
Joaquín A. Millán ()*

*Relaciones dinámicas entre precios agrícolas e industriales y dinero en España (**)*

INTRODUCCION

Un interesante objeto de estudio en los últimos años ha sido la relación de los diferentes precios en el proceso inflacionario. En particular, se ha estudiado la forma en que los diferentes precios varían en relación con la cantidad de dinero, y su contribución relativa a la elevación general de los precios. Si bien todas las teorías sobre la inflación van a coincidir en que ésta siempre se acompaña de una expansión monetaria, existen notables discrepancias acerca del papel activo o pasivo de la cantidad de dinero, y de la autoridad monetaria, en el proceso inflacionario. Los diferentes enfoques se pueden agrupar en aproximaciones estructuralistas (en donde la oferta monetaria es pasiva) y monetaristas (donde el dinero es el factor principal). En el análisis del fenómeno, los precios agrarios tienen especial importancia por su flexibilidad. Estos aspectos teóricos se tratan en la segunda sección del artículo.

El análisis empírico se realiza por las respuestas a las innovaciones en una autorregresión de vectores (VAR). A la

(*) Departamento de Economía y Ciencias Sociales Agrarias. Universidad Politécnica de Madrid.

(**) Agradezco los comentarios de Mercedes Gracia-Díez y de un revisor anónimo sobre una versión anterior de este trabajo.

exposición del VAR, con sus propiedades teóricas, así como a los restantes métodos econométricos utilizados en el artículo se dedica la tercera sección. Los resultados del análisis se presentan en el apartado siguiente. El artículo finaliza con las principales conclusiones y sugerencias del análisis.

LA AGRICULTURA Y LAS TEORIAS DE LA INFLACION

Algunos trabajos plantean el análisis en la forma de si la inflación es relativamente beneficiosa o perjudicial para los agricultores. Más ampliamente se puede plantear si los precios agrícolas y no agrícolas siguen proporcionalmente las variaciones en la oferta monetaria a largo plazo (hipótesis de neutralidad), y si el ajuste a corto plazo se realiza conforme al equilibrio a largo plazo o con desviaciones importantes de esta tendencia. Frankel (1986) presenta un modelo teórico ilustrativo de cómo la flexibilidad de los precios de los productos agrícolas hace que éstos puedan apartarse en el corto plazo de su tendencia histórica, aún siguiendo la hipótesis de neutralidad a largo plazo, respecto a cambios en la oferta monetaria nominal. Esto es debido a que la rigidez de precios en el resto de la economía tiene como efecto inmediato la variación de la oferta monetaria real.

Bordo (1980), siguiendo teorías clásicas, sostiene que una expansión monetaria sube los precios agrarios en el corto plazo, en tanto que una contracción monetaria tiene como primera consecuencia un desplazamiento a la baja de los precios agrícolas, con ajustes más lentos en el sector industrial. La idea básica es el desarrollo de la agricultura en un ambiente competitivo, de subasta y contratos a corto plazo. Esta idea encuentra apoyo en Bordo y Schwartz (1981), y, con un modelo muy distinto, en Rausser et al. (1986).

Otros trabajos han planteado los efectos de variaciones de oferta agraria en el corto plazo, y las respuestas monetarias y de precios en otros sectores, como el modelo de expec-

tativas racionales de Van Duyne (1982), con neutralidad a largo plazo.

Una hipótesis muy comentada es la planteada por Tweeten (1980), en la que la agricultura es presionada por los costes («cost-price squeeze») por alzas de los precios en los sectores oligopolistas no agrarios, como consecuencia de una expansión monetaria derivada que causa inflación. Esta hipótesis es totalmente opuesta a la planteada por Bordo.

Los dos aspectos más interesantes desde el punto de vista empírico respecto a las diferencias entre las distintas teorías, son el papel activo o pasivo de la autoridad monetaria, y los ajustes neutrales o no tanto en el corto como en el largo plazo. Por ello, se van a exponer brevemente los enfoques monetaristas y estructuralistas en la explicación de la inflación.

Frisch (1988, cap. 4) presenta una amplia exposición de las principales escuelas monetaristas actuales, caracterizadas por entender la inflación como algo esencialmente monetario. Si bien, las diferencias entre los autores son importantes en algunos temas, todos parecen admitir una serie de puntos, como son una gran estabilidad en el sector económico privado y la compatibilidad de cualquier tasa de crecimiento de la oferta monetaria con el equilibrio de pleno empleo, de tal forma que una variación en la tasa de crecimiento de la oferta monetaria varía, en un primer momento, la tasa de crecimiento real, pero tras el nuevo equilibrio, se anulan todos los efectos reales quedando solamente la inflación.

La explicación monetarista de la inflación está basada en la interpretación que se hace de la identidad $M V = P Q$, donde M es la cantidad de dinero, V es la velocidad del dinero, P es el nivel de precios, y Q es la cantidad comprada por unidad de tiempo. En base a la identidad anterior, se defiende que el dinero que desea mantener la gente es proporcional a la renta nominal. Una variación en la oferta monetaria produce los efectos sucintamente descritos anteriormente.

En el caso de que la alteración del equilibrio proceda del sector agrario, el razonamiento sigue líneas similares. Si por

alguna razón real, como malas cosechas, se elevan los precios agrarios, se elevará el nivel general de precios, disminuyendo los niveles monetarios reales, con una reducción en las compras de los individuos hasta que se alcanza un nuevo equilibrio. Si no hay respuesta pasiva de la política monetaria, en este nuevo equilibrio varían sólo los precios relativos, manteniéndose el anterior nivel general de precios.

Se suele alinear con los monetaristas a los neoclásicos de expectativas racionales, pero éstos muestran poco interés en el papel del dinero en la actividad económica. Se centran casi exclusivamente en los ciclos reales de inflación y desempleo, como se ve en Lucas (1987) y Plosser (1989).

En este punto, se puede resaltar que tampoco hay acuerdo sobre los efectos del ciclo económico en la actividad agraria. Tweeten (1980) señala que el ciclo apenas tiene importancia. Por el contrario, Starleaf (1982) sugiere que debe haber, al menos, efectos a corto plazo, por ajuste de los precios agrarios al resto de la economía.

Las explicaciones estructuralistas parten de la diferenciación de los sectores en la economía, y en la existencia de factores tecnológicos y de comportamiento que dificultan los ajustes por el funcionamiento de los mecanismos de mercado (Fisch, 1983, cap. 5). Con esto, se intenta explicar la tendencia inflacionaria de las economías desarrolladas. Lo usual, en el análisis macroeconómico, es la comparación de un sector industrial, que se considera «progresivo», y un sector de servicios («conservador»), sin consideración del sector agrario. Esto no es de extrañar, ya que como indica Starleaf (1982, p. 858) «el sector no agrario es tan masivo que para todo propósito práctico es la macroeconomía». Por ser el sector agrario el principal interés de este trabajo, son necesarias algunas precisiones en las explicaciones estructuralistas más corrientes para tratar el sector agrario.

