

Transmisión de precios en los mercados regionales de ovino en España

L. Boshnjaku

Institute for Development and Research Alternatives. Tirana (Albania)

Monia Ben-Kaabia

Departamento de Análisis Económico. Universidad de Zaragoza

José M. Gil

*Departamento de Ingeniería Agroalimentaria y Biotecnología (DEAB).
Universidad Politécnica de Cataluña*

1. Introducción

La Organización Común del Mercado de la carne de ovino y caprino establece la existencia de un precio base por oveja que es el que se considera que un ganadero debe obtener para garantizarse una renta digna. Sin embargo, dado que lo que se oferta en el mercado son corderos, la Regulación Comunitaria recoge un complejo mecanismo por el cual se determina, a partir de los precios de mercado de la carne de cordero y de su peso en canal, una prima que compensa al ganadero de su posible pérdida de renta respecto al precio base. La prima que han recibido los productores en los últimos años ha estado sujeta a grandes variaciones ya que, en última instancia, ha dependido de las fluctuaciones de los precios de mercado. Ello ha creado una creciente incertidumbre en el sector productor lo que, a su vez, ha condicionado sus decisiones de comercialización a corto plazo y de inversión a largo plazo.

En este contexto, se ha generado una cierta necesidad de disponer de una fuente de información fiable sobre la evolución de los precios con el fin de poder anticiparse a las condiciones cambiantes del mercado. La mayor parte de los ganaderos disponen de cierta información de lo que ocurre en su zona de producción y toman las decisiones que creen acertadas de acuerdo con dicha información. Sin embargo, en un contexto de mercados más competitivos y cada vez más globalizados, el precio existente en una

Dirigir correspondencia a: Monia Ben-Kaabia: Departamento de Análisis Económico, Facultad de C.C. y Empresariales, Gran Vía, 2. Zaragoza-50005. Tel.: 976761000 (ext 4689), Fax: 976761996; Email: monia@posta.unizar.es

Recibido en mayo 2002. Aceptado en marzo 2003.

determinada área geográfica no viene solamente determinado por las condiciones de oferta y demanda en dicha área, sino que los precios en el resto de los mercados influyen de forma notable en dicho precio. Este fenómeno es mucho más evidente dentro de un mismo país en el que conviven un gran número de productores que operan en el ámbito local junto con un reducido número de cadenas de distribución que operan en todo el territorio nacional. Las labores de arbitraje permiten armonizar los precios en las diferentes zonas productoras independientemente de las condiciones de oferta y demanda locales. Por tanto, para predecir el comportamiento de los precios en una determinada zona, es necesario analizar lo que ocurre en otras áreas geográficas. En este sentido, parece interesante detectar la existencia de un mercado líder, ya que, en este caso, cualquier variación en el precio de dicho mercado se transmitirá al resto de los mercados. En consecuencia, el precio líder puede considerarse como un buen predictor del comportamiento de los precios en cualquier mercado relacionado.

A lo largo de los últimos años han aparecido numerosos trabajos que han tratado de analizar las interrelaciones de precios en mercados separados geográficamente. Este trabajo se enmarca en esta línea de investigación y su objetivo principal se centra en el análisis de los mecanismos de transmisión de precios en el sector ovino español utilizando modelos econométricos multivariantes de series temporales, enfoque que se ha demostrado bastante flexible para abordar las cuestiones planteadas en este tipo de estudios. Este análisis nos permitirá, en primer lugar, determinar las interrelaciones existentes entre los precios correspondientes a las diferentes zonas productoras de corderos en España. En segundo lugar, nos permitirá detectar la posible existencia de un mercado líder. Finalmente, y lo que nos parece más relevante, nos posibilitará analizar cómo reaccionan los diferentes mercados ante variaciones inesperadas tanto en el precio del mercado líder como en el del resto de mercados considerados.

Para la consecución del objetivo propuesto, el trabajo se ha estructurado de la siguiente forma. En el apartado 2 se describen algunos de los principales rasgos del sector ovino español con el fin de enmarcar el problema y ayudar al lector a comprender mejor los resultados obtenidos en la parte más analítica del trabajo. El apartado 3 se dedica a revisar brevemente la literatura existente con el fin de justificar el enfoque metodológico adoptado para analizar la transmisión de precios. En el apartado 4 se realiza un análisis descriptivo de las series de datos consideradas en este trabajo así como de sus propiedades estocásticas. En el apartado 5 se describen los principales resultados obtenidos de la aplicación empírica, prestando especial atención a la detección de las posibles relaciones de liderazgo-dependencia. Las reacciones de los distintos precios a shocks inesperados en el resto de precios considerados se estudian en el apartado 6. El trabajo concluye con una serie de consideraciones finales sobre los resultados obtenidos.

2. Principales características del sector ovino en España

Tradicionalmente, la UE ha sido el principal productor mundial de carne de ovino por delante de China, Australia y Nueva Zelanda. Según datos de la Meat Livestock Commission desde la entrada en vigor de la Organización Común del Mer-

cado de la carne de ovino y caprino, en 1980, la producción de carne aumentó en un 17% hasta principios de los 90. A partir de entonces la producción se ha estabilizado, lo que ha provocado que en la actualidad sea China el que ocupe el primer lugar del ranking.

A pesar de este hecho, dentro de la UE, el sector de la carne de ovino ocupa una posición marginal ya que sólo representa un 3% de la Producción Final Ganadera y un 2% de la Producción Total Agraria. Sin embargo, recibe un 3,5% del presupuesto agrícola en forma de subvenciones y ayudas. Ello determina que cada kilogramo de carne que se vende reciba una subvención de 1,3 Euros, más de dos veces de lo que recibe un kilogramo de ternera. La importancia de este sector en los diferentes países varía de forma considerable. Mientras que en Grecia, Portugal, Irlanda y Reino Unido el sector ovino representa porcentajes superiores al 5% del valor de la Producción Final Agraria de los respectivos países, en Francia dicho porcentaje apenas alcanza el 1,2%.

En el caso de España, el sector ovino representa el 4,8% de la Producción Final Agraria y el 11% de la Producción Final Ganadera. Sin embargo, su importancia hay que medirla desde otro punto de vista: más del 80% de las ovejas que reciben la prima comunitaria en España se encuentran localizadas en las denominadas Zonas Desfavorecidas, constituyendo una de las escasas alternativas productivas en determinadas zonas áridas.

En el cuadro 1 se recoge la evolución del censo de ovejas primables o susceptibles de recibir la prima comunitaria (las que han parido o han sido cubiertas por primera vez). Se ha diferenciado entre las ovejas de ordeño y las de no ordeño o producción de carne. En las primeras, la obtención de leche, fundamentalmente destinada a la elaboración de quesos, es la actividad principal, siendo la producción de carne una actividad secundaria. En este tipo de explotaciones, el peso de la canal sacrificada es sustancialmente menor que en el caso de las explotaciones destinadas propiamente a la producción de carne. Asimismo, las ovejas destinadas a la producción de leche únicamente reciben un 80% de la prima establecida por la UE para las ovejas de carne ya que se considera que, en el primer caso, el productor puede incrementar sus ingresos a partir de la venta de leche. En las dos Castillas se concentra la práctica totalidad del censo de ovejas de ordeño (el resto se localiza en Navarra y País Vasco). En este trabajo, sin embargo, nos vamos a centrar en la orientación a la producción de carne.

A nivel nacional, como puede apreciarse, la introducción de los límites individuales, en 1993¹, supuso una reducción del censo de ovejas para la producción de carne en algo más de medio millón de cabezas. Superado el «desconcierto» inicial, la situación se ha normalizado. El censo nacional se ha venido recuperando en los últimos años. La tendencia experimentada a nivel nacional es el resultado de tendencias similares observadas en todas las principales Comunidades Autónomas productoras. Desde el punto de vista del censo, las principales Comunidades Autónomas son: Cas-

¹ A partir de la reforma de 1992, que entró en vigor el año siguiente, los productores sólo podían percibir, como máximo, primas por el número medio de ovejas por las que habían solicitado ayudas en los últimos años anteriores a la reforma. Se limitaba, por tanto, el derecho a la percepción de primas por parte de un productor individual.

tilla y León, Extremadura, Castilla La Mancha, Aragón y Andalucía. Conjuntamente, estas CC.AA representaban, en 2000, casi el 80% del censo total de ovejas de no ordeño en España.

CUADRO 1

Evolución del censo de ovejas primables en las principales CC. AA (miles de cabezas)

		Aragón	C. León	C. Mancha	Extremadura	Andalucía	Resto	España
1988	Ordeño	1	2.106	1.333	174	53	727	4.394
	No ordeño	2.550	2.194	1.831	2.417	1.548	2.491	13.031
1990	Ordeño	-	1.878	1.097	85	80	341	3.481
	No ordeño	1.977	2.534	1.797	2.484	2.280	3.068	14.140
1992	Ordeño	26	1.851	963	36	180	455	3.485
	No ordeño	2.712	2.526	1.722	2.826	2.146	2.915	14.847
1994	Ordeño	4	1.717	886	27	125	347	3.106
	No ordeño	2.233	2.358	1.600	3.088	1.947	3.097	14.323
1996	Ordeño	-	1.992	1.121	.41	2	591	3.747
	No ordeño	2.336	2.302	1.411	2.802	2.414	3.094	14.359
1998	Ordeño	13	1.762	874	52	11	576	3.288
	No ordeño	2.933	2.448	1.515	2.741	2.115	2.898	14.650
2000	Ordeño	9	1.646	1.306	215	66	468	3.710
	No ordeño	2702	2.439	1.524	3.107	1.887	3.124	14.783

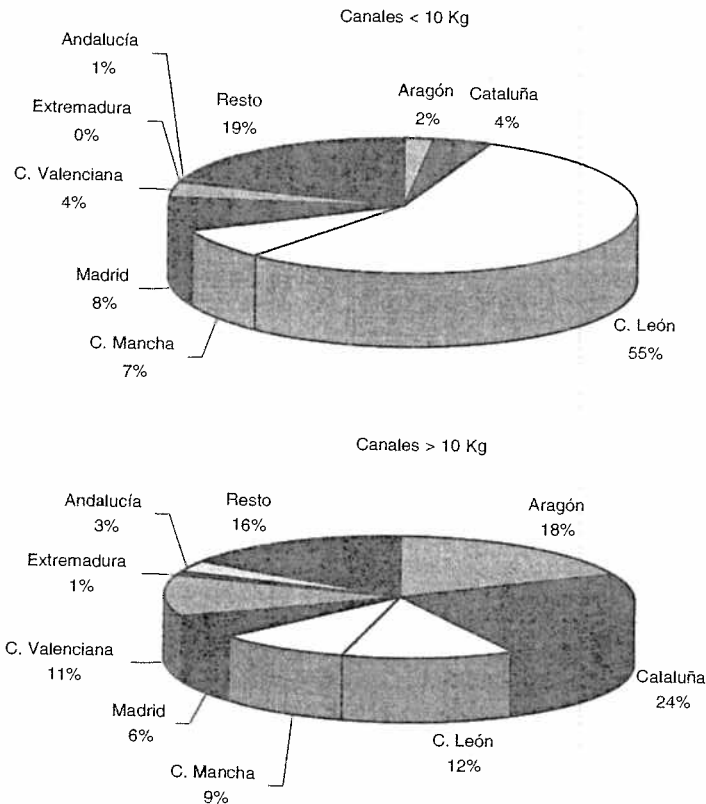
Nota: Ovejas primables son aquellas que han parido una vez o han sido cubiertas antes de final de año aunque no hayan parido.

Fuente: MAPA (2002). Boletín Mensual de Estadística.

