



**MINISTERIO DE AGRICULTURA, PESCA Y ALIMENTACION**  
**INSTITUTO NACIONAL DE INVESTIGACION Y TECNOLOGIA AGRARIA Y ALIMENTARIA**

RELACIONES DINAMICAS ENTRE VARIABLES MACROECONOMICAS  
Y LAS EXPORTACIONES AGROALIMENTARIAS ESPAÑOLAS  
HACIA LA UE

M. BEN KAABIA, J. M. GIL

Investigación Agraria

Economía

Vol. 9 (2) - 1994

# RELACIONES DINAMICAS ENTRE VARIABLES MACROECONOMICAS Y LAS EXPORTACIONES AGROALIMENTARIAS ESPAÑOLAS HACIA LA UE

**M. BEN KAABIA**

**J. M. GIL**

Unidad de Economía y Sociología Agrarias. Servicio de Investigación Agraria  
Diputación General de Aragón. Apdo. 727. 50080 Zaragoza

## RESUMEN

En este artículo se utiliza la metodología de los Vectores Autorregresivos (VAR) para analizar las relaciones dinámicas entre un conjunto de variables de política monetaria, las exportaciones agroalimentarias hacia la UE y los precios. Se ha especificado y estimado un Vector Autorregresivo Restringido (RVAR) para el período 1983-92 utilizando datos mensuales. Los resultados de las funciones impulso resaltan el escaso efecto que las variaciones de las variables agroalimentarias tienen sobre las monetarias. Por otro lado, una apreciación en el tipo de cambio tiene una influencia negativa y a corto plazo sobre el volumen exportado y más a largo plazo sobre los precios.

**PALABRAS CLAVE:** Vectores Autorregresivos  
Exportaciones agroalimentarias  
Tipo de cambio  
Unión Europea

## INTRODUCCION

A partir de los años setenta se ha mostrado un gran interés por el análisis de las relaciones entre macroeconomía y sector agrario. Schuh (1974) demostró el efecto potencial que las variaciones en la política macroeconómica tenían sobre el sector agrícola en Estados Unidos. Su conclusión era que los mercados de productos agrícolas, tanto en el entorno doméstico como en el internacional, no se pueden comprender aisladamente del mercado de capitales y de otros factores monetarios. Según Schuh, bajo ciertas suposiciones, una caída del dólar conllevaría un incremento de las exportaciones hacia el extranjero y una posición más competitiva. Sin embargo, dependiendo de las elasticidades de oferta y demanda, este cambio puede ser fuerte o débil.

El artículo de Schuh supuso el comienzo de una larga serie de debates sobre la magnitud del efecto que el tipo de cambio tenía sobre las exportaciones agrícolas. Las metodologías utilizadas para fundamentar las conclusiones en uno u otro sentido han sido muy diversas, abarcando desde sofisticados modelos estructurales hasta modelos de series temporales. Entre los estudios empíricos sobre el impacto que las variaciones en el tipo de cambio pueden tener sobre el sector agrario utili-

---

Recibido: 22-3-94

Aceptado para su publicación: 27-7-94

zando modelos econométricos tradicionales (modelos estructurales), se pueden citar los de Chambers, Just (1982); Batten, Belongia (1986) y Carter *et al.*, (1990), entre otros. En la mayoría de estos estudios, el impacto directo que el tipo de cambio tiene sobre los precios y/o exportaciones agrarias es bastante significativo.

Dentro de los modelos de series temporales, una de las técnicas más utilizadas en este tipo de trabajos ha sido la de los vectores autorregresivos (VAR). Esta metodología se ha utilizado para examinar aspectos como el impacto de la política macroeconómica sobre los precios agrícolas (Taylor, Spriggs, 1989), o bien, el impacto de un shock unitario en la oferta monetaria y la tasa de cambio sobre los precios agrícolas y las exportaciones (Orden, 1986a, 1986b; Orden, Fackler, 1989). Bessler y Babula (1987), compararon la capacidad predictiva de un modelo VAR con la de los modelos univariantes, encontrando que la introducción del tipo de cambio no mejoraba la predicción de la cantidad exportada de trigo; sin embargo, la introducción del tipo de cambio como una variable explicativa adicional mejoraba la predicción del precio de dicho producto.

Bradshaw y Orden (1990) estudiaron el impacto de variaciones en el tipo de cambio sobre el precio y la cantidad exportada de algunos cereales utilizando un análisis de causalidad. En sus conclusiones indicaron la existencia de un efecto causal del tipo de cambio sobre el precio; sin embargo, el efecto sobre la cantidad exportada no era muy claro, dependiendo de las suposiciones realizadas en la fase de identificación de los modelos.

Aunque la literatura existente sobre las relaciones entre macroeconomía y agricultura es bastante extensa, se ha prestado escasa atención a la influencia de variables monetarias diferentes del tipo de cambio sobre el sector agroalimentario. Estudios como los de Schuh, Huges, Orden (1980) y Cambers (1983) resaltaron la influencia del tipo de interés sobre el sector agroalimentario. Variaciones en el tipo de interés influyen sobre la estructura de costes del sector agroalimentario y, por tanto, sobre el precio de los productos, lo que condiciona su competitividad.

El objetivo del presente trabajo se centra en estudiar las interrelaciones dinámicas entre las variables macroeconómicas (tipo de cambio y tipo de interés) y los precios y las exportaciones agroalimentarias españolas hacia la UE. En concreto, se trata de evaluar la respuesta de las diferentes variables ante shocks inesperados en el resto de series antes consideradas. Para alcanzar dicho objetivo, el artículo se ha estructurado de la manera siguiente. En el siguiente apartado se presentan los rasgos esenciales de la evolución del comercio exterior agroalimentario español hacia la UE. A continuación, se comentan la series utilizadas y se analizan las propiedades univariantes de las mismas. Seguidamente se presentan los resultados obtenidos de la aplicación de la metodología de los modelos VAR. Finalmente se enuncian las principales conclusiones obtenidas en este trabajo.

### **ALGUNOS RASGOS DE LA EVOLUCION RECIENTE DEL COMERCIO EXTERIOR AGROALIMENTARIO ESPAÑOL CON LA UE**

El proceso de liberalización comercial derivado de la integración española en la UE comenzó en marzo de 1986 con una situación favorable en la balanza comercial agroalimentaria. La debilidad de la demanda interna durante los años anteriores y la depreciación del tipo de cambio real proporcionaron un pequeño crecimiento de las importaciones y una considerable expansión de las exportaciones agroalimentarias.

A partir de estas condiciones iniciales, la integración de España en la UE ha traído consigo un rápido y sustancial incremento del volumen de importaciones, un menor dinamismo de las exportaciones, la concentración de los intercambios comerciales españoles en los países miembros de la UE y un notable deterioro de la balanza comercial. En efecto, la balanza comercial agroalimentaria por cuenta corriente ha pasado a una situación deficitaria alcanzando, en 1992, los 205.000 millones de pesetas, en términos reales.

Centrándonos en el análisis de las importaciones, éstas experimentaron un crecimiento espectacular a partir de 1986, alcanzando la cifra de 1,2 billones de pesetas en 1992, lo que supone un incremento del 50 p. 100, en términos reales, respecto a la cifra de 1986. Este gran incremento de las importaciones ha afectado a la totalidad de las categorías de bienes agroalimentarios, especialmente a los productos del reino animal y, muy en particular, a las frutas y hortalizas. Junto a ello, la integración española en la UE ha supuesto una notable concentración de los flujos comerciales en los mercados europeos: así, las importaciones procedentes de la UE han pasado de representar un 18 p. 100 sobre el total, en 1982, a un 54,2 p. 100, en 1992. El sustancial incremento de las importaciones procedentes de la UE refleja, en gran medida, un proceso de desviación del comercio desde los oferentes tradicionales, principalmente Estados Unidos y algunos países latinoamericanos, hacia los países comunitarios, derivado del nuevo régimen de importación preferencial otorgado a la comunidad tras la adhesión.

