

Elasticidad de la demanda francesa de carne de cordero de origen español

MEHREZ AMEUR (*)

MONIA BEN KAABIA (**)

JOSÉ M. GIL (*)

1. INTRODUCCIÓN

El sector ovino en España presenta unas características singulares. A pesar de que sólo representa alrededor del 5 por ciento de la Producción Final Agraria, su importancia hay que valorarla desde otros puntos de vista. En efecto, este sector tiene una gran importancia en las Zonas Desfavorecidas que, por otro lado, concentran el 55 por ciento de la Superficie Agraria Útil total. Aproximadamente, el 79 por ciento de las ovejas que reciben la prima se encuentran localizadas en dichas zonas, por lo que se puede deducir fácilmente el valor que tiene el sector ovino como medio de asentamiento en zonas rurales deprimidas. Asimismo, y sobre todo en los países del Sur de Europa, el sector ovino se configura como una de las escasas alternativas productivas en determinadas zonas áridas.

España es el segundo productor dentro de la UE de carne de cordero, por detrás del Reino Unido, aunque con un producto muy diferenciado en cuanto a conformación y contenido en grasa. En los últimos años, la aparición de Denominaciones de Origen, Indicaciones Geográficas Protegidas y diferentes marcas de calidad oficiales y privadas, han contribuido a expandir la producción de calidad con vistas a la exportación. España es el tercer exportador dentro de la Unión Europea, siendo Francia el principal destino de las exporta-

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

(**) Departamento de Análisis Económico. Universidad de Zaragoza.

ciones, ya que demanda un tipo de cordero similar al consumido en España. La reciente aparición de la fiebre aftosa en el Reino Unido e Irlanda ha abierto nuevas posibilidades de expansión de las exportaciones, por lo que se hace necesario conocer el nivel de competitividad existente de las exportaciones españolas.

El objetivo de este trabajo se centra, precisamente, en analizar la competitividad vía precio de las exportaciones españolas de carne de cordero hacia el principal país destinatario de nuestras exportaciones, Francia. Para ello, se formula un sistema de demanda de importaciones a partir del cual se obtienen las correspondientes elasticidades.

En este sentido, en las últimas dos décadas han aparecido un gran número de trabajos que han tratado de estimar las elasticidades de importación para un buen número de productos y localizaciones geográficas. La mayor parte de estos trabajos se han basado en la especificación de modelos consistentes con la teoría económica, tales como el modelo de Armington (Abbot y Paarlberg, 1986; Babula, 1987; Figueroa y Webb, 1986; Sarris, 1983; Suryana, 1986; entre otros), el modelo AIDS (Haden, 1990; Heien y Pick, 1991; Andayani y Tilley, 1997; Yang y Koo, 1994), o el modelo Rotterdam (Seale *et al.*, 1992). Entre estos últimos, el sistema AIDS, aplicado por primera vez por Winters (1984) al análisis de la demanda de importaciones, ha sido de los más utilizados dada su facilidad de estimación y su flexibilidad para contrastar el cumplimiento de las restricciones teóricas (homogeneidad, simetría y negatividad), sobre todo en su versión lineal.

Sin embargo, los resultados de la especificación y estimación de sistemas AIDS, cuando se trabaja con datos de series temporales, han sido criticados desde el punto de vista teórico debido al frecuente rechazo de las restricciones teóricas de homogeneidad y simetría. El rechazo del cumplimiento de las restricciones teóricas se ha tratado de justificar apelando a una incorrecta especificación del modelo. Para solucionar este problema, se ha recurrido a especificaciones dinámicas tomando como referencia el trabajo de Anderson y Blundell (1983a, 1983b), quienes demostraron que las restricciones teóricas eran compatibles con los datos, al menos en el largo plazo. Esta dinamización también era compatible con la idea de que en el comportamiento de los agentes económicos existen ciertos hábitos que suelen persistir en el tiempo. Asumiendo que las variaciones en las variables endógenas son consecuencia de cambios no previstos en el comportamiento de los precios y de la cantidad total importada con el fin de mantener el equilibrio en el largo plazo, Arnade *et al.* (1994) utilizan el enfoque anterior especificando un sistema AIDS

en forma de modelo de corrección del error para analizar la demanda de importaciones de algodón en diferentes países.

Por otro lado, los estudios recientes sobre no estacionariedad y cointegración han abierto nuevas posibilidades de análisis, haciendo la especificación de sistemas AIDS en forma de modelo de corrección del error bastante popular. En cualquier caso, la mayoría de los trabajos sobre demanda que han considerado estos aspectos únicamente se han preocupado de contrastar la no estacionariedad de las series y su posible cointegración como paso previo para especificar «ad hoc» un sistema en forma de modelo de corrección del error. En efecto, en la mayor parte de los trabajos se sigue el procedimiento en dos etapas, descrito por Engle y Granger (1987), para el caso de la regresión individual. Tras contrastar la no estacionariedad de las series, se estima un sistema estático y se comprueba si los residuos de dicho sistema son estacionarios. En caso afirmativo, se especifica un sistema en forma de modelo de corrección del error.

Esta forma de proceder está sujeta a numerosas críticas. En primer lugar, se asume que las participaciones son las únicas variables endógenas en el sistema. En segundo lugar, no se realiza ningún análisis sobre el número de relaciones de cointegración existentes entre las variables. Es más, se asume, sin ningún contraste, que existen n relaciones de equilibrio que se identifican exactamente con las ecuaciones de un sistema AIDS. Finalmente, en la revisión de la literatura realizada no se contempla la posibilidad de que no todas las variables en el sistema sean $I(1)$ cuando, teóricamente, en el modelo AIDS las variables dependientes deberían ser estacionarias al estar acotadas entre cero y uno. Precisamente, en este trabajo trataremos de ofrecer algunas soluciones prácticas a este tipo de problemas, haciendo uso de los desarrollos más recientes en el análisis de series temporales.

Para alcanzar los objetivos propuestos, el trabajo se ha estructurado de la siguiente forma. En la sección 2 se describe brevemente la evolución del sector de carne de cordero en la UE, prestando especial atención a las variables relacionadas con el objetivo de este trabajo, esto es, las exportaciones españolas y las importaciones francesas de dicho producto. La sección 3 se dedica a describir la metodología utilizada. Los datos y sus propiedades se analizan en la sección 4, así como las principales implicaciones para la especificación de un sistema de demanda de importaciones. La especificación final del sistema se aborda en el apartado 5. En el apartado 6 se recogen los resultados obtenidos de la estimación del sistema y se calculan las correspondientes elasticidades. Finalmente, se enumeran las principales conclusiones del trabajo.

2. EVOLUCIÓN DEL SECTOR DE CARNE DE OVINO EN ESPAÑA Y LA UE

Tradicionalmente, la UE ha sido el principal productor mundial de carne de ovino, por delante de China, Australia y Nueva Zelanda. En efecto, según datos de la Meat Livestock Commission, desde la entrada en vigor de la Organización Común del Mercado de la carne de ovino y caprino, la producción de carne aumentó en un 17 por ciento hasta principios de los 90. A partir de entonces la producción se ha estabilizado en torno a 1,1 millones de toneladas, 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 por ciento de la Producción Final Ganadera y un 2 por ciento de la Producción Total Agraria. Sin embargo, recibe un 3,5 por ciento del presupuesto agrícola en forma de subvenciones y ayudas. Ello determina que cada kilogramo de carne que se vende reciba una subvención superior a la 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 por ciento del valor de la Producción Final Agraria de los respectivos países, en Francia dicho porcentaje apenas alcanza el 1,2 por ciento.

2.1. Regulación del mercado: impacto sobre la producción y las rentas de los ganaderos

La regulación del mercado de ovino y caprino se realizó con posterioridad a la del resto de carnes debido a la escasa importancia relativa que dicha producción tenía en los países que originariamente formaron parte de la Comunidad Europea. La incorporación del Reino Unido, Irlanda y Dinamarca cambió el panorama, ya que el primer país era el mayor productor y, junto con Irlanda, el de mayor consumo per cápita. El elemento esencial de dicha reglamentación lo constituye el sistema de primas. El objetivo de dicho sistema consiste en asegurar al ganadero el mantenimiento de una renta digna en relación con otros sectores primarios. Para la cuantificación de la prima se considera la pérdida de renta del ganadero, entendida como la diferencia entre el precio de base (nivel de ingresos por oveja que se considera necesario garantizar a los ganaderos) y el precio medio de mercado recogido en los mercados representativos de los diferentes países. La prima se paga por oveja. Sin embargo, tanto el precio de base como el precio de mercado se expresan en Euros/100 kg de peso canal producido. Por tanto, es necesario esta-

blecer un coeficiente técnico que mida la producción media de carne de cordero por oveja y año, referido a 100 kg de peso canal. La diferencia entre el precio de base y el precio de mercado multiplicada por el coeficiente técnico determina el importe de la prima a abonar por oveja.

El cálculo del importe de la prima ha sufrido modificaciones importantes desde el inicio de la regulación del sector, lo que ha condicionado notablemente la evolución de la producción. Dejando a un lado las reformas de 1984 y 1989, es, sin duda, la de 1992 la que tuvo consecuencias más importantes sobre la OCM del sector ovino y caprino. En efecto, en dicho año se establece un límite individual por productor para la concesión de la prima a los ganaderos de ovino y caprino, cuyo objetivo final era la introducción de cuotas, dado el éxito que esta medida había tenido en otros sectores, como el vacuno de leche, a la hora de limitar la producción de carne y el gasto del FEOGA, así como para corregir los desequilibrios existentes entre países. En este sentido, en 1993 la prima pagada a los ganaderos quedó limitada al número de cabezas por el que habían recibido la prima en 1991.

En cualquier caso, hasta el año 2002, la prima era variable, ya que dependía de las fluctuaciones de los precios de mercado, mientras que el precio base se fijaba por la Comisión. La prima se fijaba a finales de año, si bien los ganaderos percibían un anticipo a mitad de campaña. La reforma planteada en dicho año supone la determinación de una prima fija, estableciéndose las condiciones y el número de ovejas por las que el ganadero podía percibir dicha prima. Desde nuestro punto de vista, este mecanismo facilita a los productores la toma de decisiones, ya que al principio de cada campaña, al menos, conocen el importe que van a percibir en concepto de primas. Por otro lado, incentiva a los ganaderos a adoptar estrategias de comercialización que les permitan percibir precios superiores, ya que dichos precios ya no afectan a la prima percibida.

