

# **OFERTA MONETARIA Y PRECIOS AGRICOLAS EN ESPAÑA:UN ENFOQUE DE COINTEGRACION**

**Monia Ben Kaabia y José M. Gil**

Unidad de Economía Agroalimentaria  
SIA-DGA-Apdo 727- 50080 Zaragoza

## **1. INTRODUCCION**

Este trabajo se centra en el análisis de dos cuestiones que han suscitado un gran debate entre algunos economistas agrarios en los últimos años. La primera se refiere al impacto que los cambios en la política monetaria tienen sobre los precios en el sector agroalimentario. En concreto, se pretende responder a dos interrogantes: i) ¿son neutrales los cambios en la política monetaria sobre los niveles de precios (pagado, percibidos y al consumo) en el sector agroalimentario?; y ii) si no lo son ¿quién es el más beneficiado por esos cambios? o, dicho en otras palabras, ¿quién es capaz de reaccionar más rápidamente y ajustarse antes a la nueva situación?.

La segunda cuestión está relacionada con este último aspecto ya que se trata de analizar las relaciones causales existentes entre oferta monetaria y precios. Existen dos alternativas posibles: i) algunos autores sugieren que los efectos de los cambios en la política monetaria, como, por ejemplo, la adopción de una política monetaria expansiva, repercutirán en un aumento de los precios de los inputs que, a su vez, provocará un aumento de los precios en cadena hasta el producto final (teoría del empuje del coste); ii) otros sugieren que dichos cambios en la oferta monetaria repercuten, en primer lugar, en aumentos en los precios al consumo que se transmiten, posteriormente, al precio de los inputs (teoría del empuje de la demanda). En cualquier caso, la magnitud de estas variaciones depende, en último instante, de los elasticidades de las curvas de oferta y demanda en diversos mercados. Finalmente, la velocidad a la cual los precios en el sistema agroalimentario se ajustan ante cambios en otros precios, es otra de las cuestiones que, junto con la dirección causal de las relaciones, ha originado, asimismo, resultados contradictorios. Sin embargo, todas estas relaciones han podido cambiar tras la entrada de España en la UE. Por ello, el período muestral se dividirá en dos subperiodos con el fin de analizar la existencia de comportamientos significativamente diferentes.

## **2. METODOLOGIA**

Hendry (1986) señala que la mayor parte del trabajo econométrico se ha basado en la hipótesis

falsa de que las series econométricas eran estacionarias. Esto genera consecuencias estadísticas graves (propiedades de los estimadores, distribuciones de los estadísticos no estándar, etc..). En el caso univariante, aunque también se ha extendido al caso multivariante, la solución más habitual consiste en diferenciar las series  $d \geq 1$  veces con el fin de obtener una serie estacionaria. Sin embargo, al diferenciar las series, no se están considerando los componentes a largo de las mismas, que pueden ser importantes desde un punto de vista teórico, por lo que se puede caer en errores de especificación serios. Por tanto, es necesario recurrir a métodos más avanzados como el análisis de cointegración. En este trabajo se ha utilizado el enfoque de máxima verosimilitud propuesto por Johansen (1988) y Johansen y Juselius (1990) por ser apropiado para modelizar el comportamiento de más de dos series que están cointegradas. Estos autores parten de que un vector de  $p$  variables económicas  $X_t$  puede expresarse como un VAR clásico de orden  $k$ :

$$X_t = \sum_{i=1}^k \pi_i X_{t-i} + u_t \quad t = 1, 2, \dots, T \quad 1$$

El número de vectores de cointegración ( $r$ ) viene determinado por el rango de la matriz  $\pi$  definida por:

$$\pi = I - \pi_1 - \pi_2 - \dots - \pi_k \quad 2$$

donde  $I$  es la matriz identidad de orden  $p$ . Si la matriz  $\pi$  es de rango  $r$  con  $r < p$ , existen  $r$  combinaciones lineales estacionarias (relaciones de cointegración) entre las variables del vector  $X_t$  y  $p-r$  tendencias estocásticas comunes. Si  $r=0$ , no existen relaciones de cointegración y, por tanto, existirán  $p$  tendencias estocásticas. En este caso, un modelo definido en primeras diferencias sería la especificación apropiada. Finalmente, si  $r=p$ ,  $X_t$  es un vector de series estacionarias, por lo que el modelo debería especificarse en sus valores originales (en niveles). En el caso de que  $0 < r < p$ , la matriz  $\pi$  puede representarse por el producto  $\alpha\beta'$  donde  $\alpha$  y  $\beta$  son matrices de orden  $p \times r$ . En este caso, aunque las series incluidas en  $X_t$  sean no estacionarias, las combinaciones  $\beta'X_t$  son estacionarias. Esto es, las columnas de  $\beta$  representan el número de vectores de cointegración existentes ( $r$ ) y el espacio definido por  $\beta$  es el denominado espacio de cointegración. Por otro lado,  $\alpha$  es la matriz de coeficientes que miden el grado de ajuste hacia las relaciones a largo plazo para cada una de las  $p$  variables del modelo anterior.

Johansen (1988) demuestra que la estimación máximo verosímil del espacio definido por  $\beta$  se corresponde con las  $r$  mayores correlaciones canónicas al cuadrado existentes entre los residuos de  $X_{t-k}$  y  $\Delta X_t$  corregidas por los efectos de  $\Delta X_{t-1}, \Delta X_{t-2}, \dots, \Delta X_{t-k+1}$ . A partir de las dos matrices de residuos obtenidas,  $R_{0t}$  y  $R_{1t}$ , se obtienen una serie de matrices de momentos de segundo orden:

$$S_{ij} = T^{-1} \sum_{t=1}^T R_{ij} R'_{ij} \quad i, j = 0, 1 \quad 3$$

La matriz  $\beta$  se determina resolviendo la ecuación:

$$[I \ S_{11} \ - \ S_{10} \ S_{11}^{-1} \ S_{01}] = 0 \quad 4$$

Las soluciones de (4) son un conjunto de  $p$  valores propios  $\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_p$ . Asociados a los mismos se encuentran otros tantos vectores propios  $V = (v_1, v_2, \dots, v_p)$ , normalizados de acuerdo a la expresión  $V'S_{11}V=I$ , y ordenados de mayor a menor. Estas expresiones se utilizan para construir dos estadísticos basados en la razón de verosimilitud para contrastar el número de vectores de cointegración en  $X_t$ . El primer estadístico, conocido como el test de la traza, contrasta la hipótesis nula de que como máximo existen  $r$  vectores de cointegración y se define como

$$T_r = -T \sum_{i=r+1}^p \ln (1 - \lambda_i) \quad 5$$

donde  $\lambda_{r+1}, \dots, \lambda_p$  son las  $p-r$  correlaciones canónicas de  $R_{0t}$  respecto a  $R_{1t}$ . El segundo contraste, denominado  $\lambda$ -máximo, contrasta la hipótesis nula de que existen exactamente  $r$  vectores de cointegración en  $X_t$ , y viene dado por la siguiente expresión:

Las distribuciones de ambos estadísticos son versiones multivariantes de las distribuciones de

$$I_{\max} = -T \ln (1 - \lambda_{r+1}) \quad 6$$

Dickey y Fuller y dependen del número de  $p-r$  componentes no estacionarios bajo la hipótesis nula. Estas distribuciones se obtienen por simulación y sus valores críticos se recogen en Johansen y Juselius (1990) y en Osterwald-Lenum (1992).

Johansen y Juselius (1990) desarrollaron diversos métodos para contrastar hipótesis acerca de los coeficientes  $\alpha$  y  $\beta$ . Las hipótesis sobre  $\beta$  adoptan la siguiente forma:

$$\beta = H \Phi$$

donde  $H$  es una matriz de orden  $(p \times s)$  ( $r \leq s \leq p$ ) definida adecuadamente, siendo  $s$  el número de los coeficientes  $\beta$  que no están restringidos, y  $\Phi$  es una matriz de orden  $(s \times r)$ . Bajo dicha hipótesis nula, los nuevos valores propios serán  $\lambda^*_1, \lambda^*_2, \dots, \lambda^*_{p-r}$ , mientras que las nuevas estimaciones de los parámetros de la relación a largo plazo vendrán dadas por el producto de la matriz  $H$  por los vectores propios asociados a dichos valores. A partir de estos resultados, podemos calcular el valor de la función de verosimilitud bajo la hipótesis nula. Como esta misma función para la hipótesis alternativa

es, asimismo, conocida, el estadístico de contraste será igual a:

$$-2 \ln(Q) = T \sum \ln [(1 - \lambda_i^*) / (1 - \lambda_i)] \quad i=1,2, \dots, r$$

que bajo la hipótesis nula se distribuye como una  $\chi^2$  de  $(p-s) \times r$  grados de libertad.