En cuanto a la producción de carne de ovino, ésta ha aumentado ligeramente durante estos últimos años. Según datos de la Secretaría General Técnica del Ministerio de Agricultura, Pesca y Alimentación, el número medio de cabezas sacrificadas y la producción media, en 1999, se situaban en 19,5 millones de cabezas y 221.32 Tm., lo que supone un incremento del 3,8% y 7,6%, respectivamente respecto a la situación existente a principios de los años 90. Aproximadamente el 24,1% de los animales sacrificados son corderos con un peso canal inferior a 10 Kg, mientras que el 70% restante se refiere a corderos con un peso superior a 10 kg. El peso medio de la canal de los corderos más ligeros es de 7 Kg, ascendiendo a 12,6 Kg, en el caso de los corderos más pesados. En la figura 1 se muestra la distribución de la producción de ambos tipos de carne por Comunidades Autónomas. Como puede observarse, la importancia relativa de las diversas CC.AA varía según el tipo de la canal. Castilla y León es la comunidad con mayor producción de carne de corderos ligeros (43% del total nacional), como consecuencia de la gran importancia que tiene en dicha Comunidad la producción de leche, como vimos en el cuadro 1, seguida por País Vasco (8%) y La Rioja, Madrid, Cataluña y Castilla La Mancha (6% cada uno). En el caso de los corderos más pesados la distribución de la producción es más equitativa. Destacan Cataluña (17%) y Aragón (13%), seguidas por Valencia (8%), Castilla-León y Castilla La Mancha (7% cada una) y Murcia y Madrid (5% cada una).

Como se puede apreciar, las Comunidades Autónomas con un mayor censo de animales no coinciden exactamente con las zonas de sacrificio ya que existe un movi-

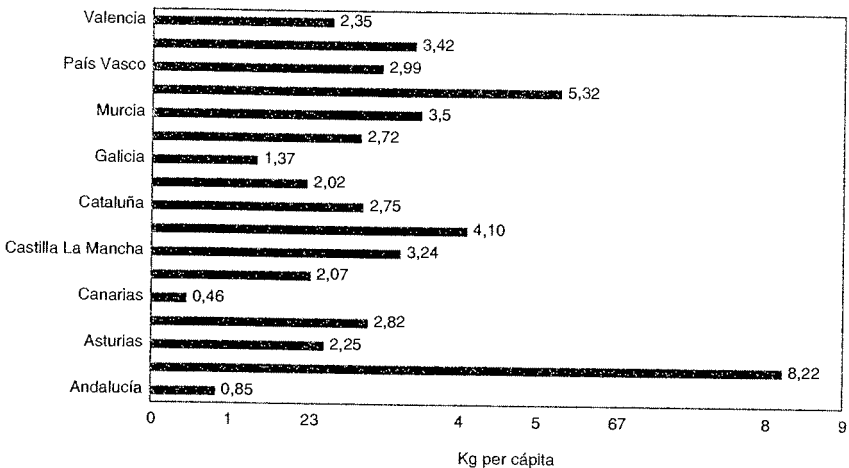
miento pecuario tradicional de ganado en vivo desde zonas de producción y cebo hacia Comunidades con mayor consumo. Muñoz (1997) y Pérez (2000) describen detalladamente estos movimientos que tienen como principal destino los cuatro centros de mayor consumo (Cataluña, Madrid, Valencia y País Vasco). El origen de los productos dirigidos a estos grandes centros de consumo se concentran en Aragón, Castilla la Mancha, Castilla y León y Extremadura. El mercado extremeño abastece fundamentalmente la zona Centro y Levante, al igual que sucede con Castilla-La Mancha. Aragón dirige las ventas, principalmente, hacia el Mediterráneo, mientras que el producto de Castilla-León se dirige a todo el territorio nacional aunque hay que tener en cuenta que, como hemos visto en este apartado, el producto ofrecido por esta región se diferencia, en términos generales, del resto ya que dicha Comunidad se encuentra más especializada en canales ligeras obtenidas en explotaciones de ordeño.



Fuente. MAPA (2002). Boletín Mensual de Estadística.

Figura 1. Distribución geográfica de la producción de los distintos tipos de carne de cordero.

Para finalizar con este apartado quisiéramos ofrecer algunas cifras sobre el consumo de carne de ovino en las diferentes Comunidades Autónomas. En términos relativos, España es uno de los países con mayor consumo per cápita de este tipo de carne en la UE. El gasto total en carnes en los hogares españoles, en 2001, suponía casi el 24,5% del gasto total en alimentación, mientras que el consumo per cápita de carne ovina y caprina suponía un 8,4% respecto al gasto total en carnes (MAPA, 2002). Existen fuertes diferencias en cuanto al consumo per cápita de este tipo de carne según las diferentes Comunidades Autónomas (figura 2). Entre las Comunidades de mayor consumo destacan: Aragón, Navarra, Castilla y León y Murcia (8,22 kg, 5,32 kg, 4,10 kg y 3,50 kg per cápita respectivamente). Las de menor consumo per cápita son: Canarias (0,46 kg), Andalucía (0,85 kg) y Galicia (1,37 kg). Esta variación en los niveles de consumo per cápita existente entre las distintas Comunidades Autónomas depende, además de por razones económicas (fundamentalmente, el precio), por los diferentes hábitos de consumo de la población española en cada región (Muñoz, 1997).



Fuente. MAPA (2002). La alimentación mes a mes. Diciembre 2001.

Figura 2. Consumo per cápita de carne de cordero en las diferentes Comunidades Autónomas.

3. Enfoque metodológico

En la literatura se pueden encontrar numerosos enfoques tanto analíticos como empíricos para evaluar los mecanismos de transmisión de precios entre mercados separados geográficamente. Los modelos y herramientas econométricas utilizados han sido sucesivamente modificados y ampliados en función del objetivo inicialmente planteado así como para superar algunas de las limitaciones que han sido surgiendo a lo largo del tiempo.

Los primeros trabajos se fundamentaban en simples análisis gráficos o en enfoques meramente descriptivos utilizando precios relativos. Así, por ejemplo, si el cociente entre dos precios se mantenía de forma estable alrededor de la unidad se consideraba que el mecanismo de transmisión era perfecto, esto es, cualquier variación en el precio de un mercado se transmitía por completo al otro mercado. A la misma conclusión se llegaba si a lo largo del período de estudio la media de dicho cociente se situaba próxima a la unidad y la varianza era prácticamente nula (Propapadakis y Stoll, 1983).

Entre los enfoques más analíticos, los primeros trabajos se basaban en la estimación de una regresión estática entre dos precios² en la que la hipótesis de transmisión perfecta equivalía a contrastar que en la mencionada regresión la constante era nula ($\alpha = 0$) y la pendiente se igualaba a la unidad ($\beta = 1$). Como puede apreciarse, este primer enfoque estático es muy restrictivo al imponer ajustes instantáneos entre los precios. De hecho, los operadores necesitan tiempo para detectar y reconocer que el diferencial de precios ofrece una oportunidad de beneficio mediante el arbitraje. Además de este fenómeno, existen otra serie de factores que justificarían la existencia de ciertos retrasos en la respuesta de los precios. Entre ellos, pueden mencionarse: i) el tiempo requerido por los mercados para ajustarse a la nueva información y a los cambios en las condiciones de oferta y demanda (Goodwin y Schoeder 1991); ii) la existencia de contratos de compraventa a medio plazo; y iii) la posibilidad de almacenamiento para algunos productos. Asimismo, otro de los inconvenientes de ese tipo de trabajos es que únicamente consideraban dos precios cuando la naturaleza de la integración puede producirse en un contexto multivariante.

Teniendo en cuenta que los mercados requieren cierto tiempo para ajustar sus precios a las condiciones cambiantes de equilibrio, una extensión directa del enfoque anterior consistió en la especificación de modelos dinámicos. Desde esta perspectiva, el concepto de transmisión de precios se amplía para considerar tanto el tiempo y la velocidad de ajuste requeridas por los mercados para ajustarse a los cambios experimentados en un determinado mercado, como la magnitud relativa de la respuesta (incremento o disminución) del precio en cada mercado (Dahlgran y Blank, 1992). La introducción de ajustes dinámicos entre los precios ha sido abordada mediante diversos enfoques. Un buen número de trabajos realizados a lo largo de la década de los ochenta, utiliza el concepto de causalidad en el sentido de Granger (Adamovicz *et al.*, 1984; entre otros). Sin embargo, este enfoque también presenta una seria limitación ya que no permite ofrecer una idea muy clara sobre el mecanismo de transmisión. Lo máximo que se puede decir es que existe una relación de causalidad unidireccional o bidireccional entre dos mercados. Además, hay que recordar que estos contrastes tienen una naturaleza bivariante.

En el contexto de mercados separados geográficamente, Ravallion (1986) propuso un modelo dinámico radial para explicar las relaciones de precios existentes en situaciones en las que claramente existe un mercado central o líder y una serie de mercados satélites. Utilizando una serie de contrastes, se podía determinar si los mercados eran independientes (segmentados) o bien si el mecanismo de transmisión era

² Se trata de estimar la siguiente regresión estática: $P_1 = \alpha + \beta P_2 + u_t$, donde P_1 y P_2 son los precios en los dos mercados y u_t es una perturbación aleatoria.

perfecto en el corto o en el largo plazo. Dahlen y Blank (1992) y Jordan y VanSickle (1993) proporcionaron ejemplos de esta metodología.

Una extensión directa del método de Ravallion fue la utilización de modelos de Vectores Autorregresivos (VAR) que, en principio, no asumen la existencia de una estructura radial entre los mercados (Schroeder y Goodwin, 1990, y Goodwin y Schroeder, 1991; entre otros). Según este modelo, todos los precios incluidos en el sistema se consideran como endógenos. Es decir, cada precio viene explicado por su propio pasado y por el del resto de precios del sistema. Los parámetros del modelo no tienen interpretación económica; sin embargo, a partir de la representación media móvil de dicho vector se pueden calcular las denominadas Funciones Impulso-Respuesta que miden las respuestas de cada precio ante shocks inesperados producidos en el comportamiento del resto de precios del sistema. El análisis de la magnitud y duración de las respuestas de los diferentes mercados puede dar una idea aproximada de cómo funcionan los mecanismos de transmisión de precios entre los diferentes mercados.

La mayor parte de los trabajos que acabamos de mencionar asumían que las series utilizadas eran estacionarias. A partir del trabajo de Nelson y Plosser (1982) se empezaron a cuestionar los trabajos aplicados anteriormente ya que estos autores demostraron que la mayor parte de las series económicas no eran estacionarias, lo que planteaba serios problemas tanto de índole económico (relaciones espurias) como de inferencia estadística. En este contexto, desde el pionero trabajo de Ardeni (1989) el análisis de cointegración se ha convertido en el método más utilizado (Baffes, 1991; Zanias, 1993). En todos estos trabajos, únicamente se consideraban relaciones bivariantes de precios. Posteriormente, Goodwin (1992) y Silvapulle y Jayasuriya (1994) adoptaron un enfoque multivariante, pero en el que se asociaba el concepto de cointegración con el de existencia de relaciones de equilibrio a largo plazo entre diferentes mercados separados geográficamente, sin realizar ningún contraste adicional, tales como los propuestos por Ravallion (1986). Dicho en otras palabras, no se analizaba el mecanismo de transmisión sino que únicamente se afirmaba que los mercados estaban interrelacionados en el largo plazo. Palaskas y Harris-White, (1993), Alexander y Wyeth (1994) y Dercon (1995) adaptaron el modelo propuesto por Ravallion en el caso de series no estacionarias permitiendo la inclusión de relaciones de cointegración pero siempre en un contexto bivalente.

A la hora de analizar las relaciones existentes entre más de dos precios, el procedimiento desarrollado a partir del trabajo de Johansen (1988) es, sin duda, el que permite superar muchas de las limitaciones de los enfoques anteriores (Sanjuán y Gil, 2001). Se trata de un enfoque metodológico bastante flexible que no sólo permite analizar relaciones causales existentes entre los precios correspondientes a mercados separados geográficamente o contrastar la existencia, en el largo plazo, de un mecanismo transmisión perfecta entre dichos precios sino que, además, aprovechando una de las potencialidades de la metodología VAR, como es el cálculo de las denominadas funciones impulso-respuesta, permite analizar las relaciones dinámicas de precios en el corto plazo. Es decir, nos permite obtener mayor información sobre el mecanismo de transmisión de precios y sobre las relaciones de liderazgo-dependencia existentes. Este es el enfoque que ha sido adoptado en este trabajo.

Este enfoque se inicia con el análisis de las series de datos y de sus propiedades estocásticas (si son o no estacionarias) (apartado 4). A continuación, se determina si las series, en caso de no ser estacionarias, están cointegradas, y se trata de dar un contenido económico a las relaciones de equilibrio a largo plazo con el fin de determinar el mecanismo de transmisión de precios subyacente en el sector ovino español (apartado 5). Identificado el largo plazo, se analizan las relaciones dinámicas existentes a corto plazo entre los diferentes precios (apartado 6)³.