Básicamente se pueden introducir factores estructurales en la simple consideración de dos sectores (agrario y no agrario) caracterizados por diferente flexibilidad en el ajuste de precios

(Hicks, 1976). De esta forma, el contraste entre el ajuste rápido en el sector agrario y el ajuste con más rigidez en el sector industrial puede originar el proceso de elevación general de precios. En Andrews y Rausser (1986) se realiza un análisis de las implicaciones de este enfoque, que se puede denominar «paradigma neokeynesiano», para la política agraria.

La razón del diferente ajuste de precios está en la consideración de la agricultura como un sector competitivo, y de la industria como un sector con elementos oligopolísticos en donde los precios se fijan con un margen de ganancia sobre los costes variables de producción. De esta forma, subidas de los precios agrarios, que son debidas a causas reales, tales como malas cosechas, pueden ser el origen de inflación.

Pero ello es posible sólo si la oferta monetaria cede de forma pasiva a su demanda. Esta es una característica básica de las explicaciones estructuralistas que permite análisis empírico (Barnett et al., 1983).

El comportamiento observado de variaciones de precios es compatible, en principio, tanto con explicaciones estructuralistas como monetaristas. Por ello, es importante estudiar de forma empírica la dinámica de transmisión de la inflación.

Los resultados no son totalmente concluyentes: no neutralidad en Brasil (Bessler, 1984), Estados Unidos (Chambers, 1984; Devadoss y Mayers, 1987), y Canadá (Taylor y Spriggs, 1989); por el contrario Robertson y Orden (1990) encuentran neutralidad a largo plazo en Nueva Zelanda.

AUTORREGRESION VECTORIAL

En los análisis macroeconómicos tradicionales se especifican modelos estructurales en los que aparecen numerosas restricciones *a priori* sobre las variables endógenas, que implican sobreidentificación de ciertas ecuaciones, supuestos sobre exogeneidad de ciertas variables, que normalmente no se contrastan, y, asimismo, supuestos sobre expectativas.

Sims (1980) propone una alternativa para el trabajo econométrico, sin imponer restricciones *a priori* en sus parámetros estructurales, y que permite un análisis dinámico, basada en la autorregresión de vectores (VAR).

Un modelo VAR se expresa

$$Y(t) = C + \sum_{s=1}^n A_s Y(t-s) + u(t) \quad (1)$$

- Y: vector de las variables endógenas ($m \times 1$).
 C: vector de constantes ($m \times 1$).
 A_s : matriz $m \times m$ de coeficientes para el retardo s .
 u: vector $m \times 1$ de innovaciones o residuos.

Se supone que $u(t)$ es un proceso de ruido blanco, y que $u(t)$ y $u(s)$ no están correlacionados si $t \neq s$. La matriz de covarianzas de u se representa por Σ_u .

Una vez determinadas qué variables endógenas son interesantes en el modelo, hay que decidir el número de retardos n . Para ello se pueden utilizar los diferentes estadísticos de selección de modelos. Sims (1980) sugiere una transformación del estadístico de la razón de verosimilitudes, similar al habitual contraste F.

$$(T-c) (\log \det \Sigma_{u1} - \log \det \Sigma_{u2}) \sim \chi^2(r) \quad (2)$$

- T: número de observaciones.
 c: número de regresores en la ecuación sin restricciones.
 Σ_{u1} , Σ_{u2} : matrices de covarianzas de los sistemas a comparar, no restringido y restringido.
 r: número de coeficientes que se igualan a cero en la estimación restringida.

Para la determinación de la longitud del retardo se estiman sucesivamente los diferentes modelos ($s = 1, 2, 3, \dots$), y se realiza el contraste anterior entre cada modelo autorregresivo y el que le precede con un retardo menos. De esta forma, con la determinación del mayor retardo que proporciona un estadístico

significativamente distinto de cero, se elige el orden de la autorregresión. Las estimaciones se realizan por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) ecuación por ecuación.

Debido al enorme número de coeficientes relacionados, las estimaciones individuales son poco indicativas. Por ello, Sims (1980) propone realizar el análisis principalmente sobre las innovaciones $u(t)$.

Para ello, basta con transformar mediante sucesivas sustituciones la ecuación autorregresiva (1), en una expresión de medias móviles:

$$Y(t) = D(t) + \sum_{s=0}^{\infty} B_s u(t-s) \quad (3)$$

$D(t)$ corresponde a la parte determinística de $Y(t)$.

Por la hipótesis de que la esperanza de error k períodos adelante es cero, $E_t(u(t+k)) = 0$, se tiene que el error de predicción k períodos adelante de $Y(t)$ es

$$\sum_{s=0}^{k-1} B_s u(t-s) \quad (4)$$

siendo la matriz de covarianzas del error de predicción

$$V(Y(t+k) - E_t Y(t+k)) = \sum_{s=0}^{k-1} B_s \sum_u B'_s \quad (5)$$

en donde \sum_u es la matriz de covarianzas de las innovaciones.

La expresión anterior (5) permite descomponer la varianza del error de predicción en las contribuciones de los distintos componentes del sistema. Sin embargo, si las correlaciones contemporáneas entre innovaciones son grandes, no es posible asignar adecuadamente dichas contribuciones. Por ello, es habitual seguir la sugerencia de Sims (1980) y ortogonalizar los residuos por medio de la factorización de Cholesky. Esto es, se

encuentran dos matrices D y Z , tal que $\Sigma_u = Z D Z'$, siendo D una matriz diagonal y Z una matriz triangular inferior unitaria (Lau, 1988). El análisis anterior sigue siendo válido. Tan sólo hay que tener presente la transformación de las innovaciones en $v(t) = Z \cdot u(t)$. En particular, $v(t)$ tiene una matriz de covarianzas contemporáneas D , que es diagonal.

Previamente, es preciso elegir una triangulación; esto es, el orden causal de las innovaciones contemporáneas, que, a falta de mayores justificaciones teóricas, puede ser arbitrario, aunque los resultados no son invariables al orden de factorización. Esto ha motivado grandes críticas al VAR; por ejemplo, Cooley y LeRoy (1985) y Mount (1989). En la práctica los resultados son muy similares entre diferentes ordenaciones en el caso de que las correlaciones contemporáneas entre innovaciones son bajas. Por otro lado, Penson y Gardner (1988) señalan que al ser VAR un modelo de forma reducida, no permite responder a cuestiones del tipo «qué ocurre si», y dudan acerca de la estabilidad de la estructura. Sin embargo, Sumner (1988) señala las limitaciones genéricas para dar respuesta a preguntas del tipo «qué ocurre si», basándose en la crítica de Lucas (1976).