Las hipótesis relacionadas con  $\alpha$ , o coeficientes de ajuste, permiten determinar la velocidad relativa a la que las variables vuelven al equilibrio después de un shock. La hipótesis nula adopta la siguiente expresión:

$$H_0: \alpha = A \Psi$$

donde A es una matriz  $(p \times m)$  diseñada adecuadamente y m es el número de coeficientes de  $\alpha$  no restringidos. Igual que en el caso anterior, bajo la hipótesis nula se genera un nuevo conjunto de valores propios  $\lambda_{11}, \lambda_{12}, \dots, \lambda_{1p}$ . Asociados a los mismos se encuentran otros tantos vectores propios  $V_1 = (v_{11}, v_{12}, \dots, v_{1p})$ , normalizados de acuerdo a la expresión  $V_1' S_{11,b} V_1 = I$ . A partir de estos valores se define un nuevo contraste basado, al igual que los anteriores, en un cociente de funciones de verosimilitud. Dicho estadístico adopta la expresión:

$$-2 \ln(Q) = T \sum \ln [(1 - \lambda_{1i}) / (1 - \lambda_i)] \quad i=1,2, \dots, r$$

y se distribuye según una  $\chi^2$  de  $r \times (p - m)$  grados de libertad.

### 3. ANALISIS DE LOS DATOS

Se han considerado cuatro variables: i) la oferta monetaria (M1), ii) el índice de precios percibidos por los agricultores (PRC); iii) el índice de precios pagados por los agricultores (PPG) y iv) el índice de precios al consumo de los productos alimenticios (IPC). El período de estudio abarca desde el primer trimestre de 1976 hasta el último trimestre de 1994. Todas las variables han sido transformadas en logaritmos. Dado que el período muestral es suficientemente amplio, se ha especificado y estimado un modelo VAR para todo el período con el fin de contrastar la existencia de permanencia estructural. El modelo se ha re-especificado y re-estimado a lo largo de todo el período muestral. Cada ecuación contiene una constante y cuatro retardos. El número de retardos ha sido escogido en base al test de Tiao y Box (1981). A los residuos recursivos generados se les ha aplicado los tests gráficos CUSUM y CUSUMQ propuestos por Harvey (1990). Ambos tests proporcionaron evidencia empírica en favor de la existencia de cambio estructural en el año 1986. A partir de estos resultados, los análisis siguientes se van a realizar distinguiendo entre dos submuestras: la primera abarca desde 1976:1 hasta 1985:4, y la segunda desde el primer trimestre de 1986 hasta el último trimestre de 1994.

### ***Estacionalidad y estacionariedad***

Una condición necesaria para que las series estén cointegradas es que dichas series sean no estacionarias e integradas del mismo orden. Los contrastes más utilizados en la práctica para contrastar la hipótesis nula de que las series presentan raíces unitarias se basan en los trabajos de Dickey-Fuller (1979, 1981) y Phillips y Perron (1988). Estos tests consideran que no existen raíces en otras frecuencias. Sin embargo, una gran parte de las series temporales económicas muestran un fuerte componente estacional, pudiendo existir raíces unitarias en otras frecuencias distintas de cero. Autores como Hylleberg et al. (1990) han desarrollado diversas estrategias para contrastar la existencia de raíces unitarias estacionales. En este trabajo, las propiedades univariantes de las series objeto de estudio se han analizado, en primer lugar, a partir de los contrastes sobre la existencia de raíces estacionales y, en segundo lugar, a partir de los tests tradicionales sobre la existencia de raíces unitarias en la parte regular (no estacional).

La Tabla 1 recoge los resultados del contraste sobre la existencia de raíces unitarias estacionales para las diferentes series. En el primer período (1976-1985), para las cuatro variables, los resultados indican que no puede rechazar la existencia de una raíz unitaria en la frecuencia cero. Sin embargo, se rechaza la hipótesis nula de que tanto  $\pi_2$  como  $\pi_3 \cap \pi_4$  sean cero. Por consiguiente, se puede concluir que las variables en la primera submuestra no presentan raíces unitarias estacionales en ninguna de las frecuencias diferentes de cero.

