RELACIONES ESPACIALES ENTRE LOS PRECIOS DE OVINO EN LA UE

SANJUÁN A.I. y GIL J.M.
Unidad de Economía Agraria. SIA-DGA
Apdo. 727 Zaragoza.

INTRODUCCIÓN

El objetivo de esta comunicación consiste en averiguar si los precios de ovino (aptitud carne) en cuatro de los principales países productores de la Unión Europea (UE) (Reino Unido, España, Francia e Irlanda), y durante el período 1988-1995, se comportan como cabe esperar en mercados integrados espacialmente.

La reforma de la Organización Común de Mercados (OCM) del ovino en 1989, encaminada a la armonización de los instrumentos y niveles de intervención en los países de la UE, y la eliminación de las barreras al comercio con el fin de alcanzar el mercado único en 1993, definen un marco institucional que debería haber conducido a un mayor grado de integración entre los mercados comunitarios de ovino.

Para alcanzar el objetivo planteado, se aplican dos tipos de técnicas complementarias. Primero, se realiza un análisis descriptivo de la evolución de los precios, en función de algunos indicadores como ratios de precios y σ-convergencia, que van a permitir averiguar si, tal y como prevé la teoría espacial de los precios, estos evolucionan de manera semejante y si se ha producido una aproximación entre sus niveles. A continuación, se estiman modelos de corrección del error (MCE) bivariantes mediante el procedimiento de cointegración multivariante desarrollado por Johansen(1988). Este método nos va a permitir: 1) detectar si existe una relación de equilibrio a largo plazo entre los precios ; 2) la intensidad con la que se transmiten los cambios de precios entre mercados en el largo plazo; y 3) con que velocidad se ajustan los precios ante una situación de desequilibrio transitoria.

DATOS

Se han utilizado los precios semanales de cordero (en ECUs/100kg de peso equivalente en canal) publicados por la Comisión Europea en "Mercados Agrarios". El período de análisis abarca desde 1988 hasta 1995. Se han considerado cuatro países: Reino Unido, España, Francia e Irlanda, seleccionados en virtud de su peso relativo en la producción y el comercio intracomunitario.

Estos cuatro países aportan conjuntamente el 60% de la producción de carne ovina comunitaria (Comisión Europea, 1995), existiendo un intenso flujo comercial entre ellos, fundamentalmente de canales. Reino Unido e Irlanda se caracterizan por ser exportadores netos, mientras que Francia es el principal país importador. De hecho, en 1994, las exportaciones de los primeros representaron el 90% del volumen total de comercio intracomunitario. En el mismo año, las importaciones de Francia supusieron un 70% del total comercializado, de las cuales, un 62% provenían del Reino Unido y un 35% de Irlanda. España interviene en el comercio intracomunitario jugando un papel, fundamentalmente, importador, siendo los tres países citados sus principales proveedores.

ANÁLISIS COMPARATIVO DE LA EVOLUCIÓN DE LOS PRECIOS DE OVINO EN LA UE

A partir de los precios medios anuales se han calculado ratios, para cada año, entre el precio de cada mercado y el precio medio del conjunto de mercados considerados. De este modo, se pretende tener una primera idea sobre las diferencias existentes entre los niveles de precios. La trayectoria de estos ratios se presenta en el Gráfico 1. Como complemento al análisis anterior, se ha calculado, para cada año, el coeficiente de variación del grupo de precios respecto a la media. En realidad se trata de un indicador de σ-convergencia (término acuñado por Barro y Sala-i-Martin, 1992). En el contexto que nos ocupa, existe σ-convergencia cuando se produce una disminución en la dispersión de los precios de los distintos mercados con el transcurso del tiempo, lo que significa que se produce un acercamiento hacia la media. La secuencia de estos coeficientes de variación se presenta en el Gráfico 2.

En el primer gráfico se observa claramente que los mercados español y francés presentan unos precios medios anuales sistemáticamente superiores a la media del grupo, mientras que los precios del Reino Unido e Irlanda gozan de unos precios inferiores.