Por lo que respecta a las exportaciones, éstas experimentaron también un ritmo creciente, alcanzando, en 1992, los 983.000 millones de pesetas (un 18 p. 100 superior, en términos reales, a la cifra de 1986 e idéntica a la alcanzada en 1988). Las exportaciones de productos de origen vegetal, especialmente frutas y hortalizas frescas y las de productos de la industria agroalimentaria son las que experimentaron un mayor crecimiento. En términos agregados, la exportación a los países de la UE suponía, en 1978, el 56 p. 100 de las ventas totales. La entrada de España en la UE, y la consiguiente aceptación del principio de preferencia comunitaria en los intercambios comerciales, ha acentuado la importancia de la UE como principal destino de las ventas españolas, representando, en 1992, el 73,7 p. 100 de la exportación total de productos agroalimentarios (Tabla 1).

Analizando los principales capítulos arancelarios (Tabla 2), puede verse como se ha producido un incremento generalizado de la participación de la UE (salvo en el caso de las hortalizas frescas, que se ha mantenido constante). Destacan los capítulos de animales vivos, carnes, productos lácteos y cereales.

**TABLA 1**  
**DISTRIBUCION GEOGRAFICA DE LAS EXPORTACIONES**  
**AGROALIMENTARIAS (%)**

	1978	1982	1986	1989	1991	1992
UE	56,11	51,91	61,41	68,45	73,44	73,70
EE.UU.	7,83	7,32	8,02	6,84	4,44	4,70
Latinoamérica	3,25	3,02	1,87	1,55	1,56	n.d.
Resto del mundo	20,30	21,09	17,25	14,10	10,59	n.d.

n.d. = no disponible

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la DGA



**TABLA 2**  
**PARTICIPACION DE LA UE SOBRE LAS EXPORTACIONES TOTALES**  
**AGROALIMENTARIAS ESPAÑOLAS DE LOS PRINCIPALES**  
**CAPITULOS ARANCELARIOS (%)**

	1983	1986	1989	1990	1991	1992
Animales vivos	43,4	64,6	71,5	81,1	89,4	87,8
Carnes	33,1	70,6	89,3	90,1	89,6	86,2
Lácteos	15,4	54,3	87,1	81,8	60,4	72,7
Hortalizas	87,7	87,7	89,7	92,2	78,3	86,5
Frutas	78,2	85,7	87,0	88,7	87,5	89,6
Cereales	14,5	32,8	52,7	61,2	73,8	63,8
Materias grasas	20,2	47,6	38,4	65,6	80,0	49,0
Bebidas	53,3	55,0	56,0	65,2	60,1	60,3

Fuente: Billón (1990) y elaboración propia a partir de los datos de la DGA

Aunque el comercio exterior agroalimentario español ha estado, sin duda, marcado por la incorporación de España a la UE, su evolución no ha sido ajena a la marcha general de la economía española, marcada por la fuerte apreciación de la peseta que ha tenido lugar desde 1986 frente a los países de destino de nuestras exportaciones.

En efecto, el efecto de una apreciación de la peseta sobre las exportaciones agroalimentarias españolas puede verse en la Figura 1. Consideremos a España como un país exportador de productos agrarios, asumiendo, además, que todos los productos agroalimentarios se analizan de forma agregada. En la Figura 1, SS y DD representan la oferta y la demanda doméstica de los productos agrícolas, respectivamente; e ID representa la demanda internacional de los productos agrícolas suponiendo que el país es incapaz de influir en el precio de sus exportaciones y que el tipo de cambio está en equilibrio. El precio doméstico es  $P_1$  y estará determinado por el mercado exterior y por la oferta a largo plazo en otros países.

Para este precio, la cantidad producida en el interior del país será  $Q_2$  y la cantidad demandada  $Q_1$ , por lo que la cantidad exportada será  $Q_1 - Q_2$ . La ganancia total del sector será  $OP_1 BQ_2$ , de la que  $OP_1 AQ_1$ , viene generada por el mercado doméstico y  $Q_1 ABQ_2$ , por el mercado exterior.

Supongamos ahora que la moneda española está sobrevalorada de forma considerable. La consecuencia inmediata, en términos del mercado interior, es un desplazamiento hacia abajo de la curva ID ( $I'D$ ). En efecto, visto desde el exterior, la consecuencia de la apreciación es un aumento del precio del producto en moneda extranjera, lo que reduce la cantidad demandada. Si la demanda externa de un país es perfectamente elástica y el precio viene determinado por las condiciones del coste a largo plazo en otros países, el efecto de la sobrevaloración será una disminución de la curva de demanda internacional en términos del mercado interior.

El desplazamiento de la curva ID hacia  $I'D$  genera un descenso del precio en el mercado interior ( $P_2$ ). A este nuevo precio, la cantidad demandada desciende a  $Q_4$  mientras que la oferta aumenta a  $Q_3$ . Las exportaciones se reducen a  $Q_3 - Q_4$ . El área en azul representa la reducción en los ingresos del sector como consecuencia de la sobrevaloración. En la nueva situación, los ingresos se reducen al área  $OP_2 EQ_4$  de los que  $OP_2 DQ_3$  se generan en el mercado interior y  $Q_3 DEQ_4$  en el mercado exterior.

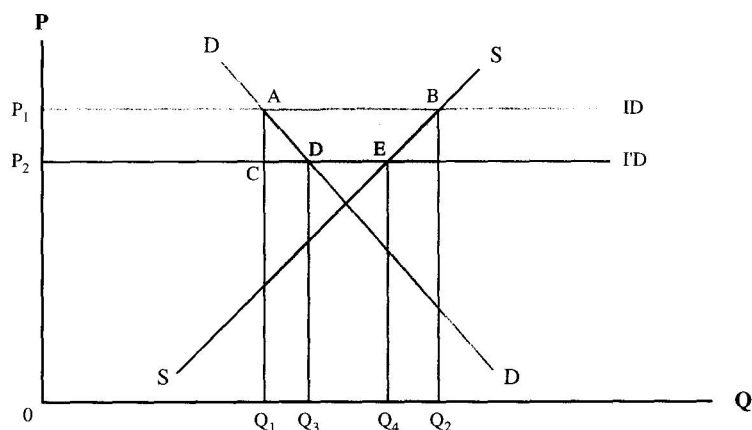


Fig. 1.-Consecuencias de la apreciación del tipo de cambio

La magnitud de la reducción de las ganancias en el mercado exterior depende de la magnitud de la sobreevaluación y de las elasticidades de oferta y demanda. Para la mayor parte de los productos agrarios, las elasticidades de la oferta y de la demanda son bastante inelásticas por lo que el efecto sobre el valor de las exportaciones no suele ser elevado en el corto plazo.

