respuesta

Como existe cointegración entre M1 y los precios, se estimó un modelo VEC que guarda todas las propiedades de un VAR, pero tiene la ventaja de que incluye la restricción de largo plazo. Para estimar este modelo se toma la primera diferencia de cada serie, que se corre contra la constante, el residuo (término de corrección de errores de la regresión de cointegración, rezagado un período) y contra seis rezagos⁹ de la primera diferencia de cada serie (para captar la dinámica de corto plazo).

Esto genera un modelo de simulación que permite examinar cómo responde el sistema a cambios imprevistos en las diferentes variables. Para estudiar estas respuestas, se utiliza el procedimiento de suponer que en un momento cero ($t = 0$) ocurre un cambio en las variables explicatorias, y no se presenta ninguna nueva perturbación exógena en períodos posteriores. Es decir, no se recogen nuevas innovaciones (o novedades) en los períodos proyectados. Para normalizar este efecto se supone que este shock es una desviación estándar de la serie.

i) Respuestas ante un shock en M1

En el período $t = 0$, ocurre una innovación de 4,5%¹⁰ en la serie de M1. En la gráfica 1 se puede observar que los medios de pago responden positivamente ante el cambio monetario, creciendo en el corto plazo 3,5%, posteriormente este efecto se revierte (la serie cae 0,5%). Esto puede deberse a la existencia de fuerzas en el sistema que tienden a compensar el shock. El efecto en el largo plazo se puede ver en la gráfica 2: la serie presenta un cambio permanente cercano al 1,3%.

La serie de precios agrícolas responde rápida y positivamente ante las innovaciones de M1 en el corto plazo (crece 0,4%), esto puede ser explicado por la inflexibilidad en la oferta de los productos agrícolas¹¹, entonces, ante un aumento en la cantidad de dinero, los agricultores se ajustan vía precios (elevando su nivel). Este efecto es amortiguado en el largo plazo, ya que los productores han tenido tiempo de ajustar su oferta. En la gráfica 4 se puede observar que la serie tiene un crecimiento de 0,5% como efecto permanente.

⁹ Se realizó una prueba de rezagos y se encontró, según el estadístico F, que las variables son más significativas con seis rezagos que con 12. Adicionalmente se hicieron estimaciones con 12 rezagos, pero los efectos no son cualitativamente diferentes.

¹⁰ Esta cifra corresponde a una desviación estándar de la serie de M1.

¹¹ Juan Luis Londoño (1985) plantea "que el sector agrícola ante la incapacidad de adecuar su oferta en el corto plazo, son los precios los que ajustan el desequilibrio".