RESULTADOS EMPIRICOS

Los datos utilizados son los valores mensuales del índice de precios percibidos por los agricultores, índice de precios industriales, oferta monetaria M1, y disponibilidades líquidas M3. Los datos proceden de Boletines mensuales de Estadística Agraria del MAPA y de Boletines Estadísticos del INE. Para el análisis se toman los valores logarítmicos LPA (logaritmo del índice de precios percibidos por los agricultores), LPI (logaritmo del índice de precios industriales), LM1 y LM3 (logaritmos de la oferta de dinero). La serie de precios industriales está formada por el índice de precios al por mayor de manufacturas hasta julio de 1979, y del índice general de precios industriales a partir de dicho mes, por un cambio de metodología. Es necesario disponer de suficientes obser-

vaciones retardadas. Por ello, se toma como período efectivo de análisis desde enero de 1967 hasta agosto de 1987.

En primer lugar, se estima para sucesivos valores de s :

(6)

$$\begin{aligned} \text{LPA}(t) &= \sum_{k=1}^s a_{1k} \text{LPA}(t-k) + \sum_{k=1}^s a_{2k} \text{LPI}(t-k) + \sum_{k=1}^s a_{3k} \text{LM}(t-k) + \sum_{i=1}^{12} a_i d_i + u_1(t) \\ \text{LPI}(t) &= \sum_{k=1}^s b_{1k} \text{LPA}(t-k) + \sum_{k=1}^s b_{2k} \text{LPI}(t-k) + \sum_{k=1}^s b_{3k} \text{LM}(t-k) + \sum_{i=1}^{12} b_i d_i + u_2(t) \\ \text{LM}(t) &= \sum_{k=1}^s c_{1k} \text{LPA}(t-k) + \sum_{k=1}^s c_{2k} \text{LPI}(t-k) + \sum_{k=1}^s c_{3k} \text{LM}(t-k) + \sum_{i=1}^{12} c_i d_i + u_3(t) \end{aligned}$$

donde LM puede ser LM1 o LM3, y d_i son «dummies» mensuales.

El resultado que interesa, de momento, en cada estimación es la matriz de covarianzas de los residuos con objeto de realizar el contraste (2). En el cuadro 1 se recoge la secuencia del estadístico en los diferentes modelos, comparando en cada caso las estimaciones para un determinado retardo y las estimaciones con un retardo menos. Son estimados modelos con «dummies» estacionales en lugar de modelos con un simple término constante, por aplicación similar del estadístico (2) (resultados no recogidos en el artículo). Para ambos M1 y M3 se escoge una longitud de retardos de 19 meses.

Los cuadros 2 y 3 recogen un resumen de los VAR estimados según (6) con 19 retardos. Para cada ecuación se dan el coeficiente de determinación, el estadístico Q de Ljung-Box, que sigue una distribución χ^2 , los estadísticos F del contraste de exogeneidad por bloques del conjunto de retardos para cada variable, y la suma de los coeficientes de los retardos de cada variable con sus desviaciones típicas como indicadores de neutralidad a largo plazo. Se incluyen las correlaciones contemporáneas entre residuos, y una medida de volatilidad útil con variable dependiente en logaritmos, la desviación típica del valor

absoluto de los residuos por cien (Maravall y Bentolila, 1986). Todas las estimaciones se realizan con RATS.

Es conveniente precisar la terminología seguida. Como en Stock y Watson (1989), causalidad y neutralidad tienen un significado estrecho. Causalidad significa que los valores retardados de una variable son significativos dentro del sistema; esto es, se rechaza la restricción de igualar a cero los coeficientes de los retardos de dichas variables en el VAR (estadísticos F significativos). Esta es la «causalidad no estructural» (no debe confundirse con explicación no estructuralista) de Granger (1969) y Sims (1972). El contraste es bastante sensible a la longitud adoptada del retardo. Neutralidad se interpreta convencionalmente como «la suma de los coeficientes es igual a cero», o, lo que es lo mismo, «las innovaciones no tienen efecto a largo plazo». Esto no implica neutralidad de la política monetaria, pues a corto plazo los efectos pueden ser muy importantes.

Por otro lado, la estructura del VAR no restringido asume una relación de equilibrio a largo plazo. De ser cointegradas algunas de las variables, se admite un modelo de corrección de error (Teorema de representación de Granger; Engle y Granger, 1987). La posibilidad de cointegración hace que una estimación del VAR en primeras diferencias, y no en niveles, sufra error de especificación por sesgo de variables omitidas. Sobre cointegración véase, por ejemplo, Engle y Granger (1987) y Dolado (1988). En este artículo no se estudia cointegración, que es el enfoque que adoptan Robertson y Orden (1990), quedando para posterior investigación.

No se va a analizar tampoco el diferente comportamiento estacional de precios y dinero, aunque en todas las regresiones algunas «dummies» resultan significativas. Hay que señalar que frecuentemente una estructura autorregresiva larga basta para recoger los efectos estacionales (Doan y Litterman, 1985) no siendo aquí el caso.

En el cuadro 2 se presentan los resultados del modelo de los diversos precios y M1. M1 aparece fuertemente exógena;

se observa no causalidad y neutralidad, tanto por los precios industriales como agrarios. En lo referente a los precios agrarios, se aprecia causalidad y no neutralidad de M1 y precios industriales, apuntando en la línea de «cost-price squeeze». Los precios industriales sufren un pequeño efecto causal por parte de los precios agrarios, aunque neutral a largo plazo. La serie de precios agrarios es la más volátil, aunque también lo es bastante M1, siendo menos volátiles los precios industriales. No son demasiado altas las correlaciones contemporáneas entre innovaciones, salvo quizá entre los precios agrarios y los industriales, por lo que el orden de triangulación no debe afectar demasiado a los resultados.

En el cuadro 3 se resume el modelo LPA-LPI-LM3. LM3 aparece como exógena. El efecto de M3 sobre los precios agrícolas aparece algo más débil que el de M1. En este modelo es importante el efecto causal, aunque neutral a largo plazo, de los precios agrícolas sobre los precios industriales, en una interacción compleja. Es relevante la baja volatilidad de M3, lo que no es de extrañar, ya que parte del período considerado ha sido el objetivo monetario del Banco de España. Para un análisis más específico de las cuestiones relativas a la cantidad de dinero en España, véase Mauleón (1989).

En el cuadro 4 se efectúa los análisis de exogeneidad y causalidad según las innovaciones en el modelo LPA-LPI-LM1. No se tienen en cuenta los efectos contemporáneos dada su irrelevancia y falta de significado, siguiendo a Granger (1988). Los resultados son muy parecidos en las distintas triangulaciones. Básicamente se acepta exogeneidad de la oferta monetaria y los precios industriales (muy importante contribución de la varianza propia, incluso a largo plazo), y, contrariamente, un efecto causal fuerte en el largo plazo de dichas variables sobre los precios agrarios, aunque con prolongado período de maduración.