En la segunda submuestra (la parte inferior de la tabla 1), los valores obtenidos de  $\pi_2$  son superiores a los valores críticos al 5% lo que significa que en las cuatro variables no se rechaza la hipótesis de la existencia de dos ciclos por año. Finalmente el contraste de la significatividad conjunta de  $\pi_3$  y  $\pi_4$  permite rechazar la existencia de un ciclo anual en las cuatro series. Por tanto, para corregir el componente estacional en las variables, en este segundo período, habría que filtrarlas por  $(1+B)$ .

Estos contrastes no son excesivamente potentes para contrastar la existencia de raíces unitarias en la frecuencia cero. Atendiendo a los datos de la Tabla 1 (contraste sobre  $\pi_1$ ) todas las series son  $I(1)$ . En cualquier caso, para determinar el grado de integración de las series en la parte regular se aplicaron los tests tradicionales de raíces unitarias a las series filtradas, en su caso, por las raíces estacionales. La Tabla 2 recoge los resultados del test de Dickey-Fuller Aumentado (DFA) (Said y Dickey, 1984) y Phillips-Perron (PP) (Phillips y Perron, 1988) para las cuatro variables en ambas submuestras. Como se puede apreciar, para un nivel de significatividad del 5%, y para las series

depresos, no se puede rechazar la hipótesis nula de existencia de una raíz unitaria. Por otro lado, reiterando los contrastes para las series diferenciadas una vez, los valores obtenidos son superiores a los valores críticos al 5%, por los que se rechaza la hipótesis nula de una segunda raíz unitaria (Tabla 2). En el caso de la oferta monetaria, los resultados indican también que, en ambos períodos, puede considerarse como I(1).

Tabla 1. Tests de raíces unitarias estacionales.

Parte determinística	M1 <sup>a</sup>	PPG <sup>b</sup>	PRC <sup>c</sup>	IPC <sup>d</sup>	VC(5%) <sup>e</sup>
<b>1976:1- 1985:4<sup>f</sup></b>					
$\pi_1$	-1,45	-0,95	-1,69	-0,74	-3,39
$\pi_2$	-3,41	-3,43	-3,40	-4,82	-3,37
$\pi_3 \cap \pi_4$	12,01	18,85	7,45	13,19	6,60
<b>1986:1 - 1994:4<sup>f</sup></b>					
$\pi_1$	-2,56	0,84	-1,44	-0,81	-3,39
$\pi_2$	-2,37	-1,44	-2,70	-2,82	-3,37
$\pi_3 \cap \pi_4$	8,28	6,82	9,47	10,42	6,60

a: M1 = oferta monetaria.

b: PPG = índice de precios pagados por los agricultores.

c: PRC = índice de precios percibidos por los agricultores.

d: IPC = índice de precio al consumo en alimentación.

e: valor crítico al 5%.

f: la parte determinística incluye una constante y variable ficticia estacional.

## 4. RESULTADOS

### 4.1. Cointegración y número de relaciones de equilibrio a largo plazo

Una vez determinado el orden de integración y comprobar que todas las variables en ambas muestras son integradas de orden uno, pasamos a determinar el número de relaciones de cointegración existentes en cada muestra. La existencia de cointegración permitirá afirmar, por un lado, la existencia de equilibrios a largo plazo entre las variables consideradas y, por otro, contrastar la existencia de neutralidad monetaria al largo plazo. El cálculo de los estadísticos de la traza y del  $\lambda$ -max requiere, en primer lugar, la correcta especificación del modelo VAR definido en (1). En este trabajo, para la determinación de el número de retardos que se debería incluirse en cada variable explicativa, se ha utilizado el estadístico propuesto por Tiao y Box (1981). Los resultados de este estadístico indica que el número de retardos a incluir es de 4, para el primer período, y de 3, para el segundo. Asimismo, los modelos especificados en ambas submuestras incluyen 3 variables ficticias estacionales y una constante.

Tabla 2. Tests de raíces unitarias en la frecuencia regular.