Ahora bien, ¿cuál ha sido el efecto de esta regulación sobre la oferta de carne de cordero y sobre la renta de los ganaderos? El cuadro 1 recoge la evolución de la producción para los principales países productores en la UE. Como se puede apreciar, los cambios mencionados en la regulación han tenido consecuencias importantes sobre la oferta de carne. En términos generales, la introducción de los límites individuales, en 1992, supuso el punto de inflexión en la evolución de la producción de carne de cordero en todos los países de la UE, salvo en el caso de España. En este país, la producción de carne de ovino y caprino ha experimentado una tendencia creciente en los

últimos 20 años, si bien el crecimiento ha sido mucho más sostenido tras la integración en la UE (1986) y, sobre todo, tras la reforma de 1992. En el último año considerado, la producción española se ha visto ligeramente favorecida por la aparición de la fiebre aftosa en el Reino Unido, alcanzándose las 254 mil toneladas.

Cuadro 1

EVOLUCIÓN DE LA PRODUCCIÓN DE CARNE DE OVINO Y CAPRINO EN LOS PRINCIPALES PAÍSES DE LA UE ENTRE 1980 Y 2001 (MILES DE TONELADAS)

	1980	1985	1990	1995	1998	2001
Unión Europea	982	1.044	1.223	1.203	1.153	1.030
Alemania	46	44	50	42	45	46
España	182	210	234	242	250	254
Francia	182	188	194	148	144	142
Grecia	123	127	140	144	145	122
Irlanda	42	48	86	89	86	78
Italia	72	70	85	77	73	66
Reino Unido	277	304	370	401	351	258

Fuente: FAO y Eurostat.

En todo caso, es necesario destacar que el tipo de cordero producido en cada país está fuertemente determinado por la raza y los sistemas de producción. En los países del norte de Europa se produce un cordero más pesado y con menores costes de alimentación, ya que se dispone de extensos pastos, mientras que en los países del Sur, el animal sacrificado tiene un peso muy inferior y, normalmente, debe completarse su alimentación con pienso, por lo que los costes son superiores. En cuanto a los sistemas de producción, en el norte de Europa abundan las explotaciones mixtas con otro tipo de ganado, fundamentalmente vacuno de carne o de leche. En el caso español, las granjas suelen ser casi exclusivamente de ovino o mixtas con cereales, lo que determina un rendimiento notablemente inferior.

La existencia de sistemas de producción muy heterogéneos en los diferentes países de la UE determina que el impacto de las primas sea muy dispar. En el Cuadro 2 recogemos el Valor Añadido Neto de la Explotación por UTH (VANE/UTH) de diferentes sistemas de producción en la UE. Como puede apreciarse, las diferencias son significativas. En aquellas explotaciones dedicadas fundamentalmente al ovino o al caprino (excluyendo, pues, las explotaciones mixtas con vacuno de leche o de carne) el VANE/UTH es un 22 por ciento infe-

rior al generado por un agricultor medio en la UE. Si eliminamos las subvenciones, observamos que la situación empeora en el caso de las explotaciones especializadas en ovino. Las subvenciones se manifiestan, por tanto, como una condición necesaria para que el ganadero de ovino pueda acercarse a la renta generada por un agricultor medio. La situación es especialmente significativa en el caso del ovino de carne. Con las subvenciones, el VANE/UTH generado apenas era un 6 por ciento inferior al generado por una explotación media en la UE. Si desaparecen las subvenciones, el diferencial aumenta hasta el 30 por ciento.

Finalmente, analicemos la situación para los principales países productores de la UE (últimas cuatro columnas del cuadro 2). Uno de los resultados más destacados es que en el caso de España los productores especializados en ovino tienen un rendimiento superior al generado por el productor agrícola medio de dicho país. Asimismo, dicho valor es superior al generado por los productores especializados de la UE, si bien se encuentra bastante alejado de la cifra alcanzada por los productores del Reino Unido.

Cuadro 2

VALOR AÑADIDO NETO POR EXPLOTACIÓN PARA DISTINTOS SISTEMAS DE PRODUCCIÓN EN LA UE (EUROS/UH)

	UE			Valor añadido neto de la explotación (VANE)			
	VANE	Subvenciones	VANE menos subvenc.	España	Francia	Irlanda	Reino Unido
Todas las explot.	15.293	1.058	14.235	13.480	24.777	12.928	29.178
Vac. leche y ov. carne	19.328	3.994	15.334	13.425	15.240	12.607	27.687
Vac. carne y ov. carne	16.805	9.416	7.389	16.953	17.907	10.474	21.382
Ovino y caprino	11.915	1.931	9.984	17.175	14.619	6.386	29.801
Ovino carne	14.451	3.999	10.452	16.424	15.283	6.567	30.022

Fuente: Ashworth *et al.*, 2001.

En cualquier caso, estos resultados hay que interpretarlos en su contexto. En España, el porcentaje de explotaciones especializadas en ovino o caprino representa más del 95 por ciento del total de explotaciones. Como acabamos de mencionar, este es el sistema de producción predominante en nuestro país. En el caso del Reino Unido, solamente un 30 por ciento de las explotaciones están especializadas

en ovino. El otro 70 por ciento se refiere a explotaciones mixtas de vacuno de leche o de carne en las que, como se puede apreciar, se alcanzan elevadas productividades del trabajo. En el caso de Francia, el 40 por ciento se refiere a explotaciones ganaderas mixtas, también con mayores productividades. Por tanto, la situación española hay que contemplarla teniendo en cuenta los diferentes sistemas de producción en Europa. Entre los principales productores comunitarios, los ganaderos españoles ocuparían una posición intermedia junto con los irlandeses, pero muy alejados de franceses y británicos.

2.2. Evolución de los intercambios comerciales

El comercio exterior de carne ovina de la comunidad se ha basado, principalmente, en la aplicación de los denominados Contingentes Arancelarios firmados con Argentina, Australia, Austria (hasta la incorporación en la UE), Bulgaria, Hungría, Nueva Zelanda, Alemania del Este (hasta la unificación), Rumanía, República Checa, Eslovaquia, Uruguay y Yugoslavia. En estos acuerdos los países firmantes se comprometen a limitar sus exportaciones en la cantidad estipulada en la negociación (308.000 t hasta la incorporación de los países del Este a la UE). Si en algún caso se supera dicha cantidad, normalmente el exceso se descuenta de la cantidad a importar durante el año siguiente. Asimismo, se fija un precio mínimo de entrada de la carne importada (45 por ciento del precio del mercado en los países del Sur y 55 por ciento del precio de mercado en el resto de los países). Al margen de estos acuerdos, las importaciones de la UE son libres, aplicando la correspondiente exacción reguladora, sustituida por un derecho de abono fijo a partir de 1995 como consecuencia del Acuerdo de Agricultura en el marco de la Ronda Uruguay.

En el cuadro 3 se recoge la evolución de los intercambios comerciales de carne de ovino para los principales países productores de la UE. Como se puede apreciar, Francia sobresale como importador neto, habiéndose estabilizado su posición desde la reforma de 1992. Las importaciones francesas representan alrededor del 45 por ciento de las importaciones de la UE. Entre los exportadores netos, destacan Reino Unido e Irlanda, si bien en el primer caso el volumen de importaciones es también notable, siendo actualmente el segundo importador de la UE. España ha mostrado un fuerte dinamismo en el tema exportador. En efecto, las exportaciones españolas de ovino y caprino han aumentado paulatinamente durante el período analizado, pasando de 11 mil toneladas, en 1988, a 26 mil, en 2000, pasan-

do de ocupar el sexto lugar en el conjunto de la UE, en 1988, al tercero, en 2001, después de Reino Unido (138 mil toneladas) e Irlanda (67 mil toneladas). En cualquier caso, comparando los datos de los cuadros 1 y 2, podemos apreciar cómo las exportaciones españolas constituyen aproximadamente un 10 por ciento de su volumen de producción. En los últimos años, las exportaciones españolas se han visto favorecidas por el retroceso experimentado por las exportaciones británicas debido a las consecuencias de la fiebre aftosa.

Cuadro 3

EVOLUCIÓN DE LAS EXPORTACIONES DE CARNE DE OVINO Y CAPRINO EN LOS PRINCIPALES PAÍSES PRODUCTORES DE LA UE (MILES DE TONELADAS) (a)

	1988		1994		2000	
	Exportación	Importación	Exportación	Importación	Exportación	Importación
Bélgica	6	23	12	31	14	34
España	11	20	11	24	26	14
Francia	10	110	17	181	18	173
Irlanda	26	1	73	1	67	10
Holanda	15	3	16	13	15	18
RU	91	149	175	147	138	133

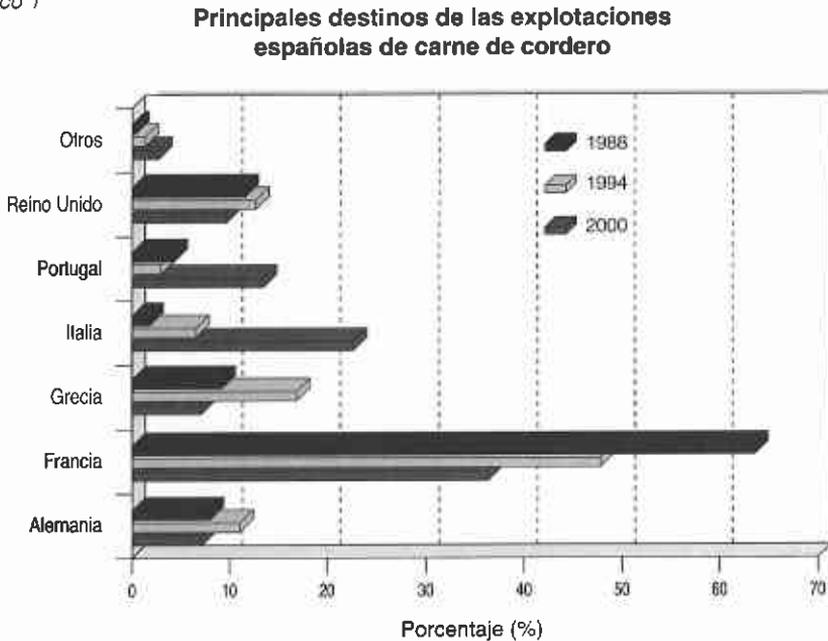
Fuente: Eurostat.

