

RELACIONES DINAMICAS EN EL MERCADO INTERNACIONAL
DE CARNE DE VACUNO

Nuria Hernández, Cándido Pañeda y Esther Ruiz *

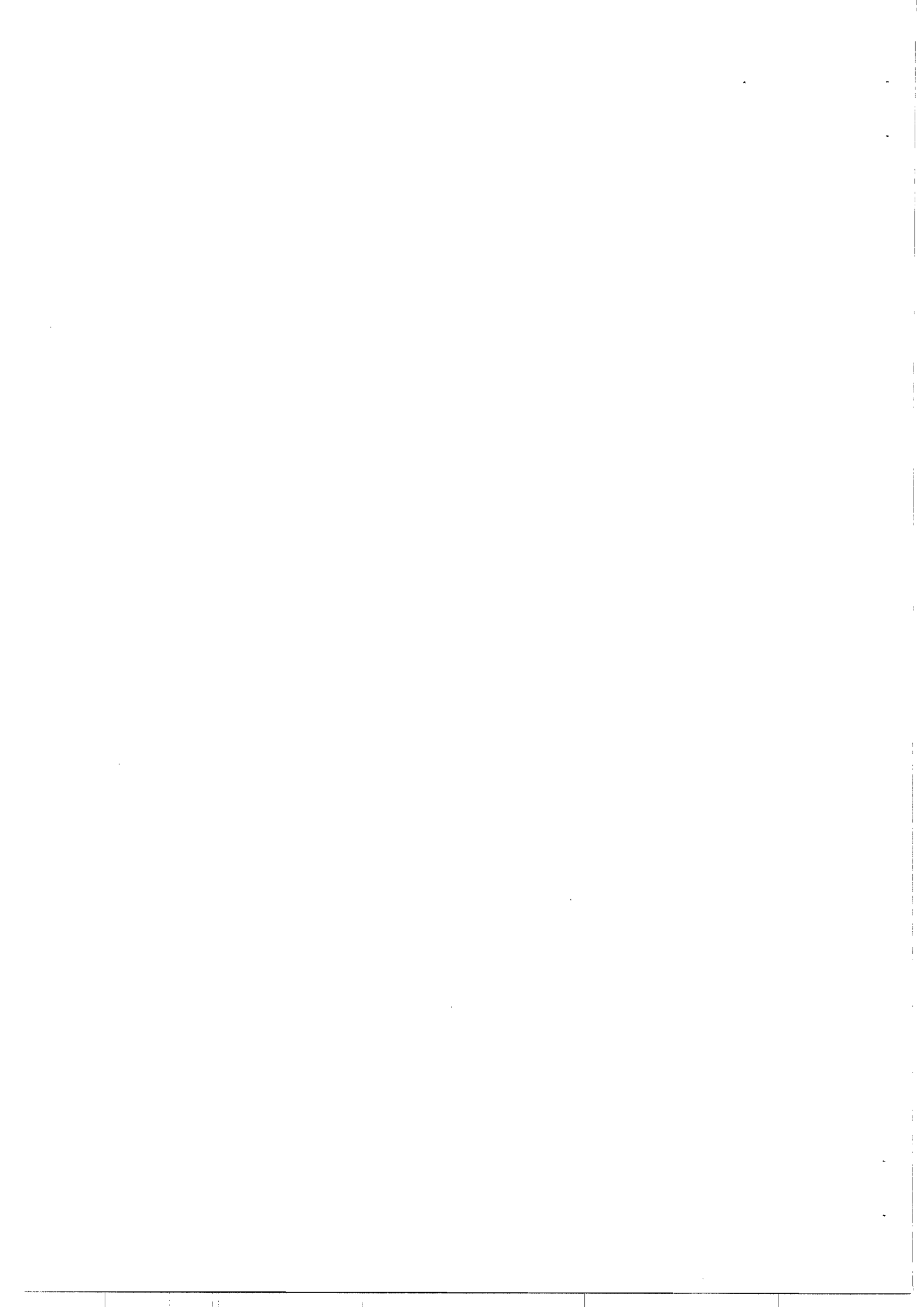
Resumen

El objetivo del presente artículo es analizar la integración del mercado internacional de carne de vacuno y los efectos de la política de subvenciones a la exportación de la Unión Europea sobre dicho mercado. Para ello, se analizan, en primer lugar, las relaciones dinámicas entre los precios mensuales de exportación de carne de vacuno de Argentina y de importación de carne australiana en Estado Unidos durante el período 1977-1997. Dichas relaciones se representan mediante un modelo VAR con mecanismo de corrección del error. Posteriormente, se amplía el modelo anterior incluyendo las exportaciones de carne de vacuno de la Unión Europea. Los resultados obtenidos muestran que, a pesar de la tradicional segmentación del mercado internacional de vacuno ocasionada por la fiebre aftosa, dicho mercado está integrado. La relación de cointegración entre los precios sólo puede establecerse después de considerar algunos fenómenos atípicos que afectan fundamentalmente a la economía argentina. Finalmente, se concluye que las exportaciones de la Unión Europea afectan a las relaciones dinámicas a largo plazo entre los precios de dicho mercado.

Palabras clave:

Integración de mercados, ley de un solo precio, mercado mundial del vacuno, políticas comerciales, cointegración, modelos VAR con mecanismo de corrección del error.

*Hernández, Departamento de Economía Aplicada, Universidad de Oviedo, España, e-mail: nhernan@econo.uniovi.es; Pañeda, Departamento de Economía Aplicada, Universidad de Oviedo España, e-mail: paneda@econo.uniovi.es; Ruiz, Departamento de Estadística y Econometría, Universidad Carlos III de Madrid, España, e-mail: ortega@est-econ.uc3m.es. Los autores agradecen los comentarios realizados por Jesús Gonzalo. La tercera autora agradece la ayuda financiera de los proyectos PB95-0299 y PB-098-0026.



1 INTRODUCCION