	IPC	PRC	PPG	M1
<b>1976 - 1985<sup>a</sup></b>				
DFA <sup>c</sup> (En niveles)	-0,77	-2,05	-1,56	-1,78
P-P <sup>c</sup> (En niveles)	-2,38	-1,16	-0,91	-2,74
DFA (1 <sup>er</sup> diferencia)	-4,08	-7,18	-3,37	-4,31
P-P (1 <sup>er</sup> diferencia)	-6,73	-8,05	-4,26	-5,01
<b>1986 - 1994<sup>b</sup></b>				
DFA <sup>c</sup> (En niveles)	-1,85	-1,17	0,86	-2,35
P-P <sup>c</sup> (En niveles)	-1,48	-1,51	-0,96	-2,48
DFA (1 <sup>er</sup> diferencia)	-3,08	-3,50	-3,10	-2,90
P-P (1 <sup>er</sup> diferencia)	-4,14	-3,59	-6,18	-3,45

a: los nombres de las variables aparecen en la Tabla 1.

b: en el segundo período, los análisis se han realizado sobre las series filtradas

c: DFA: estadístico de Dickey Fuller aumentado; P-P: estadístico de Phillips-Perron. El valor crítico para un nivel de significación del 5% es de -2,95.

Los resultados obtenidos para el cálculo de la traza y del  $\lambda$ -max se encuentran en la Tabla 3. Para el período 1976-85, ambos estadísticos indican la existencia de un sólo vector de cointegración. En cuanto al segundo período, los dos estadísticos admitan la existencia de dos vectores de cointegración. En la tabla 4 se recogen los coeficientes  $\beta_i$  de las relaciones de cointegración ( $\beta'X_t$ ) existentes en cada submuestra, así como los coeficientes  $\alpha_i$  que miden la velocidad de ajuste de cada ecuación a las relaciones de equilibrio existentes. Asimismo, con el fin de asegurar la correcta especificación de los modelos correspondientes a cada período se incluyen diversos contrastes sobre validez de cada modelo. Dado el contexto multivariante en el que se están realizando los análisis, se ha escogido una versión multivariante del estadístico de Godfrey (Godfrey, 1988) para contrastar la presencia de autocorrelación, y el de Doornik y Hansen (1994), para contrastar la hipótesis de normalidad. Como puede apreciarse, todos los valores obtenidos para los diferentes estadísticos son inferiores a los correspondientes valores críticos, para un nivel de significación del 5%.

#### 4.2. Neutralidad monetaria

En sentido amplio, la neutralidad monetaria a largo plazo implica la existencia de una relación de equilibrio estable en la que los valores de los diferentes precios considerados evolucionan

proporcionalmente a la oferta monetaria. Dicho en otras palabras, para que pueda hablarse de neutralidad monetaria es necesario que se cumplan dos condiciones: a) que las magnitudes de las respuestas a largo plazo de cada uno de los precios considerados (percibidos, pagados y al consumo) ante shock en la oferta monetaria sean idénticas ( $\beta_{PPG} = \beta_{PRC} = \beta_{IPC}$ ); y b) que las velocidades de ajuste de cada precio hacia el equilibrio estacionario a largo plazo sean también idénticas ( $\alpha_{PPG} = \alpha_{PRC} = \alpha_{IPC}$ ).

Tabla 3. Determinación del número de relaciones de cointegración.

1976 - 1985				1986 - 1994				
H <sub>0</sub>	V.propios	Tr	$\lambda_{max}$	V.propios	Tr	$\lambda_{max}$	Tr VC(5%)	$\lambda_{max}$ VC(5%)
$r \leq 3$	0,140	5,43	5,43	0,145	5,02	5,02	9,24	9,24
$r \leq 2$	0,288	17,70	12,26	0,283	15,68	10,67	19,69	15,67
$r \leq 1$	0,346	33,00	15,30	0,555	41,62	25,94	34,91	22,00
$r \leq 0$	0,648	70,66	37,66	0,779	90,02	48,40	53,20	28,14

Tabla 4. Estimación de los vectores de cointegración y de los coeficientes de ajuste.