### ANÁLISIS DE LOS DATOS

Para llevar a cabo el objetivo planteado anteriormente, se han considerado cuatro variables: 1) El tipo de cambio efectivo real de la peseta frente al conjunto de los países de la UE (base 1985) (TCER); 2) el tipo de interés interbancario a tres meses (TIN); 3) El volumen de exportaciones agroalimentarias hacia la UE obtenido como suma de los capítulos arancelarios 1 al 23 (expresado en toneladas métricas) (QEX); y, 4) el precio unitario real de las exportaciones agroalimentarias, expresado en millones de pesetas constantes por tonelada (PEX), obtenido como cociente entre el valor total de las exportaciones agroalimentarias hacia la UE y el volumen exportado<sup>1</sup>.

Se han utilizado datos mensuales desde Enero de 1983 hasta Septiembre de 1992. El período muestral ha venido condicionado por la disponibilidad de la información facilitada por la Dirección General de Aduanas. Todas las series han

<sup>1</sup> Los datos del tipo de cambio efectivo nominal y del tipo de interés se han obtenido de los Boletines Económicos del Banco de España. El tipo de cambio efectivo real para el sector agroalimentario fue aproximado de la manera siguiente: se ha deflactado el tipo de cambio efectivo nominal de la peseta frente al conjunto de las monedas de la UE por el índice de precios relativos al consumo de los productos alimenticios entre España y el conjunto de los países de la UE. Los datos referentes al comercio exterior se han obtenido directamente de la Dirección General de Aduanas (Ministerio de Economía y Hacienda).

sido transformadas en logaritmos salvo el tipo de interés. Asimismo, la cantidad exportada y el precio unitario real de exportación se han desestacionalizado mediante la utilización de 11 variables ficticias con el fin de reducir las fluctuaciones mensuales de las exportaciones e importaciones de frutas y hortalizas frescas. El componente estacional era irrelevante en las series macroeconómicas<sup>2</sup>.

### Estacionariedad y cointegración

Las propiedades univariantes de las series se han analizado desde tres puntos de vista: gráficos de las series, funciones de autocorrelación y autocorrelación parcial y tests de no estacionariedad. Los gráficos de las series así como los de las funciones de autocorrelación y autocorrelación parcial de las mismas no se incluyen en el texto debido a las limitaciones de espacio. En todo caso, los resultados obtenidos en estos análisis son consistentes con los propocionados por los tests de no estacionariedad (tests de raíces unitarias).

En este trabajo se han utilizado los tests propuestos por Dickey, Fuller (1979, 1981), Phillips (1987) y Phillips, Perron (1988). El estadístico de Dickey, Fuller (DF) está basado en la regresión siguiente:

$$\Delta y_t = \beta_0 + \lambda y_{t-1} + u_t \quad \text{con } \Delta y_t = (y_t - y_{t-1}) \quad [1]$$

Su criterio consiste en rechazar  $H_0: \lambda = 0$  (existencia de una raíz unitaria) en favor de  $H_1$  (serie estacionaria) si  $|t_{(\alpha, T)}| < |\tau_{\mu(T, \alpha)}|$  (el percentil  $100\alpha$  del estadístico  $t$  bajo  $H_0$ ), donde los valores  $\tau_{\mu(T, \alpha)}$  aparecen recogidos en Fuller (1976).

En [1], Dickey, Fuller supusieron que el proceso generador de datos (PGD) era un AR(1). Si se considera que el PGD es un AR(p), Dickey y Fuller definieron un nuevo estadístico aumentado (DFA) que está basado en la siguiente regresión:

$$\Delta y_t = \beta_0 + \lambda y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i} + u_t$$

donde:  $p$  (orden óptimo del retardo de  $\Delta y_t$ ) es suficientemente largo para asegurar que los residuos  $u_t$  son ruido blanco. Como en el caso anterior, se trata de comparar el valor del  $t$ -estadístico del coeficiente  $\lambda$  con los valores críticos de  $\tau_{\mu(T, \alpha)}$ .

Como una alternativa a la inclusión de valores retardados para eliminar la correlación serial en [1], Phillips (1987) y Phillips, Perron (1988) sugirieron unos ajustes no paramétricos del estadístico de Dickey, Fuller de tal manera que se corrigiese la posible existencia de correlación serial. Estos estadísticos se representan por  $Z(\tau_\mu)$ .

Phillips, Perron (1988) demostraron que los valores críticos de  $Z(\tau_\mu)$  convergen en probabilidad a los valores críticos del estadístico de DF. Se trata de comparar el valor de  $Z(\tau_\mu)$  con el valor crítico  $\tau_{\mu(T, \alpha)}$  y rechazar la hipótesis nula sobre la existencia de raíz unitaria si  $|Z(\tau_\mu)| > |\tau_{\mu(T, \alpha)}|$ .

La Tabla 3 recoge los resultados de los diferentes tests para las cuatro variables consideradas anteriormente. Los valores obtenidos en los tests de DF, DFA y

<sup>2</sup> La utilización de los valores reales del precio y del tipo de cambio se basó en los trabajos de Bessler, Babula (1987) y Bradshaw, Orden (1990). Ambos utilizaron el tipo de cambio efectivo real y el precio real con el fin de estudiar el efecto del tipo de cambio sobre las exportaciones agrarias.

**TABLA 3**  
**TESTS SOBRE LA EXISTENCIA DE RAICES UNITARIAS**  
**EN LAS DIFERENTES SERIES<sup>a</sup>**

Tests	QEX	PEX	TCER	TIN	DTCER <sup>b</sup>	DTIN <sup>b</sup>
DF <sup>c</sup>	-4,96	-5,26	-0,10	-1,34	-7,61	-6,04
DFA <sup>c</sup>	-3,46	-4,50	-0,56	-2,36	-5,58	-6,07
PP <sup>c</sup>	-4,97	-5,33	-0,36	-2,10	-7,66	-4,74

<sup>a</sup> QEX cantidad exportada; PEX precio unitario real de exportación; TCER tipo de cambio efectivo real y TIN tipo de interés

<sup>b</sup> Series TCER y TIN diferenciadas un período

<sup>c</sup> El valor crítico de  $\tau_{(n)}$  al 5 p. 100 es -2,89

Philips-Perron (PP), en el caso de la cantidad y precio, son superiores a los valores críticos al 5 p. 100, por lo que se rechaza la hipótesis nula de existencia de una raíz unitaria. Ambas series son, por tanto, estacionarias. En el caso del tipo de interés y del tipo de cambio, los valores de DF, DFA y PP, en valor absoluto, son menores que el valor crítico indicando la existencia de, por lo menos, una raíz unitaria en ambas series. En estas dos series se aplicaron estos tests sobre las series diferenciadas una vez para comprobar la existencia o no de una segunda raíz unitaria. Los valores obtenidos para las series diferenciadas (DTCER y DTIN) rechazan la hipótesis nula sobre la existencia de dos raíces unitarias en todos los tests. Esto implica que las dos series, tipo de cambio y tipo de interés, son integradas de orden uno. Es decir, necesitan ser diferenciadas una vez para convertirlas en estacionarias.

A continuación se han realizado diferentes tests para verificar la existencia de cointegración entre el tipo de cambio y el tipo de interés. Los resultados indican la ausencia de dicha relación<sup>3</sup>. A la luz de los resultados obtenidos en los tests de raíces unitarias y cointegración y siguiendo a Sims *et al.*, (1990), los diferentes modelos VAR han sido especificados en niveles y no en diferencias. Esto supone una pequeña pérdida de eficiencia en la estimación; sin embargo, estos autores proporcionan evidencia empírica para la especificación de modelos VAR en niveles cuando el sistema contiene algunas raíces unitarias.