El objetivo de este artículo es analizar empíricamente la integración internacional del mercado de carne de vacuno y determinar si la política de la Comunidad Europea de subvencionar las exportaciones de carne de vacuno afecta a las relaciones entre los precios de dicho mercado. Concretamente, el análisis se centrará en las relaciones existentes entre las exportaciones de la Comunidad Europea y los precios de importación de carne de vacuno australiana en Estados Unidos y los precios de exportación en Argentina como precios representativos del mercado internacional.

La integración de mercados espacialmente separados hace referencia a la relación entre los precios de un producto en dos localizaciones distintas. Según la ley de un solo precio, en situación de libre comercio y sin costes de transferencia, los precios del mismo bien expresados en la misma moneda deben ser iguales en ambos mercados. Si se confirma esta relación de estricta igualdad entre los precios, se puede asumir que los mercados están perfectamente integrados.

El contraste de la integración espacial de mercados puede plantearse como un contraste de cointegración entre los precios. Para ello, la metodología propuesta por Engle y Granger (1987) se basa en la siguiente ecuación:

$$P_{it} = \alpha + \beta P^*_{it} + U_t, \quad t=1, \dots, T \quad (1)$$

donde P_i es el precio de un bien en una determinada localización y P^*_i es el precio del mismo bien en otra localización, expresados ambos en la misma moneda. Si ambos precios están cointegrados, las perturbaciones U_t son estacionarias. En este caso, si $\beta \neq 0$, existe una relación de equilibrio a largo plazo entre los precios. Diakosavvas (1995) señala que dependiendo de los parámetros del modelo (1) se pueden establecer distintos grados de integración del mercado. Por ejemplo, si $\beta=1$ y $\alpha=0$, los precios son idénticos en el equilibrio a largo plazo, existiendo transmisión total entre ellos. En este caso, se puede hablar de mercados perfectamente integrados y de un cumplimiento estricto de la ley de un solo precio; ver, por ejemplo, Goodwin y Schroeder (1991a). Si $\beta=1$ y $\alpha \neq 0$ existe una prima absoluta, y, por tanto, una diferencia fija entre ambos precios. Si $\beta \neq 1$ y $\alpha=0$ existe una prima porcentual pura. Finalmente, si $\beta \neq 1$ y $\alpha \neq 0$ entonces habrá una

prima porcentual y absoluta. Desde este punto de vista, la cointegración es una condición necesaria pero no suficiente de integración de mercados.