1976-1985			1986-1994			
	$\beta_{1i}$	$\alpha_{1i}$	$\beta_{1i}$	$\beta_{2i}$	$\alpha_{1i}$	$\alpha_{2i}$
IPC	24,87	0,212	49,07	53,28	-0,211	-0,272
PRC	-26,65	0,379	-26,58	11,06	0,436	-1,07
PPG	14,51	-0,200	-3,39	-88,84	-0,072	-0,207
M1	-25,85	0,135	-12,29	-11,55	-0,001	0,104
LM(1) <sup>a</sup>		12,56			14,46	
LM(4) <sup>a</sup>		21,84			17,68	
Normalidad <sup>b</sup>		6,43			9,24	

a Estadístico de Godfrey multivariante para contrastar la presencia de autocorrelación de orden i. Valor crítico al 5%:  $\chi_6 = 26,30$ .

b Estadístico de Doornik y Hansen (1994) para contrastar la hipótesis de normalidad. Valor crítico al 5%:  $\chi = 15,51$ .

En la tabla 5 se recogen los resultados de los contrastes efectuados en las dos submuestras para verificar la existencia de neutralidad monetaria. Todos los contrastes se han efectuado según el método propuesto por Johansen y Juselius (1990) habiéndose definido, para cada caso, las matrices H y A correspondientes. Todos los contrastes se han realizado con un nivel de significación del 5%.

Los valores obtenidos a partir del estadístico del ratio de verosimilitud para estas dos restricciones ( $\beta_{PPG} = \beta_{PRC} = \beta_{IPC}$  y  $\alpha_{PPG} = \alpha_{PRC} = \alpha_{IPC}$ ) son superiores a los valores críticos correspondientes, rechazándose, por tanto, la hipótesis de neutralidad monetaria a largo plazo. Este resultado parece bastante coherente con el esperado en el sentido de que las diferencias existentes en los

procesos productivos y en las estructuras de los mercados en las distintas etapas de la comercialización de productos agroalimentarios es probable que generen respuestas diferentes.

Una vez que se ha determinado que el dinero genera respuestas diferentes en los precios agroalimentarios, queda por determinar si los productores agrícolas se benefician o no de este comportamiento. Los estudios que han analizado este problema no han llegado, hasta el momento, a una conclusión definitiva. Para los Estados Unidos, Starleaf (1982), Starleaf et al. (1985), Larue (1991) y Larue y Babula (1994) encontraron que los precios agrícolas respondían más rápidamente que los precios pagados a un incremento del nivel general de precios. Tweeten (1980) encontró evidencia empírica del fenómeno opuesto. En este trabajo, los resultados obtenidos en la Tabla 5 permiten sacar conclusiones diferentes según el período que estemos analizando, lo que también puede considerarse indicativo de la conveniencia de haber considerado explícitamente el cambio estructural. Para el primer período (antes de la entrada en la UE), se rechazan las hipótesis nulas individuales ( $\beta_{PPG}=0$  y  $\beta_{IPC}=0$ ), mientras, que no es posible rechazar la hipótesis  $\beta_{PRC}=0$ . Esto significa que, a diferencia de los precios pagados y de los precios al consumo, los precios percibidos por los agricultores no participan en la relación de equilibrio a largo plazo o, lo que es lo mismo, que un shock en los precios no genera respuestas a largo plazo en el resto de precios. En definitiva, la principal consecuencia económica de la exclusión del PRC es que la mayor parte de la inflación suministrada por este índice se encuentra contenida en el índice de precios pagados.

Otro resultado interesante es que en todos los casos se rechaza la exogeneidad débil de los precios (se rechazan las hipótesis individuales  $\alpha_{PPG}=0$ ;  $\alpha_{PRC}=0$  y  $\alpha_{IPC}=0$ ) esto significa que, aunque variaciones no esperadas en el PRC no son capaces de generar respuestas en otros precios, el PRC reacciona cuando se produce un desequilibrio en la relación a largo plazo entre PPG, IPC y M1. Por otro lado, dado que  $\alpha_{PRC}$  y  $\alpha_{PPG}$  son distintos de cero y, según se observa en la tabla 4, en valor absoluto  $\alpha_{PPG} > \alpha_{PRC}$ , puede afirmarse que hasta la entrada en la UE, los precios pagados se ajustan más rápidamente que los precios percibidos cuando se producen desviaciones respecto del equilibrio a largo plazo. Además, el hecho de que  $\beta_{PRC}=0$ , indica que una política institucional de elevación de precios percibidos podía mejorar la RRIA ya que los precios pagados no reaccionarían al no verse modificada la relación de equilibrio.