4. Datos y propiedades estocásticas

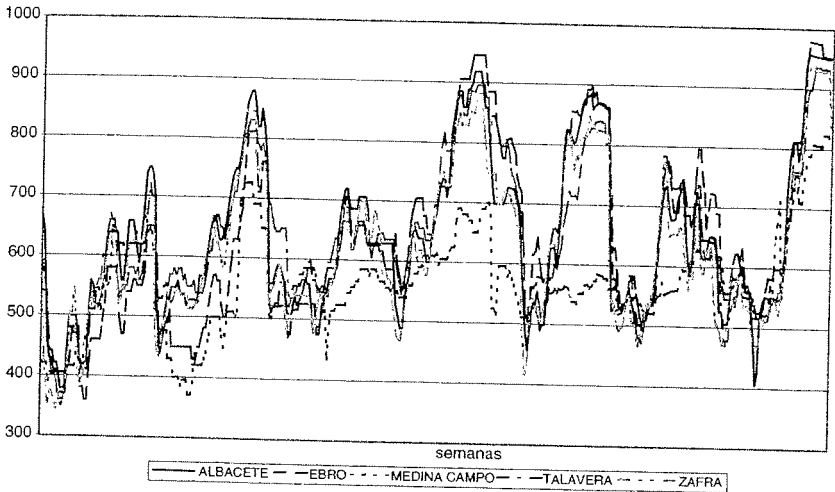
A la hora de analizar el mecanismo de transmisión de precios en el sector ovino español se han considerado los mercados más representativos existentes en nuestro país, según la información presentada en el apartado 2. Teniendo en cuenta que, con el fin de cumplimentar lo dispuesto en la OCM del ovino y elaborar un precio medio nacional, el Ministerio de Agricultura Pesca y Alimentación (MAPA) recoge información de cinco mercados en origen situados, precisamente, en las zonas de mayor producción de carne de ovino en España: Lonja del Ebro (Aragón), Zafra (Extremadura), Albacete y Talavera de la Reina (Castilla la Mancha) y Medina del Campo (Castilla León), estos han sido los cinco mercados inicialmente considerados en este trabajo. Los precios han sido suministrados directamente por la Secretaría General Técnica del MAPA⁴ y están referidos a un kg de peso canal (para canales entre 12 y 13 kg) teniendo en cuenta el coste del sacrificio así como vísceras, despojos, etc. Su frecuencia es semanal y el período de análisis abarca los años 1993 a 1999 (354 observaciones)⁵.

En la figura 3 se recoge la evolución de las diferentes series de precios. Como puede apreciarse, todos los precios siguen una evolución similar con una ligera tendencia al alza. Esto querría decir que más o menos los mercados, en términos reales, se han mostrado bastante estables, al menos desde la introducción de las denominadas cuotas individuales en 1993. Asimismo, parece destacarse un marcado componente estacional íntimamente relacionado con el ciclo biológico del cordero. En España, la mayor parte de la producción tiene lugar en primavera, lo que ocasiona un descenso generalizado de los precios. En la parte final de cada año, los presiones por parte de la demanda determinan la existencia de precios al alza.

³ En el presente estudio, debido a las limitaciones de espacio, nos centraremos en la presentación de los resultados. Para una descripción detallada de la metodología utilizada se remite al lector a los trabajos de Johansen (1995), Hansen y Juselius (1995), Harris (1995), Maddala y Kim (1998) y Hendry y Juselius (2000), entre otros.

⁴ Agradecemos en todo momento su predisposición para facilitarnos dicha información.

⁵ Todas las variables han sido transformadas en logaritmos. Este es un procedimiento habitual y, además, como señaló Hamilton (1994), la transformación logarítmica actúa en la serie amortiguando la amplitud de las oscilaciones y, por tanto, permite alcanzar más fácilmente la estacionariedad en varianza tras una primera diferenciación. Existe una segunda razón de tipo más económico. Para cambios pequeños, la primera diferencia del logaritmo de una variable es aproximadamente igual a la tasa de variación de la serie original. De este modo, si una variable en logaritmos es integrada de orden uno, la tasa de variación de la variable original es estacionaria.



Fuente. MAPA, «Secretaría General Técnica», comunicación personal.

Figura 3. Evolución de los precios semanales de cordero en los principales mercados en España (1993-1999) (Pta/Kg).

Si ahora se analiza la posición de los diferentes precios, se puede apreciar una cierta diferenciación entre los mercados del Norte y del Sur. En efecto, el mercado de Castilla-La Mancha y Extremadura parece moverse conjuntamente. El precio del Ebro es, generalmente y, sobre todo, en la segunda mitad del periodo analizado, el de mayor magnitud en los ciclos alcistas. Finalmente, respecto al precio de Medina del Campo, aunque siguiendo la tendencia general, presenta unas fluctuaciones mucho más amortiguadas. En definitiva, tendencia creciente, componente estacional y diferencias entre Norte y Sur, serían las principales características que definirían la evolución de los precios de la carne de cordero en España. En las próximas líneas nos centraremos en analizar con mayor detalle el componente estacional, lo que nos será de gran ayuda en los análisis posteriores, para centrarnos, posteriormente, en el análisis de la estacionariedad de las series de precios consideradas en este trabajo.

Doran y Quilkey (1972) proponen analizar el comportamiento o ciclo estacional de las variables a partir de la estimación de la siguiente regresión:

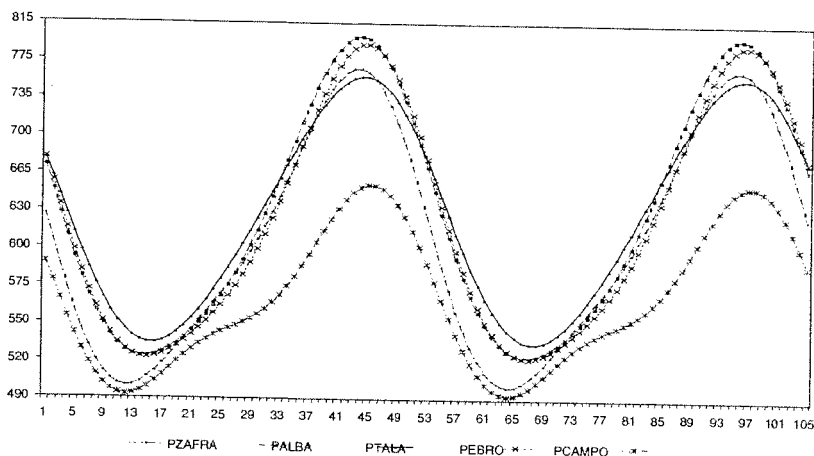
$$C_t = \sum_{i=1}^p \lambda_i \cos(2\pi s w_i / 52) + \sum_{i=1}^p \gamma_i \sin(2\pi s w_i / 52) \quad [1]$$

donde C_t representa el ciclo estacional, p (2 y 3) es el número de ciclos por año y $s w_i$ es una serie que recoge el orden de la semana correspondiente a cada año. La regresión anterior se ha estimado para diferentes valores de p . En concreto, se ha considerado la posible existencia de 1, 2 ó 3 ciclos por año. Para $p = 3$, los coeficientes estimados no

resultaban estadísticamente significativos. Finalmente, para $p = 1$ y $p = 2$ los resultados eran prácticamente idénticos por lo que se ha considerado este último valor.

En la figura 4 se recoge el comportamiento estacional para las cinco series de precios correspondientes a los mercados en origen. Como puede apreciarse, el patrón estacional es prácticamente idéntico, salvo en el caso de Medina del Campo. Asimismo, se aprecia que el mercado de Zafra es el primero en reaccionar, lo cual nos da una idea, al menos intuitiva, de la existencia de una posición de liderazgo en dicho mercado. Por otra parte, y como acabamos de mencionar, el comportamiento de Medina del Campo es relativamente diferente al resto de los mercados. Esto se debe, como hemos comentado en el apartado 2, a que en la región de Castilla y León el tipo de cordero comercializado es diferente al del resto del territorio nacional. En efecto, en esta región el denominado «lechazo», cuyo peso canal ronda los 6-7 kg, constituye más del 50% de las canales sacrificadas, cuando los precios que estamos tomando como referencia se refieren a canales entre 12 y 13 kg. Estos resultados, al menos intuitivamente, parecen reflejar la existencia de un mercado diferenciado en el caso de Castilla y León, lo cual nos permitiría centrar el análisis en los mercados que ofrecen un producto más homogéneo. En cualquier caso, este resultado intuitivo se tratará de contrastar analíticamente en un apartado posterior.

En segundo lugar, se ha tratado de comprobar si este patrón estacional es determinístico o estocástico. Para ello, en vez de analizar el comportamiento para toda la muestra, se ha realizado la regresión anterior para diferentes subperiodos de dos



Nota: Se representa el patrón estacional medio durante las semanas correspondientes a dos años suponiendo dos ciclos por año ($p=2$), tal como se indica en el texto.

^a PEBRO es el precio de la Lonja del Ebro (Aragón); PZAFRA, el de la Lonja de Extremadura; PALBA, el de la Lonja de Albacete (Castilla-La Mancha); PTALA, el de la Lonja de Talavera de la Reina (Castilla-La Mancha); y PCAMPO es el precio de la Lonja de Medina del Campo (Castilla y León).

Figura 4. Representación gráfica del patrón estacional de los precios de ovino en las diferentes regiones españolas (ptas/kg)^a.

años. Los resultados han reflejado claramente (no se presentan debido a las limitaciones de espacio) que el patrón estacional resulta muy similar en los diferentes subperíodos, lo cual significaría que dicho componente es claramente determinista y que podría recogerse en los modelos a estimar simplemente incorporando variables ficticias estacionales⁶.

Una vez analizado el componente estacional, pasaremos a considerar la posible presencia de tendencias estocásticas en las series. Dicho en otras palabras, si las cinco series de precios utilizadas en este trabajo son o no estacionarias. Para determinar el grado de integración de las series se han utilizado diversos contrastes de raíces unitarias que se han desarrollado en la literatura. En concreto, se han utilizado los propuestos por Dickey y Fuller (DF) (1981), Phillips y Perron (PP) (1988) y Kwiatkowski *et al.* (KPSS) (1992)⁷. Al utilizar los tres contrastes lo que se ha tratado es de reducir la posible ambigüedad de utilizar un único estadístico teniendo en cuenta la limitada potencia de los mismos. A la hora de especificar los modelos necesarios para llevar a cabo estos contrastes se ha prestado especial atención a la determinación del número de retardos (DF) o del parámetro de truncamiento (PP y KPSS) y a los elementos determinísticos incluidos⁸.

En el cuadro 2 se recogen los resultados derivados de la aplicación de los diferentes contrastes de raíces unitarias (DFA, PP y KPSS). El proceso de contraste se inicia utilizando el modelo más general, incluyendo una constante y una tendencia determinística, y procediendo a excluirlas cuando se observa la no significatividad de dichos componentes. Como se puede apreciar, en las series correspondientes a Albacete y Zafrá los resultados no son del todo concluyentes ya que marginalmente se aceptaría la posible estacionariedad en torno a una tendencia determinística, si nos atenemos a los resultados del estadístico PP, mientras que claramente la tendencia sería estocástica, si nos fijamos en los estadísticos DFA y KPSS.

Esta ligera ambigüedad es, probablemente, el resultado de dos fenómenos. En primer lugar, un gran parte de dicha ambigüedad se puede atribuir a la baja poten-

⁶ Los autores somos conscientes de las posibles deficiencias del análisis realizado sobre la estacionalidad de las series. El procedimiento más apropiado para analizar el problema de la estacionalidad sería la realización de contrastes de raíces unitarias estacionales para series con frecuencia semanal utilizando la estrategia propuesta por Cáceres (1996) y Cáceres *et al.* (2001) a partir de la descomposición del polinomio (1-L)³². En el presente trabajo, dado que los resultados obtenidos del análisis efectuado son bastante concluyentes y que la aplicación de los contrastes mencionados aumentaría enormemente la complejidad de los análisis posteriores en caso de tener que filtrar las series de precios por filtros diferentes o tener que contrastar la posible presencia de cointegración estacional con datos semanales, se ha decidido, como se comenta en el texto, recoger la estacionalidad de las series introduciendo en los modelos multivariantes variables ficticias estacionales.