(a): Se incluye el equivalente en carne de transacciones de animales vivos.

La mayor parte de las exportaciones de los países de la Unión Europea tienen naturaleza intracomunitaria. En efecto, casi el 90 por ciento de las exportaciones europeas de carne de ovino y caprino tienen su destino en otros países de la UE, mientras que, en el lado de las importaciones, el porcentaje ascendía ligeramente hasta el 92 por ciento, siendo Nueva Zelanda el principal suministrador extracomunitario de carne de cordero, sobre todo al Reino Unido e Irlanda, alcanzándose, normalmente, las cantidades establecidas en los acuerdos de contingentación.

Por lo que se refiere a España, el incremento que han experimentado las exportaciones de carne de cordero ha venido acompañado por una notable desviación de comercio (gráfico 1). A lo largo del período analizado, Francia constituye el principal destino de las exportaciones españolas, si bien en los últimos años se han incrementado sustancialmente las exportaciones hacia otros países del sur de Europa como son Italia y Portugal. El mercado francés es el principal destino, asimismo, de las exportaciones de los otros dos

Gráfico 1



Fuente: Ministerio de agricultura, pesca y Alimentación. Anuario de estadística Agraria.

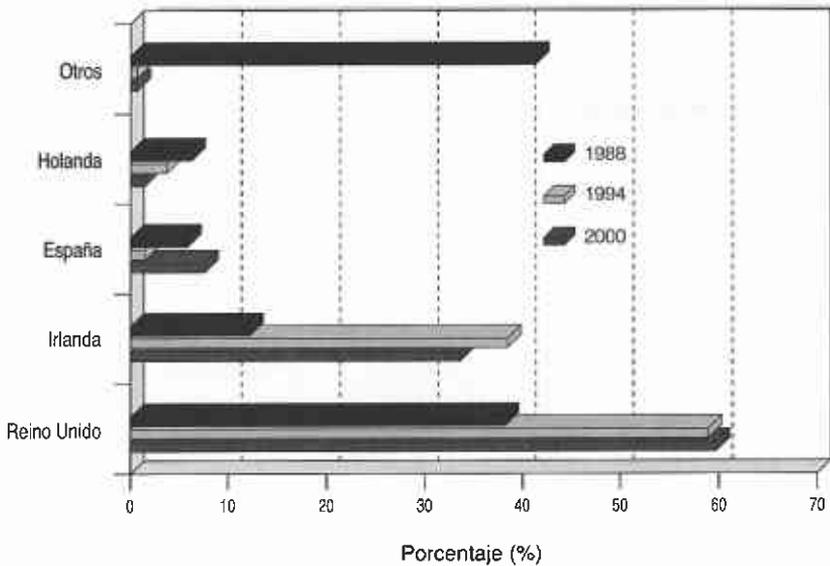
grandes productores (Reino Unido e Irlanda), así como de las exportaciones belgas y holandesas que, tradicionalmente (década de los 70 y 80), han ocupado una posición de liderazgo en el mercado francés (gráfico 2). España mantiene una cuota de mercado en torno al 10 por ciento, reforzada en los últimos años como consecuencia de los problemas de fiebre aftosa que han tenido lugar en el Reino Unido. Teniendo en cuenta los datos analizados, en este trabajo, en el que se pretende medir la competitividad vía precio de las exportaciones españolas de carne de ovino y caprino, así como sus posibilidades de expansión, se ha tomado el mercado francés como referencia dentro de la Unión Europea, ya que, como hemos comentado, es el principal importador y, además, es el principal receptor de las exportaciones españolas (entre el 40 por ciento y el 60 por ciento, según los años).

3. METODOLOGÍA

La literatura existente sobre la estimación de elasticidades de demanda de importaciones es muy amplia. Un buen número de trabajos adopta una perspectiva macroeconómica. Su objetivo consiste en predecir la evolución de los grandes flujos comerciales y en evaluar

Gráfico 2

Principales orígenes de las importaciones francesas de carne de cordero



Fuente: EUROSTAT

el impacto de las fluctuaciones del tipo de cambio sobre la balanza comercial (Sarris, 1981), utilizando, para ello, datos de las importaciones totales realizadas por un determinado país. Sin embargo, cuando se trata de valorar el grado de rivalidad o complementariedad existente entre distintos exportadores de un determinado producto en una determinada área geográfica, la metodología utilizada debe basarse en conceptos microeconómicos.

En este ámbito, uno de los modelos pioneros y más populares (debido, sobre todo, a su facilidad de estimación) es el denominado enfoque de Armington (1969). Este enfoque consiste, básicamente en un procedimiento en dos etapas. En la primera, el país importador determina el volumen total a importar de un determinado bien, de tal manera que se maximice su función de utilidad. En la segunda etapa, el valor total importado se distribuye entre los diferentes países suministradores, obteniéndose, de esta manera, la cuota de mercado de cada país de origen. Teniendo en cuenta este procedimiento en dos etapas, la demanda de importaciones de un determinado bien según su origen puede expresarse como una función de los precios de importación de los principales países suministradores y del valor total importado del producto en cuestión.

A la hora de modelizar esta segunda etapa resulta conveniente utilizar un sistema completo de demanda. Armington (1969) especificó y estimó un Sistema Lineal de Gasto. Este modelo ha sido, sin embargo, bastante criticado debido a los supuestos restrictivos en los que se basa: separabilidad entre los productos, elasticidad de sustitución constante y homoteticidad. Alston *et al.* (1990) afirmaron que la imposición de estas restricciones suponía la especificación de un modelo en el que se omitían variables relevantes, lo que, a su vez, podía generar sesgos en las elasticidades estimadas. Asimismo, llevaron a cabo una serie de contrastes, tanto paramétricos como no paramétricos, para verificar el cumplimiento de las hipótesis de partida del modelo de Armington, llegando a la conclusión de que éstas no eran corroboradas por los datos.

La aparición de sistemas de demanda flexibles permitió relajar las hipótesis de homoteticidad y de elasticidades de sustitución constantes. Entre ellos, el Sistema de Demanda Casi Ideal (AIDS) de Deaton y Muellbauer (1980), aplicado por primera vez en Winters (1984) al estudio de la demanda de importaciones, ha sido uno de los más utilizados. En el contexto de los productos agroalimentarios, las primeras aplicaciones pueden encontrarse en De Goerter y Meilke (1987) y Alston *et al.* (1990). En ambos estudios únicamente se consideraba un único tipo de producto (trigo y algodón, respectivamente), asumiendo separabilidad débil entre dicho producto y otros sustitutivos. La generalización del modelo anterior para incluir más de un producto es directa, pero el número de parámetros a estimar se incrementa notablemente (por ejemplo, si consideramos tres productos y cinco posibles orígenes, se deberían estimar 15 ecuaciones y un total de 255 parámetros). Yang y Koo (1994) establecen la hipótesis de separabilidad por bloques, lo cual reduce el número de parámetros a estimar pero incumple la restricción de agregación.

En este trabajo, tal como se ha mencionado en la introducción, el modelo básico de partida que se ha utilizado para explicar cómo se distribuye el valor total importado por Francia de carne de cordero entre los principales países suministradores es el sistema AIDS, asumiendo separabilidad entre la carne de cordero y el resto de carnes en Francia (1). En dicho sistema, la participación de cada país en las

(1) Esta es una hipótesis más restrictiva que la propuesta por Yang y Koo (1994) pero permite mantener la restricción de agregación y, además, es consistente con los resultados encontrados por Fulponi (1989) en relación con la demanda de carnes en Francia en la que sólo se aprecia un cierto efecto de sustitutibilidad entre las carnes de cordero y ternera. De Goerter y Mielke (1987), Alston *et al.* (1990), Chang y Hsia (2000) y Fabiosa y Ukhova (2000), adoptan el mismo supuesto.

importaciones totales de un determinado producto depende de los precios de exportación de cada país y del valor total de las importaciones realizadas de dicho producto:

$$w_{it} = \alpha_i + \beta_i \log\left(\frac{y}{P}\right)_t + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \log P_{jt} + \varepsilon_{it} \quad [1]$$

donde: w_{it} representa, en este caso, la cuota de mercado del país i -ésimo ($i=1, \dots, n$) en las importaciones francesas de carne de cordero; P_j es valor unitario de las importaciones realizadas desde el país j ; Y representa el valor total de las importaciones francesas de carne de cordero; y $\log P$ es un índice de precios definido de la siguiente forma:

$$\log P_t = \sum_{i=1}^n \bar{w}_i \log p_{it} \quad [2]$$

donde: \bar{w}_i es participación media de las importaciones francesas procedentes del país i .

El cumplimiento de las restricciones teóricas de agregación, homogeneidad y simetría requiere que se cumpla:

$$\sum_{i=1}^n \alpha_i = 1, \sum_{i=1}^n \gamma_{ij} = 0 \text{ y } \sum_{i=1}^n \beta_i = 0; \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} = 0; \text{ y } \gamma_{ij} = \gamma_{ji}, \text{ respectivamente}$$

La condición de negatividad se cumplirá cuando la matriz C , formada a partir de los siguientes elementos c_{ij} :

$$c_{ij} = \gamma_{ij} - \phi_{ij} \bar{w}_i + \bar{w}_i \bar{w}_j \quad [3]$$

sea semidefinida negativa, donde: ϕ_{ij} es igual a 1, cuando $i=j$, y cero, en otro caso; y \bar{w}_i y \bar{w}_j son las participaciones medias del país i y j , respectivamente, sobre el total importado por Francia.