GRAFICO No. 1

Respuesta a un shock en M1 de:
M1

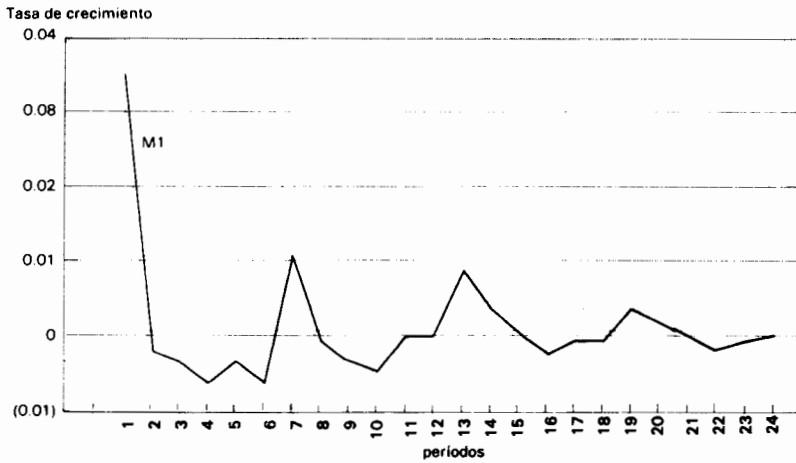


GRAFICO No. 2

M1 ACUMULADA

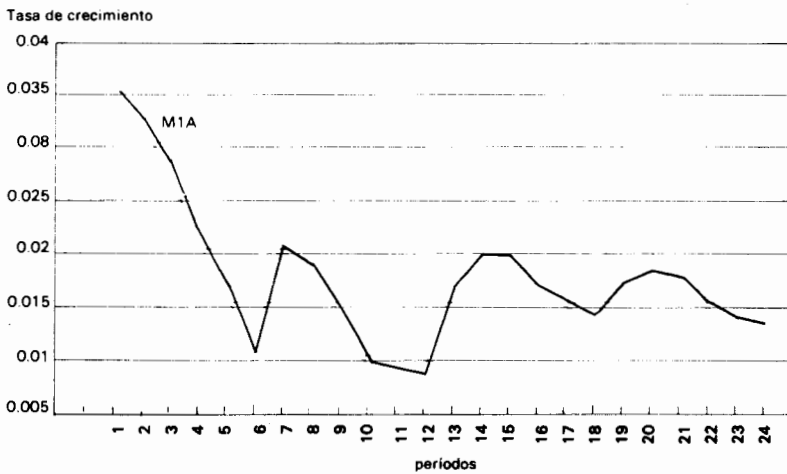


GRAFICO No. 3

**Respuesta a un shock en M1 de:
Precios agrícolas**

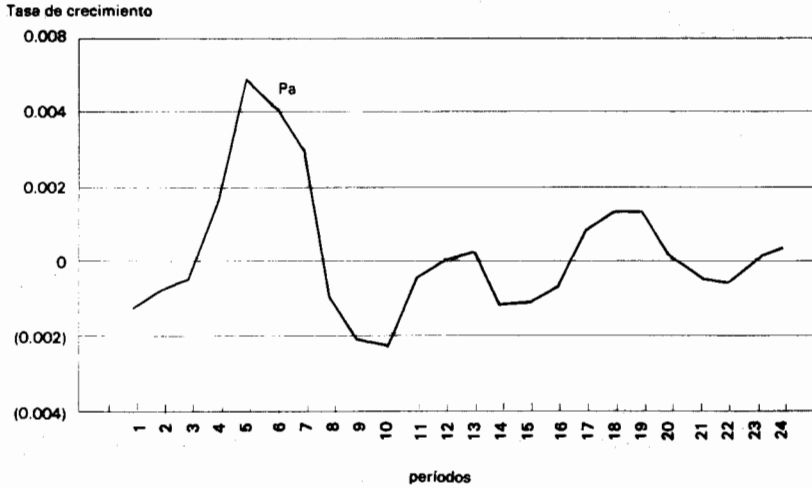


GRAFICO No. 4

Precios agrícolas acumulados

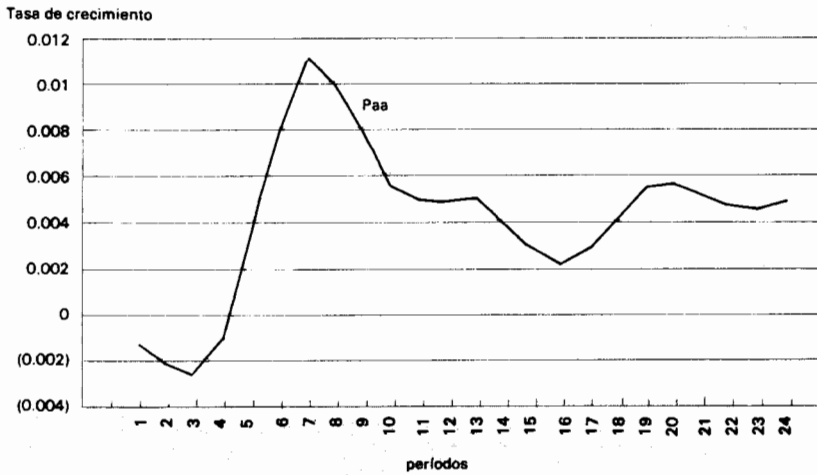


GRAFICO No. 5

**Respuesta a un shock en M1 de:
Precios industriales**

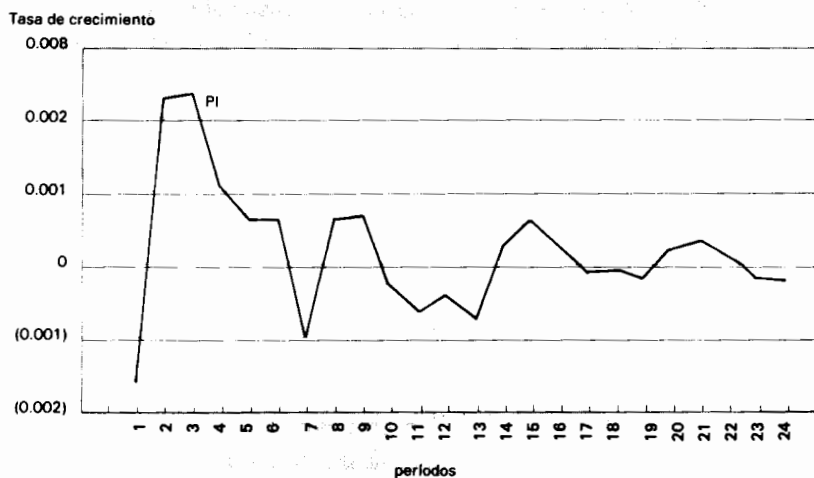
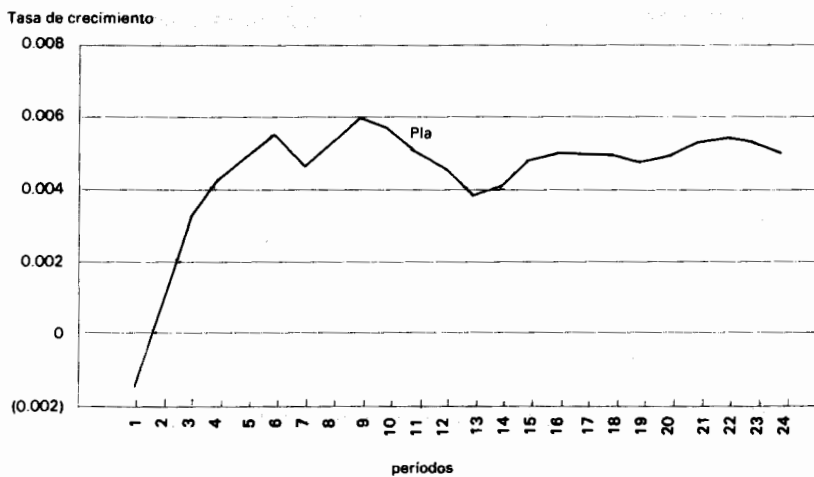


GRAFICO No. 6

Precios Industriales Acumulados



La serie de precios industriales responde rápidamente ante el cambio en M1. La serie en el corto plazo presenta un crecimiento de 0,25% y el efecto permanente es de 0,5%.

Se puede observar que los precios industriales presentan un menor crecimiento, en el corto plazo, que los precios agrícolas ante innovaciones monetarias. Esta situación es explicada por una mayor flexibilidad en la oferta industrial, que permite un ajuste vía cantidad y no sólo por precios como lo hacen los productores agrícolas. Además se supone que los productores agrícolas poseen precios flexibles mientras que los industriales tienen precios fijos.

Como conclusión, puede afirmarse que un cambio monetario tiene un efecto transitorio fuerte al aumentar los niveles de los precios agrícolas e industriales en forma significativa. En el largo plazo los precios responden ante el shock en forma similar.

ii) Respuesta ante un shock en los precios agrícolas

Una innovación en la serie de Precios Agrícolas de 1,5%¹² trae como efecto inmediato una caída considerable en la tasa de crecimiento de la serie de medios de pago (0,8%). Esto sugiere, que como respuesta al aumento en los precios agrícolas, las autoridades monetarias restringen la cantidad de dinero para evitar inflación. A partir de $t = 7$ M1 se recupera, ubicándose en niveles de crecimiento de 0,4%.