⁷ Ver Maddala y Kim (1998) para una descripción detallada de los diferentes contrastes de raíces unitarias más utilizados en el trabajo empírico.

⁸ En nuestro caso, para los contrastes de DFA el número óptimo de retardos se ha determinado de forma iterativa combinando la estrategia propuesta por Campbell y Perron (1991) y teniendo en cuenta las propiedades de los residuos obtenidos del modelo estimado. Es decir, partiendo de un retardo máximo se han ido descartando aquellos que no eran significativos, contrastándose en cada paso el cumplimiento de la hipótesis de ausencia de autocorrelación de los residuos del modelo resultante. En el caso de los estadísticos PP y KPSS, se han utilizado diferentes parámetros de truncamientos ($l = 2, 4, 6$ y 8).

delo VAR(k) que tiene la siguiente representación (se han omitido los componentes determinísticos para simplificar el análisis):

$$P_t = A_1 P_{t-1} + A_2 P_{t-2} + \dots + A_k P_{t-k} + \varepsilon_t \quad [2]$$

donde:

P_t : es un vector de variables de orden $(p \times 1)$: $P_t = [P_{1t}, P_{2t}, \dots, P_{pt}]'$ y siendo p el número de variables incluidas en el modelo ($p = 5$ en nuestro caso)

A_i , $i = 1, 2, \dots, k$ son matrices $(p \times p)$ de parámetros autoregresivos

k : la longitud óptima del retardo

ε_t : es un vector de residuos ruido blanco que cumple:

$$E(\varepsilon_t) = 0 \quad \text{para todo } t$$

$$E(\varepsilon_t \varepsilon_s) = \begin{cases} 0 & \text{si } t \neq s \\ \Sigma & \text{si } t = s \end{cases}$$

siendo Σ una matriz $p \times p$ de varianzas y covarianzas de los residuos definida positiva.

La expresión anterior se puede reparametrizar en forma de un Vector de Mecanismo de Corrección del Error (VMCE) adoptando la siguiente forma:

$$\Delta P_t = \Gamma_1 \Delta P_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta P_{t-k+1} + \Pi P_{t-1} + \varepsilon_t \quad [3]$$

donde:

$$\Gamma_i = \sum_{j=i+1}^k A_j \quad i=1, \dots, k-1$$

$$\Gamma_i = \sum_{j=i}^k A_j$$

En las matrices Γ_i se recogen los ajustes dinámicos a corto plazo de las variables. La matriz Π de dimensión $(p \times p)$ proporciona información sobre las relaciones a largo plazo existentes entre las variables P_t , de modo que el rango $(\Pi) = r$ (el número de columnas linealmente independientes en dicha matriz) determina el número de relaciones de cointegración. En este caso, la matriz Π se puede descomponer en el producto de dos matrices α y β de orden $(p \times r)$:

$$\Pi = \alpha\beta' \quad [4]$$

La matriz β recoge las r combinaciones lineales independientes y estacionarias, mientras que los parámetros de la matriz α miden la velocidad de ajuste de las variables dependientes hacia el equilibrio a largo plazo recogido en el término $(\beta' P_t)$. Teniendo en cuenta todo lo anterior, determinar la existencia de cointegración entre los cuatro precios es equivalente a determinar el rango de la matriz Π para lo cual Johansen (1988) propone dos estadísticos: el del valor propio máximo (λ -max) y el de la traza.

Para llevar a cabo los análisis de cointegración entre los precios en los distintos mercados regionales, inicialmente se ha definido un sistema incluyendo los cinco precios: Zafra, Albacete, Ebro, Talavera y Medina del Campo. Antes de determinar el rango de cointegración entre estos cinco precios, es preciso obtener una correcta especificación del modelo, es decir, conocer qué componentes determinísticos se deben incluir y cuál es el retardo óptimo que asegura que los residuos sean ruido blanco. En cuanto a los elementos determinísticos, y en una primera aproximación, se ha decidido introducir una constante restringida al espacio de cointegración. Esta elección se ha basado en el hecho de que, tanto en los análisis gráficos como en los contrastes de raíces unitarias, se ha comprobado que en todas las variables se acepta la presencia de una raíz unitaria alrededor de una media diferente de cero¹⁰. Asimismo, para tener en cuenta el componente estacional en las series de precios se han incluido 11 variables ficticias agrupadas mensualmente.

Con respecto a la selección del número óptimo de retardos, a lo largo de la literatura se han desarrollado diversos criterios para determinar dicho valor (k) (véase Lütkepohl (1993) para una exposición detallada de todos estos criterios). En este trabajo se han utilizado únicamente dos criterios: el Criterio de Información de Akaike (Akaike, 1971) y el del Ratio de Verosimilitud propuesto por Tiao y Box (1981). Los resultados de la aplicación de ambos criterios indican que el sistema [2] debería incluir cuatro retardos. Finalmente, para comprobar que el modelo con cuatro retardos y una constante restringida al largo plazo estaba correctamente especificado se ha utilizado el estadístico de Breusch-Godfrey (LM) (Godfrey, 1988) en su versión multivariante para contrastar la presencia de autocorrelación de orden 1 y de orden 52 (en este último caso para comprobar que efectivamente el componente estacional se cancelaba al considerar conjuntamente las cinco series de precios). Los valores obtenidos por dichos estadísticos fueron de 13,23 y 25,92, respectivamente, ambos inferiores al valor crítico para un nivel de significación del 5% [$\chi^2_{5\%}(25) = 37,70$], lo que indica que el modelo no estaba incorrectamente especificado y, por tanto, se podían aplicar los contrastes mencionados para determinar el rango r de cointegración.

Los resultados obtenidos de los estadísticos de la Trazas y λ -max, así como sus correspondientes valores críticos, se encuentran recogidos en el cuadro 3. Para un nivel de significación del 5%, tanto el estadístico de la Trazas como el del λ -max no permiten rechazar la hipótesis nula de 3 vectores de cointegración¹¹. Según Goodwin y Schroeder (1991) la condición necesaria para que en mercados separados geográficamente el mecanismo de transmisión de precios sea perfecto es que entre los p precios

¹⁰ Asimismo, se ha observado que los gráficos en primeras diferencias giran en torno a una media nula, lo que indica que no sería posible rechazar que $E(\Delta P_t) = 0$ para todos los precios. En consecuencia, la especificación de un modelo VMCE con una constante podría ser el apropiado para nuestro caso.

¹¹ En cualquier caso, y siguiendo a Hendry y Juselius (2000) la elección del rango de cointegración también se ha determinado: 1) analizando los valores propios de la matriz de acompañamiento; 2) calculando los t -ratios de los coeficientes α correspondientes al tercer vector de cointegración para ver si son significativos; 3) representando gráficamente los tres vectores de cointegración para ver si son realmente estacionarios. Los resultados de todos estos análisis complementarios confirman la presencia de tres vectores de cointegración entre los cinco precios considerados.

deberían existir $(p-1)$ vectores de cointegración. El cumplimiento de esta condición implicaría que, en el largo plazo, los precios en los diferentes mercados se moverían en la misma dirección existiendo una única tendencia común que condicionaría la evolución del resto de los precios. Por otra parte, Larue y Babula (1994) señalan que, cuantos más vectores de cointegración existan entre las variables, mayor será la fortaleza y estabilidad de las relaciones entre las variables consideradas. En nuestro caso, la existencia de tres vectores de cointegración significa que no se cumple dicha condición necesaria en los principales mercados productores de ovino en España.

CUADRO 3
Contrastes del rango de cointegración para los cinco precios

Valor Propio	λ -max ^a	Traza ^a	$H_0: r$	$P - r$	λ -max 95% ^b	Traza 95% ^b
0,166	65,80	154,86	0	5	34,40	76,07
0,116	44,69	89,06	1	4	28,14	53,12
0,070	26,27	44,37	2	3	22,00	34,91
0,029	10,95	18,10	3	2	15,67	19,96
0,019	7,15	7,15	4	1	9,24	9,24

^a La hipótesis nula del estadístico de la traza es $r \leq r_0$ frente a la alternativa general $r = p$. En el caso de λ -max la hipótesis nula es $r = r_0$ frente a la alternativa de $r = r_0 + 1$.

^b Los valores críticos del estadístico de la traza y del λ -max se han obtenido de Osterwald-Lenum (1992).

En cualquier caso, antes de proseguir con el análisis conviene comprobar si los parámetros de las matrices de largo plazo β y α son estadísticamente significativos, es decir si los cinco precios pertenecen al espacio de cointegración y si reaccionan en el corto plazo ante variaciones en las relaciones de equilibrio a largo plazo. El cuadro 4 recoge los resultados de dichos contrastes. Como se puede apreciar, el precio de Medina del Campo no formaría parte del espacio de cointegración (no está relacionado con el resto de precios en el largo plazo) y además resulta ser débilmente exógeno, esto es, no reacciona ante cualquier variación experimentada por las relaciones existentes entre el resto de precios. Este resultado confirma lo que de forma intuitiva habíamos señalado en los apartados 2 y 4 en el sentido de que el tipo cordero que, principalmente, se comercializa en la región de Castilla y León se puede considerar como un producto diferenciado del resto y, por tanto, es lógico que las variaciones de precios experimentadas en este mercado no estén relacionadas con las experimentadas en el resto de zonas productoras. En consecuencia, y teniendo en cuenta los resultados anteriores, se ha procedido a re-estimar el modelo anterior eliminando el precio de Medina del Campo.

Los cuadros 5 y 6 recogen los resultados de los contrastes del rango de cointegración y de los de significatividad de los parámetros de largo plazo, respectivamente¹²,

¹² Previamente se ha comprobado que el modelo resultante estaba correctamente especificado. En este caso, los valores de los estadísticos para contrastar la presencia de autocorrelación de orden 1 y 52 fueron de 15,77 y 21,87, respectivamente, ambos inferiores al valor crítico para un nivel de significación del 5% [$\chi^2_{5\%}(16) = 26,30$].

CUADRO 4
Contrastes de significatividad sobre los parámetros de las matrices α y β

	PZAFRA	PTALA	PALBA	PEBRO	PCAMPO	Constante
Contraste de exclusión ^{a,b}						
LR (3) =	52,90*	26,08*	38,80*	24,71*	1,83	14,28*
Contraste de exogeneidad débil						
LR(3) =	13,49*	26,68*	43,70*	4,24	1,78	

a Un asterisco indica el rechazo de la hipótesis nula para un nivel de significación del 5%.

b El ratio de verosimilitud LR a partir de estos contrastes se distribuye como una $\chi^2(3)$ cuyo valor crítico al 5% es 7,81.

después de eliminar el precio de Medina del Campo. En cuanto a los contrastes de cointegración los resultados son consistentes con los que acabamos de obtener ya que de nuevo no se permite rechazar la existencia de tres relaciones de equilibrio a largo plazo entre las cuatro series de precios (solamente se ha eliminado el precio de Medina del Campo que no participaba en las relaciones de equilibrio existentes a largo plazo entre el resto de precios), cumpliéndose, en este caso, la condición necesaria de transmisión perfecta de precios en el largo plazo. La condición suficiente, como se ha mencionado en el apartado 3, es que cada vector de cointegración relacione una pareja de precios y que tengan la forma (1, -1). Esta cuestión se abordará a continuación en el próximo subapartado.

CUADRO 5
Contrastes del rango de cointegración eliminando el precio de Medina del Campo

Valor Propio	λ -max ^a	Traza ^a	$H_0: r$	$p - r$	λ -max 95% ^b	Traza 95% ^b
0,1506	61,54	121,52	0	4	28,14	53,12
0,0616	37,57	59,98	1	3	22,00	34,91
0,0545	17,70	23,04	2	2	15,67	19,96
0,0167	5,34	5,34	3	1	9,24	9,24

a La hipótesis nula del estadístico de la traza es $r \leq r_0$ frente a la alternativa general $r = p$. En el caso de λ -max la hipótesis nula es $r = r_0$ frente a la alternativa de $r = r_0 + 1$.

b Los valores críticos del estadístico de la traza y del λ -max se han obtenido de Osterwald-Lenum (1992).