La condición suficiente para que la matriz C sea semidefinida negativa y, por tanto, para que se satisfaga la condición de negatividad, es que los valores propios de dicha matriz sean negativos. De no ser así, se quiebra tal condición y, por tanto, no existe evidencia a favor de la concavidad de la función de costes con respecto a los precios. No obstante, la negatividad puede ser impuesta en el sistema a través de técnicas Bayesianas (Chalfant *et al.*; 1991; Hasegawa *et al.*, 1999) o a través de un enfoque clásico utilizando la descomposición de Cholesky (Barten y Geyskens, 1975; Moschini, 1998; y Ryan y Wales, 1998; entre otros). El principal inconveniente de todos estos procedimientos

tos es que su imposición genera un alto grado de no linealidad, lo que complica notablemente la estimación del modelo resultante.

Las elasticidades gasto y precios (directas y cruzadas marshallianas y directas y cruzadas hicksianas) de este modelo AIDS se calculan mediante las siguientes expresiones:

- Elasticidad renta: $\eta_i = 1 + \frac{\beta_i}{\bar{w}_i}$
- Elasticidad precio - directa no compensada: $\varepsilon_{ii} = \left(\frac{\gamma_{ii}}{\bar{w}_i} \right) - (\beta_i) - 1$
- Elasticidad precio - cruzada no compensada: $\varepsilon_{ij} = \left(\frac{\gamma_{ij}}{\bar{w}_i} \right) - \beta_i \left(\frac{\bar{w}_j}{\bar{w}_i} \right)$
- Elasticidad precio - directa compensada: $\varepsilon_{ii} = \left(\frac{\gamma_{ii}}{\bar{w}_i} \right) + \bar{w}_i - 1$
- Elasticidad precio - cruzada compensada: $\varepsilon_{ij} = \left(\frac{\gamma_{ij}}{\bar{w}_i} \right) + \bar{w}_j$

4. FUENTES DE DATOS, PROPIEDADES ESTOCÁSTICAS E IMPLICACIONES PARA LA ESTIMACIÓN DE SISTEMAS DE DEMANDA

Los datos utilizados en este trabajo se refieren a las importaciones francesas de carne de cordero procedentes de diferentes países, entre los que se incluye España. La fuente de datos utilizada ha sido obtenida de las External Trade Analytical Tables, publicada por EUROSTAT, en las que se recoge información anual sobre las importaciones de los diferentes países de la UE de los diferentes productos tanto en cantidad como en valor. El período de análisis se extiende desde 1975 hasta 2000 (2). Dado que, según el enfoque utilizado en este trabajo, es necesario disponer de los precios de importación, éstos se han obtenido como cociente entre el valor y la cantidad importada (3).

(2) No se ha considerado el año 2001, ya que la aparición de los problemas de fiebre aftosa en el Reino Unido ha alterado sustancialmente las relaciones de intercambio durante dicho año, lo que nos impediría trabajar con un período de tiempo «razonablemente» homogéneo. Sería preciso de disponer de más años en el futuro para poder medir con exactitud el impacto de este problema sobre los intercambios intracomunitarios de carne de cordero.

(3) La utilización de valores unitarios como variables «proxy» de los precios no es la alternativa ideal, pero es una costumbre en la mayor parte de la literatura sobre comercio internacional (Samuelson y Kurihara (1980) debido a que la mayor parte de las fuentes de datos sólo proporcionan información sobre volumen y en valor. El principal problema radica en el hecho de que el valor unitario no puede ser igual al precio del producto porque aquél se ve afectado tanto por la cantidad como por la calidad de los productos. Además, es posible que aparezcan correlaciones entre

Las importaciones francesas de carne de ovino y caprino provienen principalmente de los siguientes 5 países comunitarios según orden de importancia: 1) Bélgica, 2) Holanda, 3) Reino Unido, 4) Irlanda y 5) España. Tal como se recoge en el gráfico 2, estos países han venido concentrando la mayor parte de las importaciones francesas de carne de cordero. Los demás países, con una cuota pequeña, fueron agregados bajo la denominación de «Resto del mundo», grupo integrado fundamentalmente por Nueva Zelanda. Teniendo en cuenta el tamaño de la muestra, y a efectos de contar con grados de libertad adicionales, se decidió agregar más los diferentes orígenes. En concreto, Bélgica y Holanda formaron un grupo y Reino Unido e Irlanda otro. En ambos casos, el tipo de cordero comercializado es similar (razas, peso de la canal,...) y, además, los países incluidos en cada grupo presentan una evolución muy similar en sus cuotas de mercado: ascendente, en el caso de Reino Unido e Irlanda, y descendente en el caso de Bélgica y Holanda. De esta manera, las exportaciones españolas de ovino y caprino a Francia compiten con las exportaciones de Bélgica-Holanda, de Reino Unido-Irlanda y del Resto del Mundo.

Como paso previo a la estimación del sistema de demanda AIDS, ha sido necesario analizar la no estacionariedad de las participaciones, los precios y el valor real de las importaciones totales. En el caso de las participaciones, éstas se encuentran acotadas entre 0 y 1, por lo que difícilmente pueden ser no estacionarias. Ahora bien, Attfield (1997) considera que si bien esto es cierto, en numerosas ocasiones estas variables se comportan claramente como no estacionarias, por lo que deberían tratarse como tales. En este trabajo, se ha optado por contrastar la no estacionariedad de todas las series, siguiendo el trabajo mencionado anteriormente.

La determinación del número de raíces unitarias de una serie, es decir, del grado de integración (d), ha sido el objeto de numerosos estudios en los últimos años. Desde los pioneros trabajos de Fuller (1976) y Dickey y Fuller (1979, 1981), la literatura sobre este tema ha sido muy abundante y se ha centrado en resolver algunos de los problemas asociados a los contrastes pioneros mencionados anterior-

los valores unitarios y el valor total de las importaciones, generando problemas de inconsistencia en las estimaciones. Normalmente, cuando se dispone de información espacial, se calculan los precios ajustando los valores unitarios mediante las diferencias en calidad, tal como plantean, por ejemplo, Cox y Wohlgemant (1986). Este enfoque es adecuado cuando la variabilidad de la calidad es elevada. En el caso que nos ocupa, sin embargo, es posible asumir que las diferencias en calidad entre los productos de los diferentes países se han mantenido constantes a lo largo del tiempo (los sistemas de producción y el tipo de carne es similar en cada país), por lo que la variabilidad de los valores unitarios puede considerarse una buena aproximación a la variabilidad del precio del producto.

mente. Quizá una de las limitaciones más importantes es la baja potencia del contraste de Dickey y Fuller (ADF) cuando el parámetro autorregresivo está muy próximo a la unidad (Dejong et al., 1992). Por otra parte, si los residuos de la regresión de raíz unitaria se comportan como un proceso MA con una raíz próxima a -1 ($\hat{u}_t = \lambda \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t$), el tamaño de la mayoría de los contrastes de raíces unitarias puede verse profundamente alterado, lo que se traduce en un sobrerrechazo de la hipótesis nula de raíz unitaria (Schwert, 1990 y Perron y Ng, 1996). Para evitar estos problemas, en este trabajo se han utilizado los contrastes propuestos por Ng y Perron (2001), quienes proponen una versión modificada de los contrastes de Phillips y Perron (1988) teniendo en cuenta, asimismo, los resultados de Elliott *et al.* (1996). La estrategia del contraste se basa en las siguientes etapas. En primer lugar, se definen:

$$Y_t = Z_t - \alpha Z_{t-1}$$

$$y_t = x_t - \alpha x_{t-1}$$

donde Z_t representa la serie original que se quiere analizar; $x_t = \{1\}$ en el caso de que la serie no tenga tendencia y $x_t = \{1, t\}$, en el caso de que la incluya; y $\alpha = 1 - (c/T)$ siendo c igual a 7, si la serie no parece incluir una tendencia, y 13,5, si la incluye.

A continuación, se realiza la regresión por Mínimos Cuadrados Generalizados (MCG) de Y_t sobre y_t , y se calcula la variable:

$$\tilde{Z}_t = Z_t + \psi' x_t$$

siendo ψ' el estimador MCG de la regresión mencionada. Finalmente, se estima la siguiente regresión:

$$\tilde{Z}_t = \rho \tilde{Z}_{t-1} + \sum_{i=1}^k \lambda_i \Delta \tilde{Z}_{t-1} + u_t$$

y se calculan los siguientes estadísticos:

$$MZ_\alpha = (T^{-1} \tilde{Z}_T^2 - f_0) / 2\kappa$$

$$MZT = MZ_\alpha \times MSB$$

donde:

$$MSB = (\kappa / f_0)^{1/2}$$

$$\kappa = \sum_{t=2}^T (Z_{t-1})^2 / T^2$$

f_0 es la estimación de la densidad espectral de los residuos para la frecuencia cero.

En el cuadro 4 se recogen los resultados de los contrastes de raíz unitaria. Como puede apreciarse, en el caso de las cuatro cuotas del mercado francés de importación, los resultados de raíces unitarias indican la estacionariedad de dichas series alrededor de una tendencia determinista. Sin embargo, en el caso de los cuatro precios no es posible rechazar la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria. El mismo procedimiento se realizó para las series diferenciadas, llegándose a la conclusión de que dichas series eran estacionarias. Por tanto, las cuatro series de precios consideradas en el estudio son $I(1)$, mientras que las cuotas y el valor de importación son estacionarios alrededor de una tendencia determinista.