Utilizando la metodología de Engle y Granger (1987), varios autores han analizado el cumplimiento de la ley de un solo precio y el grado de integración de distintos mercados con resultados, en ocasiones, contradictorios para un mismo mercado; véase, por ejemplo, Ardeni (1989), Baffes (1991) y Zanas (1993).

Alternativamente, la cointegración entre los precios puede analizarse utilizando un modelo multiecuacional como el propuesto por Johansen (1988); véase, por ejemplo, Bessler y Fuller (1993), Martín, Cano y Murillo (1995), San Juan y Gil (1996) y Gil, Clemente, Montañés y Reyes (1996) para algunas aplicaciones empíricas. En general, los estudios basados en modelos multiecuacionales parecen indicar el cumplimiento de la ley de un solo precio. Este es el enfoque seguido en este artículo para determinar el grado de integración del mercado del vacuno.

La integración del mercado puede no ser perfecta debido a imperfecciones en el proceso de arbitraje entre los bienes. Entre los factores que pueden influir sobre el grado de integración de los mercados están las barreras al comercio que, junto con otros aspectos como la información imperfecta o la inercia en los hábitos de consumo, justifican que los precios del mismo bien no sean iguales en dos mercados distintos (Goodwin y Schroeder, 1991 b). En este sentido, en este artículo se pretenden analizar los efectos que las políticas comunitarias tienen sobre el mercado del vacuno y, en particular, sobre el grado de integración del mismo.

El artículo se ha organizado como sigue. En la sección 2, se describen las principales características del mercado internacional del vacuno. La sección 3 describe brevemente la metodología econométrica utilizada, basada en el modelo VAR con mecanismo de corrección de error (VECM). En la sección 4 se procede al análisis empírico del mercado, concluyendo que existe una relación de equilibrio entre los precios en el mercado internacional de la carne de vacuno y que las exportaciones subvencionadas influyen sobre dicha relación. Es importante resaltar que la cointegración entre los precios sólo puede determinarse después de incluir en el modelo el efecto de algunos fenómenos atípicos que afectan a la dinámica de los precios argentinos. Finalmente, en la sección 5 se resumen los principales resultados del artículo.

2 DESCRIPCIÓN DEL MERCADO

Los principales países que participan en el mercado mundial del vacuno están determinados por su importancia en la producción y en el comercio. Estados Unidos es el primer productor mundial con un promedio anual (años 1984, 1987 y 1990) de 10.759 miles de toneladas (22,07% del total). Le sigue la Comunidad Europea con una media anual de 7.810 miles de toneladas en dichos años, aportando el 16,02% del total. Argentina (2.628 miles de toneladas de promedio anual y el 5,39% del total) y Australia (1.514 miles de toneladas de promedio anual y el 3,11%), a pesar de su inferior producción, son productores tradicionales con un papel muy importante en el comercio (Organización Mundial de Comercio, 1997).

Australia exporta 903 miles de toneladas de media anual en los años citados anteriormente (el 28,78% de las exportaciones de los siete primeros exportadores) con lo que se sitúa en primera posición. El segundo lugar lo ocupa la Comunidad Europea con 780 miles de toneladas (el 24,87%). Argentina les sigue a distancia con 337 miles de toneladas (el 10,74%). Por el lado de las importaciones, los Estados Unidos se sitúan en la primera posición, con un promedio de 978 miles de toneladas anuales para los años citados (el 48,18% de las importaciones totales de los cinco primeros importadores). La Comunidad Europea ocupa el segundo lugar (395 miles de toneladas, el 19,48%) y, finalmente, Japón destaca de entre el resto de los importadores con 373 miles de toneladas anuales (el 18,37%) (Organización Mundial de Comercio, 1997).

En síntesis, y si se eligen los países que o bien producen más del 5% del total mundial o bien exportan o importan más del 15% del total correspondiente a los grandes exportadores e importadores, se tiene que los principales países del sector mundial del vacuno son Estados Unidos (primer productor e importador), la Comunidad Europea (segundo productor, exportador e importador), Australia (primer exportador), Japón (tercer importador) y Argentina (tercer productor y cuarto exportador).