### ESPECIFICACION Y ESTIMACION DE LOS MODELOS VAR

Bajo ciertas condiciones generales, un modelo VAR de dimensión (m) y de orden (p) tiene la siguiente representación:

$$Y_t = c + \sum_{i=1}^p \beta_i Y_{t-i} + u_t \quad t = 1, 2, 3, \dots, T \quad [2]$$

<sup>3</sup> Los test DF y DFA aplicados sobre los residuos de la regresión de cointegración entre el tipo de interés y el tipo de cambio arrojará unos valores de -0,26 y -0,61, respectivamente. Los valores críticos, al 5 p. 100, son -3,37 y -3,17, respectivamente.

donde  $Y_t$  es un vector  $m \times 1$  de series temporales;  $c$  constante;  $\beta_i$  es una matriz  $m \times m$  de parámetros autorregresivos y  $u_t$  es un vector de errores ruido blanco.

El sistema [2] se denomina Vector Autorregresivo no Restringido (UVAR). Cada ecuación del sistema del modelo UVAR describe la evolución de una variable en función de sus propios retardos y de los del resto de las variables del sistema.

El sistema [2] incluye  $p$  retardos para cada una de las variables del sistema. En la práctica, el valor de  $p$  debe ser, por un lado, lo suficientemente pequeño para que sea operativo y, por otro, suficientemente grande para producir residuos que sean ruido blanco.

Fackler y Krieger (1986) detectaron algunos de los problemas que pueden encontrarse al utilizar los modelos UVAR en la predicción. La introducción de un retardo adicional en cada variable del sistema supondría incrementar el número de parámetros estimados en el cuadrado del número de variables del sistema. Por tanto, la elección de la longitud del retardo dependerá, en gran medida, de los grados de libertad disponibles. Por otro lado, si la longitud del retardo está especificada por defecto, los coeficientes estimados serán sesgados. Asimismo, la especificación de un retardo igual para cada variable del sistema es una hipótesis muy restrictiva y que, en todo caso, puede ser inapropiada.

En los últimos años se han desarrollado varios procedimientos para solucionar estos problemas introduciendo restricciones de tipo cero/uno. Los modelos resultantes se han denominado Vectores Autorregresivos Restringidos (RVAR). En este trabajo, la especificación del modelo RVAR se ha llevado a cabo utilizando el método de Hsiao (1979) quien sugirió un procedimiento secuencial basado en el concepto de causalidad de Granger (1969) y en el criterio del Error de Predicción Final (EPF) (Akaike, 1969) con el objetivo de identificar ecuaciones univariantes en un modelo autorregresivo multivariante.

Caines *et al.*, (1981) demostraron, sin embargo, que la especificación del retardo óptimo en cada una de las variables de la parte derecha de cada ecuación dependía del orden en el cual cada variable era introducida en dicha ecuación. Para solucionar este problema, estos autores desarrollaron un criterio con el fin de priorizar el orden de introducción de las variables antes de aplicar el método de Hsiao.

Estos autores definieron el concepto de gravedad específica como el recíproco del Error de Predicción Final Multivariante (EPFM) (Akaike, 1971) entre la variable endógena y el resto de las variables del sistema considerando, además, diferentes retardos. Cuanto mayor sea el valor de la gravedad específica, mayor será la importancia relativa de la variable en la ecuación. La Tabla 4 recoge el orden en el cual las variables deben ser introducidas en cada ecuación.

Una vez que el orden de introducción ha sido establecido, el método propuesto por Hsiao consta de las siguientes etapas. La especificación inicial de cada ecuación contiene solamente valores retardados de la variable dependiente. El retardo óptimo se determina minimizando el criterio del EPF. Teniendo en cuenta la naturaleza de los datos y los grados de libertad se consideró un retardo máximo de 12 períodos. Establecido el retardo óptimo de la variable dependiente, se introducen de forma secuencial valores retardados de la variable con mayor gravedad específica en cada ecuación. Un descenso en el valor del EPF determinaba si la longitud del retardo para dicha variable debía incrementarse en un período. Para evitar la convergencia en un mínimo local se consideraron retardos adicionales para comprobar si el valor del EPF descendía. En el caso de que la introducción de retardos adicionales no supusiese una reducción del valor del EPF obtenido en la etapa inicial, no se introducía ningún retardo de la variable con mayor gravedad

**TABLA 4**  
**IMPORTANCIA RELATIVA DE LAS VARIABLES EN CADA**  
**ECUACION DEL MODELO RVAR <sup>a</sup>**

Orden de introducción	Variables dependientes			
	QEX	PEX	TCER	TIN
1	PEX	TCER	QEX	TCER
2	TCER	QEX	PEX	PEX
3	TIN	TIN	TIN	QEX

<sup>a</sup> Los nombres de las variables aparecen en la Tabla 3

específica. Este proceso se repetía con el resto de las variables siguiendo el orden de introducción establecido <sup>4</sup>.

Para evitar la especificación de un número excesivo de retardos, una vez especificada cada ecuación, se mantenía constante el número de retardos de la variable introducida en último lugar a la vez que se reducía el número de retardos del resto de las variables, incluida la variable dependiente, con el fin de conseguir una reducción del valor del EPF.

La Tabla 5 recoge los valores del Error de Predicción Final obtenidos para cada combinación entre las cuatro variables consideradas en el trabajo. Comparando los valores del EPF de las diferentes combinaciones pueden entresacarse las conclusiones siguientes: puede afirmarse que existe una relación causal del precio unitario real de exportación sobre la cantidad exportada. Asimismo, el tipo de cambio efectivo real causa a la vez la cantidad exportada y el precio de exportación. Finalmente, el tipo de interés no causa ninguna de las variables consideradas; asimismo, cabe destacar que no existe una relación causal de las variables agroalimentarias sobre el tipo de cambio y el tipo de interés. De acuerdo con dichos valores, y tomando como ejemplo la ecuación de la cantidad exportada, la especificación final de dicha ecuación contiene sus tres primeros retardos, nueve retardos del precio de exportación y sólo un retardo del tipo de cambio efectivo real.

Los resultados obtenidos permiten especificar un Vector Autorregresivo Restringido cuya formulación final se recoge en la Tabla 6.

El modelo RVAR especificado anteriormente ha sido estimado mediante la utilización del procedimiento SURE utilizando datos desde enero de 1983 hasta junio de 1991. El modelo estimado se ha sometido a una serie de contrastes para comprobar la correcta especificación del mismo. En primer lugar, se ha utilizado el contraste de Breusch-Godfrey para comprobar la ausencia de autocorrelación. Los valores obtenidos para diferentes órdenes (1, 2, 3 y 12) fueron inferiores a sus valores críticos con un nivel de significación del 5 p. 100. La Tabla 7 recoge los resultados de dicho test.