El efecto inmediato de un cambio en los precios agrícolas sobre sí mismos es un crecimiento de 1,2% (en el primer período proyectado). La serie a partir de ese momento empieza a responder negativamente ante el shock. Esto puede deberse a la dinámica del modelo, que hace que las innovaciones en los precios agrícolas disminuyan la cantidad de dinero y ésta, a su vez, disminuya los precios agrícolas. Otra hipótesis puede ser que en el mediano plazo se aumente la producción y por lo tanto bajen los precios.

La serie de precios industriales (PI) responde en forma positiva en el corto plazo ante cambios en los precios agrícolas. La serie empieza a decrecer en $t = 3$ como efecto indirecto del cambio de los precios agrícolas sobre M1 (que disminuye la oferta de dinero y esto lleva a una caída en los precios agrícolas e industriales). El efecto en el largo plazo no es muy fuerte.

iii) Respuesta ante un shock en los precios industriales

Un cambio de los precios industriales de 1%¹³, no produce una respuesta inmediata de la serie de M1. En el cuarto mes la serie empieza a decrecer. Análogo al caso del shock

¹² Esta cifra corresponde a una desviación estándar de la serie de precios agrícolas.

¹³ Esta cifra corresponde a una desviación estándar de la serie de precios industriales.

GRAFICO No. 7

Respuesta a un shock en los precios agrícolas de:
M1

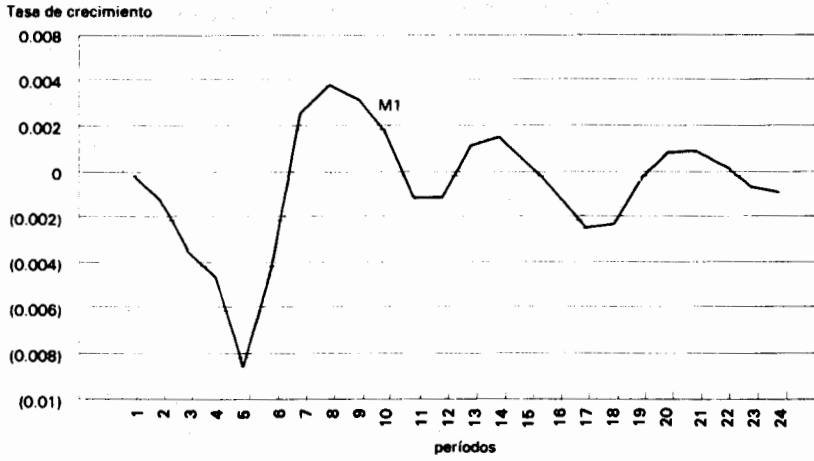


GRAFICO No. 8

M1A

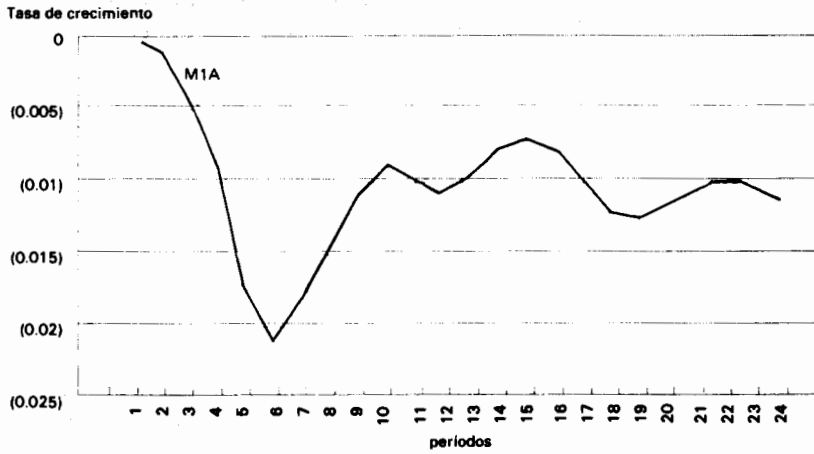


GRAFICO No. 9

**Respuesta a un shock en los precios agrícolas de:
PA**

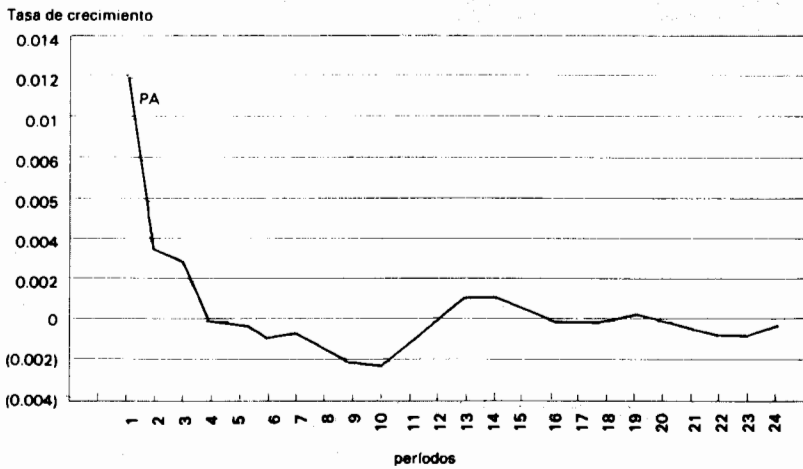


GRAFICO No. 10

PAA

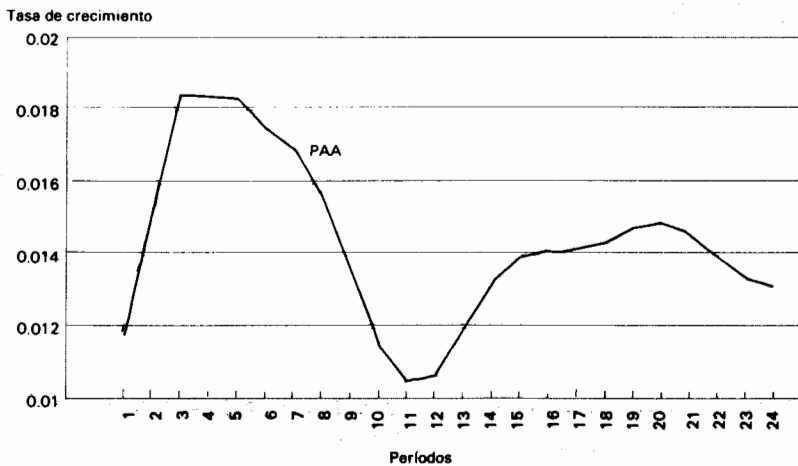


GRAFICO No. 11

Respuesta a un shock en los precios agrícolas de:
PI

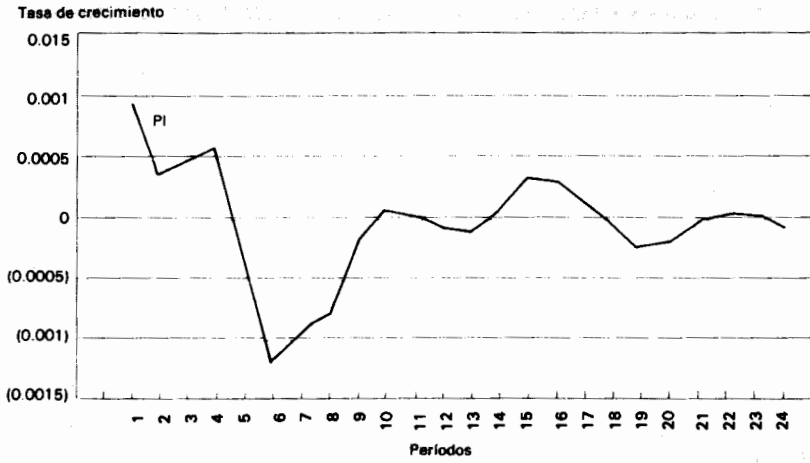
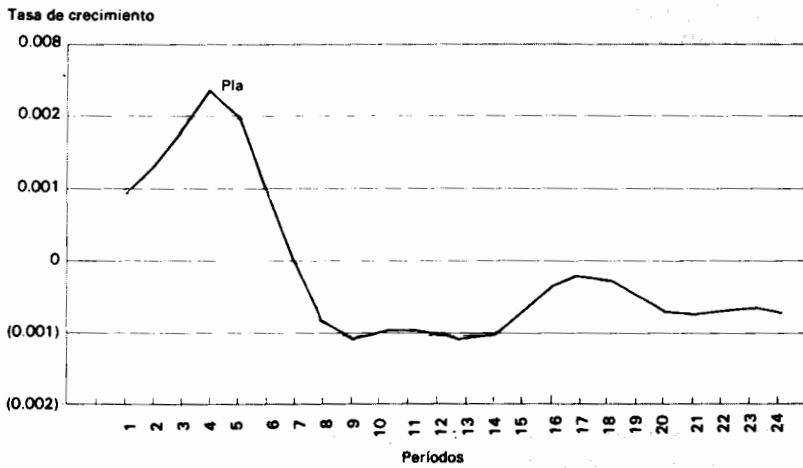


GRAFICO No. 12

PIa



en precios agrícolas, esta situación se debe a una respuesta de las autoridades monetarias de controlar la cantidad de dinero ante un incremento en los precios. El efecto de largo plazo es poco representativo.

Los precios agrícolas responden levemente en los primeros meses ante la innovación. En el cuarto mes la serie presenta un descenso, que puede deberse a la caída en la cantidad de dinero (como consecuencia del shock). Este efecto transitorio es amortiguado y el efecto permanente es un crecimiento de la serie de 0,3%.