Una de las características más destacables del sector durante el periodo considerado en este artículo es la existencia de la fiebre aftosa, una enfermedad producida por un virus que sobrevive en la carne de los animales infectados y que puede propagarse desde la carne a los animales vivos. Esta circunstancia tiene importantes consecuencias para el comercio, ya que las zonas libres de la enfermedad prohíben la importación de carne de vacuno procedente de las zonas donde dicha enfermedad es endémica. Esto determina una fuerte orientación en los flujos de carne fresca,

refrigerada y congelada. Los productores del circuito de aftosa (Europa y América del Sur) abastecen a otras zonas donde existe la enfermedad (África y Asia). Por otro lado, los productores de la zona libre de aftosa (principalmente Australia y Nueva Zelanda) abastecen básicamente a zonas con igual régimen sanitario (Japón y Norteamérica). Como consecuencia de esta separación en circuitos, generada por la enfermedad, el mercado mundial del vacuno ha sido considerado tradicionalmente como un mercado segmentado (Dries y Unnevehr, 1990).

Por otro lado, y dentro de cada circuito, las políticas comerciales fijan las condiciones en las que se comercia. Estas han sufrido variaciones como resultado de la Ronda Uruguay, ya que los acuerdos alcanzados para este sector modifican las actitudes comerciales de los distintos países. Para el periodo de tiempo objeto de análisis en este artículo, es necesario destacar que la Comunidad Europea regula el funcionamiento de este mercado mediante la correspondiente Organización Común de Mercado, estableciendo, en lo que a relaciones exteriores se refiere, un derecho regulador variable que controla las importaciones, así como restituciones para subvencionar las exportaciones.

Así, y como consecuencia de todo lo dicho, la relación de precios se va a plantear entre un precio representativo del circuito de aftosa y otro representativo del circuito libre de aftosa. Estos precios son los de Argentina, el exportador tradicional más importante del circuito de aftosa, y los precios de Estados Unidos, el principal importador del otro circuito. Los efectos que las políticas comunitarias puedan tener sobre la relación entre dichos precios se analizan utilizando como variable relevante las exportaciones que la Comunidad realiza al mercado mundial subvencionadas mediante las restituciones comentadas.

3 MODELOS VAR CON MECANISMO DE CORRECCIÓN DE ERROR

La modelización dinámica de las relaciones entre los precios de exportación argentinos y los precios de importación de carne australiana en Estados Unidos se va a realizar mediante modelos autorregresivos vectoriales (VAR). En esta sección se realiza una breve descripción de las principales características de dichos modelos. Denótese por W_t al vector de precios observados en el momento t , es decir, $W_t=(y_t \ x_t)'$ donde y_t es el precio de exportación argentino y x_t es el precio de importación en Estados Unidos. Un modelo VAR(p) para W_t viene dado por:

$$W_t = C + \Phi_1 W_{t-1} + \Phi_2 W_{t-2} + \dots + \Phi_p W_{t-p} + \varepsilon_t \quad (3.1)$$

donde C , Φ_i , $i=1, \dots, p$, son matrices de parámetros y el vector de innovaciones, ε_t , tiene media cero y matriz de covarianzas dada por:

$$E(\varepsilon_t \varepsilon_s') = \begin{cases} \Omega & \text{si } t = s \\ 0 & \text{si } t \neq s \end{cases}$$

donde la matriz Ω es simétrica definida positiva y recoge las relaciones contemporáneas entre las variables de W_t . La condición de estacionariedad de W_t es que las raíces del polinomio $|I - \Phi_1 Z - \Phi_2 Z^2 - \dots - \Phi_p Z^p| = 0$ estén fuera del círculo unidad. Si al menos una raíz es la unidad, el modelo (3.1) no es estacionario. El modelo alternativo que se debe ajustar en este caso depende de que las variables componentes de W_t estén o no cointegradas. Las variables y_t e x_t están cointegradas si siendo ambas integradas de orden d existe una combinación lineal de ambas con un orden de integración menor. En particular, si las variables son $I(1)$, existe una combinación lineal de ambas,

$$z_t = y_t - \beta x_t, \quad (3.2)$$

que es estacionaria. Nótese que la combinación lineal está normalizada con respecto a una de las variables, en este caso, y_t . La cointegración implica que existe entre las variables una relación de equilibrio a largo plazo, $y_t = \beta x_t$. La variable z_t puede interpretarse como las desviaciones respecto a dicha relación de equilibrio. El concepto de cointegración como una relación de equilibrio a largo plazo entre dos series temporales fue introducido por Granger (1986).