En el cuadro 5 quedan reflejadas las consecuencias de una política monetaria activa sobre M3. M3 es esencialmente exógena; tan sólo existe un pequeño efecto casi inmediato y persistente (sobre todo en la triangulación en que LPA va an-

tes) de los precios agrarios. A diferencia de lo visto en el cuadro 3, en el contraste por bloques (ya se señaló que es bastante poco fiable), hay que admitir un efecto causal de M3 sobre los precios industriales, manteniéndose lo ya visto respecto a causalidad de los precios agrarios sobre los industriales. Además se observa un efecto de M3 sobre los precios agrarios más bien a largo plazo, no tan fuerte como el debido a M1. Parece claro que es el dinero más líquido el que tiene más influencia en el comportamiento de los precios agrarios.

El análisis de los gráficos es especialmente indicativo. En particular, las dinámicas relativas a M1 y M3 son muy diferentes entre sí. Por otro lado, las diferencias, ciertamente no exageradamente grandes, en los comportamientos derivados de choques en las innovaciones de precios agrarios pueden indicar algún problema de especificación en los distintos modelos.

Las consecuencias a largo plazo de una innovación en los precios agrarios parecen ser las siguientes: una recuperación del equilibrio en los precios agrarios, una elevación no demasiado grande de los precios industriales y una contracción en M1. Por otro lado, una innovación en los precios industriales tiene como consecuencias una subida a largo plazo de los precios agrarios, una tendencia al ajuste en los propios precios industriales, pero sin llegar a recuperar el equilibrio, cierta contracción en M1 y ningún efecto sobre M3. Un choque en M1 no es apenas sentido por los precios industriales, sube los precios agrarios en el medio y largo plazo (curiosamente parece haber una tendencia al ajuste al año), y tiende a continuarse en expansión monetaria. Finalmente, una innovación en M3 es sentida por los precios industriales, y tiende a continuarse, mientras los precios agrarios retornan a largo plazo al equilibrio.

CONCLUSIONES

Sin pretender un contraste específico de diferentes teorías propuestas sobre el papel de la agricultura en la inflación,

son destacables varias conclusiones, que se apoyan en el análisis empírico realizado:

1. Las relaciones entre dinero y precios relativos son distintas para cada agregado monetario.
2. La hipótesis de neutralidad no se acepta en España, ni en el corto ni en el largo plazo, durante el período 1967-1987.
3. Los ajustes en M1 y precios agrarios son mucho más «flexibles» y erráticos que en M3 o en los precios industriales.
4. El dinero más líquido tiene una influencia importante sobre el comportamiento a largo plazo de los precios agrarios, mientras que no es así para un dinero amplio (M3), como ha sido objetivo de la política monetaria durante la mayor parte del período analizado.
5. Los precios agrarios suben como una consecuencia directa de innovaciones en precios industriales. Estos últimos no parecen tener importancia como intermediarios en la transmisión de inflación, ni parecen influir en una expansión de liquidez. Por eso, parece rechazarse la hipótesis «cost-price squeeze» como una explicación importante de subidas en precios agrarios, aunque no se han considerado todas las posibles vías. En cualquier caso, sería interesante una línea de estudio de las relaciones entre los sectores «reales» agrario y no agrario.

CUADRO 1
Determinación del orden de los retardos

Estadísticos del contraste para los modelos		
n	LPA LPI LMI	LPA LPI LM3
1	2.848,37**	2.854,01**
2	76,14**	44,41**
3	27,30**	12,27
4	6,66	4,70
5	15,42	22,91**
6	7,13	10,52
7	12,15	14,68
8	7,57	4,05
9	7,09	8,43
10	15,76	19,72*
11	5,88	8,33
12	11,41	9,39
13	7,95	11,18
14	5,30	7,25
15	18,35*	18,73*
16	14,47	15,04
17	27,99**	10,92
18	11,42	10,47
19	20,04**	24,35**
20	3,79	1,74
21	12,11	5,16
22	14,33	12,10
23	6,61	3,87
24	9,04	5,33

n es la longitud de retardos.

Los valores críticos de χ^2 con nueve grados de libertad son: 16,92 (al 5%), 21,67 (al 1%).

* indica significativamente diferente de cero al 5%.

** indica significativamente diferente de cero al 1%.

CUADRO 2
Modelo LM1 LPA LPI

Observaciones: 248 (67:1 - 87:8)	Grados de libertad: 179
Regresores: -LM1 1 19 -LPA 1 19 -LPI 1 19	dummies mensuales.
<u>Ecuación 1</u> Variable dependiente LM1.	
R ² = ,9996 Q (45) = 18,04	
Estadísticos F: LM1 314,53** LPA ,64 LPI ,80	
Coeficientes:	
Σ LM1 1,025 (.017) Σ LPA -,062 (.063) Σ LPI ,020 (.046)	
<u>Ecuación 2</u> Variable dependiente LPA.	
R ² = ,9986 Q (45) = 36,30	
Estadísticos F: LM1 3,37** LPA ,21,47** LPI ,1,71*	
Coeficientes:	
Σ LM1 ,053 (.022) Σ LPA ,771 (.081) Σ LPI ,140 (.060)	
<u>Ecuación 3</u> Variable dependiente LPI.	
R ² = ,9999 Q (45) = 36,89	
Estadísticos F: LM1 ,99 LPA ,1,94* LPI 288,32**	
Coeficientes:	
Σ LM1 ,012 (.006) Σ LPA ,015 (.,023) Σ LPI ,971 (.017)	
<u>Medidas de volatilidad</u> LM1 1,40 LPA 1,46 LPI 0,47	
<u>Correlaciones contemporáneas entre innovaciones</u>	
LM1-LPA ,065	LM1-LPI -,051 LPA-LPI ,145

CUADRO 3
Modelo LM3 LPA LPI

Observaciones: 248 (67:1 - 87:8)	Grados de libertad: 179
Regresores: -LM3 1 19 -LPA 1 19 -LPI 1 19	dummies mensuales.
<u>Ecuación 1</u> Variable dependiente LM3.	
R ² = ,9999 Q (45) = 16,85	
Estadísticos F: LM3 3936,78** LPA 1,38 LPI ,54	
Coeficientes:	
Σ LM3 1,003 (.004) Σ LPA ,009 (.018) Σ LPI -,016 (.015)	
<u>Ecuación 2</u> Variable dependiente LPA.	
R ² = ,9984 Q (45) = 35,66	
Estadísticos F: LM3 1,98* LPA ,25,84** LPI ,1,88*	
Coeficientes:	
Σ LM3 ,040 (.015) Σ LPA ,857 (.070) Σ LPI ,068 (.058)	
<u>Ecuación 3</u> Variable dependiente LPI.	
R ² = ,9999 Q (45) = 40,30	
Estadísticos F: LM3 1,23 LPA ,2,36** LPI 315,60**	
Coeficientes:	
Σ LM3 ,005 (.004) Σ LPA ,023 (.019) Σ LPI ,974 (.016)	
<u>Medidas de volatilidad</u> LM3 0,45 LPA 1,57 LPI 0,46	
<u>Correlaciones contemporáneas entre innovaciones</u>	
LM3-LPA ,101	LM1-LPI ,090 LPA-LPI ,093