En cuanto a los resultados sobre la significatividad de los parámetros de las matrices α y β (cuadro 6), como se puede apreciar, todos los coeficientes β_i son individualmente significativos, indicando que todas las variables forman parte del espacio de cointegración. Respecto a los contrastes sobre los coeficientes de la matriz α , los resultados permiten destacar que tanto el precio de Ebro como el de Zafra resultan débilmente exógenos respecto al espacio de cointegración. Este comportamiento se puede interpretar como un mayor grado de autonomía o independencia con la que operan dichos mercados, de manera que los niveles de sus precios sí que influyen en el resto de los precios, a través de su pertenencia al espacio de cointegración y, sin embargo, no se ven afectados por los niveles de aquellos en el corto plazo.

CUADRO 6
 Contrastes de significatividad sobre los parámetros de las matrices α y β
 eliminando el precio de Medina del Campo

	PZAFRA	PTALA	PALBA	PEBRO	Constante
	Contraste de exclusión ^{a,b}				
LR (3) =	55,50*	29,49*	44,23*	15,28*	19,21*
	Contraste de exogeneidad débil				
LR(3) =	12,57*	29,26*	47,21*	2,89

a Un asterisco indica el rechazo de la hipótesis nula para un nivel de significación del 5%.

b El ratio de verosimilitud LR a partir de estos contrastes se distribuye como una $\chi^2(3)$ cuyo valor crítico al 5% es 7,81.

5.1. Identificación de las relaciones a largo plazo

El objetivo de este subapartado consiste en tratar de dotar de significado económico a las relaciones de equilibrio a largo plazo que se acaban de obtener. En concreto, se pretende determinar, por un lado, si existe un mercado que pueda considerarse líder en cuanto a la fijación de precios en el sector ovino español y, por otro, conocer cuál es el mecanismo de transmisión de precios. Como punto de partida, en el cuadro 7 se recogen las estimaciones obtenidas de los parámetros de las matrices β y α . Las relaciones de equilibrio a largo plazo se han normalizado con respecto a un determinado precio con el objetivo de otorgar a cada relación un contenido económico. En cualquier caso, los resultados presentados en el mencionado cuadro deben considerarse, como acabamos de mencionar, simplemente como un paso previo a análisis posteriores, presentándose solamente a efectos meramente informativos.

A la vista de los resultados recogidos en el cuadro 7, y teniendo en cuenta los resultados de los contrastes de significatividad de los parámetros de largo plazo, no parece existir un único mercado líder. Tanto el precio de la Lonja del Ebro como el de

CUADRO 7
 Estimación inicial de los parámetros de la matriz β' y α ($r = 3$)^a

		β'			
	PZAFRA	PEBRO	PTALA	PALBA	Constante
	1,00	-0,04	-0,58	0,69	0,02
	-0,02	0,11	1,00	-1,10	-0,02
	-0,26	1,00	-1,21	-0,35	1,30
		α			
	DPZAFRA	-0,017 (-0,10)	0,02 (1,69)	-0,10 (-2,08)	
	DPEBRO	0,08 (1,27)	-0,003 (-0,56)	-0,03 (-1,28)	
	DPTALA	0,25 (4,560)	-0,02 (-2,83)	-0,06 (-2,76)	
	DPALBA	0,33 (6,70)	0,02 (3,34)	-0,006 (-0,30)	

^a Los valores entre paréntesis se corresponden con los t-ratios.

Zafra podrían ejercer dicha función, pudiendo aventurarse, en principio, la existencia de dos mercados segmentados correspondientes al Norte y Sur peninsular. El precio de Zafra parecería actuar como líder en los mercados del Sur, mientras que similar papel ejercería el precio de La Lonja del Ebro respecto a los mercados del Norte.

La identificación de las relaciones de equilibrio a largo plazo requiere imponer ciertas restricciones sobre los parámetros de las matrices α y β . Por ejemplo, la hipótesis de que el mercado de Zafra actúa como líder y que el mecanismo de transmisión de precios es perfecta se puede formular de la siguiente manera (Silvapulle y Jayasuriya, 1994):

$$\beta' = \begin{pmatrix} -1 & 1 & 0 & 0 & * \\ -1 & 0 & 1 & 0 & * \\ -1 & 0 & 0 & 1 & * \end{pmatrix} \quad \text{y} \quad \alpha = \begin{pmatrix} 0 & 0 & 0 \\ \alpha_{21} & 0 & 0 \\ 0 & \alpha_{32} & 0 \\ 0 & 0 & \alpha_{43} \end{pmatrix} \quad [5]$$

donde, por filas, se recoge cada uno de los vectores de cointegración y, por columnas, las variables en el mismo orden que el expuesto en el cuadro 7.

Veamos hasta qué punto los parámetros recogidos en el cuadro 7 satisfacen [5] o una expresión similar con el precio del Ebro como precio líder o alguna formulación mixta que nos permita confirmar la existencia de dos mercados diferenciados para el Norte y el Sur peninsular. Para llevar a cabo este análisis, en primer lugar, nos centraremos en la contrastación de restricciones únicamente sobre los parámetros de la matriz β . En segundo lugar, realizaremos contrastes conjuntos sobre los parámetros de las dos matrices de largo plazo.

5.1.1. Contrastes sobre los parámetros de la matriz β

Con el fin de maximizar la posibilidad de encontrar una correcta identificación conjunta de los vectores de cointegración, Juselius (1998) propone identificar previamente y de forma individual cada uno de los vectores. Se trata de imponer, por tanto, una serie de restricciones sobre un sólo vector dejando libre de restricciones los otros dos vectores. La hipótesis nula en este tipo de contraste adopta la siguiente forma general:

$$H_{2\beta}: \beta = (\beta_1, \beta_2) = (H\phi, \beta_2) \quad [6]$$

donde β_1 es una matriz de orden $p \times r_1$ y β_2 es una matriz de orden $p \times r_2$, siendo r_1 el número de vectores sobre los que se imponen las restricciones, r_2 el número de vectores sin restringir ($r_1 + r_2 = r$); H y ϕ son dos matrices de orden $(p \times m_1)$ y $(m_1 \times p)$, respectivamente, siendo m_1 el número de parámetros no restringidos en los r_1 vectores de cointegración ($r_1 \leq m_1 \leq p - r_1$).

Esta hipótesis se contrasta utilizando un procedimiento iterativo para maximizar la función de verosimilitud recogido en Johansen y Juselius (1992). Una vez obtenida la maximización de la función de verosimilitud con las restricciones impuestas, se

define el estadístico del Ratio Verosimilitud (LR) que se distribuye como una χ^2_v con $v = (p - m_1 - r_2) r_1$ grados de libertad.

La especificación y los resultados de dichos contrastes se recogen en el cuadro 8. Tal como se ha comentado a lo largo de este estudio, la perfecta transmisión de precios a largo plazo entre p mercados requiere, en primer lugar, que el número de vectores de cointegración sea igual a $p-1$; y, en segundo lugar, que se satisfaga la paridad $(1,-1)$ para cada una de las posibles parejas en cada uno de los vectores. En consecuencia, en las hipótesis $H_{01} - H_{03}$ se contrasta si la relación entre parejas de precios, imponiendo la condición de homogeneidad $(1,-1)$, es estacionaria alrededor de una media diferente de cero. Como se puede observar, el ratio de verosimilitud (LR) no permite rechazar las hipótesis H_{01} y H_{02} , indicando el cumplimiento de una transmisión perfecta a largo plazo entre los precios de Zafra y Talavera, por un lado, y entre Zafra y Albacete, por otro. Sin embargo, en el caso de Zafra y Ebro se rechaza dicha hipótesis al 5% (H_{03}) indicando, en consecuencia, el no cumplimiento de una transmisión perfecta entre estos dos mercados.

CUADRO 8

Contrastes de restricciones individuales sobre cada vector de cointegración

Hipótesis nula	$H_0: \beta = (H_1 \varphi_1, \beta_2)^a$	LR ^{b,c}
$H_{01}: (Pzafra-Ptala + c) \sim I(0)$	$H_1 = (1 \ -1 \ 0 \ 0 \ *)$	0,82 (0,30)
$H_{02}: (Pzafra-Palba + c) \sim I(0)$	$H_2 = (1 \ 0 \ -1 \ 0 \ *)$	0,65 (0,42)
$H_{03}: (Pzafra-Pebro + c) \sim I(0)$	$H_3 = (1 \ 0 \ 0 \ -1 \ *)$	11,26 (0,00)

^a El asterisco indica que la constante no está restringida.

^b El estadístico LR, en este caso, se distribuye como una $\chi^2_{5\%}(2) = 5,99$.

^c Las cifras entre paréntesis se refieren a los p-valores.

Una vez que se han identificado individualmente las diferentes relaciones de equilibrio a largo plazo, podemos tratar de identificar conjuntamente los tres vectores de cointegración. La hipótesis nula para contrastar conjuntamente restricciones sobre cada uno de los vectores de la matriz β adopta la siguiente expresión:

$$H_{3\beta}: \beta = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_r) = (H_1 \varphi_1, H_2 \varphi_2, \dots, H_r \varphi_r) \quad [7]$$

donde H_i son matrices de orden $(p \times m_i)$, siendo m_i el número de parámetros no restringidos en cada una de las β_i relaciones (la columna i -ésima de la matriz β) de cointegración; y φ_i es un vector $(m_i \times 1)$ de parámetros correspondiente al i -ésimo vector de cointegración¹³. Johansen y Juselius (1994) distinguieron tres condiciones necesarias para la identificación del espacio de cointegración: identificación genérica; identificación empírica; e identificación económica.

¹³ Ver Johansen y Juselius (1994) para una descripción detallada de las condiciones necesarias y la forma de llevar a cabo contrastes para identificar conjuntamente los vectores de cointegración.

La identificación genérica está relacionada con la posibilidad de estimar de manera única los parámetros del modelo. Ahora bien, al tratarse de restricciones homogéneas, el espacio de cointegración β_i tendrá una solución única si y sólo si se cumplen las siguientes condiciones de rango (Johansen, 1995):

$$\text{rango} (R'_i H_{i_1}, \dots, R'_i H_{i_m}) \geq m \quad [8]$$

para todo $i = 1, 2, \dots, r-1$ y $m = 1, 2, \dots, r-1$

y cualquier índice $1 \leq i_m \leq r$ (eliminando i)

Asimismo, es necesario que el número de restricciones impuestas sobre los parámetros de los vectores de cointegración sea igual a $r(r-1)$. En este caso, se dice que el modelo se encuentra exactamente identificado y las restricciones consideradas no se contrastan sino que simplemente se imponen.

En el caso de que las restricciones impuestas sea superior a $r(r-1)$, el espacio de cointegración, además de cumplir las condiciones de rango [8] (identificación genérica), debe estar empíricamente identificado. Para ello, se debe contrastar que las restricciones impuestas en la hipótesis nula [7] describen correctamente los datos, frente a la alternativa $H_{0\beta}$ (modelo original con r vectores de cointegración sin ningún tipo de restricciones), utilizando un estadístico del ratio de verosimilitud. Este contraste sigue una distribución asintótica de una χ^2 con v grados de libertad, siendo.

$$v = \sum_{i=1}^r p - r + 1 - m_i$$

En este trabajo, la identificación conjunta del espacio de cointegración se ha realizado siguiendo un procedimiento en etapas sucesivas, cada una de las cuales implica la introducción de un mayor número de restricciones sobre dicho espacio. Consideremos, en primer lugar, la posibilidad de que exista un mercado dominante en el largo plazo. Dado que los resultados anteriores nos han indicado la posibilidad de que existan dos mercados líderes, se ha estimado el modelo considerando dos identificaciones alternativas: i) Zafra como mercado líder; y ii) Ebro como mercado líder. La hipótesis, por ejemplo, de que el mercado de Zafra actúa como líder se traduciría en imponer las siguientes restricciones sobre la matriz β :

$$\beta' = \begin{pmatrix} * & 1 & 0 & 0 & * \\ * & 0 & 1 & 0 & * \\ * & 0 & 0 & 1 & * \end{pmatrix} \quad [9]$$

donde, por filas, se recoge cada uno de los vectores de cointegración; por columnas, las variables en el mismo orden que el expuesto en el cuadro 7; y, finalmente, el * indica que el elemento correspondiente no se encuentra restringido. Como puede apreciarse esta matriz es similar a la recogida en [5] pero sin imponer un mecanismo de transmisión perfecta.