Cuadro 4

RESULTADOS DE LOS CONTRASTES DE RAÍCES UNITARIAS DE DICKEY FULLER
AUMENTADO (DFA) (a,b)

	ADF										
	VC 5% ^c	w _{RM}	w _{RI}	w _{ESP}	w _{BH}	Y	P _{RM}	P _{RI}	P _{ESP}	P _{BH}	
Con tendencia τ_t	-3,45	-4,23	-3,89	-3,56	-4,01	-4,53	-1,01	-2,31	-0,78	-1,09	
Φ_3	6,49	6,97	8,01	6,12	8,51	7,09	2,11	1,23	3,76	3,79	
Con constante τ_t	-2,89						-1,43	-2,05	-1,79	-2,32	
Φ_3	4,71						7,24	5,78	6,29	5,18	
					NG-Perron						
Con tendencia MZ _{α}	-17,30	-27,97	-18,34	-21,65	-19,41	-25,86	-1,17	-0,73	-11,04	-2,02	
MZ _T	-2,91	-3,54	-3,04	-3,21	-2,98	-3,73	-0,70	-0,38	-2,34	-0,90	
Con constante MZ _{α}	-8,10	-7,29	-8,26	-7,68	-7,21	-6,78	-0,78	-0,47	-3,58	-0,51	
MZ _T	-1,98	-1,79	-2,03	-1,81	-1,62	-1,74	-0,56	-0,41	-1,24	-0,36	

a: w_i ($i = RM$: Resto del Mundo; RI : Reino Unido-Irlanda; ESP : España; BH : Bélgica-Holanda) es la cuota de participación del país i ; p_i es el precio de importación del país i e Y es el valor total de las importaciones francesas de carne de cordero.

b: Hipótesis nula del contraste: variable integrada de orden 1.

c: Los valores críticos han sido tomados de Harris (1995) [cuadros A.1 al A.3, pp. 156-157], para el contraste ADF, y de Ng y Perron (2001) [cuadro 1], para el contraste propuesto por dichos autores.

A la vista de estos resultados, nos enfrentamos a diversos problemas tanto de índole económico como econométrico. La estimación del modelo AIDS estático, tal y como aparece en [1], ignorando las propiedades univariantes de las series, sería válido sólo si las series de precios estuviesen cointegradas entre sí. En caso contrario, tal como se ha comentado en la introducción de este trabajo, esta especificación generaría relaciones espurias. Una segunda alternativa para especificar correctamente el sistema de demanda consistiría en diferenciar las cuatro series de precios para convertirlas en estacionarias.

Sin embargo, este procedimiento ha recibido numerosas críticas, entre las cuales podemos destacar las siguientes: i) la diferenciación de las series supone la eliminación de toda la información sobre posibles relaciones de largo plazo recogidas en los niveles de las variables; ii) la estimación del modelo AIDS considerando las cuotas y el valor de importación en niveles y los precios en primeras diferencias genera resultados muy difíciles de interpretar desde el punto de vista económico.

En este trabajo se ha planteado una aproximación metodológica que trata de solucionar el problema econométrico al que nos enfrentamos y, a la vez, permite dotar al modelo estimado una interpretación económica adecuada. El enfoque propuesto se desarrolla en dos etapas. En la primera, dado que las series no estacionarias son los precios y que estamos en un contexto de comercio internacional, se trata de verificar si dichos precios cumplen la Ley del Precio Único (LPU) o, dicho de otra forma, si los precios son homogéneos. Si esto es así, entonces podría estimarse un sistema AIDS con precios relativos deflactando las series de precios por uno de ellos.

Ahora bien, ¿qué precio utilizar para deflactar el resto de precios sin que ello suponga pérdida de información? La respuesta a esta pregunta sería evidente si los cuatro precios incluidos en el modelo estuvieran cointegrados. En general, si entre m variables existen r relaciones de cointegración, esto significa que hay $(m-r)$ tendencias comunes que mueven el sistema a largo plazo. Dicho en otras palabras, estas tendencias comunes tendrían un efecto permanente sobre el resto de las variables. Ligado a lo anterior, si entre las m variables existen $(m-1)$ relaciones de cointegración, solamente hay una tendencia común que viene asociada a una determinada variable del sistema. De modo que si deflactamos las $(m-1)$ variables por esta tendencia común, se cancelarían los componentes no estacionarios de éstas, dando lugar a unas variables estacionarias, sin que ello suponga pérdida de información alguna acerca de la evolución de los precios.

Teniendo en cuenta lo que acabamos de mencionar, y dado que disponemos de cuatro precios, en primer lugar deberíamos de calcular el rango de cointegración del sistema formado por dichos precios, esto es, la existencia de una o más relaciones de equilibrio estacionarias a largo plazo entre los mismos. Si el rango de cointegración fuera igual a tres (número de precios considerados menos uno), contrastaríamos el cumplimiento de la hipótesis de homogeneidad entre los cuatro precios considerados. Finalmente, si se cumple dicha hipó-

tesis, el paso siguiente consistiría en identificar cuál de los cuatro precios es el que mueve el sistema utilizando dicho precio para deflactar las series de precios incluidas en el sistema de demanda y especificar dicho sistema en precios relativos. A la especificación final del sistema de demanda dedicamos el próximo apartado de este trabajo.

5. ESPECIFICACIÓN DEL SISTEMA DE DEMANDA DE IMPORTACIONES

Tal como se ha comentado en el apartado anterior, el primer paso para la correcta especificación del sistema de demanda de importaciones, utilizado para medir la competitividad vía precio de las exportaciones españolas de carne de ovino en el mercado francés, consiste en contrastar la presencia de cointegración entre las cuatro series de precios, esto es, la existencia de una o más relaciones de equilibrio estacionarias a largo plazo entre las mismas. Para ello, se ha utilizado el procedimiento de estimación máximo-verosímil propuesto por Johansen (1988) y Johansen y Juselius (1990). Estos autores parten de la definición de un modelo VAR en forma de vector de mecanismo de corrección del error (VMCE) que, en forma matricial, puede expresarse como:

$$\Delta Z_t = \Pi Z_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta Z_{t-i} + u_0 + u_1 t + \varepsilon_t \quad [5]$$

donde: Z_t es el vector (4x1) de las cuatro series consideradas; $\Delta Z_t = Z_t - Z_{t-1}$; Γ_i son matrices 4x4 de parámetros a corto plazo ($i=1, \dots, k-1$); Π es la matriz (4x4) de los coeficientes a largo plazo; y ε_t es el vector de perturbaciones $\text{niid} \sim (0, \Sigma)$.

Partiendo de que las cuatro series son $I(1)$, el sistema [5] estará equilibrado si las series están cointegradas, esto es, si la matriz Π tiene un rango reducido r ($\text{rango}(\Pi) < 4$), siendo r el número de vectores de cointegración entre las series de precios. En este caso, la matriz Π se puede descomponer de la siguiente forma: $\Pi = \alpha \beta'$. β recoge las r combinaciones lineales independientes y estacionarias entre los precios, y los parámetros de la matriz α miden la velocidad de ajuste de las variables hacia el equilibrio a largo plazo.

Siguiendo el procedimiento de Johansen, determinar el número de vectores de cointegración entre las series de precios equivale a realizar un contraste sobre el rango de la matriz de largo plazo Π . Para determinar el rango de cointegración, el modelo [5] se ha

especificado incluyendo una constante en el largo plazo con dos retardos (4).

Una vez especificado el modelo VAR correctamente, se han utilizado los contrastes de la Traza y λ -máximo para determinar el rango de cointegración entre las cuatro series de precios. Los resultados de estos contrastes se recogen en el cuadro 5. Para un nivel del 10 por ciento, ambos contrastes indican la existencia de tres vectores de cointegración entre las cuatro series de precios.

Por tanto, se cumple la primera condición que enunciamos al final del apartado anterior. Bajo el supuesto de tres vectores de cointegración, el siguiente paso ha consistido en contrastar si las cuatro series de precios cumplían la condición de homogeneidad. Dicho en otras palabras, si el espacio de cointegración (b) se podía representar de la siguiente forma:

$$\beta = \begin{pmatrix} 1 & -1 & 0 & 0 & * \\ 0 & 1 & -1 & 0 & * \\ 0 & 0 & 1 & -1 & * \end{pmatrix} \times \begin{pmatrix} P_{RM} \\ P_{RI} \\ P_{ESP} \\ P_{BH} \\ c \end{pmatrix} \quad [6]$$

donde P_i ha sido definido anteriormente y c es una constante que recoge la desviación en la media entre los precios.

Se trata de contrastar si la relación proporcional uno a uno existente entre P_i ($i = RM, RI, ESP, BH$) y P_j ($j = RI, ESP, BH$), es una relación estacionaria en sí misma. Con esta hipótesis se pretende contrastar si las variaciones en el precio de un mercado (España, por ejemplo) se transmiten por completo en el largo plazo al precio de otro mercado (Bélgica, por ejemplo). Para contrastar dicha hipótesis, hemos utilizado el contraste de identificación del espacio de cointegración propuesto por Johansen y Juselius (1994). Este contraste se realiza mediante el estadístico de la Razón de Verosimilitudes que se distribuye como una $\chi^2(v)$, siendo v el número de restricciones.

El valor del estadístico para contrastar la hipótesis de homogeneidad [6] fue de 5,29, inferior al valor crítico de una $\chi^2(3)$ para un nivel de significación del 5 por ciento, que es 7,81. Por tanto, no se puede rechazar la hipótesis nula de homogeneidad entre los

(4) Con dicho número de retardos no se podía rechazar la hipótesis nula de ausencia de autocorrelación de orden 1.

Cuadro 5

DETERMINACIÓN DEL RANGO DE COINTEGRACIÓN ENTRE LAS VARIABLES (a)

$H_0:r=$	$(p-r)$	λ -Máximo	Valor crítico (5%)	Traza	Valor crítico (5%)
0	4	42,92	28,14	58,81	53,12
1	3	32,23	22,00	38,14	34,91
2	2	19,18	15,67	27,09	19,96
3	1	6,21	9,24	6,21	9,24

a: Los valores críticos se recogen en Osterwald-Lenum (1992).

precios indicando una perfecta transmisión a largo plazo entre los mismos.