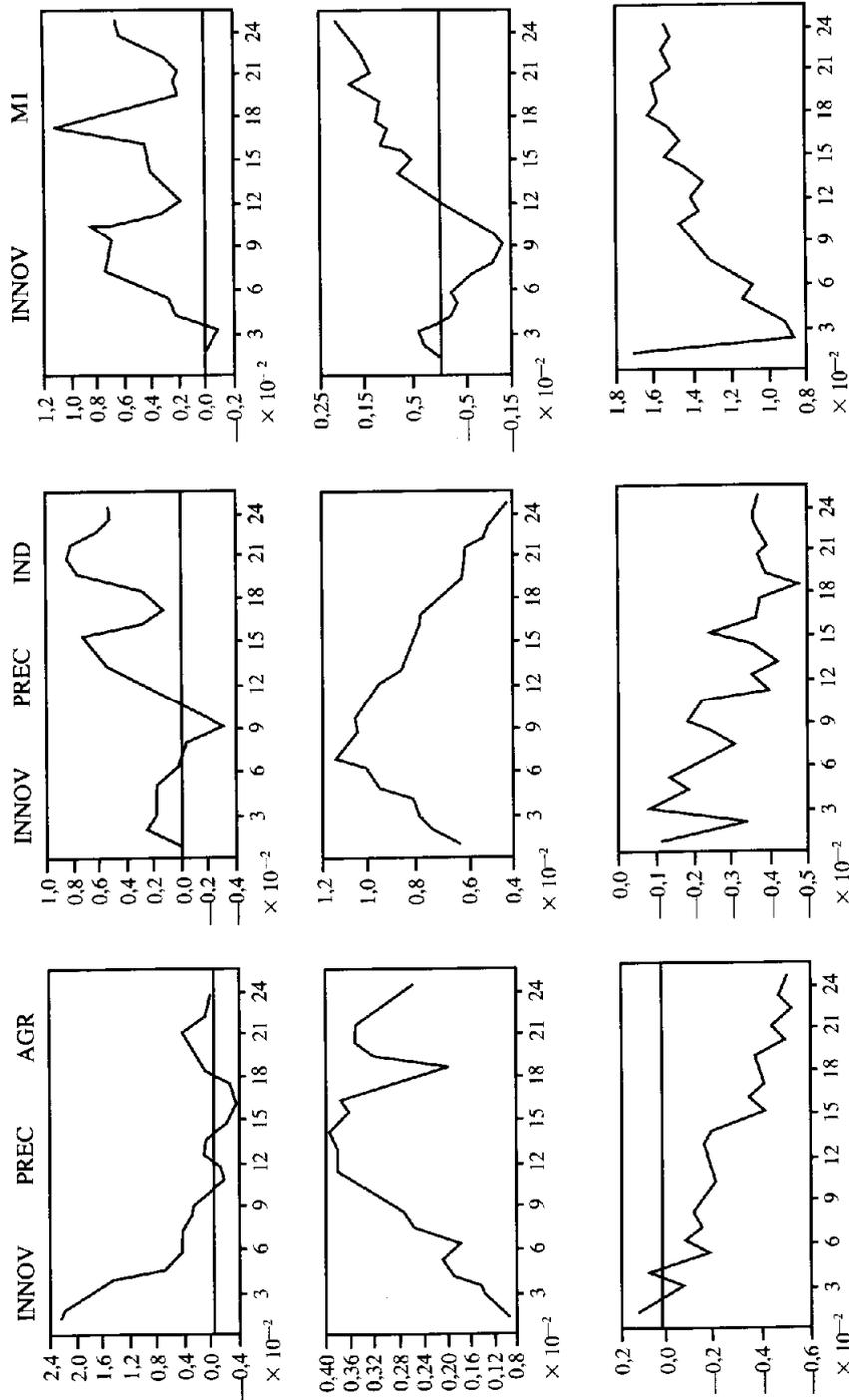
CUADRO 4
Proporción de error de predicción debido a cada
innovación. Modelo LM1 LPA LPI

Orden de triangulación	Error en	Mes	Desviación típica	Innovación en			
				LPA	LPI	LM1	
LPA-LPI-LM1	LPA	3	.036	.99	.01	.00	
		6	.040	.96	.01	.03	
		9	.042	.88	.01	.11	
		12	.043	.83	.02	.15	
		18	.048	.69	.08	.23	
		24	.053	.59	.18	.23	
	LPI	3	.013	.03	.97	.00	
		6	.021	.04	.96	.00	
		9	.029	.05	.95	.00	
		12	.035	.07	.93	.00	
		18	.041	.09	.90	.01	
		24	.044	.11	.88	.01	
	LM1	3	.022	.00	.03	.97	
		6	.029	.01	.03	.96	
		9	.037	.01	.03	.96	
		12	.045	.01	.04	.95	
		18	.060	.03	.04	.93	
		24	.073	.05	.04	.91	
	LM1-LPA-LPI	LPA	3	.036	.99	.01	.00
			6	.040	.96	.03	.01
			9	.042	.87	.12	.01
			12	.043	.82	.16	.02
			18	.048	.68	.23	.09
			24	.053	.59	.22	.19
LPI		3	.013	.03	.97	.00	
		6	.021	.04	.96	.00	
		9	.029	.05	.94	.01	
		12	.035	.07	.92	.01	
		18	.041	.09	.90	.01	
		24	.044	.11	.88	.01	
LM1		3	.022	.00	.02	.98	
		6	.029	.02	.01	.97	
		9	.037	.02	.01	.97	
		12	.045	.03	.02	.95	
		18	.060	.05	.02	.93	
		24	.073	.08	.02	.90	

CUADRO 5
Proporción de error de predicción debido a cada
innovación. Modelo LM3 LPA LPI