Asimismo, se ha llevado a cabo el test de Chow (1983) para verificar si la entrada de España en la UE ha supuesto un cambio importante en la evolución de las series. El punto de corte se ha establecido en Julio de 1986 ya que es en dicho mes cuando se produjo la adhesión en el sector agroalimentario. El valor del esta-

**TABLA 5**  
**EVOLUCION DEL VALOR DEL ERROR DE PREDICCIÓN**  
**FINAL OBTENIDO UTILIZANDO EL METODO SECUENCIAL**  
**DE HSIAO (1979)<sup>a, b</sup>**

<b>Ecuación</b>	<b>Variables explicativas</b>				<b>EPF</b>
QEX	QEX (3)				0,0371
	QEX (3)	PEX (9)			0,0343
	QEX (3)	PEX (9)	TCER (1)		0,0302
	QEX (3)	PEX (9)	TCER (1)	TIN (1)	0,0372
PEX	PEX (1)				0,00719
	PEX (1)	TCER (9)			0,00707
	PEX (1)	TCER (9)	AEX (1)		0,00723
	PEX (1)	TCER (9)		TIN (1)	0,00724
TCER	TCER (2)				0,116
	TCER (2)	QEX (1)			0,113
	TCER (2)		PEX (1)		0,119
	TCER (2)			TIN (1)	0,117
TIN	TIN (2)				0,420
	TIN (2)	TCER (1)			0,540
	TIN (2)		PEX (1)		0,430
	TIN (2)			QEX (1)	0,431

<sup>a</sup> Los nombres de las variables aparecen en la Tabla 3

<sup>b</sup> El valor entre paréntesis indica el número de retardos de cada variable

**TABLA 6**  
**ESPECIFICACION FINAL DEL MODELO RVAR<sup>a</sup>**

<b>Variables explicativas</b>	<b>Variables dependientes</b>			
	<b>QEX</b>	<b>PEX</b>	<b>TCER</b>	<b>TIN</b>
QEX	3	9	1	0
PEX	0	1	9	0
TCER	4	0	2	0
TIN	0	0	0	2

<sup>a</sup> Los nombres de las variables aparecen en la Tabla 3

**TABLA 7**  
**TEST DE BREUSCH-GODFREY REALIZADO SOBRE**  
**EL MODELO RVAR<sup>a</sup>**

<b>Orden de la correlación</b>	<b>Variable dependiente</b>				<b><math>\chi^2</math> (5%)</b>
	<b>QEX</b>	<b>PEX</b>	<b>TCER</b>	<b>TIN</b>	
1	1,57	0,45	2,14	1,14	3,84
2	2,57	0,54	2,49	4,71	5,99
3	3,28	0,74	2,21	5,84	7,81
12	11,78	16,83	15,75	14,15	21,03

<sup>a</sup> Los nombres de las variables aparecen en la Tabla 3

dístico para las variables QEX, PEX, TCER y TIN fueron de 2,11; 1,81; 0,65 y 0,16, respectivamente, todos inferiores a los valores críticos al 5 p. 100.

Finalmente, se ha evaluado la capacidad predictiva del modelo RVAR respecto a un modelo ingenuo (la predicción en el siguiente período es igual al último valor observado) y a un modelo UVAR<sup>5</sup>. Para ello, se generaron 15 predicciones un período adelante (Julio 1991-Septiembre 1992) tanto para el modelo UVAR como para el RVAR. El logaritmo del determinante de la matriz de varianzas y covarianzas del error de predicción fue de -20,24 y -21,18 para los modelos UVAR y RVAR, respectivamente. Asimismo, para cada ecuación del modelo RVAR el valor del estadístico U de Theil fue menor a la unidad para predicciones 1, 2 y 3 períodos adelante.

Los resultados obtenidos corroboran la correcta especificación del modelo RVAR que será utilizado en el próximo apartado para medir las interrelaciones entre macroeconomía y sector agroalimentario a partir del análisis de las funciones impulso y la descomposición de la varianza.

### **FUNCIONES IMPULSO Y DESCOMPOSICION DE LA VARIANZA**

En el modelo RVAR, al no existir variables exógenas propiamente dichas, las ecuaciones estimadas tienen una interpretación diferente a las de un modelo econométrico. Los parámetros autorregresivos explican cómo cada variable evoluciona en el tiempo dados los valores pasados en el modelo. Por tanto, no es posible realizar análisis estructurales en el sentido de determinar el efecto de un cambio exógeno en una variable dependiente.

Al trabajar con modelos VAR es necesario diferenciar entre la evolución esperada de un conjunto de series (representadas por los parámetros autorregresivos), y las desviaciones que se pueden producir en el tiempo de esta evolución esperada como consecuencia de shocks inesperados. Estos shocks vienen medidos por los términos de error de las ecuaciones autorregresivas. En este sentido, en un modelo VAR pueden analizarse las interrelaciones entre las variables que lo forman examinando los efectos de los errores sobre la evolución en el tiempo de las variables.

Para llevar a cabo este análisis, resulta conveniente obtener por sucesivas sustituciones una representación media-móvil del modelo VAR (Orden, 1986b). A partir de esta representación pueden obtenerse las desviaciones que un shock inesperado en una variable en un momento determinado del tiempo produce sobre la evolución esperada de las series del sistema. Estas respuestas constituyen las denominadas funciones impulso.

La representación media móvil también proporciona una segunda medida útil para analizar las interrelaciones de las variables de un sistema. Los valores futuros de cada variable se calculan considerando que todos los shocks futuros tienen un valor esperado nulo. Como estos shocks son puramente aleatorios las varianzas de estas predicciones puede calcularse y descomponerse en distintos componentes derivados de cada una de las variables. Esta descomposición se calcula teniendo en cuenta la varianza de los shocks sobre cada variable (estimados a partir de los

<sup>5</sup> Se ha utilizado el método de Tiao, Box (1981) para determinar el retardo óptimo del modelo UVAR. Los resultados de dicho test indicaron un retardo óptimo de tres retardos para todas las variables del sistema. El modelo resultante fue estimado por Mínimos Cuadrados Ordinarios, ecuación por ecuación.



términos de error de las ecuaciones autorregresivas) y los impactos de dichos shocks sobre cada predicción (estimados a partir de los coeficientes de la representación media-móvil).

La existencia de correlación contemporánea entre los residuos de cada serie puede llevarnos a conclusiones erróneas derivadas de este análisis. Sims (1980) sugirió una transformación ortogonal del vector de innovaciones a partir de la descomposición de Choleski de tal forma que la matriz de varianzas y covarianzas del vector de innovaciones transformado sea la identidad. Por otra parte, la descomposición de Choleski depende de la ordenación de las variables dentro del sistema. Ordenaciones diferentes darán lugar a diferentes descomposiciones. En la práctica se suelen ordenar las series de menor a mayor exogeneidad. Teniendo en cuenta los resultados de la estimación y el objetivo del trabajo, las series han sido ordenadas de la siguiente forma: TIN, TCER, PEX y QEX.

Las Figuras 2 y 3 muestran las funciones de respuesta del precio y de la cantidad exportada ante shocks equivalentes a una desviación típica de cada una de las variables. Las respuestas de cada variable han sido normalizadas con el fin de evitar las posibles distorsiones provocadas por las diferentes unidades en que vienen expresadas las distintas variables. El método de Montecarlo desarrollado por Kloek, Van Dijk (1978) se ha utilizado para calcular la *t* de student para la contrastación de la significatividad de cada respuesta.