La serie de precios industriales responde ante el shock, inicialmente creciendo 0,6%, posteriormente se presenta una caída en la serie (como consecuencia de la baja en la cantidad de dinero). El efecto de largo plazo es un crecimiento acumulado de 0,8% (porcentaje bastante cercano al del shock).

En síntesis, se tiene que la respuesta de M1 es mayor y más rápida ante las innovaciones de los precios agrícolas que ante las innovaciones en los precios industriales. Esto sugiere que las autoridades monetarias actúan más rápidamente ante las perturbaciones en los precios agrícolas.

2. Relaciones entre M1 y los precios relativos

Se construye un segundo modelo para estudiar el efecto de un cambio monetario sobre los precios relativos, esto con el fin de observar el resultado de innovaciones monetarias sobre las variables reales. Como los precios relativos son estacionarios, no es necesario utilizar un modelo VEC, en la medida en que no se presenta cointegración entre una serie estacionaria (Prel) y una no estacionaria (M1). Por lo tanto, el modelo que se utiliza en este caso es un VAR (diferenciando a M1 para que la serie sea estacionaria) con seis rezagos.

En el período $t = 0$, ocurre una innovación en M1 de 4,5%¹⁴. La gráfica 19 muestra una respuesta inmediata de la cantidad de dinero ante el shock, la serie crece 4% en el primer período, a partir del tercer mes esta tendencia se revierte y la tasa de crecimiento de la serie disminuye. Después de este período, la serie deja de presentar cambios importantes. El efecto de largo plazo es un crecimiento de la serie igual a 1,5%.

Ante los cambios en M1, la serie de precios relativos decrece inicialmente cerca de 0,4%, debido a que la respuesta de los precios industriales al shock en M1 es más rápida que la respuesta de los precios agrícolas. Después del tercer mes el cambio se realiza a favor de los precios agrícolas y la serie de precios relativos crece aproximadamente 0,4%. En el largo plazo se puede afirmar que la serie tiene un cambio permanente cercano al 0,4%.

¹⁴ Esta cifra corresponde a una desviación estándar de la serie M1.