Tras la entrada de España en la UE, los resultados obtenidos son ciertamente diferentes. En este período, se rechaza la hipótesis nula individual de que los  $\beta_i$  son estadísticamente nulos. Esto significa que todas las variables del sistema son capaces de generar ajustes en el resto. Sin embargo, al

analizar las velocidades de ajuste, puede observarse como los precios pagados pueden considerarse como débilmente exógenos ( $\alpha_{PPG}=0$ ), lo que quiere decir que estos precios no reaccionan ante shocks en M1. Además, en este período, un incremento del nivel general de precios genera un aumento más rápido de los precios percibidos respecto a los pagados, por lo que los productores agrarios se beneficiarán, al menos transitoriamente, de dicho comportamiento.

Tabla 5. Hipótesis de restricciones sobre los coeficientes de las matrices  $\alpha$  y  $\beta$ .

	1976-1985	vc(5%)	1986-1994	vc(5%)
r	1		2	
$\beta_{IPC}=\beta_{PRC}=\beta_{PPG}$	13,66 <sup>a</sup>	5,99	46,88	9,49
$\beta_{IPC}=0$	4,29	3,84	16,26	5,99
$\beta_{PRC}=0$	2,79	3,84	26,67	5,99
$\beta_{PPG}=0$	14,95	3,84	9,09	5,99
$\beta_{M1}=0$	8,54	3,84	18,82	5,99
$\beta_{IPC} = -\beta_{PPG}$	6,76 <sup>a</sup>	5,99	30,26	5,99
$\beta_{IPC}= -\beta_{PRC}$	NA	-	11,67	5,99
$\beta_{PRC}= -\beta_{PPG}$	NA	-	9,07	5,99
$\beta_{IPC}= -\beta_{M1}$	21,62 <sup>a</sup>	5,99	15,31	5,99
$\beta_{PRC}= -\beta_{M1}$	NA	-	26,95	5,99
$\beta_{PPG}= -\beta_{M1}$	4,75 <sup>a</sup>	5,99	9,40	5,99
$\alpha_{IPC}=\alpha_{PRC}=\alpha_{PPG}$	19,61 <sup>b</sup>	9,49	23,52	9,49
$\alpha_{IPC}=0$	20,19 <sup>b</sup>	9,49	19,79	5,99
$\alpha_{PRC}=0$	10,95 <sup>b</sup>	9,49	15,58	5,99
$\alpha_{PPG}=0$	10,65 <sup>b</sup>	9,49	4,64	5,99
$\alpha_{M1}=0$	13,97 <sup>b</sup>	9,49	0,47	5,99
$\alpha_{IPC}= \alpha_{PRC}$	6,98 <sup>b</sup>	9,49	18,62	5,99
$\alpha_{PPG}= \alpha_{PRC}$	15,59 <sup>b</sup>	9,49	12,34	5,99

a: estimado bajo la restricción  $\beta_{PRC} = 0$ .

b: estimado bajo las restricciones  $\beta_{PRC}= 0$  y  $\beta_{PPG}= -\beta_{M1}= 0$ .

### 4.3. Transmisión de precios

Como se ha comentado en la introducción a este trabajo, en los últimos años se ha levantado cierta controversia sobre cuál es la dirección causal de las relaciones entre los precios a lo largo de la cadena comercial. En este trabajo, la primera conclusión que puede entresacarse es que en ambos períodos existen evidencias a favor del cumplimiento simultáneo de ambas teorías, si bien, parece ser que en el primer período puede afirmarse que, en mayor medida, los ajustes en los niveles de precios se producen vía coste. En efecto, en primer lugar, antes de la entrada de España en la UE ninguna de las

variables es débilmente exógena, lo que dificulta determinar, de forma concluyente la dirección causal entre las variables. Sin embargo, existen tres contrastes que permiten aceptar la transmisión vía costes.