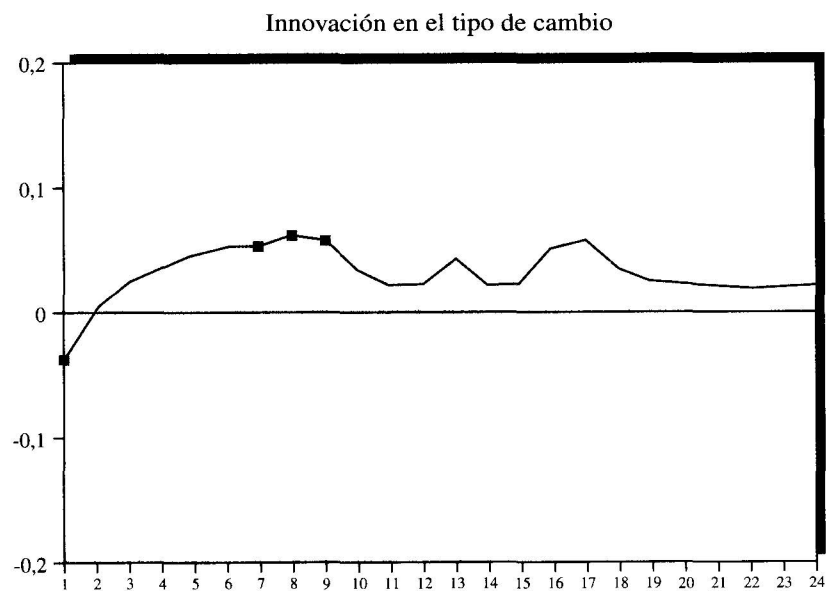
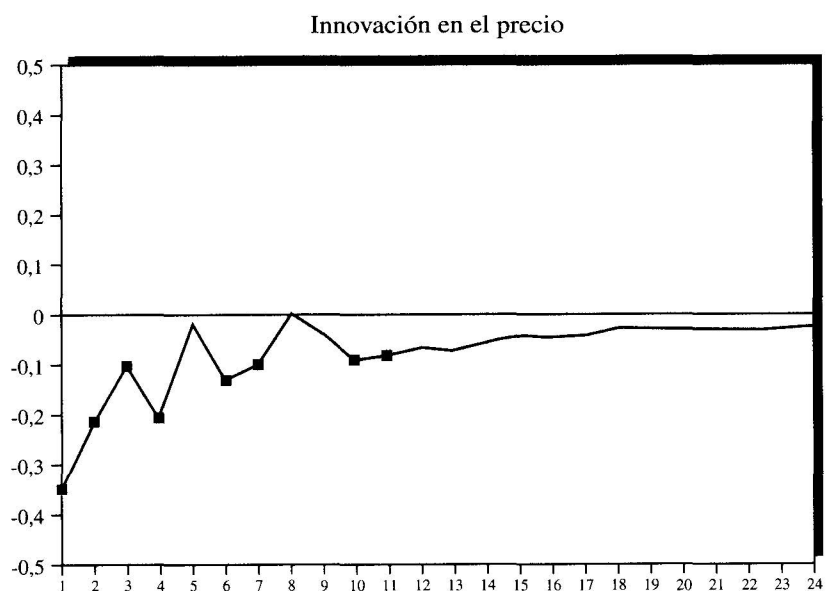
La Figura 2 recoge las respuestas dinámicas de la cantidad exportada ante variaciones en el resto de las variables. Las respuestas son bastante consistentes con los efectos esperados. Una desviación en el precio de las exportaciones (manteniendo todo el resto de las variables constantes) produce un efecto negativo sobre la cantidad exportada. Es decir, un aumento en el precio disminuye la demanda de nuestros productos en el mercado internacional. Este impacto negativo va disminuyendo a lo largo del tiempo llegando a ser no significativo a partir del noveno período.

El efecto de un shock unitario en el tipo de cambio produce un efecto a muy corto plazo y negativo sobre la cantidad exportada. Orden (1986b) llegó a un resultado similar. La respuesta de la cantidad exportada en el primer mes ante una apreciación del tipo de cambio efectivo real es negativa. Sin embargo, en el segundo mes este efecto produce un pequeño aumento en la cantidad exportada.

Son varias las razones que se pueden presentar para explicar este comportamiento. En primer lugar, puede destacarse la propia ordenación de las variables a la hora de ortogonalizar los errores de las ecuaciones autorregresivas. En efecto, la ordenación escogida impone una relación causal directa entre tipo de cambio y precios y entre éstos y el volumen exportado. Asimismo, ya se comentó en un apartado anterior como la magnitud de la respuesta de una apreciación de la peseta sobre las exportaciones radicaba en la magnitud de la apreciación y en las elasticidades de oferta y demanda. Según se ha visto anteriormente, la relación entre precio y cantidad exportada no parece excesivamente inelástica. Sin embargo, la apreciación de la peseta que ha tenido lugar durante el periodo de estudio no ha sido excesivamente brusca por lo que al estimar las ecuaciones autorregresivas el coeficiente no es muy elevado y, por tanto, el efecto de la apreciación no es de una gran magnitud.

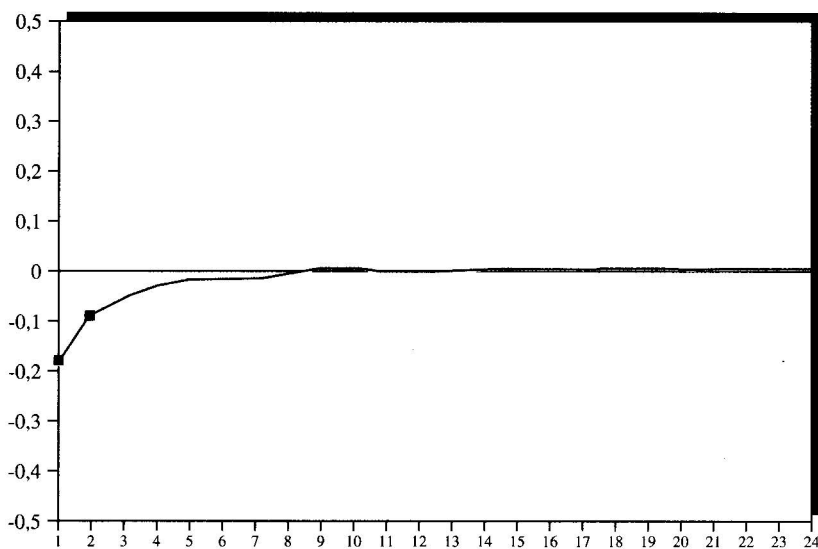
Por otro lado, el aumento del volumen exportado en el largo plazo se debe al importante efecto negativo que sobre el precio tiene una apreciación de la moneda (Fig. 3), lo que supondrá un incremento del volumen exportado en el futuro.

La Figura 3 muestra la respuesta del precio unitario de las exportaciones agroalimentarias ante variaciones en el resto de las variables. Como se ha comentado anteriormente una apreciación del tipo de cambio efectivo real produce una disminución del precio de exportación durante siete meses. Por otro lado, una desvia-



**Fig. 2.-Respuesta de la cantidad exportada ante un shock unitario en el resto de las variables**

Innovación en el tipo de interés



Innovación en la cantidad exportada

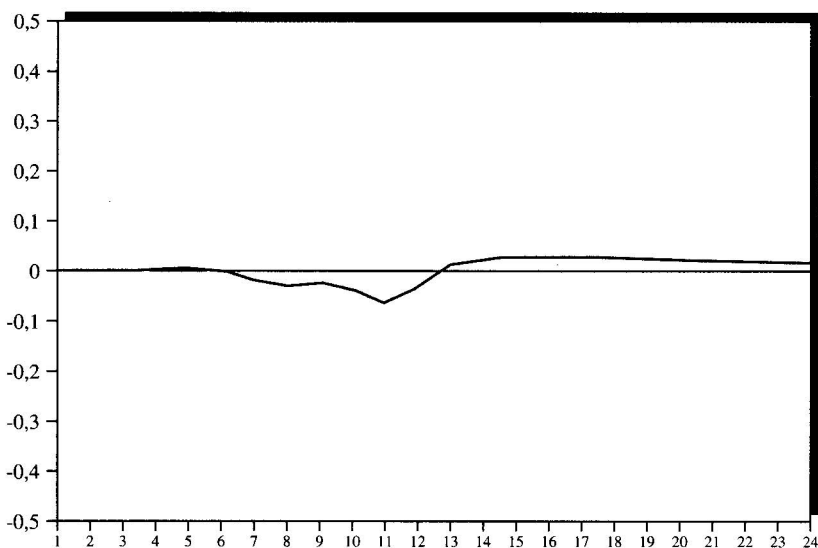


Fig. 3 (Cont.).-Respuesta del precio de exportación ante un shock unitario en el resto de las variables