Como hemos mencionado anteriormente, W_t no es estacionaria cuando alguna de las raíces del polinomio $|I - \Phi_1 Z - \Phi_2 Z^2 - \dots - \Phi_p Z^p| = 0$ esté fuera del círculo unitario. En particular, si

$$I = \Phi_1 + \Phi_2 + \dots + \Phi_p \quad (3.3)$$

entonces el modelo (3.1) no es estacionario y además, las variables de W_t no están cointegradas. En este caso, si cada variable es $I(1)$, la forma de obtener un modelo

estacionario es tomar primeras diferencias de las variables, obteniéndose el siguiente modelo:

$$\Delta W_t = C + \Gamma_1 \Delta W_{t-1} + \Gamma_2 \Delta W_{t-2} + \Gamma_{p-1} \Delta W_{t-p+1} + \varepsilon_t \quad (3.4)$$

donde Δ es el operador de diferencias tal que $\Delta W_t = W_t - W_{t-1}$ y las matrices $\Gamma_i = -(\Phi_{i+1} + \dots + \Phi_p)$ recogen únicamente las relaciones dinámicas a corto plazo entre ambas variables.

Cuando el modelo VAR tiene raíces unitarias pero no se cumple (3.3), las variables de W_t están cointegradas. En este caso, el modelo en primeras diferencias en (3.4) tiene un componente de medias móviles no invertible y el modelo adecuado para representar W_t es un modelo VECM dado por:

$$\Delta W_t = C + \Gamma_1 \Delta W_{t-1} + \Gamma_2 \Delta W_{t-2} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta W_{t-p+1} + \Pi W_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.5)$$

donde $\Pi = -(I - \Phi_1 - \dots - \Phi_p)$. Si las variables componentes de W_t están cointegradas, la matriz Π es de rango reducido y puede expresarse como el producto de dos vectores, $\Pi = \alpha(1 - \beta)$, donde $(1 - \beta)$ es el vector de cointegración y α es un vector 2×1 cuyos coeficientes miden el ajuste de cada una de las variables de W_t a las desviaciones de la relación de equilibrio a largo plazo entre ellas. Si existe cointegración, al menos una de las variables tiene que ajustarse a estas desviaciones. En el modelo (3.5), el incremento de cada una de las variables de W_t depende de las desviaciones del equilibrio y de los incrementos retardados de todas las variables del sistema. En dicho modelo, una variable es exógena si sus incrementos no dependen de los incrementos pasados de la otra variable (no hay dependencias a corto plazo) y su coeficiente de ajuste a las desviaciones del equilibrio a largo plazo es cero. Si una variable es exógena puede considerarse como determinada fuera del sistema.

Finalmente, es importante señalar que si las variables están cointegradas, existe una representación de las variables con un factor común de la siguiente forma:

$$\begin{bmatrix} y_t \\ x_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \beta \\ 1 \end{bmatrix} f_t + \begin{bmatrix} \tilde{y}_t \\ \tilde{x}_t \end{bmatrix}$$

donde f_t es el factor común que es inobservable y representa el componente no estacionario de las variables y \tilde{y}_t y \tilde{x}_t son los componentes estacionarios de cada una de las variables. Gonzalo y Granger (1995) proponen un estimador del factor f_t basado en la estimación del modelo VECM en (3.5). Para identificar el factor común asumen que dicho factor es una combinación lineal de las variables y_t y x_t y que los componentes estacionarios, \tilde{y}_t y \tilde{x}_t , no tienen efectos permanentes sobre dichas variables. Bajo estos supuestos proponen estimar f_t mediante la siguiente combinación lineal:

$$f_t = \gamma' (y_t \ x_t)$$

donde γ es un vector ortogonal al vector de parámetros de ajuste, α .