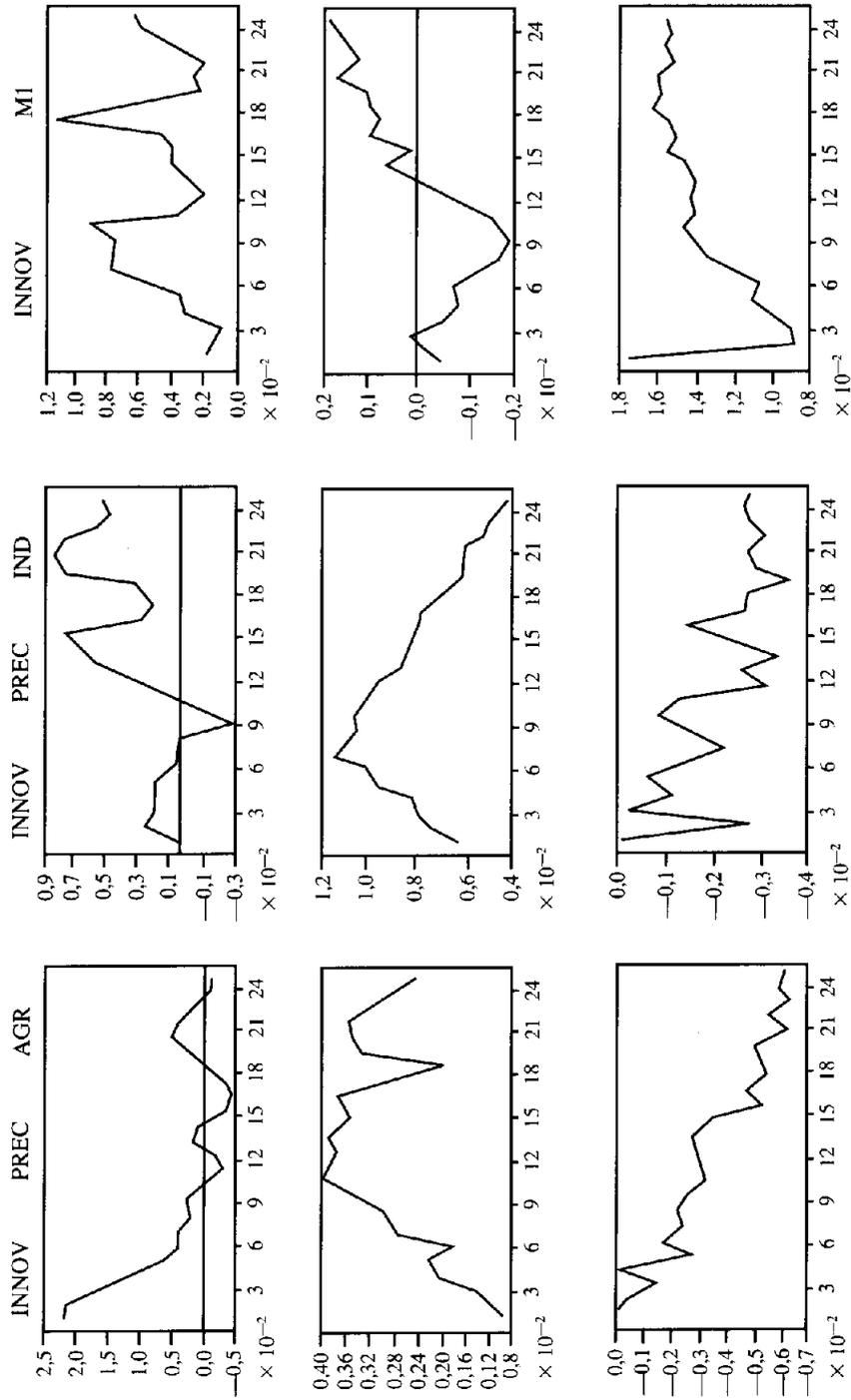
Orden de triangulación	Error en	Mes	Desviación típica	Innovación en			
				LPA	LPI	LM3	
LPA-LPI-LM3	LPA	3	.038	1.00	.00	.00	
		6	.044	.99	.01	.00	
		9	.046	.97	.01	.02	
		12	.048	.92	.01	.07	
		18	.051	.85	.08	.07	
		24	.055	.79	.15	.06	
	LPI	3	.013	.01	.97	.02	
		6	.020	.01	.97	.02	
		9	.027	.04	.95	.01	
		12	.032	.07	.91	.02	
		18	.041	.13	.77	.10	
		24	.050	.19	.63	.18	
	LM3	3	.011	.10	.01	.89	
		6	.014	.09	.01	.90	
		9	.020	.09	.01	.90	
		12	.025	.12	.00	.88	
		18	.032	.13	.00	.87	
		24	.039	.13	.00	.87	
	LM3-LPA-LPI	LPA	3	.038	.99	.00	.01
			6	.044	.98	.01	.01
			9	.046	.95	.01	.04
			12	.048	.91	.01	.08
			18	.051	.83	.08	.09
			24	.055	.77	.15	.08
LPI		3	.013	.01	.99	.00	
		6	.020	.02	.98	.00	
		9	.027	.04	.96	.00	
		12	.032	.07	.90	.03	
		18	.041	.10	.75	.15	
		24	.050	.16	.60	.24	
LMI		3	.010	.05	.00	.95	
		6	.014	.05	.00	.95	
		9	.020	.05	.00	.95	
		12	.025	.07	.00	.93	
		18	.032	.07	.00	.93	
		24	.039	.07	.00	.93	