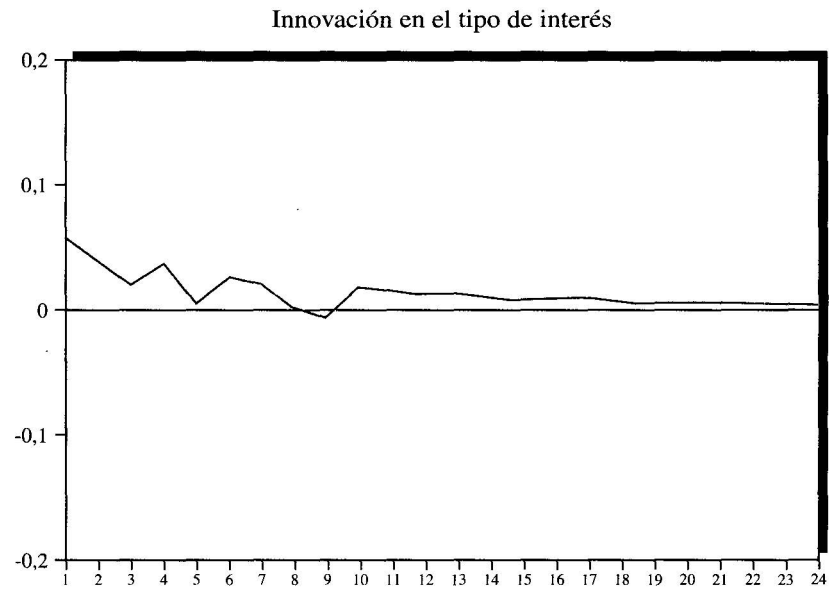


Fig. 2 (Cont.).—Respuesta de la cantidad exportada ante un shock unitario en el resto de las variables

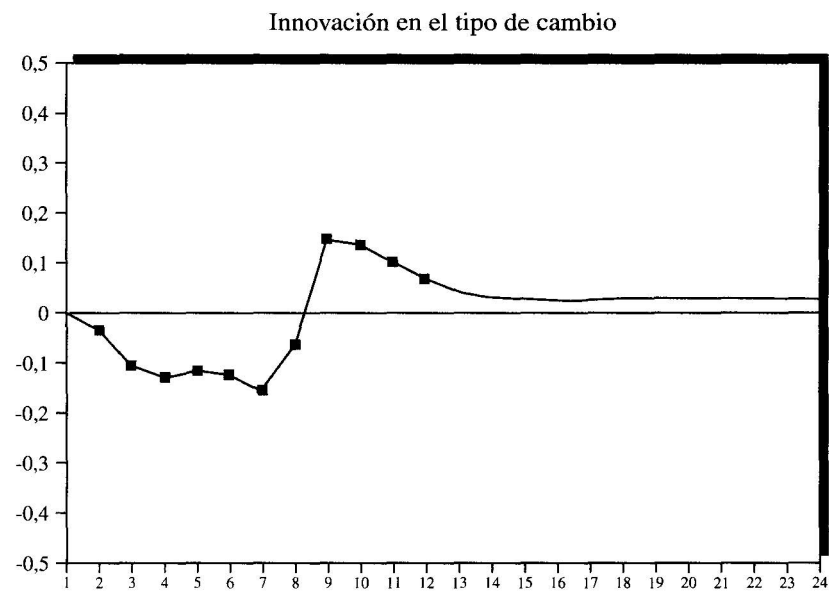


Fig. 3.—Respuesta del precio de exportación ante un shock unitario en el resto de las variables

ción del tipo de interés produce una disminución del precio en los dos primeros meses. Aunque no se recogen en este trabajo debido a las limitaciones de espacio, merece la pena destacar que el efecto de variaciones en las variables agroalimentarias no producen efectos apreciables sobre las variables monetarias. Asimismo, hay que mencionar el efecto positivo que una elevación del tipo de interés tenía sobre el tipo de cambio.

La descomposición de la varianza del error de predicción puede considerarse como una alternativa interesante a los tests usuales de causalidad en el sentido de Granger. Mientras que, en este último caso, la causalidad se mide mediante la diferencia entre las varianzas del error de predicción incluyendo o excluyendo una variable en un determinado conjunto informativo, la descomposición de la varianza del error de predicción se define utilizando toda la información. La descomposición de la varianza del error nos explica qué porcentaje de dicha varianza queda explicado por cada variable.

Teniendo en cuenta la ordenación establecida anteriormente puede comprobarse como el tipo de interés y el tipo de cambio serían las variables más exógenas. En los cuatro primeros períodos, casi el 100 p. 100 de la varianza de ambas variables vendría explicada por su propia varianza (Tabla 8).

**TABLA 8**  
**DESCOMPOSICION DE LA VARIANZA DEL ERROR DE PREDICCIÓN**  
**k MESES ADELANTE CON EL MODELO RVAR<sup>a</sup>**

Respuesta de la variable	k	Porcentaje explicado por la variable				
		Desviación típica	TIN	SLPEX	LTCER	SLQEX
TIN	1	0,780	100,00	0,00	0,00	0,00
	3	0,799	100,00	0,00	0,00	0,00
	6	1,866	100,00	0,00	0,00	0,00
	12	2,056	100,00	0,00	0,00	0,00
	18	2,064	100,00	0,00	0,00	0,00
	24	2,065	100,00	0,00	0,00	0,00
PEX	1	0,075	3,28	91,89	4,82	0,00
	3	0,087	3,29	89,68	7,02	0,00
	6	0,089	3,22	86,00	10,76	0,00
	12	0,092	3,03	80,95	15,17	0,69
	18	0,093	3,02	80,54	15,61	0,82
	24	0,093	3,01	80,21	16,09	0,88
TCER	1	0,009	0,49	0,00	99,50	0,00
	3	0,019	0,47	0,06	99,37	0,12
	6	0,027	0,59	0,32	96,92	1,54
	12	0,039	0,98	6,70	85,59	6,71
	18	0,047	1,14	9,44	80,58	8,83
	24	0,053	1,24	11,54	77,50	9,69
QEX	1	0,161	0,92	34,74	0,46	63,87
	3	0,182	1,11	39,16	1,48	58,22
	6	0,199	1,32	42,47	4,10	52,09
	12	0,208	1,41	42,35	6,73	48,50
	18	0,213	1,44	42,96	8,88	46,70
	24	0,215	1,45	42,78	9,50	46,26

<sup>a</sup> Los nombres de las variables aparecen en la Tabla 3

El precio unitario real puede considerarse, a corto plazo, como bastante exógeno (en el primer período, su propia innovación contribuye en un 95 p. 100 a la explicación de la varianza del error de predicción). A largo plazo, las variaciones en el tipo de cambio efectivo real contribuyen a explicar el 16 p. 100 de la varianza del error de predicción.

La cantidad exportada es la más endógena del sistema. A lo largo de los 24 períodos, el 45 p. 100 de la varianza del error de predicción vendría explicado por las variaciones del precio de exportación y el 50 p. 100 se explicaría por la propia variable.