La expresión [8] representa una identificación exacta del espacio de cointegración (al igual que ocurre en el caso de considerar el precio de Ebro como líder) ya que el número de restricciones impuestas es igual a $r(r-1)$, siendo r el número de relaciones de cointegración (en nuestro caso $r=3$) (Johansen y Juselius, 1994) y, por tanto, no es necesario contrastar dicha hipótesis. En el cuadro 9 se recogen las estimaciones de los parámetros de las matrices β y α , bajo las restricciones impuestas anteriormente. Los resultados más destacables se pueden resumir en los siguientes puntos:

1. En la primera alternativa, en cada uno de los vectores, salvo en el caso de Ebro, siempre es posible encontrar dos coeficientes de magnitudes próximas entre sí y signos opuestos, es decir, con parámetros proporcionales a $(1,-1)$. No obstante, este patrón no se sostiene en la segunda alternativa en la cual se considera que el precio en la Lonja del Ebro es el líder. En este caso, los parámetros estimados de β se encuentran bastante alejados de la unidad.
2. Si nos fijamos en la significatividad de los coeficientes de la matriz α , en la primera alternativa los resultados parecen indicar que los precios únicamente reaccionan ante desviaciones de su propio equilibrio, ya que los coeficientes de la matriz α fuera de la diagonal principal no son significativos. Sin embargo, no existe una completa evidencia a favor de que el mercado de Zafra actúe como un mercado líder dado que no resulta débilmente exógeno respecto al espacio de cointegración (α_{1i} es significativa).
3. Al contrario, cuando se establece el precio de Ebro como un mercado líder, se observa cómo el precio de Zafra aparece como débilmente exógeno (ningún coeficiente de α_{1i} , $i = (1, 2, 3)$ es significativo). Asimismo, en este caso los precios no sólo reaccionan ante desviaciones de sus propios niveles de equilibrio, sino que también todos los precios reaccionan ante desviaciones en el nivel de equilibrio del primer vector (relación entre los precios de Zafra y Ebro), lo que pone de manifiesto, de nuevo, la importancia del mercado de Zafra en el proceso de transmisión de precios en el mercado de ovino. Por otra parte, si nos fijamos en los coeficientes del precio de Ebro (β_{12} , $i = 1, 2, 3$) en cada uno de los tres vectores de cointegración, se observa que éstos presentan magnitudes similares (cercasas a 0,5). Ello implicaría un mecanismo de transmisión no perfecto entre el precio de la región del Valle del Ebro y cada uno del resto de las regiones pero, por otro lado, nos estaría indicando, en coherencia con la primera alternativa, que la magnitud de los coeficientes correspondientes a Zafra, Talavera y Albacete son similares^{14,15}.

¹⁴ Agradecemos a un revisor anónimo su sugerencia en este sentido.

¹⁵ La contrastación de esta hipótesis implica, sin embargo, imponer restricciones sobre coeficientes de diferentes vectores de cointegración, situación en la que el procedimiento de Johansen y Juselius (1994), utilizado hasta ahora y que ha sido descrito en el texto, no sería válido. En estas situaciones, debe aplicarse el procedimiento desarrollado por Pesaran y Shin (2001) y Doornik (1995). En nuestro caso, se ha contrastado la hipótesis $H_0: \beta_{12}=\beta_{22}=\beta_{32}$. El estadístico LR para contrastar la restricción anterior bajo la segunda alternativa del cuadro 9 fue de 4.47, que es inferior al valor crítico de una $\chi^2(2)$ al 5% (5,99), indicando que los coeficientes de Zafra, Talavera y Albacete son similares, en coherencia con lo obtenido bajo la primera alternativa del citado cuadro 9.

CUADRO 9
Identificación exacta de las relaciones de cointegración^a

Primera alternativa (Zafra mercado líder)						
β'						
	PZAFRA	PEBRO	PTALA	PALBA	Constante	
	-1,87 (-7,76)	1,000	0,000	0,000	3,25 (4,18)	
	-0,99 (-16,88)	0,000	1,000	0,000	-0,06 (-0,160)	
	-0,94 (-28,42)	0,000	0,000	1,000	-0,43 (-2,04)	
t-ratio de $\hat{\alpha}$						
DPZAFRA	0,058	0,021	-0,115	4,009	0,382	1,475
DPEBRO	-0,017	-0,009	-0,043	-1,964	-0,199	-0,707
DPTALA	0,002	-0,208	-0,052	0,169	-5,273	-0,940
DPALBA	0,012	0,007	-0,355	1,247	-0,065	-7,042
Segunda alternativa (Lonja del Ebro mercado líder)						
β'						
	PZAFRA	PEBRO	PTALA	PALBA	Constante	
	1,000	-0,51 (4,57)	0,000	0,000	-3,01 (5,32)	
	0,000	-0,52 (3,68)	1,000	0,000	-2,88 (4,35)	
	0,000	-0,57 (4,60)	0,000	1,000	-2,42 (6,02)	
t-ratio de $\hat{\alpha}$						
DPZAFRA	-0,038	0,021	-0,115	-0,501	0,382	1,475
DPEBRO	0,085	-0,009	-0,043	2,013	-0,199	-0,707
DPTALA	0,252	-0,208	-0,052	4,614	-5,273	-0,940
DPALBA	0,308	0,005	-0,355	6,194	-0,065	-7,042

^a Los valores entre paréntesis se corresponden con los t-ratios.

Estos resultados, así como los obtenidos de los contrastes realizados individualmente sobre cada uno de los vectores de cointegración, nos permiten orientar la identificación final del espacio de cointegración. En primer lugar, hemos contrastado la posibilidad de que se cumpla de forma conjunta que cada pareja de precios satisfaga la paridad (1,-1) en cada uno de los vectores de cointegración (matiz β en expresión [5]), a pesar de que los resultados de los contrastes individuales reflejaban que dicha paridad no se cumplía al considerar los precios de Zafra y Ebro. En este caso, dado que el número de restricciones introducidas es mayor que $r(r-1)$, el modelo se encuentra sobreidentificado y, por tanto, las restricciones impuestas deben contrastarse. El estadístico del ratio de verosimilitud (LR) para contrastar dicha identificación es 19,07 que es superior al valor crítico de una $\chi^2(3)$ al 5% (7,81). Por tanto, tales restricciones son incompatibles con la estructura de los datos, tal como esperábamos.

A continuación, se ha formulado una nueva hipótesis de identificación sin imponer la restricción (1, -1) en la relación de PEBRO-PZAFRA. En este caso, el resultado del contraste del ratio de verosimilitud (0,69) indica que no es posible rechazar la hipótesis nula (el valor crítico al 5% de una $\chi^2(2)$ es 5,99), lo que parece insinuar que la adopción de dicha hipótesis de identificación está apoyada por los datos. Es

decir, la estructura de los datos es consistente con la coexistencia de relaciones de transmisión perfecta a largo plazo entre los precios de Zafra, Talavera y Albacete, pero no en el caso del precio de Ebro con el resto de los mercados de ovino.

5.1.2. Contrastes conjuntos sobre los parámetros de las matrices α y β

Una vez identificado el espacio de cointegración, es necesario completar el análisis con un estudio sobre la significatividad de los parámetros de la matriz α . Este tipo de análisis es especialmente relevante en los trabajos sobre transmisión de precios ya que puede proporcionar información acerca de la existencia de mercados dominantes, tal como se recogía en el ejemplo de la expresión [5].

Teniendo en cuenta los resultados obtenidos en el apartado anterior, las relaciones de liderazgo-dependencia y el mecanismo de transmisión de precios existentes en el sector ovino español se podrían representar mediante:

$$\beta' = \begin{pmatrix} * & 1 & 0 & 0 & * \\ -1 & 0 & 1 & 0 & * \\ -1 & 0 & 0 & 1 & * \end{pmatrix} \quad \text{y} \quad \alpha = \begin{pmatrix} \alpha_{11} & 0 & 0 \\ \alpha_{21} & 0 & 0 \\ 0 & \alpha_{32} & 0 \\ 0 & 0 & \alpha_{43} \end{pmatrix} \quad [10]$$

Como se puede apreciar, la expresión [5], que recogía un mecanismo de transmisión perfecto entre los cuatro precios considerados y una posición de liderazgo de Zafra, se ha tenido que modificar en dos sentidos. Por una parte, no se ha impuesto que $\beta_{11} = -1$ y, por otra, se ha considerado que α_{11} sea diferente de cero. Es decir, se han restringido a cero todos los coeficientes α_{ij} que no han resultado estadísticamente significativos bajo la primera alternativa del cuadro 9¹⁶, manteniéndose las restricciones sobre las relaciones de equilibrio a largo plazo que acabamos de mencionar. Los resultados de esta estimación bajo dichas restricciones, así como el estadístico para contrastar su cumplimiento, se recogen en el cuadro 10¹⁷.

Como puede apreciarse, los resultados de dicho contraste indican que no puede rechazarse la especificación recogida en (10). Eso quiere decir que en los mercados del Sur se puede afirmar la existencia de una transmisión perfecta, esto es, los precios evolucionan de forma semejante y se determinan de manera interdependiente. Por otra parte, existe una cierta integración entre los mercados del Norte y el Sur pero no

¹⁶ Nótese que bajo dicha alternativa la matriz β es estadísticamente idéntica a la que finalmente se ha considerado en (10).

¹⁷ La hipótesis nula para contrastar conjuntamente restricciones lineales sobre los parámetros α y β adopta la siguiente expresión:

$$H_{0\text{conj}}: \beta = [\beta_1 \dots \beta_r] = [H_1 \varphi_1 \dots H_q \varphi_q] \quad \alpha = [\alpha_1 \dots \alpha_r] = [A_1 a_1 \dots A_q a_q]$$

donde, H_j son matrices de orden $(p \times s_j)$ que recogen las restricciones impuestas en el vector β_j ; φ_j son los vectores de los parámetros estimados, siendo s_j el número de parámetros no restringidos en el vector β_j ; k_j el número de restricciones impuestas en el vector β_j , tal que $k_j + s_j = p$. De modo análogo, A_i son matrices de orden $(p \times f_i)$ que definen las restricciones sobre el vector α_i , siendo f_i el número de parámetros no restringidos en α_i . El estadístico del ratio de verosimilitud (LR) para contrastar la hipótesis nula se distribuye asintóticamente como una χ^2 con m grados de libertad, siendo $m = \sum_{j=1}^r k_j + \sum_{i=1}^r f_i$ (Johansen, 1995).

CUADRO 10
Estimación final de las relaciones de equilibrio a largo plazo

Estimación de β						
$\beta' P =$	-1,80 (8,95)	1	0	0	3,78 (5,26)	$\begin{pmatrix} \text{PZAFRA} \\ \text{PEBRO} \\ \text{PTALA} \\ \text{PTALBA} \\ c \end{pmatrix}$
	-1	0	1	0	-0,04 (4,75)	
	-1	0	0	1	-0,03 (6,80)	
LR(10)=7,96 ^a						
Estimación de α				t-ratios		
DPZAFRA	0,054	0	0	4,142	0	0
DPEBRO	-0,042	0	0	-3,087	0	0
DPTALA	0	-0,209	0	0	-5,338	2
DPALBA	0	0	-0,342	0	0	-6,947

^a El estadístico LR se distribuye como una $\chi^2_{5\%}(10)$ cuyo valor crítico al 5% es 18,31.

^b Los valores entre paréntesis corresponden a los t-ratios.

llega a producirse una perfecta transmisión entre ellos. De hecho, se observa un efecto de «feedback» o causalidad bidireccional entre el precio de Zafra y el precio de Ebro. Todos estos resultados permiten apoyar la conclusión enunciada a lo largo de este trabajo de que Zafra sería un mercado líder para las regiones del Sur y Ebro un mercado líder para las regiones del Norte.

Finalmente, teniendo en cuenta que los parámetros de la matriz α miden la velocidad de ajuste hacia el equilibrio a largo plazo, cabe destacar que, a pesar de que los coeficientes α_{11} , α_{21} , α_{32} , α_{43} son significativos y tienen el signo esperado, su magnitud es relativamente baja. En todo caso, el análisis detallado de cómo los precios reaccionan en el corto plazo es el objetivo del próximo apartado de este trabajo.