Para la estimación y contraste de las relaciones dinámicas entre variables, cuando existen raíces unitarias, se han propuesto, fundamentalmente, dos métodos alternativos: el método de Engle y Granger (1987) y el de Johansen (1988, 1991).

El método propuesto por Engle y Granger (1987) se plantea en dos etapas. En la primera etapa, se procede a la estimación de las relaciones de largo plazo en la ecuación (3.2) mediante Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO). Si las series son cointegradas los residuos de esta regresión son estacionarios. En consecuencia, el contraste de cointegración se basa en el contraste de raíces unitarias en dichos residuos.

Alternativamente, el método de estimación y contraste propuesto por Johansen (1988) se basa en la estimación conjunta por Máxima Verosimilitud (MV) del modelo VECM en (3.5) donde, como se ha señalado anteriormente, la matriz Π contiene información sobre el posible vector de cointegración entre las variables de W_t . Si el rango de dicha matriz es dos, entonces las variables de W_t son estacionarias. Si dicho rango es cero, las variables de W_t no son estacionarias pero no están cointegradas, transformándose el modelo anterior en un VAR en primeras diferencias. Por último, si el rango de Π es uno, existe cointegración entre las variables que forman el vector W_t .

Gonzalo (1994) compara mediante experimentos de Monte Carlo las propiedades en tamaños de muestra finitos de ambos métodos y concluye que el mejor procedimiento para la estimación de sistemas con variables cointegradas es la estimación por máxima verosimilitud del sistema completo incorporando toda la información disponible sobre la presencia de raíces unitarias en las series. Además,

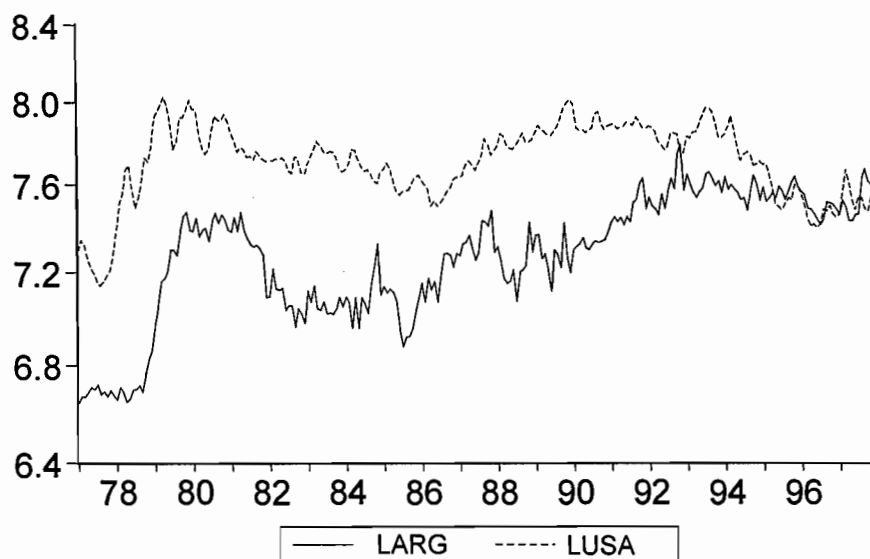
dado que todas las variables en (3.5) son estacionarias, este procedimiento tiene la ventaja de que el contraste de hipótesis puede realizarse utilizando los contrastes asintóticos habituales. En consecuencia, este es el procedimiento utilizado en este artículo.

4 RELACIONES DINAMICAS ENTRE PRECIOS DEL VACUNO

El objetivo de esta sección es contrastar empíricamente la integración espacial de los dos circuitos en los que tradicionalmente ha estado fragmentado el mercado internacional de vacuno. Para ello, se va a contrastar si existe una relación de equilibrio a largo plazo entre dos precios representativos de cada uno de los dos circuitos. Como se ha explicado anteriormente, el mercado está integrado si ambos precios están cointegrados.