Gráfico 1.- Evolución de los precios medios anuales en relación al precio medio de la UE-4

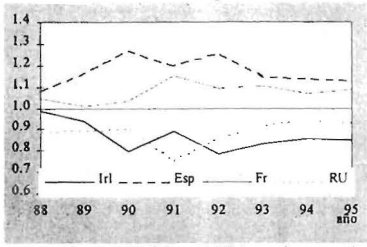
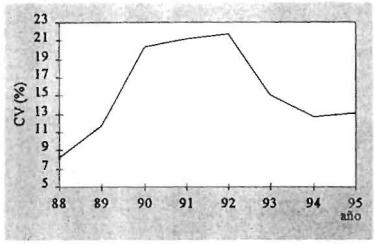


Gráfico 2.- Dispersión de los precios: Coeficiente de Variación (CV) (%)



Entre 1988 y 1991 se ha producido un proceso de alejamiento entre los niveles de precios de ambos grupos de mercados. Así, mientras los precios español y francés han aumentado en dicho período, los precios británico e irlandés han disminuido, acrecentándose así la brecha que los separa (ver Gráfico 1). A partir de 1991, sin embargo, se ha iniciado un proceso de aproximación. No obstante, a la altura de 1995, el diferencial de precios entre ambos grupos de países era notablemente superior al existente en 1988. El análisis de σ-convergencia no hace sino corroborar las tendencias descritas. En efecto, la dispersión aumenta hasta 1991, produciéndose σ-convergencia a partir de esa fecha.

INTEGRACIÓN DE MERCADOS A LARGO PLAZO

El estudio de la integración de mercados se ha abordado tradicionalmente mediante la estimación de una regresión estática como la siguiente:

$$P_{i,t} = \mu + \beta P_{j,t} + \epsilon_t \qquad [1]$$

donde $P_{i,t}$ ($P_{j,t}$) es el precio, en logaritmos, de un bien homogéneo en el período t, del país i (j), expresado en la misma moneda. Para que los mercados estén integrados se exige que β sea igual a 1, lo cual implica que cambios en P_2 generan cambios proporcionales en P_1. La consideración de las propiedades univariantes de las series, en concreto su no estacionariedad, ha obligado a replantearse el contraste sobre la transmisión de precios en el marco de análisis de la cointegración (Engle y Granger, 1987). Asimismo, el análisis se ha flexibilizado, permitiendo que el ajuste entre los precios no sea instantáneo. El procedimiento de cointegración multivariante propuesto por Johansen(1988) compagina ambos fenómenos, al estimar las relaciones de equilibrio a largo plazo (cointegración) como parte integrante de un MCE. En este trabajo se han estimado MCEs bivariantes que adoptan la siguiente forma:

$$\begin{bmatrix}\Delta P_i\\ \Delta P_j\end{bmatrix}_t = \Gamma_1\begin{bmatrix}\Delta P_i\\ \Delta P_j\end{bmatrix}_{t-1} + \ldots + \Gamma_{p-1}\begin{bmatrix}\Delta P_i\\ \Delta P_j\end{bmatrix}_{t-p+1} + \Pi\begin{bmatrix}P_i\\ P_j\end{bmatrix}_{t-1} + \begin{bmatrix}\epsilon_{i,t}\\ \epsilon_j\end{bmatrix}_t \qquad [2]$$

La matriz Π es de orden 2×2 y recoge la información sobre la relación a largo plazo existente entre ambos precios. Los estadísticos traza y λ-max identifican el rango (r) de la matriz Π y, en definitiva, el número de vectores de cointegración. Si las series son no-estacionarias y están cointegradas, r será igual a 1. En este caso, la matriz Π se puede descomponer en el producto $\Pi=\alpha\beta'$, donde α aporta información sobre la velocidad de ajuste de cada precio hacia la situación de equilibrio, mientras que β se puede interpretar del mismo modo que en [1], es decir, como la repercusión de variaciones en un precio sobre el otro en el largo plazo.

Los tests de raíz unitaria, Phillips-Perron y Dickey-Fuller Aumentado, han conducido a la aceptación de la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria en las cuatro series, por lo que plantearse el estudio de la cointegración es necesario, con el fin de obtener una buena especificación del modelo. A continuación, se ha especificado el modelo [2] para las parejas formadas entre el precio español y cada uno de los restantes precios. El número de retardos incluidos es 13, seleccionado mediante el criterio de información de Akaike. En el Cuadro 1 se presentan los dos estadísticos sobre el rango de cointegración y los valores estimados de las matrices α y β.