GRAFICO 1
Orden de triangulación: LPA, LPI, LMI



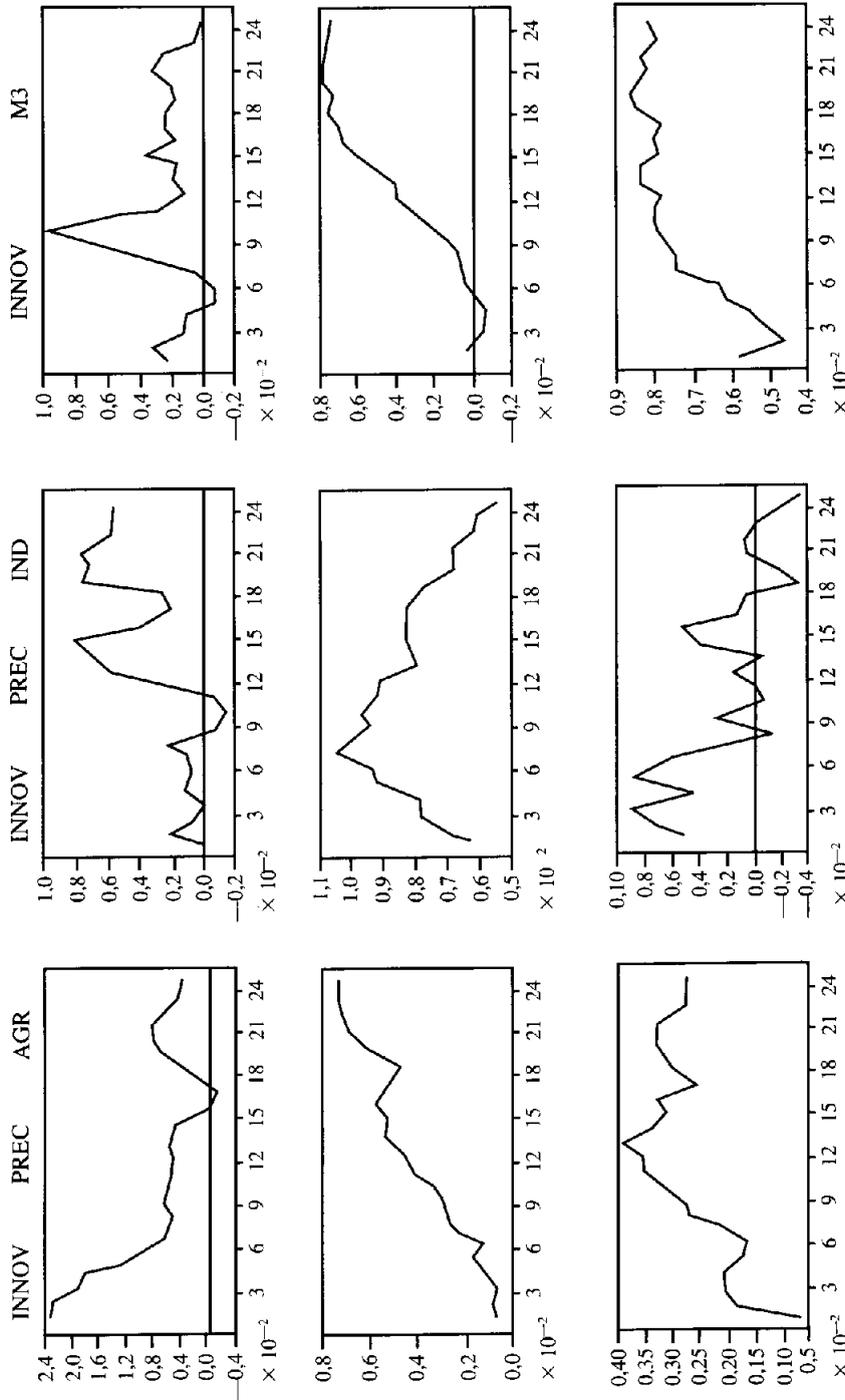
1ª fila: Efecto sobre precios agrarios (LPA).
 2ª fila: Efecto sobre precios industriales (LPI).
 3ª fila: Efecto sobre M1 (LMI).

GRAFICO 2
Orden de triangulación: LMI, LPA, LPI



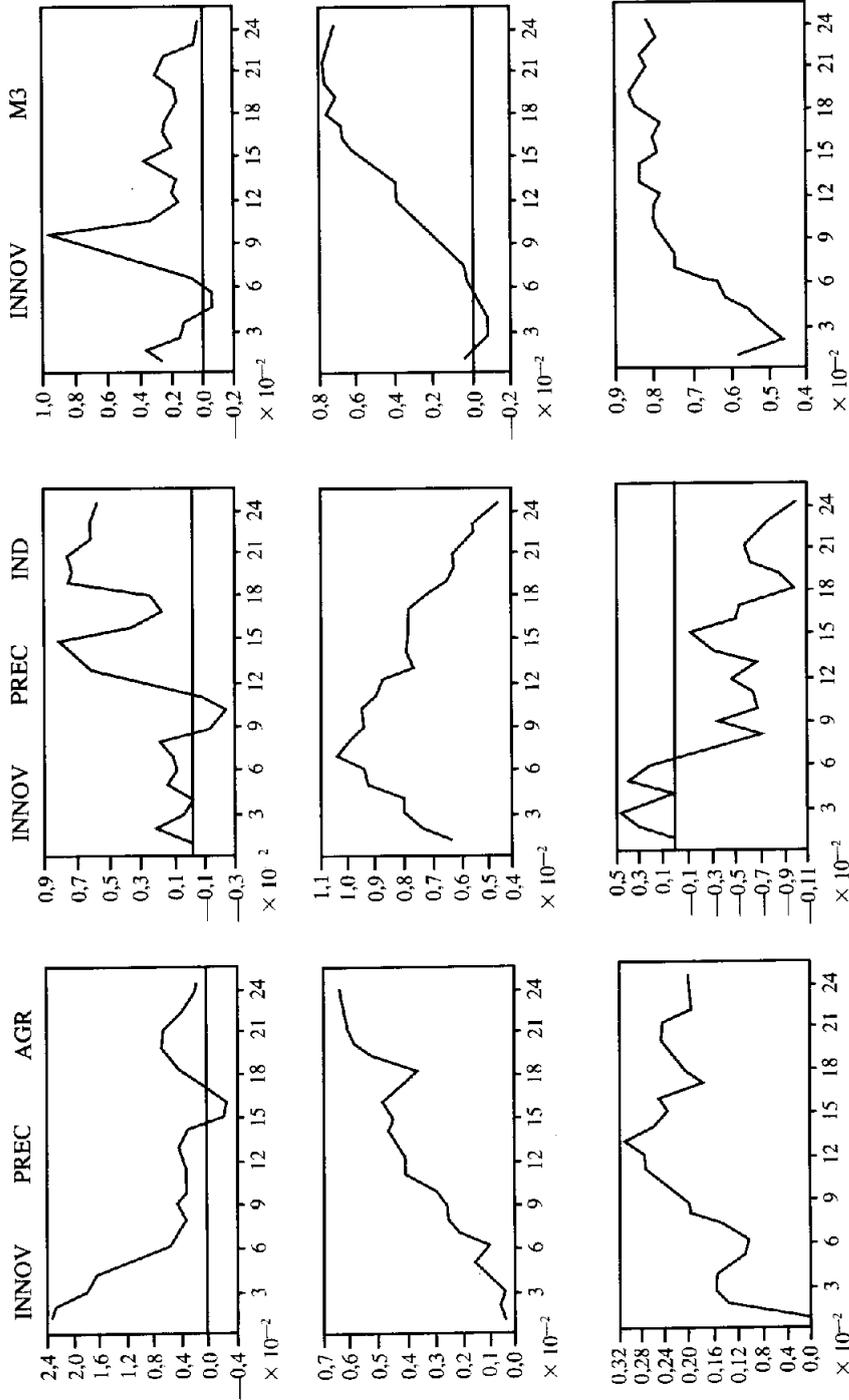
1ª fila: Efecto sobre precios agrícolas (LPA).
2ª fila: Efecto sobre precios industriales (LPI).
3ª fila: Efecto sobre M1 (LMI).

GRAFICO 3
Orden de triangulación: LPA, LPI, LM3



1ª fila: Efecto sobre precios agrícolas (LPA).
 2ª fila: Efecto sobre precios industriales (LPI).
 3ª fila: Efecto sobre M3 (LM3).

GRAFICO 4
Orden de triangulación: LM3, LPA, LPI



1ª fila: Efecto sobre precios agrarios (LPA).
 2ª fila: Efecto sobre precios industriales (LPI).
 3ª fila: Efecto sobre M3 (LM3).