6. Relaciones dinámicas a corto plazo

Una vez que se ha analizado el largo plazo, el último paso consiste en analizar las relaciones dinámicas a corto plazo. Esto se suele realizar mediante la obtención de las denominadas Funciones Impulso-Respuesta (FIR). Las FIR proporcionan los efectos sobre las distintas variables del sistema de perturbaciones positivas asociadas a las diferentes series, lo que puede interpretarse como un ejercicio de simulaciones indicando, por lo tanto, el signo, la magnitud y la persistencia de la respuesta de una variable al impacto ocurrido en otra. Esta respuesta puede ser calculada como la diferencia entre el valor esperado condicional de la realización de la serie P_t antes y después que haya ocurrido un shock $\varepsilon_t = \delta$:

$$\begin{aligned}
 \text{FIR}(n, \delta, Z_{t+n}) = & E [P_T | \varepsilon_t = \delta, \varepsilon_{t+1} = 0, \dots, \varepsilon_{t+n} = 0, P_{T-1}, P_{T-2}, \dots] \\
 & - E [P_{T+n} | \varepsilon_t = 0, \varepsilon_{t+1} = 0, \dots, \varepsilon_{t+n} = 0, P_{T-1}, P_{T-2}, \dots] , n=1, 2, \dots \quad [11]
 \end{aligned}$$

En la ecuación (11) la FIR indica el efecto que tiene un shock de magnitud δ sobre la serie $\{P_t\}$ en $t = T$, n periodos después de haberse realizado el shock. Las FIR se obtienen a partir de la representación Medias Móviles (MA) asociada a un modelo VAR. No obstante, en este trabajo se está utilizando el modelo bajo la forma de corrección del error (VMCE) con las restricciones sobre el largo plazo que acabamos de mencionar en el apartado anterior. Por lo tanto, en primer lugar, ha sido necesario obtener una versión del modelo VMCE como un VAR en niveles, deshaciendo el cambio que nos permitió pasar de (3) a (2) (Lütkepohl, 1993). La representación Medias Móviles (MA) asociada al modelo autorregresivo resultante adopta la siguiente expresión:

$$P_t = C(L) \varepsilon_t \quad [12]$$

donde:

$$C_0 = I_p$$

$$C_i = \sum_{j=1}^i C_{i-j} A_j ; \text{ siendo } A_j = 0 \text{ para } j > k$$

Asumiendo que el vector de innovaciones (ε_t) es ortogonal (es decir, que la matriz de varianzas y covarianzas Σ es una matriz diagonal), la respuesta de la i -ésima variable ante un shock unitario en la variable j en un lapso temporal (n) viene dado por la siguiente expresión:

$$\text{FIRG}(P_{it}, P_{jt}, n) = e'_i C_n e_j ; \text{ para } n = 0, 1 \dots \quad [13]$$

donde e_m ($m = i, j$) es la m -ésima columna de una matriz identidad de orden p (I_p).

Sin embargo, en la práctica, generalmente, la matriz de varianzas y covarianzas no es diagonal sino que presenta una estructura de correlaciones contemporáneas. Habitualmente, una forma sencilla de obtener un esquema de ortogonalización es mediante la aplicación de la descomposición de Choleski (Sims, 1980) a la matriz de varianzas y covarianzas creando, en consecuencia, artificialmente una cadena causal entre las variables. Una segunda alternativa sería la adopción del enfoque «estructural» (SVAR). Este procedimiento permite introducir restricciones derivadas de la teoría económica a la hora de calcular las funciones impulso. En ambos métodos de descomposición (Choleski o estructural) es necesario tener una intuición previa, sea explícita o implícita, acerca de la estructura subyacente de las variables objeto de análisis (Gonzalo y Ng, 1996) ya que las propiedades de los shocks identificados son sensibles a las hipótesis formuladas en la etapa de identificación (ver Orden y Fackler, 1989; y Sims, 1986). Este problema se agrava cuando las variables están cointegradas, dado que éstas tienden a moverse conjuntamente y, por tanto, el proceso para identificar la naturaleza de los shocks es aún más limitado.

Como solución a estos problemas, Koop *et al.* (1996) y Pesaran y Shin (1998) proporcionan un nuevo enfoque denominado Funciones Impulso-Respuesta Genera-

lizadas (FIRG). A diferencia de las funciones impulso tradicionales (descomposición de Choleski), las FIRG evitan el problema de la dependencia de las respuestas a la ordenación de las variables en el modelo VAR. Esto se traduce en que en vez de analizar la respuesta ante unas perturbaciones en todos los elementos de ε_t , se obtiene directamente la respuesta ante un shock en un determinado elemento de forma que la respuesta generalizada escalada de la variable P_i ante un shock unitario en la j -ésima ecuación viene dado por la siguiente expresión:

$$\text{FIRG}(P_{it}, P_{jt}, n) = \frac{e'_i C_n \Sigma e_j}{\sqrt{\sigma_{ij}^2}}; \text{ para } n = 0, 1 \dots \quad [14]$$

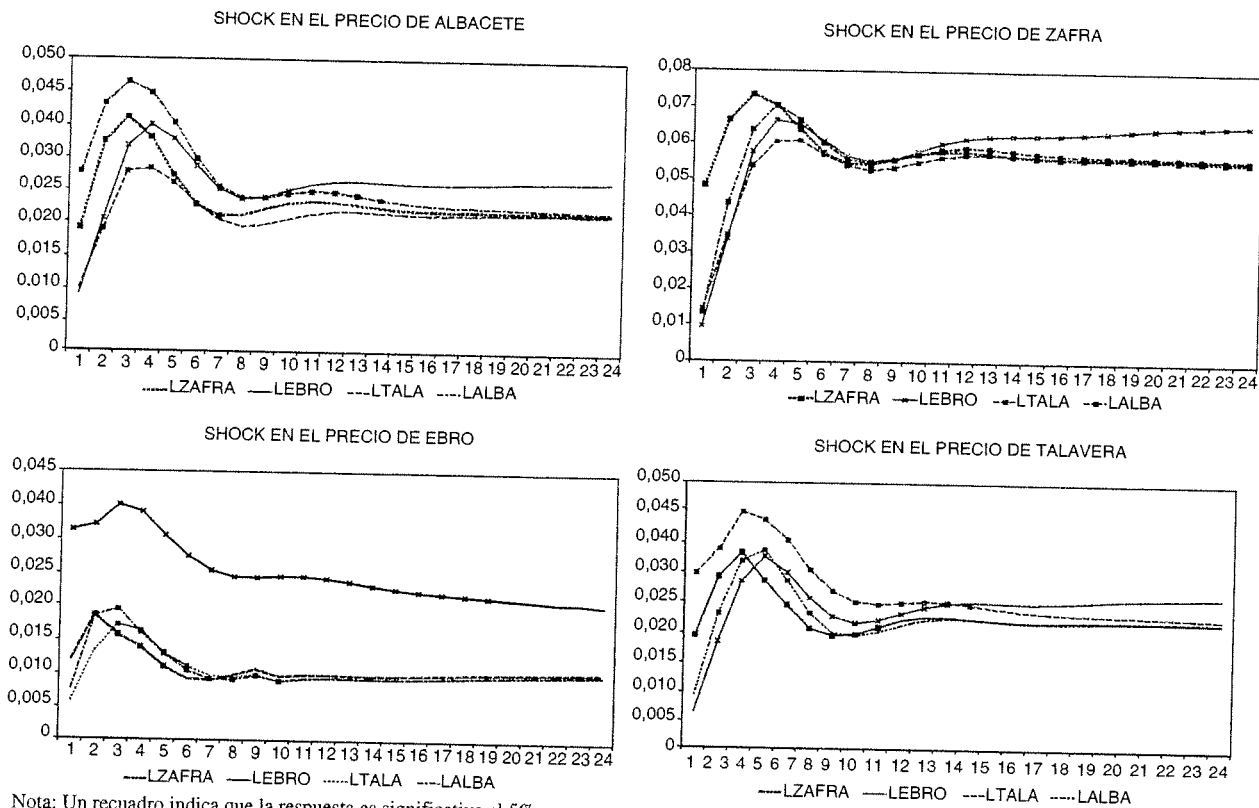
donde e_m ($m = i, j$) es la m -ésima columna de una matriz identidad de orden p (I_p) y σ_{ij}^2 es la varianza de la j -ésima perturbación¹⁸.

En la figura 5 se recogen las respuestas de los diferentes precios considerados como consecuencia de shocks no previstos en cada uno de ellos. Las respuestas significativas se han marcado con un recuadro oscuro. No se han incluido los límites de los intervalos de confianza para cada variable ya que ello complicaría bastante los gráficos y haría más compleja su interpretación. Por el contrario, se presentan todas las respuestas de las variables en un mismo gráfico, lo que nos va permitir visualizar más fácilmente las respuestas significativas, así como comparar la magnitud de las mismas.

Analicemos, en primer lugar, las respuestas ante un shock en el precio de Zafra, en principio el mercado considerado como líder, al menos para los mercados del Sur. Como se puede apreciar, todos los mercados reaccionan de forma inmediata y, además, las respuestas perduran en el tiempo. Dicho en otras palabras, si no se produce ningún otro shock, el efecto de una variación inesperada en el precio de Zafra genera una respuesta permanente en el resto de mercados. Teniendo en cuenta que entre los cuatro precios considerados existía una tendencia común (según los resultados obtenidos en los contrastes del rango de cointegración), parece ser que el mercado de Zafra es el que representa dicha tendencia común, lo que reforzaría su consideración como mercado líder.

La magnitud de la reacción del precio de Zafra ante su propio shock es superior a la del resto de mercados, al menos en un horizonte temporal de cuatro semanas. La magnitud de la respuesta alcanza un máximo en la tercera semana, descendiendo a partir de entonces. Las respuestas en el resto de mercados tienen lugar con una semana de retraso. En efecto, en el primer período tras el shock las respuestas son relativamente pequeñas (aunque significativas), aumentando de forma notable en las siguientes tres semanas para alcanzar su valor máximo en la cuarta semana tras el shock. A partir de dicha semana, la magnitud de las respuestas decrece ligeramente hacia su equilibrio pero sin anularse.

¹⁸ Nótese que estas funciones coinciden con las funciones impulso ortogonalizadas para $j = 1$ (es decir, las respuestas ante un shock en la primera variable) o bien en el caso donde la matriz de varianzas y covarianzas Σ sea diagonal.



Nota: Un recuadro indica que la respuesta es significativa al 5%.

Figura 5. Funciones impulso-respuesta de los precios en los diferentes mercados.

Un shock en el precio de Talavera no genera reacciones tan inmediatas salvo en sí mismo y en el precio de su mercado de referencia. El patrón de las respuestas es similar al que hemos visto en el caso de un shock en Zafrá. Las respuestas suelen alcanzar su máximo en la tercera o cuarta semana tras el shock, descendiendo a partir de entonces. En cualquier caso, la magnitud de dichas respuestas es inferior al caso analizado anteriormente. Si analizamos con un poco más de detalle las reacciones de los diferentes mercados, podemos apreciar cómo las de Talavera y las del mercado líder siguen trayectorias paralelas. La reacción es positiva y significativa de forma inmediata y alcanza un máximo en la tercera semana. Ahora bien, mientras que la respuesta de Zafrá se anula después de nueve semanas, la de Talavera perdura hasta la semana catorce. Los precios de Ebro y Albacete reaccionan de forma significativa a partir de la segunda semana, alcanzando el máximo en la cuarta semana. La respuesta de Albacete es bastante transitoria ya que se anula tras seis semanas. La reacción de Ebro se prolonga hasta la semana catorce.

Consideremos ahora las respuestas ante un shock inesperado en el precio de Albacete. Las reacciones son muy similares a las que se han comentado para el caso de un shock en Talavera. En efecto, la respuesta del mercado líder ante una variación en uno de sus mercados satélites es inmediata. Su evolución es paralela a la que sigue dicho mercado satélite, alcanzando su valor máximo después de tres semanas y anulándose en la séptima semana tras el shock. Las respuestas de Ebro y Talavera siguen también trayectorias similares. La reacción se produce después de dos semanas tras el shock y alcanza el valor máximo con una semana de retraso respecto a lo que ocurre en Zafrá y Albacete. Todos los efectos estudiados son también transitorios ya que a partir de la semana 10 ninguna respuesta es significativa excepto la correspondiente al propio precio de Albacete.