Los estadísticos λ-max y traza indican que un vector de cointegración existe en cada uno de los

sistemas bivariantes planteados. Esto significa que el precio español mantiene relaciones de equilibrio a largo plazo con cada uno de los precios de sus principales socios comerciales. Sin embargo, los shocks o variaciones sufridos por los precios de éstos se transmiten con distinta intensidad. El vector de cointegración estimado entre el precio español y francés es proporcional a (1,-1) (ver nota 3 al pie del Cuadro 1), mientras que los valores estimados de los parámetros del precio británico e irlandés están próximos a 0,5. Por tanto, ante un cambio en precio francés de un 1%, el precio español reacciona con la misma intensidad a largo plazo, mientras que tan sólo varía en un 0,5% cuando los precios que sufren el shock son el británico o irlandés. Por último, el precio español e irlandés reaccionan a velocidades próximas ante una situación de desequilibrio transitoria, mientras que el británico lo hace más rápidamente y el francés más lentamente. No obstante, en cualquiera de los casos, el valor estimado de α es muy bajo, indicando que tras un error o desequilibrio a largo plazo, los precios reaccionan muy tímidamente, requiriendo de un dilatado período de tiempo para recuperar la senda de equilibrio. Así, por ejemplo, ante un error de un 1% entre el precio español y francés, en el plazo de una semana, el primero disminuye un 0,03% y el segundo aumenta un 0,02% .

Cuadro 1.- Método de cointegración multivariante

Pareja	Contraste sobre el rango de cointegración				Valores estimados de los parámetros a largo plazo			
	λ-max[1]		Traza[1]		V.Cointeg.:β[2]		Velocidad: α	
	r=0	r=1	r=0	r=1	μ	P_j	ΔP_{Esp}	ΔP_j
Esp-Fr	38,89*	4,67	43,57*	4,67	0,752	-1,146[3]	-0,035	0,021
Esp-Irl	40,67*	3,23	43,90*	3,23	-3,217	-0,467	-0,044	0,045
Esp-RU	43,22*	5,26	48,48*	5,26	-2,808	-0,540	-0,040	0,068

[1] Un * indica rechazo de la hipótesis nula al 10%. Los valores críticos se encuentran en Osterwald-Lenum(1992). [2] El vector de cointegración se ha normalizado por el coeficiente del precio español. [3] Para esta pareja se ha contrastado si el vector de cointegración es proporcional a (1,-1). El valor del estadístico ha sido 0,12, inferior al valor crítico $\chi^2_1 = 3,84$, por lo que no es posible rechazar tal hipótesis.

CONCLUSIONES

Los resultados de este estudio confirman que el impulso integrador ejercido desde instancias comunitarias no ha sido suficiente para alcanzar la plena integración entre los principales mercados de ovino europeos. La pervivencia de diferenciales notables entre los precios, fundamentalmente de Francia y España, respecto del Reino Unido e Irlanda, y el aumento en la dispersión de dichos precios, así lo señalan. Por otra parte, el precio del mercado español está ligado, en el largo plazo, a lo que ocurra en la evolución de los precios de los principales mercados europeos, manteniendo un vínculo más estrecho con el mercado francés. Este resultado indica que estos mercados están integrados, puesto que sus precios no evolucionan de manera independiente en el tiempo. Sin embargo, la transmisión incompleta (salvo con el mercado francés) y la lenta reacción ante situaciones de desequilibrio, apuntan hacia la existencia de deficiencias en el mecanismo de transmisión de precios, que podrían venir explicadas, entre otras causas, por elevados costes de transacción y barreras no arancelarias al comercio (p.ej. sanitarias), y que, en definitiva, corroboran la no integración perfecta entre los mercados de ovino considerados.

REFERENCIAS

BARRO R. y SALA-i-MARTIN X., 1992. Convergence. Journal of Political Economy 100: 223-251.

COMISIÓN EUROPEA, 1995. El Estado de la Agricultura en la UE.Informe 1994. Luxemburgo.

ENGLE R.F., y GRANGER C.W.J., 1987. Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing.Econometrica 55: 251-276.

JOHANSEN S.,1988. Statistical Analysis of Cointegration Vectors. Journal of Economic Dynamics and Control 12: 231-254.

OSTERWALD-LENUM M., 1992. A Note with Fractiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics: Four Cases. Oxford Bulletin of Economics and Statistics 50: 461-472.