BIBLIOGRAFIA

- ANDREWS, M. S. y G. C. RAUSSER (1986): «Some political economy aspects of macroeconomic linkages with agriculture», *Amer. J. Agr. Econ.*, 68: 413-417.
- BARNETT, R. C.; D. A. BESSLER; y R. L. THOMPSON (1983): «The money supply and nominal agricultural prices», *Amer. J. Agr. Econ.*, 65: 303-308.
- BESSLER, D. A. (1984): «Relative prices and money: a vector autorregression on brazilian data», *Amer. J. Agr. Econ.*, 66: 25-30.
- BORDO, M. D. (1980): «The effects of a monetary change on relative commodity prices and the role of long-term contracts», *J. Polit. Econ.*, 88: 1088-1109.
- BORDO, M. D.; y A. J. SCHWARTZ (1980): «Money and prices in the Nineteenth Century: an old debate rejoined», *J. Econ. Hist.*, 40: 61-72.
- CHAMBERS, R. G. (1984): «Agricultural and financial market interdependence in the short-run», *Amer. J. Agr. Econ.*, 66: 12-24.
- COOLEY, T. F.; y S. F. LEROY (1985): «Atheoretical macroeconometrics, a critique», *J. Monetary Econ.*, 16: 283-308.
- DEVADOSS, S.; y W. H. MEYERS (1987): «Relative prices and money: further results for the United States», *Amer. J. Agr. Econ.*, 69: 838-842.
- DOAN, T. A.; y R. B. LITTERMAN (1985): *User's Manual: RATS, VAR Econometrics*. Minneapolis.
- DOLADO, J. J. (1989): «Cointegración: Una panorámica». Documento de trabajo 8902. Banco de España. Madrid.
- ENGLE, R. E.; y C. W. J. GRANGER (1987): «Co-Integration end error correction: representation, estimation, and testing», *Econometrica*, 55: 251-276.
- FRANKEL, J. A. (1986): «Expectations and commodity price dynamics: the overshooting model», *Amer. J. Agr. Econ.*, 68: 344-348.
- FRISCH, H. (1988): *Teorías de la inflación*, Alianza. Madrid.
- GRANGER, C. W. J. (1969): «Investigating causal relationships by econometric models and spectral methods», *Econometrica*, 37: 424-438.
- GRANGER, C. W. J. (1988): «Some recent developments in a concept of causality», *J. Econometrics*, 39: 199-211.
- HICKS, J. R. (1976): *La crisis de la economía keynesiana*, Labor. Barcelona.
- LAU, L. J. (1988): «Testing and imposing monotonicity, convexity and quasi-convexity constraints», en M. A. Fuss, y D. L. McFadden

- (eds.). *Production Economics: a dual approach to theory and applications vol. 1*. 409-453 North-Holland. Amsterdam.
- LJUNG, G. M.; y G. E. P. BOX (1978): «On a measure of lack of fit in time series models», *Biometrika*, 66: 67-72.
- LUCAS, R. E. (1988): *Modelos de ciclos económicos* Alianza. Madrid.
- LUCAS, R. E. (1976): «Econometric policy evaluation: a critique», en K. Brunner y A. H. Meltzer (eds.) *The Phillips curve and labor markets* North-Holland. Amsterdam.
- MARAVALL, A.; y S. BENTOLILA (1986): «Una medida de volatilidad en series temporales con una aplicación al control monetario en España», *Investigaciones Económicas*, 10 (1): 185-199.
- MAULEÓN, I. (1989): *Oferta y demanda de dinero: Teoría y evidencia empírica* Alianza. Madrid.
- MOUNT, T. D. (1989): «Policy analysis with time-series econometric models: discussion», *Amer. J. Agr. Econ.*, 71: 507-508.
- PENSON, J. B.; y B. L. GARDNER (1988): «Implications of the Macroeconomic outlook for agriculture», *Amer. J. Agr. Econ.*, 70: 1013-1022.
- PLOSSER, C. I. (1989): «Understanding Real Business Cycles», *J. Econ. Perspect.*, 3 (3): 51-77.
- RAUSSER, G. C.; J. A. CHALFANT; H. A. LOVE; y K. G. STAMOULIS (1986): «Macroeconomic linkages, taxes, and subsidies in the U.S. agricultural sector», *Amer. J. Agr. Econ.*, 68: 399-412.
- ROBERTSON, J. C.; y D. ORDEN (1990): «Monetary impact on prices in the short and long run: some evidence from New Zealand», *Amer. J. Agr. Econ.*, 72: 160-171.
- SIMS, C. A. (1972): «Money, income and causality», *Amer. Econ. Rev.*, 62: 540-552.
- SIMS, C. A. (1980): «Macroeconomics and reality», *Econometrica*, 48: 1-48.
- SIMS, C. A.; J. H. STOCK; y M. W. WATSON (1990): «Inference in linear time series models with some unit roots», *Econometrica*, 58 (1): 113-144.
- STARLEAF, D. R. (1982): «Macroeconomic policies and their impact upon the farm sector», *Amer. J. Agr. Econ.*, 64: 854-860.
- STOCK, J.; M. WATSON (1989): «Interpreting the evidence on money-income causality», *J. Econometrics*, 4-: 161-181.
- SUMNER, D. A. (1988): «Agriculture in the Macroeconomy: discussion», *Amer. J. Agr. Econ.*, 70: 1025-1026.

- TAYLOR, J. S.; y J. SPRIGGS (1989): «Effects of the monetary macroeconomy on Canadian agricultural prices», *Can. J. Econ.*, 23: 278-289.
- TWEETEN, L. G. (1980): «Macroeconomics in crisis: Agriculture in a underachieving economy», *Amer. J. Agr. Econ.*, 62: 853-865.
- VAN DUYNÉ, C. (1982): «Food prices, expectations, and inflation», *Amer. J. Agr. Econ.*, 64: 419-430.

RESUMEN

Se estudia la relación entre la oferta monetaria y los precios agrícolas e industriales por medio de autorregresión de vectores (VAR). Los resultados muestran un diferente comportamiento de los precios respecto a las diferentes definiciones de dinero (M1 y M3 en el presente estudio). La hipótesis de neutralidad a largo plazo del dinero y los precios relativos no se mantiene.

RÉSUMÉ

Il est étudié la relation entre l'offre monétaire et les prix agricoles et industriels par l'auto-régression des vecteurs (VAR). Les résultats montrent un comportement différent des prix par rapport aux différentes définitions de l'argent (M1 et M3 dans cette étude). L'hypothèse de neutralité à long terme de l'argent et les prix relatifs ne se maintient pas.

SUMMARY

The dynamic response between money, and manufactured and agricultural prices in Spain is studied using Sims' vector autoregression (VAR) technique. The definition of money (M1 or M3) matters. The long-run neutrality hypothesis is rejected.