El precio elegido como representativo del circuito de fiebre aftosa es el precio mensual de exportación FOB de carne de vacuno en Argentina y como representativo del circuito libre de fiebre aftosa, el precio de importación CIF de carne australiana en Estados Unidos. Todos los precios están medidos en dólares por tonelada, para el periodo comprendido entre enero de 1977 y diciembre de 1997. Las series son las publicadas por la FAO, completadas con los datos obtenidos en la Secretaria de Agricultura, Ganadería y Pesca (SAGYP) de Argentina y en la Australian Meat and Livestock Corporation (AMLC). La transformación logarítmica de ambas series de precios aparece representada en el gráfico 1 donde puede observarse que su nivel parece evolucionar a lo largo del tiempo. Los resultados de los contrastes de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), que aparecen en el cuadro 1, no permiten rechazar la presencia de una raíz unitaria en ninguna de las dos series para los niveles de significatividad habituales. Por otro lado, la presencia de una segunda raíz unitaria es claramente rechazada en ambas series. Por lo tanto, podemos considerar que ambas series son integradas de orden 1 durante el periodo muestral analizado en este artículo.

Gráfico 1.- Logaritmos de los precios mensuales de carne de vacuno en Estados Unidos (LUSA) y Argentina (LARG) durante el periodo 1977-1997



Cuadro 1.-Contrastes de Dickey-Fuller Ampliado (ADF).

| Test ADF | Valor del Estadístico | Valores Críticos (1%, 5%, 10%) |
|-----------|-----------------------|--------------------------------|
| LUSA (4) | -2.833254 | -3.9984, -3.4292, -3.1378 |
| DLUSA (4) | -7.572660 | -3.4585, -2.8734, -2.5730 |
| LARG (4) | -2.610202 | -3.9984, -3.4292, -3.1378 |
| DLARG (4) | -7.482174 | -3.4585, -2.8734, -2.5730 |
| LXUE (2) | -3.423369 | -3.4870, -2.8861, -2.5797 |

* Entre paréntesis aparece el número de retardos autorregresivos utilizados. En el caso de los precios se ha utilizado constante y tendencia determinista en la especificación del contraste. Para las exportaciones sólo constante.

En el gráfico 1 también se puede observar como, hasta aproximadamente finales de 1990, la evolución conjunta a largo plazo de ambos precios es muy similar. Sin embargo, a partir del año 1991 parece haber un cambio en el tipo de relación a largo plazo que mantienen ambos precios. Posteriormente, a partir de aproximadamente 1994 ambas series se juntan en su evolución.

El primero de dichos cambios puede ser debido a la evolución interna de la economía Argentina, en general, y del sector del vacuno, en particular, que estaba muy intervenido. El 14 de mayo de 1989 el Partido Justicialista gana las elecciones

presidenciales, siendo elegido presidente Carlos Menen, quién se hace cargo del Gobierno en julio de ese mismo año. Así, se inaugura una nueva orientación en la política económica con una serie de medidas de estabilización. Dos años después, en abril de 1991, se aprueba la Ley de Convertibilidad, un conjunto de reformas sistemáticas que determinaron un cambio radical en el panorama económico de Argentina. En este contexto, el sector del vacuno también experimenta una fuerte liberalización. Se ponen en marcha gran variedad de medidas encaminadas, sobre todo, a reducir el elevado grado de intervención estatal en el sector: la eliminación de los derechos de exportación y de los impuestos que gravaban la comercialización (con el fin de recuperar los precios internos), la disolución de la Junta Nacional de Carnes y la creación de la Secretaria de Agricultura, Ganadería y Pesca (SAGYP), la privatización del Mercado Liniers, entre otras. Además, en 1991 se crea Mercosur, un mercado común entre Argentina, Brasil, Paraguay y Uruguay que contribuye enormemente a la liberalización interna de estas economías.