El último paso que se ha considerado ha consistido en determinar cuál de los cuatro precios se puede considerar como el líder, con el fin de utilizar este precio como deflactor en el sistema de demanda. Dado que Bélgica y Holanda han sido, tradicionalmente, los principales proveedores de carne de cordero en Francia, se ha contrastado si dicho precio es el responsable de las perturbaciones permanentes en el sistema de demanda de importaciones de carne de ovino en el mercado francés. Para ello, dado que los resultados del análisis del rango de cointegración indicaban la existencia de una tendencia común, se ha contrastado si dicha tendencia común podía adoptar la siguiente forma: $\alpha'_\perp = [0, 0, 0, 1]$. Se ha utilizado para ello el procedimiento propuesto por Gonzalo y Granger (1995). El resultado de dicho contraste es de 9,6, que es inferior al valor crítico de una $\chi^2(6)$, que es igual a 12,6, para un nivel de significación del 5 por ciento, por lo que puede considerarse que el precio de Bélgica-Holanda sería líder en la fijación de precios en el mercado francés de importación de carne de cordero.

Teniendo en cuenta todos los resultados anteriores, finalmente se ha especificado el modelo [1] utilizando precios relativos. El sistema adopta la siguiente expresión:

$$w_{it} = \alpha_i + \beta_i \log\left(\frac{y}{P}\right)_t + \sum_j \gamma_{ij} \log \frac{P_{jt}}{P_{BHt}} + u_{it} \quad [7]$$

donde todas las variables han sido definidas anteriormente y P_{BHt} representa el precio de las importaciones procedentes de Bélgica-Holanda. En [7] todas las series del sistema son estacionarias y, por tanto, se puede llevar a cabo cualquier contraste sobre el mismo utilizando las distribuciones estándar.

6. ESTIMACIÓN DEL SISTEMA DE DEMANDA DE IMPORTACIONES Y CÁLCULO DE LAS ELASTICIDADES

El sistema recogido en [7], imponiendo homogeneidad (teniendo en cuenta los resultados del apartado anterior), se ha estimado mediante el procedimiento de Máxima Verosimilitud con Información Completa (FIML), eliminando la ecuación correspondiente al Resto del Mundo para evitar la singularidad de la matriz de varianzas y covarianzas. Antes de iniciar cualquier contraste sobre dicho modelo, se ha comprobado la correcta especificación del mismo y, más concretamente, que los residuos del mismo no presenten problemas de autocorrelación. La hipótesis nula de ausencia de autocorrelación se ha contrastado mediante el test multivariante de Godfrey (1988). El valor obtenido ha sido de 26,24, superior al valor de una χ^2_9 para un nivel de significación del 5 por ciento (16,92). Este resultado es una clara indicación de que el modelo se encuentra incorrectamente especificado. En este sentido, en el modelo se ha decidido introducir dos variables ficticias. La primera, D_{80} toma el valor unitario, a partir de 1980, y cero, en otro caso. Trata de recoger la puesta en marcha de la Organización Común de Mercados en el sector de la carne de ovino y caprino en dicha fecha. La segunda, D_{ESP} , trata de recoger los desajustes transitorios que tuvieron lugar como consecuencia de la integración de España en la UE en 1986. Esta variable adopta el valor unitario para los años 1986 a 1988, y cero en otro caso (5). Asimismo, se introdujo una tendencia lineal (t) con el objetivo de recoger los cambios de actitud de los consumidores de un año a otro. Con la incorporación de estas variables, la especificación del sistema de demanda de importaciones francesas de carne de ovino y caprino quedó definido de la siguiente manera (6):

$$w_{it} = \alpha_i + \beta_j \log\left(\frac{Y_t}{P}\right) + \sum_j \gamma_{ij} \log\frac{P_{jt}}{P_{BHt}} + \lambda_i D_{80t} + \mu_i D_{ESPt} + \delta_i t + u_{it} \quad [8]$$

(5) Entre las diferentes alternativas propuestas en la literatura para analizar cambios estructurales en sistemas de demanda (Moschini y Moro, 1996), en este trabajo se ha optado por la introducción de variables dicotómicas. Otras alternativas, como la expuesta por Ohtani y Katayama (1986), posteriormente utilizada por Moschini y Meilke (1989), también han sido consideradas, pero los ajustes obtenidos no mejoraban los resultados obtenidos con propuestas más sencillas como la adoptada en este trabajo.

(6) En principio, se consideró la posibilidad de que las variables ficticias afectasen a todas las variables del sistema, realizándose un contraste específico a tal fin. Los resultados de dichos contrastes, uno para cada variable ficticia, indican que no se puede rechazar la hipótesis nula de que el cambio estructural afecte a los precios y al valor total de las importaciones para un nivel de significación del 5 por ciento (el valor de la razón de verosimilitudes es igual a 13,23 y 14,73, para D_{80} y D_{ESP} respectivamente, ambos valores inferiores al valor crítico, 16,92). En consecuencia, el cambio estructural afecta solamente al término independiente del sistema.

expresión en la que todas las variables han sido definidas con anterioridad. La hipótesis nula de ausencia de autocorrelación se ha contrastado de nuevo mediante el mencionado contraste multivariante de Godfrey (1988). En este caso, el valor obtenido ha sido de 5,92, inferior al valor crítico para un nivel de significación del 5 por ciento (16,92), por lo que el modelo se encuentra correctamente especificado.

Dado que la restricción teórica de homogeneidad ya se ha impuesto, sólo nos queda por verificar el cumplimiento de las hipótesis de simetría y negatividad. La restricción de simetría se ha contrastado utilizando el contraste de la Razón de Verosimilitudes. El resultado de dicho contraste ha sido de 12,3, ligeramente inferior al valor crítico para un nivel de significación del 5 por ciento (12,6). En el caso de la negatividad, se ha comprobado que todos los valores propios de la matriz C definida en el apartado 3 son negativos. En el modelo estimado, los valores propios obtenidos han sido: -0,1112; -0,5869; -2,1443, respectivamente, mientras que el cuarto valor propio ha sido nulo. Con estos resultados, podemos afirmar que el sistema estimado para el análisis de la demanda de importaciones satisface todas las restricciones teóricas y, por lo tanto, las elasticidades que se van a obtener son consistentes con la teoría.

Los resultados de la estimación del sistema [8] se recogen en el cuadro 6. Como se puede apreciar, de los 30 parámetros estimados, 16 han resultado individualmente significativos al nivel de significación del 5 por ciento. Los parámetros correspondientes al valor total de las importaciones francesas son individualmente significativos al nivel del 5 por ciento para todos los países, excepto para España, mientras que la mayoría de los coeficientes precio γ_{ij} no lo fueron al 5 por ciento.

Para contrastar la significatividad conjunta por grupos de variables, en el cuadro 7 se recogen los resultados de los correspondientes contrastes de la Razón de Verosimilitudes. La hipótesis nula de igualdad a cero de todos los coeficientes precio ha sido rechazada al nivel del 5 por ciento, lo que indica que los precios de exportación de carne de ovino y caprino son conjuntamente significativos al nivel de significación del 5 por ciento. El segundo y tercer estadístico indican que la hipótesis nula de igualdad a cero de los parámetros correspondientes a las dos variables ficticias ha sido rechazada, de nuevo al nivel del 5 por ciento, por lo que los coeficientes correspondientes a las variables ficticias son conjuntamente significativos. Sin embargo, los coeficientes de la variable D_{80} sólo resultaban individualmente significativos en las ecuaciones de Bélgica-Holanda, en la de Reino

Cuadro 6

PARÁMETROS ESTIMADOS PARA LA DEMANDA DE IMPORTACIONES FRANCESAS
DE CARNE DE OVINO Y CAPRINO (a)

Variables	Resto del mundo	Reino Unido e Irlanda	España	Bélgica y Holanda
α_i	0,81 (2,57)	-1,83 (-4,12)	-0,08 (-1,41)	2,10 (5,1)
β_i	-0,06 (-2,11)	0,2 (5,0)	0,008 (1,42)	-0,15 (-3,87)
γ_{1i}	0,08 (1,71)	-0,105 (-2,12)	-0,006 (-0,88)	0,035 (0,74)
γ_{2i}	*****	0,28 (3,44)	0,004 (0,46)	-0,18 (-2,48)
γ_{3i}	*****	*****	0,001 (0,33)	0,003 (0,02)
γ_{4i}	*****	*****	*****	0,14 (1,5)
λ_i	-0,15 (-6,37)	0,31 (9,74)	-0,002 (-0,61)	-0,16 (-6,72)
μ_i	-0,003 (-0,2)	-0,02 (-0,77)	0,04 (14,72)	-0,02 (-1,0)
δ_i	0,01 (3,37)	-0,008 (-2,5)	0,0004 (-0,84)	0,0005 (0,15)

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

Cuadro 7

CONTRASTE DE IGUALDAD A CERO DE LOS PARÁMETROS POR GRUPOS DE LAS VARIABLES
(FICTICIAS Y VARIABLES PRECIO)

Contrastes	LR ^a	LSR ^b	RV ^c	g.l. ^d	χ^2 (5%)
Precios (logP_i) H ₀ : $\gamma_{11} = \gamma_{22} = \dots = \gamma_{44} = 0$ H ₁ : no H ₀	201,16	208,11	13,92	6	12,6 (6)e
Ficticia D₈₀ H ₀ : $\lambda_1 = \lambda_2 = \lambda_3 = 0$ H ₁ : no H ₀	186,31	208,11	43,6	3	7,8 (3)
Ficticia D_{ESP} H ₀ : $\mu_1 = \mu_2 = \mu_3 = 0$ H ₁ : no H ₀	175,88	208,11	64,46	3	7,8 (3)
Tendencia (t) H ₀ : $\delta_{11} = \delta_{22} = \dots = \delta_{44} = 0$ H ₁ : no H ₀	203,06	208,11	10,1	3	7,8 (3)

a: L_R: logaritmo de la función de verosimilitud del modelo restringido.

b: L_{SR}: logaritmo de la función de verosimilitud del modelo sin restringir.

c: RV: Razón de verosimilitudes.

d: g.l.: grados de libertad.

e: Los valores entre paréntesis indican los grados de libertad.

Unido-Irlanda y en la del Resto del Mundo, pero no en la de España (como era de esperar, ya que la entrada de España no se produce hasta el año 1986 y, por tanto, no se ve afectada por la puesta en marcha de la OCM de carne de ovino y caprino. Asimismo, la variable fic-

ticia (D_{ESP}) sólo resultó individualmente significativa en la ecuación correspondiente a España. El cuarto contraste, referente a la variable tendencia, indica que los coeficientes correspondientes a esta variable son estadísticamente significativos conjuntamente, aunque no lo fueron todos individualmente.