GRAFICO No. 13

Respuesta a un shock en los precios industriales de:
M1

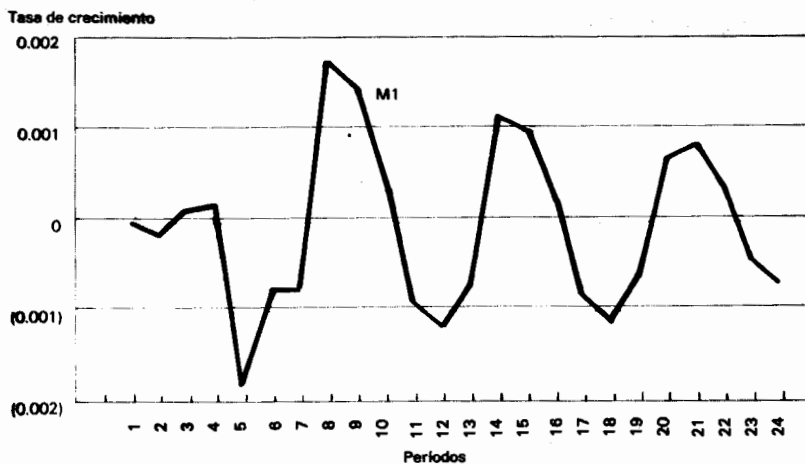


GRAFICO No. 14

M1A

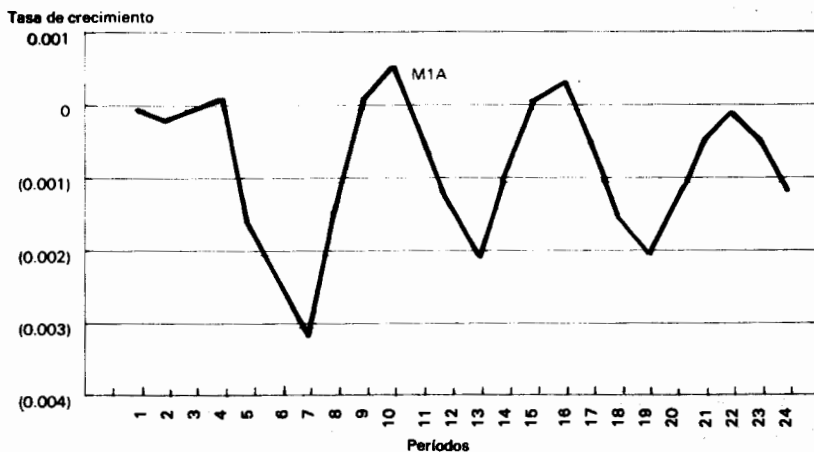


GRAFICO No. 15

**Respuesta a un shock en los precios industriales de:
PA**

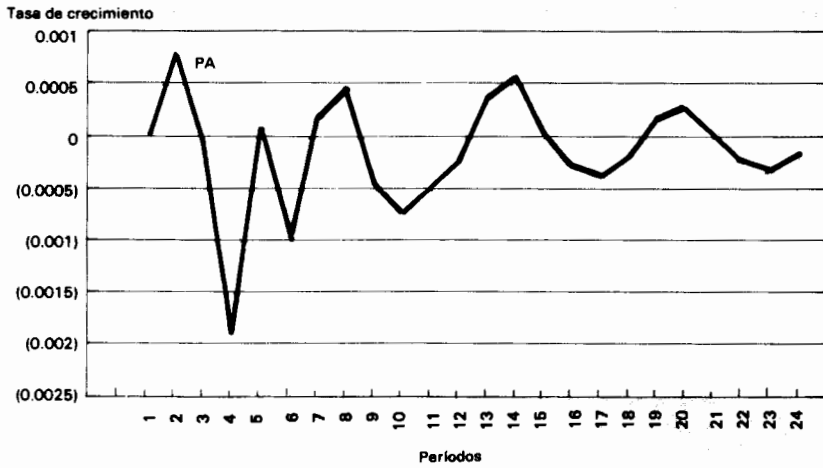


GRAFICO No. 16