Las respuestas ante un shock en el precio del Ebro son representativas de mercados segmentados. Únicamente su propia respuesta es significativa para un período de tiempo suficientemente largo. Las respuestas del resto de mercados no son inmediatas. En el caso de Zafrá, con el que se ha observado una cierta interdependencia en el análisis del largo plazo, la reacción se produce después de dos semanas y se anula cuatro semanas más tarde. En el resto de mercados, la primera respuesta significativa se retrasa hasta la tercera semana en la que, además, se alcanza el valor máximo. Las reacciones dejan de ser significativas a partir de la décima semana tras el shock.

7. Consideraciones finales

El análisis de las relaciones de precios existentes en un determinado sector permite, por un lado, ofrecer una idea aproximada del funcionamiento de los mercados y, por otro, anticipar respuestas ante shocks inesperados en mercados relacionados. El objetivo de este estudio se ha centrado en el análisis de las interrelaciones de precios existentes en el sector ovino español a fin de detectar la posible existencia de un mercado líder y, en su caso, conocer cómo reaccionan los diferentes mercados ante variaciones de dicho mercado líder. Para llevar a cabo este estudio se ha adop-

tado un enfoque econométrico que ha tenido en cuenta las propiedades estocásticas de las series, la posible naturaleza multivariante de los mecanismos de transmisión de precios y la posibilidad de distinguir entre el comportamiento a corto y largo plazo.

Los resultados obtenidos nos han permitido constatar la existencia de una interrelación entre todos los mercados, mucho más estrecha entre Zafra, Talavera y Albacete. Entre estos tres mercados, Zafra puede considerarse como el mercado líder, aunque a largo plazo los tres mercados parecen estar perfectamente integrados. Cualquier shock en el mercado líder se transmite de forma inmediata al resto de mercados y, además, genera respuestas muy duraderas. En sentido opuesto, shocks en mercados satélites únicamente generan reacciones inmediatas y transitorias en el mercado líder. El mercado del Ebro está sólo parcialmente relacionado con el resto de mercados considerados, si bien se encuentra bastante influido por los cambios que tienen lugar en Zafra. Se podría concluir que en el sector ovino español parecen existir dos mercados diferenciados. Zafra podría considerarse como el mercado más representativo en el conjunto nacional, sobre todo en la zona Sur, aunque también con una notable influencia en la zona Norte en la que el precio de la Lonja del Ebro se configura como el precio líder.

Estos resultados son consistentes teniendo en cuenta las características de sector ovino español. Efectivamente, Aragón y Extremadura son los principales productores de ovino de carne. Sin embargo, a diferencia de Extremadura, Aragón es también una de las principales Comunidades Autónomas desde el punto de vista del consumo. Ello determina que una gran parte de la producción se consuma en la propia región, mandando el excedente hacia Cataluña y, en menor medida, al resto de la Cuenca Mediterránea. Estos flujos comerciales, así como el alto grado de autoabastecimiento explican la relativa independencia de mercados como Talavera y Albacete respecto a Ebro. Por otro lado, es lógico que exista una cierta interdependencia entre los precios de las principales zonas productoras, aunque no exista perfecta integración, ya que los mercados de influencia son relativamente diferentes.

Bibliografía

- Adamowicz, W.L., Baah, S.O. y Hawkins, M.H. (1984). «Pricing Efficiency In Hog Markets.» *Canadian Journal of Agricultural Economics*, 32:462-477.
- Akaike, H. (1971). «Fitting Autorregressive Models For Prediction.» *Annals of The Institute of Statistical Mathematics*, 21:243-247.
- Alexander, C. y Wyeth, J. (1994). «Cointegration And Market Integration: An Application To The Indonesian Rice Market.» *The Journal of Development Studies*, 30:303-328.
- Ardeni, G. (1989). «Does The Law Of One Price Really Hold?» *American Journal of Agricultural Economics*, 71:661-669.
- Baffes, J. (1991). «Some Further Evidence On The Law Of One Price: The Law Of One Price Still Holds.» *American Journal of Agricultural Economics*, 73:1264-1273.
- Cáceres, J.J. (1996). «Contrastes de Raíces Unitarias en Datos Semanales». *Estadística Española*, Vol 141:139-159.

- Cáceres, J.J.; Cano V. y Martín, F.J. (2001). «Observaciones Anómalas y Contrastes de Raíz Unitaria en Datos Semanales». *Estudios de Economía Aplicada*, **17**:85-105
- Campbell, J.Y. y Perron, P. (1991). «Pitfalls and Opportunities: What Macroeconomists Should Know About Unit Roots.» Technical Working Paper 100, NBER Working Paper Series.
- Dahlgren, R.A. y Blank, S.C. (1992): «Evaluating The Integration Of Continuous Discontinuous Markets.» *American Journal of Agricultural Economics*, **74**(2):469-479.
- Dercon, S. (1995). «On Market Integration And Liberalisation: Method And Application To Ethiopia.» *The Journal of Development Studies*, **32**:112-143.
- Dickey, D.A y Fuller, W.A. (1981): «Likelihood Ratio Statistics For Autorregressive Time Series With Unit Root.» *Econometrica*, **49**:1057.
- Doornik, J. (1995). *Testing General Restrictions on the Cointegration Space*. Nuffield College, Oxford, UK. Mimeo.
- Doran, H.E. y Quilkey, J.J. (1972). «Harmonic Analysis of Seasonal Data: Some Important Properties» *American Journal of Agricultural Economics*, **54**:646-651.
- Godefroy, L.G. (1988): *Misspecification Test In Econometrics*. Cambridge University Press. New York.
- Gonzalo, J. y Ng, S. (1996). «A Systematic Framework for Analyzing the Dynamic Effects of Permanent and Transitory Shocks» *Working Papers*, 9616. Departamento de Estadística y Econometría, Universidad Carlos III de Madrid.
- Goodwin B.K. (1992). «Multivariate Cointegration Tests And The Law Of One Price In International Wheat Markets» *Review of Agricultural Economics*, **14**:117-124.
- Goodwin, B.K. y Schroeder, T.C. (1991). «Cointegration Tests And Spatial Price Linkages In Regional Cattle Markets» *American Journal of Agricultural Economics*, **73**:452-464.
- Haldrup, P.N.; Montañes, N. y Sansó, A. (2000). «Measurement Errors and Outliers in Seasonal Unit Root Testing.» Documento de Trabajo. University of California, San Diego.
- Hamilton, G. (1994). «Time Series Analysis.» Princeton University Press.
- Hansen, H. y Juselius, K. (1995). *Cats In Rats: Cointegration Analysis Of Time Series*. Illinois, EE. UU.
- Harris, R. (1995). *Using Cointegration Analysis In The Econometric Modeling*. University of Portsmouth Prentice, Harvester Wheatsheaf, London.
- Hendry, D.F. y Juselius, K. (2000). *Explaining Cointegration Analysis: Part I and II*. European University Institute, Working Paper. Florence.
- Johansen, S. (1988). «Statistical Analysis Of Cointegration Vector.» *Journal of Economic Dynamics and Control*, **12**:231-254.
- Johansen, S. (1995). *Likelihood-Based Inference In Cointegrated Vector Autoregressive Models*. Oxford University Press, Oxford.
- Johansen, S. y Juselius, K. (1992). «Testing Structural Hypotheses in a Multivariate Cointegration Analysis of the PPP and the UIP for UK.» *Journal of Econometrics*, **53**:211-244.
- Johansen, S. y Juselius, K. (1994). «Identification Of The Long-Run And The Short-Run Structure: An Application To The ISLM Model.» *Journal of Econometrics*, **63**:7-36.
- Jordan, K.H. y Vansickle, J.J. (1993). «Integration And Behavior In The U.S. Winter Market For Fresh Tomatoes.» *Journal of Agricultural and Applied Economics*, **27**(1):127-137.
- Juselius, K. (1998). «A Structured VAR For Denmark Under Changing Monetary Regimes.» *Journal of Business and Economic Statistics*, **16**(4):400-411.
- Koop, G.; Pesaran, M.H. y Potter, S.M. (1996). «Impulse Response Analysis In Nonlinear Multivariate Models.» *Journal of Econometrics*, **74**:119-147.
- Kwiatkowski, D.; Phillips, P.; Schmidt, P. y Shin, Y. (1992). «Testing The Null Hypothesis Of Stationary Against Alternative Of Unit Root.» *Journal of Econometrics*, **54**:159-178.

- Larue, B. y Babula, R.A. (1994). «Evolving Dynamic Relationships Between The Money Supply And Food-Based Prices In Canada And The United States.» *Canadian Journal of Agricultural Economics*, **42**:159-176.
- Lütkepohl, H. (1993). *Introduction To Multiple Time Series*. Springer Verlag, Berlin.
- MacKinnon, J.G. (1991). *Critical Values of Co-integration Test and Long Run Economic Relations*. Eds. R.F. Engle y C.W.J. Granger, Oxford University Press, 267-276.
- Maddala G.S. y Kim I.M. (1998). *Unit Roots, cointegration and structural change*. Cambridge University Press, Cambridge.
- MAPA (2002). *La Alimentación mes a mes. Diciembre 2001*. Dirección General de Alimentación, Madrid.
- MAPA (2002). *Boletín Mensual de Estadística*. Secretaría General Técnica, Madrid.
- Muñoz, C.E. (1997). *El Ganado Ovino y Caprino en el Área de la Unión Europea y en el Mundo*. MAPA, Madrid, España
- Nelson, C.R. y Plosser, C.I. (1982). «Trends And Random Walks In Macroeconomic Time Series. Some Evidence and Implications.» *Journal of Monetary Economics*, **10**:139-162.
- Orden, D. y Fackler, P.L. (1989). «Identifying Monetary Impacts On Agricultural Prices In VAR Models.» *American Journal of Agricultural Economics*, **71**:495-502.
- Osterwald-Lenum, M. (1992). «A Note With Quantiles Of The Asymptotic Distribution Of The Cointegration Rank Test Statistics.» *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, **54**:461-472.
- Palaskas, T.B. y Harriss-White, B. (1993). «Testing Market Integration: New Approaches With Case Material From The West Bengal Food Economy.» *The Journal of Development Studies*, **30**:1-57.
- Pérez, J.P. (2000). *Modelización Simulación y Eficiencia en Explotaciones Ovinas de Aptitud Carnica*. Tesis Doctoral, Universidad de Zaragoza, Facultad de Veterinaria.
- Pesaran, M.H. y Shin, Y. (1998). «Generalised Impulse Response Analysis In Lineal Multivariate Models.» *Economics Letters*, **58**:17-29.
- Pesaran, M.H. y Shin, Y. (2001). *Long-Run Structural Modelling*. DAE Working Papers, University of Cambridge. <http://www.econ.cam.ac.uk/faculty/pesaran>.
- Phillips, P. y Perron, P. (1988). «Testing For Unit Root In Time Series.» *Biometrika*, **75**:335-346.
- Propapadakis, A. y Stoll, H.R. (1983). «Spot And Future Prices And The Law Of One Price.» *Journal of Finance*, **38**:1431-1455.
- Ravallion, M. (1986). «Testing Market Integration.» *American Journal of Agricultural Economics*, **68**(1):102-109.
- Sanjuán, A.I. y Gil, J.M. (2001). «A note on tests for market integration in a multivariate non-stationary framework.» *Journal of Agricultural Economics*, **52**(2):113-121.
- Schroeder, T.C y Goodwin, B.K. (1990). «Regional Fed Cattle Price Dynamics.» *Western Journal of Agricultural Economics*, **15**:111-122.
- Silvapulle, P. y Jayasuriya, S. (1994). «Testing For Philippines Rice Market Integration: A Multiple Cointegration Approach.» *Journal of Agricultural Economics*, **45**:369-380.
- Sims, C.A. (1980). «Macroeconomic And Reality.» *Econometrica*, **48**:1-48.
- Sims, C.A. (1986). «Are Forecasting Models Usable For Policy Analysis?» *Federal Reserve Bank of Minnesota Quarterly Review*, Pp. 2-16.
- Tiao, G.C. y Box, G.E. (1981). «Modeling Multiple Time Series Applications.» *Journal of American Statistical Association*, **76**:802-816.
- Zanias, G.P. (1993). «Testing For Integration In European Community Agricultural Product Markets.» *Journal of Agricultural Economics*, **44**(3):418-427.