A partir de los parámetros estimados, se han calculado las correspondientes elasticidades de la demanda de importaciones que nos van a permitir analizar la posición exportadora de la carne de ovino y caprino español en el mercado francés. Dichas elasticidades miden los cambios en la cantidad importada procedente de un determinado país, como consecuencia de variaciones tanto del valor total importado en el área objeto de estudio (Francia) como en los precios de las importaciones procedentes de los diferentes países considerados. El cuadro 8 recoge los valores y los t-ratios de las elasticidades precio y valor total de las importaciones.

Todas las elasticidades correspondientes al valor total de las importaciones son individualmente significativas al nivel de significación del 5 por ciento, y positivas, como cabría esperarse. Estas elasticidades miden la variación porcentual en las importaciones procedentes de un determinado país cuando las importaciones totales francesas aumentan un 1 por ciento. Los países con elasticidades de importación superiores a la unidad aumentarían su cuota en el mercado francés en detrimento de las de los países con elasticidades inferiores a la unidad. Bélgica-Holanda y el Resto del mundo son los únicos que presentan unas elasticidades menores que la unidad, mientras que las de España (1,68) y las de Reino Unido-Irlanda (1,33) son superiores a uno. Por tanto, ante incrementos en las importaciones

Cuadro 8

ELASTICIDADES DEL VALOR IMPORTADO Y DEL PRECIO PARA LA DEMANDA DE IMPORTACIONES FRANCESAS DE CARNE DE OVINO Y CAPRINO

Elasticidades	Resto del Mundo	Reino Unido e Irlanda	España	Bélgica y Holanda
Valor total importado	0,56 (2,75)	1,33 (9,97)	1,68 (3,49)	0,36 (2,19)
Elasticidades Precio				
Resto del mundo	-0,39 (-1,24)	-0,14 (0,4)	0,032 (0,66)	0,49 (1,45)
RU-Irlanda	-0,032 (-0,4)	-0,75 (-6,46)	0,018 (1,16)	-0,053 (-0,45)
España	-0,4 (-0,66)	1,01 (1,16)	-0,89 (-2,47)	0,26 (0,22)
Bélgica-Holanda	0,28 (1,45)	-0,135 (-0,45)	0,012 (0,22)	-0,25 (-0,58)

Nota: Las elasticidades precio propio corresponden a las Marshallianas y las cruzadas a las Hicksianas.

de Francia de carne de ovino y caprino, las exportaciones de Bélgica-Holanda, al tener una demanda inelástica, aumentarían menos que proporcionalmente, mientras que las de los demás países (especialmente España con una elasticidad de 1,68) lo harían más que proporcionalmente. En definitiva, se puede concluir que las exportaciones españolas de carne de ovino y caprino son las que más posibilidades de expansión tienen en el mercado francés, seguidas por las del Reino Unido-Irlanda.

Las elasticidades precio directas son todas negativas, siendo las de Reino Unido-Irlanda y España individualmente significativas al 5 por ciento. Además de ser negativas, la elasticidad de España se acerca a la unidad (-0,89) (7), seguida por la de Reino Unido-Irlanda (-0,75). Las elasticidades precio de Bélgica-Holanda y del Resto del Mundo no han resultado significativamente distintas de cero. En este sentido, parece desprenderse una situación positiva para el caso español, ya que una potencial reducción de los precios de importación le permitiría ganar cuota de mercado en Francia, como ya hemos mencionado, principal destino de las exportaciones españolas de carne de ovino.

Las elasticidades hicksianas cruzadas indican el grado de complementariedad y/o sustitutibilidad entre las importaciones procedentes de los diferentes países. Las positivas indican la existencia de relaciones de sustitución, mientras que las negativas informan sobre el grado de complementariedad. Se observa que del total de elasticidades cruzadas, 6 han resultado positivas y 6 negativas, siendo, en su mayoría, estadísticamente iguales a cero, indicando que las importaciones entre países son independientes, esto es, variaciones en el precio de la carne de cordero procedente de un determinado país no afectan al volumen exportado por otro competidor. Dicho en otras palabras, que la competitividad entre los diferentes países no es vía precios. Este resultado es consistente en relación con el grupo de países incluidos en el «Resto del Mundo», ya que, como comentamos en un apartado anterior, los intercambios con terceros países están sujetos a Contingentes Arancelarios. En el caso de los intercambios intracomunitarios, las diferencias existentes en cuanto al producto en sí determinan que el grado de sustitutibilidad sea muy reducido. En este entorno, aquellas variables más relacionadas con el marketing, como la existencia de canales de distribución ya prefijados o la

(7) Estadísticamente, sin embargo, no puede aceptarse la hipótesis nula de elasticidad unitaria. El *t*-ratio correspondiente es de 0,3, inferior al valor crítico del 5 por ciento.

experiencia en el abastecimiento al mercado francés, parecen ser bastante más determinantes que el precio a la hora de exportar. Por tanto, en el caso español, una estrategia de diferenciación de producto basada en las características intrínsecas del producto español y la selección de los canales comerciales adecuados constituirán, sin duda, las principales bazas para continuar aumentando la cuota en el mercado francés.

7. CONCLUSIONES

En este trabajo hemos llevado a cabo un estudio sobre la demanda de importaciones de carne de cordero en la UE y, más concretamente en Francia, principal país importador, con el objetivo de analizar la posición relativa de España y su grado de complementariedad o sustitubilidad con la carne de cordero procedente de otros países. El método utilizado se basa en la especificación de un sistema de demanda completo AIDS en la que se han considerado explícitamente las propiedades estocásticas de las series incluidas en el sistema.

Los resultados obtenidos al analizar las propiedades de las series han sido que, como cabría esperar, las participaciones han resultado ser estacionarias, mientras que los precios se comportaban como variables $I(1)$. La estrategia adoptada para resolver este problema ha consistido en determinar si entre los precios existían relaciones de equilibrio estacionarias, y si dichas relaciones eran consistentes con la existencia de homogeneidad en precios, una de las restricciones que se suelen imponer en los sistemas de demanda. La aceptación de dichas hipótesis nos ha permitido estimar un modelo en precios relativos en el que todos sus componentes son estacionarios. Desde el punto de vista económico, los resultados del mencionado contraste nos permiten afirmar que el mercado francés de importación de carne de cordero es muy competitivo, en el sentido de que existe una perfecta transmisión de precios y que los diferentes países reaccionan rápidamente ante cambios en los precios de sus potenciales competidores.

Por otro lado, a la hora de especificar el sistema de demanda de importaciones, y dado que durante el período de estudio se ha producido la puesta en marcha de la OCM de la carne de ovino y caprino (1980) y la incorporación de España a la UE (1986), se ha considerado la posibilidad de la existencia de sendos cambios estructurales en dichas fechas que, en este caso, sólo han afectado a las constantes del sistema. Dicho en otras palabras, sólo se ha producido un desplazamiento de las cuotas de mercado de los diferentes países exportadores.

Una vez especificado el modelo, éste se ha estimado comprobándose la correcta especificación del mismo. A partir de los parámetros estimados, se han calculado las correspondientes elasticidades que miden la respuesta de la cantidad importada desde un determinado país ante cambios tanto en los precios de los productos procedentes de otros orígenes como en el volumen total importado. Los resultados indican un cierto potencial para las exportaciones españolas al mercado francés en caso de que las importaciones de dicho país sigan creciendo al ritmo con que lo han hecho en los últimos años. Por otro lado, se observa una pérdida de la posición relativa de Bélgica y Holanda a favor de las exportaciones españolas y británicas, si bien las primeras han sufrido en la actualidad un profundo shock debido a la aparición de la fiebre aftosa.

Una política española de reducción de los precios de exportación de ovino y caprino no incentivará las exportaciones a largo plazo, ya que, por un lado, se ha comprobado que los precios tienden a moverse conjuntamente, por lo que dicha reducción se verá acompañada de una reducción, en la misma proporción, de los precios de los países competidores. Por otro lado, se ha constatado que, ante modificaciones en los precios de cualquier país exportador, las cantidades exportadas por el resto de países no se modifican. La existencia de restricciones al comercio con terceros países y el hecho de que el producto exportado por los diferentes grupos de países comunitarios considerados en este estudio no sea homogéneo, explica el carácter altamente inelástico de las demandas cruzadas. Por tanto, la adopción por parte de España de una estrategia vía precios para mejorar su competitividad en el mercado francés no parece que sea recomendable. Por el contrario, para fomentar en el futuro las exportaciones de ovino y caprino españolas sería, tal vez, más apropiado utilizar estrategias diferentes a las de precio, como establecer canales comerciales de exportación sólidos, crear una imagen de diferenciación del ovino español basada en ciertas características del producto y en la calidad y crear una fidelidad hacia dicha imagen.

Los resultados obtenidos en este trabajo, evidentemente están en cierto modo condicionados a los datos y al periodo muestral utilizados. Los acontecimientos recientes en el mercado británico pueden suponer cambios estructurales que podrían analizarse en el futuro, una vez que se disponga de un período muestral adecuado para llevar a cabo análisis como los realizados en este trabajo.