PAA

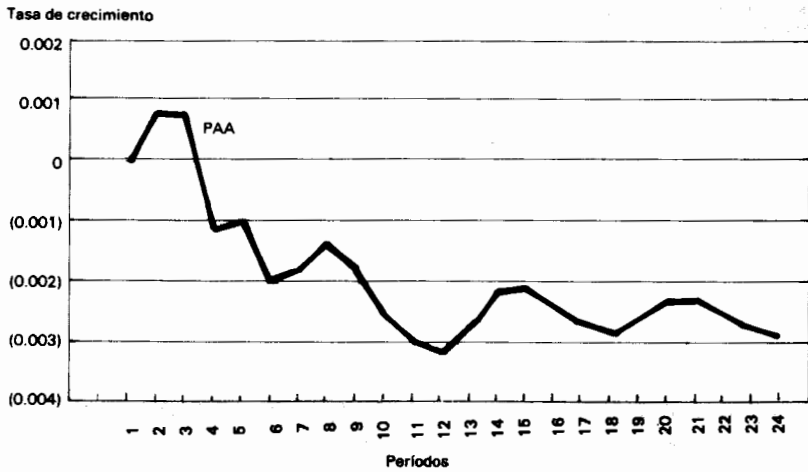


GRAFICO No. 17

Respuesta a un shock en los precios industriales de:
PI

Tasa de crecimiento

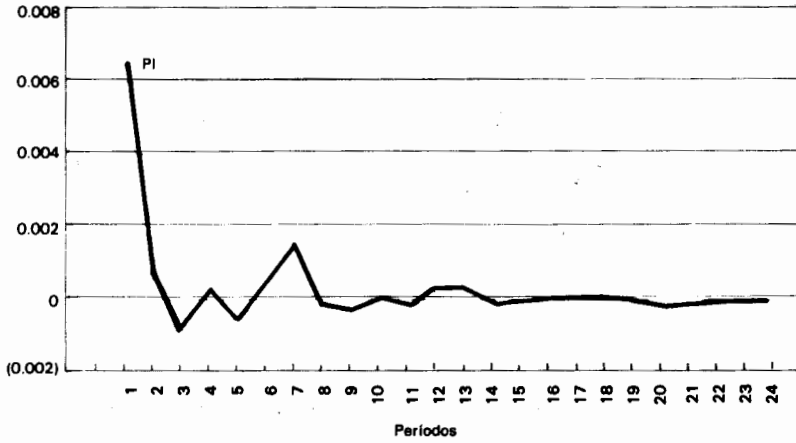


GRAFICO No. 18

PIa

Tasa de crecimiento

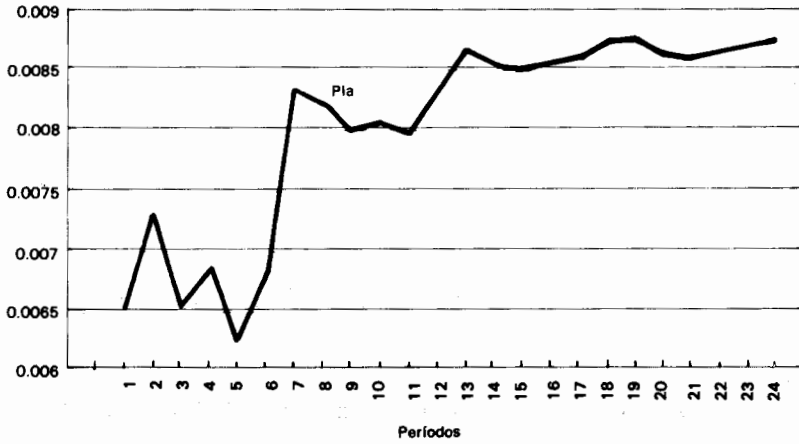
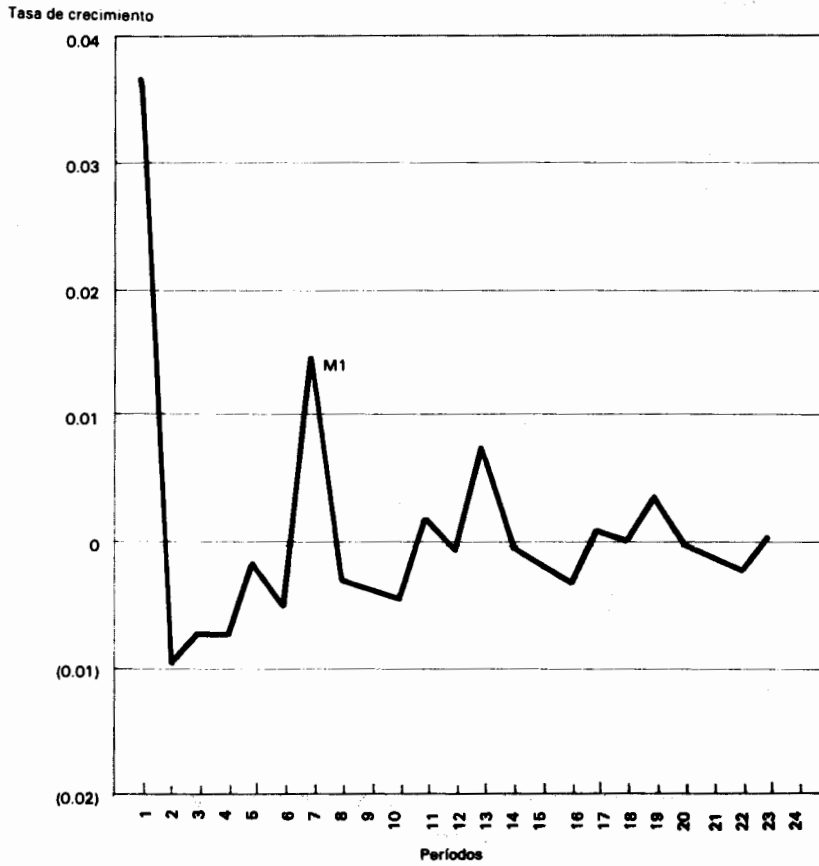