## CONCLUSIONES

El estudio de las relaciones entre variables macroeconómicas y agrícolas ha sido objeto de numerosos estudios en las dos últimas décadas. Sin embargo, la evaluación empírica de los efectos específicos de unas variables en otras es difícil a pesar de la importancia que el conocimiento de estas relaciones tienen para los que tienen que tomar decisiones sobre política económica y agraria. Esta dificultad radica en la ambigüedad de los resultados obtenidos en la literatura debido a los diferentes enfoques teóricos adoptados.

En este trabajo se ha especificado y estimado un Vector Autorregresivo Restringido para analizar las relaciones dinámicas existentes entre el tipo de interés, el tipo de cambio, el precio de exportación y el volumen de exportaciones agroalimentarias hacia la Unión Europea. El trabajo presenta evidencia empírica sobre la existencia de un efecto importante del tipo de cambio sobre los precios y, sólo a corto plazo, sobre el volumen exportado. En el largo plazo, el efecto es positivo debido al descenso de los precios provocados por la apreciación. Asimismo, hay que destacar la prácticamente nula incidencia de las variables agrícolas sobre las variables monetarias. En cualquier caso, los resultados obtenidos, aun siendo consistentes con la literatura existente, deben circunscribirse al período estudiado.

La interpretación de los resultados obtenidos en el modelo RVAR como una ayuda para la toma de decisiones, está condicionada a la capacidad de los decisores para manipular las variables utilizadas y en la posibilidad de que esta manipulación pueda afectar a los parámetros estimados.

Esto significa que si los decisores públicos pueden ejercer cierto control, a través de ciertos instrumentos de política económica, sobre la evolución de las variables monetarias, es posible conocer la incidencia en el corto y en el largo plazo sobre la competitividad de las exportaciones agroalimentarias. Evidentemente, variaciones substanciales y permanentes en el tipo de interés o en el tipo de cambio afectarían a los coeficientes estimados y, por tanto, a las funciones impulso obtenidas. Desde este punto de vista, sería interesante en el futuro analizar la incidencia que las devaluaciones de la peseta y los descensos continuados del tipo de interés han tenido sobre las exportaciones agroalimentarias.

## SUMMARY

### **Dynamic relationships between macroeconomics and Spanish agricultural trade to the EU**

Vector autoregression (VAR) models are used to analyze the dynamic relationships among monetary policy variables (interest rate and exchange rate) and Spanish agricultural exports and prices. A Restricted Vector Autoregression (RVAR) model is identified and estimated over the 1983-92 period

using monthly data. Impulse responses indicate that agricultural exports and prices have little impact on the macroeconomic variables. Shocks to the exchange rate have a negative and short-run impact on agricultural exports and a long-run effect on prices.

**KEY WORDS:** Vector Autoregressions  
Agricultural exports  
Exchange rate  
European Union

### REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS

- AKAIKE H., 1969. Fitting autoregressive models for prediction. *Annals of the Institute of Statistical Mathematics*, 21: 234-247.
- AKAIKE H., 1971. Autoregressive model fitting for control. *Annals of the Institute of Statistical Mathematics*, 23: 103-180.
- BATTEN D. S., BELONGIA M. T., 1986. Monetary policy, real exchange rates and U.S. agricultural exports. *American Journal of Agricultural Economics*, 65: 422-427.
- BESSLER D. A., BABULA R. A., 1987. Forecasting wheat export: do exchange rate matter? *Journal of Business and Economic Statistics*, 5: 397-406.
- BILLON M., 1990. Creación/desviación en el comercio exterior agrícola español a la UE. *Información Comercial Española*, 684-685: 31-42.
- BRADSHAW G. W., ORDEN D., 1990. Granger causality from the exchange rate to agricultural prices and export sales. *Western Journal of Agricultural Economics*.
- CAINES P. E., KENG C. W., SETHI S. P., 1981. Causality analysis and multivariate autoregression modelling with an application to supermarket sales analysis. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 3: 267-298.
- CARTER C. A., GRAY R. S., FURTAN W. H., 1990. Exchange rate effects on inputs and outputs in canadian agriculture. *American Journal of Agricultural Economics*, 72: 738-743.
- CHAMBERS R. G., 1983. Discussion: Impact of federal fiscal. Monetary policy on farm structure. *Southern Journal of Agricultural Economics*, 15(1): 69-71.
- CHAMBERS R. G., JUST R. E., 1982. An investigation of the effect of monetary factors on U.S. agriculture. *Journal of Monetary Economics*, 9: 235-247.
- DICKEY D. A., FULLER W. A., 1979. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74: 427-431.
- DICKEY D. A., FULLER W. A., 1981. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, 49: 1057-1072.
- FACKLER J. S., KRIEGER S. C., 1986. An application of vector time series techniques to macroeconomic forecasting. *Journal of Business and Economic Statistics*, 4: 71-80.
- FULLER W. A., 1976. *Introduction to statistical time series*. New York: John Wiley.
- GRANGER C. W. J., 1969. Investigating causal autorregressive and moving average error models when the regressors include lagged dependent variables. *Econometrica* 46, 1293-1302.
- HSIAO C., 1979. Autoregressive modeling of canadian money and income. *Journal of the American Statistical Association*, 74: 533-569.
- KLOEK A. E., VAN DIJK H. K., 1978. Bayesian estimates of equation system parameters: an application of integration by Monte Carlo. *Econometrica*, 46: 1-20.
- ORDEN D., 1986a. Agriculture, trade and macroeconomics: the U.S. case. *Journal of Policy Modeling*, 8: 27-51.
- ORDEN D., 1986b. Money and agriculture: the dynamics of money-financial market-agricultural trade linkages. *Agricultural Economics Research*, 38: 14-28.
- ORDEN D., FACKLER P. L., 1989. Identifying monetary impacts on agricultural prices in VAR models. *American Journal of Agricultural Economics*, 71: 495-502.
- PHILLIPS P., 1987. Time series regression with a unit root. *Econometrica*, 55: 277-301.
- PHILLIPS P., PERRON P., 1988. Testing for a unit root in time series. *Biometrika*, 75: 335-346.
- SCHUH G. E., 1974. The exchange rate and U.S. agriculture. *American Journal of Agricultural Economics*, 56: 1-13.
- SCHUH G. E., HODGES C., ORDEN D., 1980. Monetary aspects of international agricultural trade. Trabajo presentado en la reunión de la Research Consortium on Agricultural Trade. Tucson, Arizona.
- SIMS C. A., 1980. Macroeconomics and reality. *Econometrica*, 48: 1-48.
- SIMS C. A., STOCK J., WATSON M., 1990. Inference in linear time series models with some unit roots. *Econometrica*, 58: 113-144.
- TAYLOR J. S., SPRIGGS J., 1989. Effects of monetary macro-economy on canadian agricultural price. *Canadian Journal of Economics*, 22: 278-289.
- TIAO G. C., BOK G. E. P., 1981. Modeling multiple time series with applications. *Journal of the American Statistical Association*, 75: 802-816.

PUBLICACIONES DEL



**SECRETARIA GENERAL TECNICA**  
**CENTRO DE PUBLICACIONES**  
Paseo de la Infanta Isabel, 1 - 28071 Madrid

**INSTITUTO NACIONAL DE INVESTIGACION Y TECNOLOGIA AGRARIA Y ALIMENTARIA**

José Abascal, 56 – Tel. 347 39 00

28003 Madrid (España)