BIBLIOGRAFÍA

- ABBOTT, P. y PAARLBERG, P. (1986): «Modeling the Impact of the 1980 Grain Embargo». In: *Embargoes, Surplus Disposal, and U.S. Agriculture*, chap. 11. Staff Rep. No. AGES-860910, USDA / Economic Research Service. Washington DC.
- ALSTON, P.; CARTER, C.; GREEN, R. y PICK, D. (1990): «Whither Armington Trade Models?». *American Journal of Agricultural Economics*, 72: pp. 455-467.
- ANDAYANI, S. R. M. y TILLEY, D. S. (1997): «Demand and competition among suppli sources: The Indonesian fruit import». *Journal of Agricultural and Applied Economics*, 29 (2): pp. 279-289.
- ANDERSON, G. J. y BLUNDELL, R. W. (1983a): «Testing restrictions in a flexible dynamic demand system: An application to consumer's expenditure in Canada». *Review of Economics Studies*, 50: pp. 397-410.
- ANDERSON, G. J. y BLUNDELL, R. W. (1983b): «Consumer no durable in the U.K: A dynamic dynamic demand system». Conference papers, supplement to *Economic Journal*, 94: pp. 35-44.
- ARMINGTON, P. S. (1969): «A theory of demand for production distinguished by place of production». *International Monetary Staff Papers*, 16: pp. 159-176.
- ARNADE, C.; PICK, D. y VASAVADA, V. (1994): «Testing dynamic specification for import demand models: the case of cotton». *Applied Economics*, 26: pp. 375-380.
- ASHWORTH, S.; NORTHEN, J.; BOUTONNET, J. F.; GIL, J. M. y BEN KAABIA, M. (2000): An evaluation of the Common Organization of the markets in the sheep and goat meat sector. (www.europa.eu.int/comm/agriculture/eval/reports/sheep/index_en.htm).
- ATTFIELD, C. L. F. (1997): «Estimating a cointegrating demand system». *European Economic Review*, 41: pp. 61-73.
- BABULA, R. (1987): «An Armington Model of U.S. Cotton Exports». *Journal of Agricultural Economics Research*, 39: pp. 12-22.
- BARTEN, A. P. y GEYSKENS, E. (1975): «The negativity condition in consumer demand». *European Economic Review*, 6: pp. 227-260.
- CHALFANT, J. A.; GRAY, R. S. y WHITE, K. J. (1991): «Evaluating prior beliefs in a demand system: the case of meat demand in Canada». *American Journal of Agricultural Economics*, 73: pp. 476-490.
- CHANG, H. S. y HSIA, C. J. (2000): «Beef import market shares in Taiwan: Implications for Australia». *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*, 44(2): pp. 217-231.
- COX, T. L. y WOHLGENANT, M. K. (1986): «Prices and quality effects in cross-sectional demand analysis». *American Journal of Agricultural Economics*, 68: pp. 908-919.
- DE GORTER, H. y MEILKE, K. D. (1987): «The EEC's Wheat Price Policies and International Trade in Differentiated Products». *American Journal of Agricultural Economics*, 69: pp. 223-29.
- DEATON, A. y MUELLBAUER, J. (1980): «An Almost Ideal Demand System». *The American Economic Review*, 70: pp. 312-326.

- DICKEY, D. A. y FULLER, W. A. (1979): «Distribution of estimators for autoregressive time series with unit root». *Journal of the American Statistical Association*, 74: pp. 427-431.
- DICKEY, D. A. y FULLER, W. A. (1981): «Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with unit root». *Econometrica*, 49: pp. 1.057-1.072.
- ENGLE, R. F. y GRANGER, C. W. J. (1987): «Cointegration and error correction: Representation, estimation and testing». *Econometrica*, 55: pp. 251-276.
- EUROSTAT (varios años): *External Trade. Analytical Tables*. Luxembourg.
- DEJONG, D. N.; NANKERVIS, J. C.; SAVIN, N. E. y WHITEMAN, C. H.: «The power problems of unit root tests in time series with autoregressive errors». *Journal of Econometrics*, 53: pp. 323-343.
- ELLIOTT, G.; ROTHENBERG, T. J. y STOCK, J. H. (1996): «Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root». *Econometrica*, 64: pp. 813-836.
- FABIOSA, J. y UKHOVA, Y. S. (2000): «New Aggregate and Source-Specific Pork Import Demand Elasticity for Japan: Implications to U.S. Exports». *Working Paper 00-WP 253*. Center for Agricultural and Rural Development. Iowa State University
- FIGUEROA, E. y WEBB, A. J. (1986): *An analysis of the U.A. grain embargo using a quarterly Armington-Type model, in embargoes, Surplus Disposal, and U.S. Agriculture*. Staff Report, n.º AGES860910, Ch.12. US Department of Agriculture, Economic Research Service.
- FULLER, W. A. (1976): *Introduction to statistical time series*. John Wiley. New York.
- FULPONI, L. (1989). «The almost Ideal Demand System: an application to food and meat groups for france». *Journal of Agricultural Economics*, 40: pp. 82-92.
- GODFREY, L. G. (1988): *Misspecification test in econometrics*. Cambridge: Cambridge University Press.
- GONZALO, J. y GRANGER, C. W. (1995): «Estimation of common long-run components in cointegrated systems». *Journal of Business and Economic Statistics*, 13: pp. 27-35.
- HADEN, K. (1990): «The demand for cigarettes in Japan». *American Journal of Agricultural Economics*, 72: pp. 446-450.
- HARRIS, R. (1995): *Using Cointegration Analysis in Econometric Modelling*. Prentice Hall. Harvester Wheatsheaf. London.
- HASEGAWA, H.; KOZUMI, H. y HASHIMOTO, N. (1999): «Testing for negativity in a demand system: A Bayesian Approach». *Empirical Economics*, 24: pp. 211-223.
- HEIEN, D. y PICK, D. (1991): «The structure of international demand for soybean products». *Southern Journal of Agricultural Economics*, 23: pp. 137-146.
- JOHANSEN, S. (1988): «Statistics analysis of cointegration vector». *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12: pp. 231-254.
- JOHANSEN, S. y JUSELIUS, K. (1990): «Maximum likelihood estimation and inference on cointegration-with applications to the demand for money». *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52: pp. 169-210.
- 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: pp. 7-36.

- MINISTERIO DE AGRICULTURA, PESCA Y ALIMENTACIÓN (varios años): *Anuario de Estadística Agraria*. Madrid.
- MOSCHINI, G. (1998): «The semiflexible almost ideal demand system». *European Economic Review*, 42: pp. 349-364.
- MOSCHINI, G. y MORO, D. (1996): «Structural change and demand analysis: a cursory review». *European Review of Agricultural Economics*, 23: pp. 239-261.
- MOSCHINI, G. y MEILKE, K. D. (1989): «Modelling the pattern of structural change in U.S. meat demand». *American Journal of Agricultural Economics*, 2: pp. 253-261.
- NG, S. y PERRON, P. (2001): «Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power». *Econometrica*, 69: pp. 1.519-1.554.
- OHTANI, K. y KATAYAMA, S. (1986): «A gradual switching regression model with autocorrelated errors». *Economics Letters*, 21: pp. 196-172.
- OSTERWALD-LENUM, M. (1992): «A note with quantiles of the asymptotic distribution of the ML cointegration rank test statistics». *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54: pp. 461-472.
- PERRON, P. y NG, S. (1996): «Useful Modifications to Unit Root Tests with Depend Errors and Their Local Asymptotic Properties». *Review of Economic Studies*, 63: pp. 435-464
- PHILLIPS, P. C. B. y PERRON, P. (1988): «Testing for a unit root in time series regression». *Biometrika*, 75: pp. 335-346.
- RYAN, D. L. y WALES, T. J. (1998): «A simple method for imposing local curvature in some flexible consumer-demand systems». *Journal of Business and Economic Statistics*, 16: pp. 331-338.
- SAMUELSON, L. y KURIHARA, E. (1980): «OECD trade linkage methods applied to the EPA world economic model». *Working Paper*, Economic Research Institute, Economic Planning Agency, Tokyo.
- SARRIS, A. H. (1981): «Empirical models of international trade in agricultural commodities». In A. McCalla and T. Josling, ed. *Imperfect Markets in Agricultural Trade*. Montclair, NJ: Allenheld, Osmum and Co.
- SARRIS, A. H. (1983): «European Community Enlargement and World Trade in Fruits and Vegetables». *American Journal of Agricultural Economics*, 65: pp. 235-246.
- SEALE, J. L. Jr.; SPARKS, A. L. y BUXTON, B. M. (1992): «A Rotterdam application to international trade in fresh apples: A differential approach». *Journal of Agricultural and Resource Economics*, 17: pp. 138-149.
- SURYANA, A. (1986): *Trade prospects of Indonesian palm oil in the international markets for fats and oils*. PhD Dissertation. North Carolina State University.
- SCHWERT, G. W. (1989): «Testo f Unit Roots: A monte Carlo Investigation». *Journal of Business and Economic Statistics*, 7: pp. 147-159.
- WINTERS, L. (1984): «Separability and the specification of foreign trade functions». *Journal of International Economics*, 17: pp. 239-263.
- YANG, S. R. y KOO, W. W. (1994): «Japanese meat import demand estimation with the source differentiated AIDS model». *Journal of Agricultural and Resource Economics*, 19(2): pp. 396-408.

RESUMEN

Elasticidad de la demanda francesa de carne de cordero de origen español

En este trabajo se aborda el estudio de las exportaciones españolas de carne de ovino y caprino hacia la UE y, en particular, hacia Francia, principal destino de las mismas. El método utilizado se basa en la estimación de un sistema de demanda de importaciones en el que se ha prestado especial atención a las propiedades estadísticas de las series incluidas. La existencia de precios no estacionarios ha determinado la realización de un análisis previo de los mismos con el fin de determinar si estaban cointegrados y si cumplían la restricción de homogeneidad. La aceptación de dicha hipótesis ha permitido la especificación de un sistema con precios relativos. Los resultados obtenidos indican un incremento de la competitividad vía precios de las exportaciones españolas y una potencial ganancia en cuota de mercado siempre que el mercado de importaciones francés continúe en expansión como ha sucedido en los últimos años.

PALABRAS CLAVE: Exportaciones españolas, sistemas de demanda, ovino, cointegración.

SUMMARY

Import demand elasticities of Spanish lamb in France

The aim of the paper is to analyse the Spanish lamb exports to the EU and, particularly, to France, which is their main destination. The method used is based on the estimation of an imports demand system. The novelty of the paper relies on the explicit consideration of the stochastic characteristics of series included in the system. As prices are not stationary, cointegration among them has been tested. Results indicate that they are cointegrated and homogeneity holds. As a result, relative prices are included in the imports demand system. Results indicate an increasing price competitiveness of Spanish exports and a potential gain in market share if the French lamb imports go on growing as they have done in recent years.

KEYWORDS: Spanish exports, imports demand system, lamb, cointegration.