GRAFICO No. 19

Respuesta de M1 ante un shock en M1

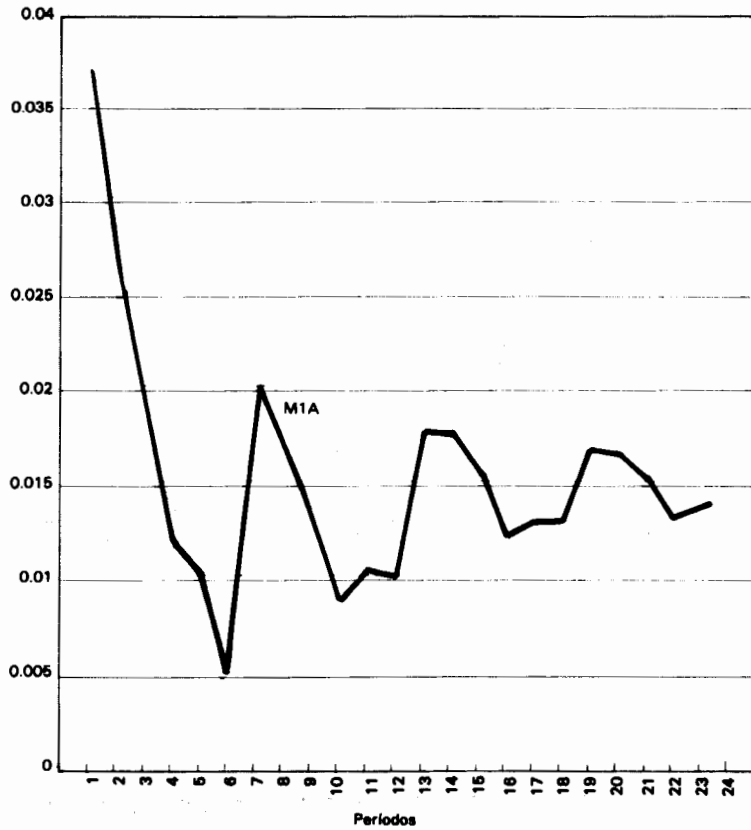


con precios relativos

GRAFICO No. 2Q

Respuesta acumulada de M1 ante un shock en M1

Tasa de crecimiento

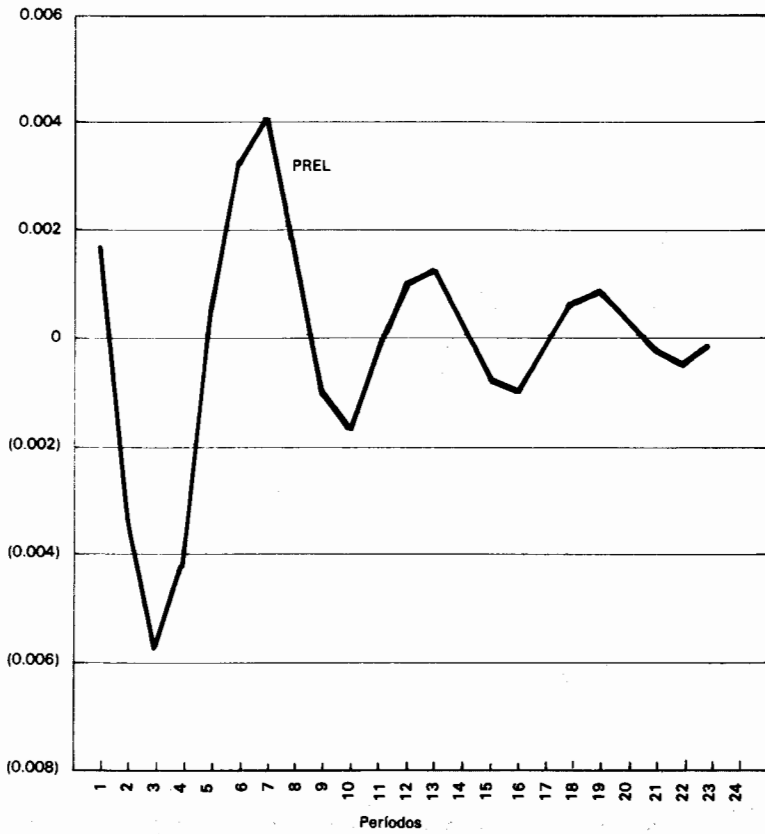


con precios relativos

GRAFICO No. 21

Respuesta de los precios relativos ante un shock en M1 con 6 rezagos

Tasa de crecimiento

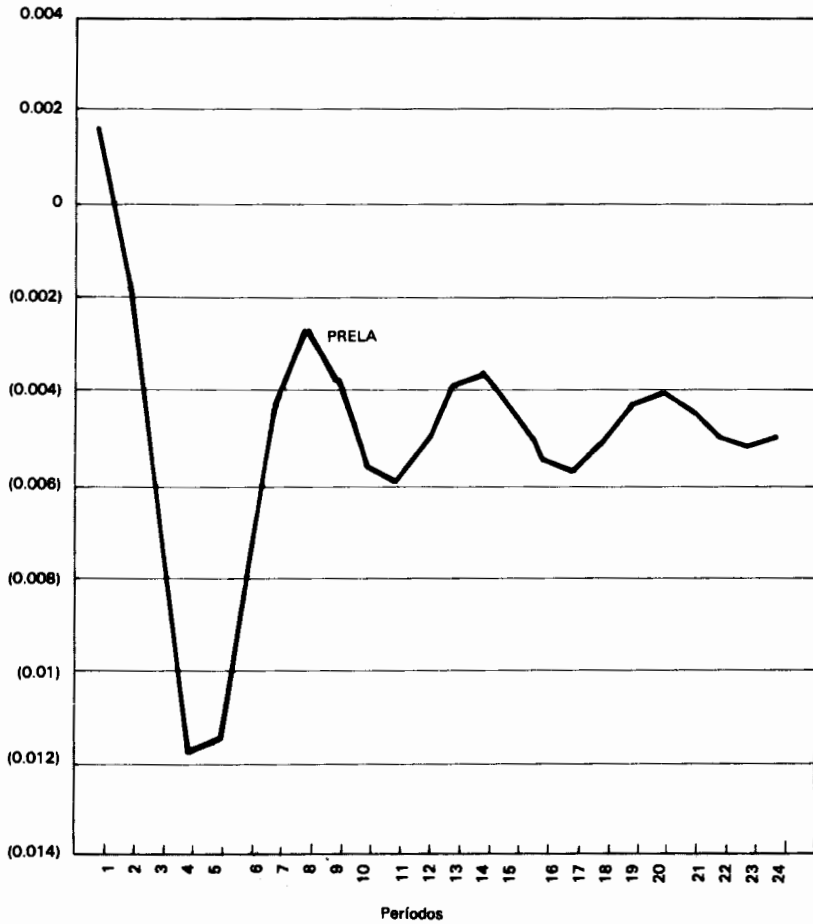


precios relativos

GRAFICO No. 22

Respuesta acumulativa de los precios relativos ante un shock en M1 con 6 rezagos

Tasa de crecimiento



precios relativos

Es decir, los shocks monetarios sí tienen un efecto real permanente pero no muy significativo.

B. Descomposición de la varianza

En los siguientes cuadros, se puede apreciar el porcentaje que aportan las innovaciones de cada una de las series a la varianza de los errores de la proyección, en este caso es de 24 meses.

CUADRO 2
Descomposición de la varianza de la serie DLM1(%)

PROY	DLM1	DLPA	DLPI
3m	99.05	0.94	0.01
6m	91.78	7.96	0.26
9m	90.11	9.31	0.58
12m	89.85	9.44	0.71
15m	89.87	9.29	0.84
18m	89.33	9.74	0.93
21m	89.21	9.79	1.00
24m	89.08	9.82	1.10

El efecto de la serie M1 está explicado principalmente por cambios en la serie misma, o sea que se presenta un alto componente inercial (89.1%), los efectos de las innovaciones de los precios agrícolas e industriales es de 9,8% y 1,1%, respectivamente, al proyectar 24 meses.

CUADRO 3
Descomposición de la varianza de la serie DLPA(%)

PROY	DLM1	DLPA	DLPI
3m	1.56	98.03	0.41
6m	21.36	76.22	2.42
9m	25.85	71.78	2.37
12m	26.88	70.54	2.58
15m	27.24	70.06	2.70
18m	28.01	69.24	2.75
21m	28.52	68.72	2.76
24m	28.54	68.65	2.81

Los cambios en la serie de precios agrícolas (PA), tienen principalmente un componente autónomo (68,7%) y se ve afectada en forma importante por la serie de M1 (28,5%) y en menor medida (3%) por la serie de precios industriales (PI). Este resultado es importante, porque permite concluir que aunque M1 afecta en forma significativa a los precios agrícolas, existe también un componente inercial considerable.