En primer lugar, se acepta que  $\beta_{M1} = -\beta_{PPG}$ , es decir, se acepta la proporcionalidad a largo plazo entre ambas variables o, lo que es lo mismo, existe una estrecha relación entre oferta monetaria y precios pagados. En segundo lugar, no es posible rechazar que  $\beta_{PRC} = 0$ , indicando que el precio percibido no influye en el resto de variables. En tercer lugar, se rechaza  $\alpha_{PRC} = 0$ , es decir, el precio percibido reacciona ante desajustes en la relación de equilibrio a largo plazo existente entre el resto de variables. Por otro lado, también existe cierta evidencia empírica de la teoría del tirón de la demanda, ya que se rechaza la hipótesis nula  $\beta_{IPC} = 0$ , lo que quiere decir que el precio al consumo participa de forma endógena en el mecanismo de corrección del error y, por tanto, influye en los precios percibidos y pagados por el productor primario.

Después de la entrada de España en la UE, también existe evidencia empírica de ambas teorías aunque, también en este caso, parece existir mayor evidencia en favor de una transmisión vía costes. En primer lugar, en todos los casos se rechaza la hipótesis nula individual  $\beta_i = 0$  ( $i = M1, IPC, PPG, PRC$ ), es decir todas las variables forman parte del espacio de cointegración definido por los dos vectores definidos en la tabla 4. En segundo lugar, la oferta monetaria es débilmente exógena, lo cual quiere decir que no reacciona ante desviaciones de los niveles de precios existentes en el sistema agroalimentario. En el primer período la oferta monetaria sí respondía a las variaciones en los niveles de precios debido a los altos niveles de inflación, motivados, en gran parte, por los productos agroalimentarios. Asimismo, se acepta la exogeneidad débil de los precios pagados, por lo que podemos afirmar la existencia de una transmisión vía costes. Al igual que en el primer período, la única evidencia de transmisión vía demanda viene dada por el rechazo de  $\beta_{IPC} = 0$  y  $\alpha_{PRC} = 0$ , lo que da una idea de que parte del incremento del precio percibido por los agricultores puede ser debido al aumento de la demanda de los productos agroalimentarios.

## REFERENCIAS

- Dickey, D. y W. Fuller (1979), "Distributions of the Estimators for Time Series with a Unit Root", *Journal of the American Statistical Association*.
- Dickey, D. y W. Fuller (1981), "Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root", *Econometrica*.
- Doornik, J. A. y H. Hansen (1994), "An omnibus test for univariate and multivariate normality", Working paper, Nuffield College, Oxford.
- Godfrey, L.G. (1988), *Misspecification tests in econometrics. The Lagrange Multiplier principle and other approaches*, Cambridge University Press.
- Harvey A.C. (1990), *The Econometric Analysis of Time Series*, 2ª edición, MIT press, Cambridge, Mass.

- Hendry, D. (1986), "Econometric Modelling With Cointegrated Variables: An overview", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*.
- Hyllebreg, S., R.F. Engle, C.W.J. Granger y B.S. Yoo (1990), "Seasonal Integration and Cointegration", *Journal of Econometrics*.
- Johansen, D. (1988), "Statistical analysis of cointegration vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*.
- Johansen, S. y S. Juselius (1990), " Maximum likelihood and inferences on cointegration: with application to the demand for money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*.
- Larue, B. (1991), "Farm input, Farm output and Retail food prices: A cointegration analysis", *Canadian Journal of Agricultural Economics*.
- Larue, B. y R.A. Babula (1994), "Evolving dynamic relationships between the money supply and food-based prices in Canada and the United States", *Canadian Journal of Agricultural Economics*.
- Osterwald-Lenum, M. (1992), "A note with quantities of the asymptotic distribution of maximum likelihood cointegration rank test statistics: for cases", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*.
- Phillips, P.C.B. y P. Perron (1988), "Testing for a Unit Root in Time Series Regression", *Biometrika*.
- Said S. y D. Dickey (1984), "Testing for Unit Roots in Autoregressive-Moving Average Models of Unknown Order", *Biometrika*.
- Starleaf, D.R., W.H. Meyers,. y A.W. Womack (1985), "The Impact of Inflation on the Real Income of U.S. Farmers", *American Journal of Agricultural Economics*.
- Starleaf, D. (1982), "Macroeconomic policies and their impact upon the farm sector", *American Journal of Agricultural Economics*.
- Tiao G.C. y G.E.P. Box (1981), "Modeling Multiple Time Series with Applications", *Journal of American Statistical Association*.
- Tweeten, L.G. (1980), "An economic investigation of inflation passthrough to the farm sector", *Western Journal of Agricultural Economics*.