CUADRO 4

Descomposición de la varianza de la serie DLPI(%)

PROY	DLM1	DLPA	DLPI
3m	23.18	2.18	74.63
6m	24.72	4.87	70.41
9m	25.30	6.65	68.04
12m	26.00	6.59	67.41
15m	26.98	6.64	67.37
18m	27.01	6.80	66.19
21m	27.18	6.91	65.91
24m	27.27	6.90	65.83

La serie de precios industriales (PI) tiene básicamente componentes inerciales (65,8%) y en forma importante está afectada por cambios en M1 (27,3%) y en menor medida por innovaciones en los precios agrícolas (6,9%).

En el cuadro 5 se puede observar que el error en la serie de M1 (en el segundo modelo) se explica en un 93,4% por las innovaciones en la serie misma, el otro 6,6% del error del pronóstico es explicado por los cambios en la serie de precios relativos. Se puede concluir que las innovaciones de la serie de M1 explican casi en su totalidad la varianza del pronóstico en los 24 períodos proyectados; es decir, existe la presencia de un efecto inercial.

CUADRO 5

Descomposición de la varianza de la serie DM1(%)

PROY	DLM1	DLPREL
3m	98.52	1.48
6m	95.02	4.98
9m	94.02	5.98
12m	93.81	6.19
15m	93.64	6.36
18m	93.53	6.47
21m	93.44	6.56
24m	93.42	6.58

Conclusiones

Los resultados muestran que existe una influencia importante de cambios en la cantidad de dinero sobre precios. Un shock en la serie de M1, en el corto plazo, afecta en mayor magnitud a los precios agrícolas que a los industriales. Esto puede deberse a que en el corto plazo los precios agrícolas son más flexibles que los industriales. En el largo plazo las innovaciones de M1, afectan simétricamente a los precios agrícolas y a los industriales, esto se confirma por el efecto del shock de M1 sobre los precios relativos. Se puede afirmar que no existe un efecto monetario significativo sobre los precios relativos en el largo plazo.

Se encontró también rezagos en los efectos de la política monetaria. Es decir, aunque los precios responden rápidamente no lo hacen en forma inmediata; empiezan a responder en el segundo y tercer período proyectado.

En cuanto a shocks en los precios, se encuentra que la cantidad de dinero responde más rápidamente ante cambios en los precios agrícolas que ante innovaciones en los precios industriales.

Al observar la descomposición de la varianza, se concluye que la serie de M1 tiene un alto componente inercial y se ve afectada en menor medida por los precios.

Los precios agrícolas e industriales tienen principalmente un componente autónomo, pero se ven afectados en forma importante por la cantidad de dinero, por lo tanto se concluye que todas las series tienen un componente autorregresivo importante.

Finalmente, el hecho de que los precios relativos sean estacionarios significa que los precios agrícolas e industriales se mueven sin que haya una tendencia a una separación permanente, o sea que cambios en los precios de un sector van acompañados por cambios en los precios del otro sector en la misma dirección.

Bibliografía

- BORDO, M (1980). The Effects of Monetary Change on Relative Commodity Prices and the Role of Long-Term Contracts. *Journal of Political Economy*. Vol. 88, No. 6, Chicago, USA.
- CALDERON, A y S. HERRERA (1990). Elementos para una política antiinflacionaria. *Debates de Coyuntura Económica*, Fedesarrollo, septiembre.
- CARRASQUILLA, A. (1990). Los efectos monetarios de la devaluación: evidencia basada en un modelo mensual para Colombia. *Mimeo*.
- CARRASQUILLA, A. (1990). Manejo macroeconómico, crecimiento y apertura: consideraciones entorno del caso colombiano. *Mimeo*.
- CHICA, R. y M. RAMIREZ (1990). La metodología de la cointegración: presentación y algunas aplicaciones. *Desarrollo y Sociedad*, No. 25, marzo.
- CLAVIJO, S. (1989). Macroeconometría de una economía pequeña y abierta usando análisis de Vectores Autorregresivos. *Desarrollo y Sociedad*, No. 23.
- CORREA, P. y J.E. Escobar (1990). Radiografía de la inflación actual. *Coyuntura Económica*, vol. XX, No. 3, septiembre.
- GRANGER, C.W. y R. ENGLE (1987). Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing *Econometría*, vol. 55.
- LANDERRETICHE, O. (1988). Comentarios sobre la coyuntura inflacionaria 1987-1988. *Debates de Coyuntura Económica*. FEDESARROLLO, No. 9.
- LONDOÑO, J.L. (1985). Ahorro y gasto en una economía heterogénea: el rol macroeconómico del mercado de alimentos. *Coyuntura Económica*, vol. XV, No. 4.
- MONTIEL, P. (1989). Empirical Analysis of High-Inflation Episodes in Argentina, Brazil and Israel. *IFM Staff Papers*, vol. 36, No. 3.
- ORDEN, D. and J. ROBERTSON (1990). Money Impacts on Prices in the short and long Run: Some evidence from New Zealand. *Amer. J. Agr. Econ.* vol. 72, No. 1.
- RAMIREZ, M. y M. CARRIZOSA (1974). Análisis espectral de las series temporales colombianas de dinero y precios, en *Dinero, Precio, Salarios*. ANIF.
- RUNKLE, D.E. (1987). Vector Autoregressions and Reality. *Journal of Business & Economics Statistics* vol. 5, No. 4.
- SARMIENTO, E. (1974). Comportamiento dinámico de los precios, en *Dinero, Precios y Salarios*. ANIF.
- SARMIENTO, E. (1984). Funcionamiento y control de una economía en desequilibrio. CEREC
- VILLAR, L. (1988). La Inflación: ¿un fenómeno monetario? en *Economía Colombiana*, No. 205, junio.
- VON HAGEN, J. (1989). Relative Commodity Prices and Cointegration. *Journal of Business & Economics Statistics*, vol. 7, No. 4.