El segundo de los cambios en la relación entre los precios LARG y LUSA, podría estar justificado por cambios en el propio mercado internacional del vacuno. A mediados de 1989, los Gobiernos de Argentina, Brasil y Uruguay, junto con el Centro Panamericano de Fiebre Aftosa, firmaron un convenio para el control y la erradicación de la enfermedad en la Cuenca del Plata, cuyo fin era la eliminación, en un quinquenio, de los focos clínicos en varias zonas de estos países. Posteriormente, en 1992 y 1994, se fueron añadiendo áreas adicionales al convenio como la Región Oriental y el Chaco de Paraguay y algunas zonas de Buenos Aires. El logro de los objetivos de este programa contribuyó a que algunos de los productores de las zonas donde la enfermedad es endémica hayan recibido, por parte de la Organización Internacional de Epizootias, la certificación de zonas libres de aftosa (con o sin vacunación). Así, por ejemplo, Uruguay fue declarado, en 1993, país libre de aftosa con vacunación mientras que Argentina ha recibido dicha declaración en mayo de 1997. Esta certificación les da la posibilidad de exportar carne fresca, congelada o refrigerada a países libres de la enfermedad, lo que ha ido suavizando la fuerte división de los intercambios comerciales (PROCAR, 1996).

En consecuencia, se ha decidido realizar el análisis de la relación dinámica entre los precios LARG y LUSA dividiendo el periodo muestral en tres subperiodos. Primero, se considerarán las relaciones entre ambos precios entre enero de 1977 y diciembre de 1990. Posteriormente, el periodo se ampliará hasta diciembre de 1994, para ver como ha

afectado la liberalización del mercado argentino a las relaciones dinámicas entre ambos precios. Finalmente, se realizará el análisis para el periodo completo, con el fin de captar las características de toda la evolución conjunta de las series.¹

Para describir las relaciones dinámicas entre ambas variables se ha utilizado un modelo VECM. Los resultados de la estimación por Máxima Verosimilitud² de dicho modelo son los siguientes:

$$\begin{aligned} \Delta LARG_t = & -0.13 * (2.11 + LARG_{t-1} - 1.20 * LUSA_{t-1}) - 0.20 * \Delta LARG_{t-1} + \\ & (0.04) \quad (1.96) \quad (0.25) \quad (0.08) \\ & 0.02 * \Delta LARG_{t-2} + 0.19 * \Delta LARG_{t-3} - 0.10 * \Delta LARG_{t-4} - 0.01 * \Delta LUSA_{t-1} + \\ & (0.07) \quad (0.08) \quad (0.08) \quad (0.16) \\ & 0.05 * \Delta LUSA_{t-2} - 0.12 * \Delta LUSA_{t-3} - 0.19 * \Delta LUSA_{t-4} \\ & (0.18) \quad (0.12) \quad (0.16) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \Delta LUSA_t = & 0.01 * (2.11 + LARG_{t-1} - 1.20 * LUSA_{t-1}) + 0.01 * \Delta LARG_{t-1} + \\ & (0.01) \quad (1.96) \quad (0.25) \quad (0.06) \\ & 0.09 * \Delta LARG_{t-2} + 0.06 * \Delta LARG_{t-3} - 0.07 * \Delta LARG_{t-4} + 0.50 * \Delta LUSA_{t-1} \\ & (0.05) \quad (0.05) \quad (0.05) \quad (0.07) \\ & - 0.24 * \Delta LUSA_{t-2} + 0.03 * \Delta LUSA_{t-3} - 0.11 * \Delta LUSA_{t-4} \\ & (0.07) \quad (0.09) \quad (0.08) \end{aligned}$$

Entre paréntesis aparecen las desviaciones estándar. Los resultados anteriores indican que los precios están cointegrados manteniendo la siguiente relación de equilibrio a largo plazo:

$$LARG_t = 1.20 LUSA_t - 2.11$$

(0.25) (1.96)

El estadístico t para contrastar la hipótesis nula, $H_0: \beta=1$, es 0,80, es decir, dicha hipótesis no se rechaza a ninguno de los niveles de significatividad habituales. Por lo tanto, entre 1977 y 1990 los precios mantienen una relación de equilibrio a largo plazo con parámetro unitario indicando que el mercado internacional del vacuno está integrado durante dicho periodo. Los precios son iguales con un diferencial, indicado por la constante, que puede ser justificado bien por los costes de transferencia o bien por

¹ Se ha procedido a la aplicación del test de Hansen (1992) con unos resultados poco nítidos en lo que respecta a las fechas de corte. Por ello, y dado que existen razones históricas, se ha decidido realizar el análisis con los puntos de ruptura señalados en el texto.

² Todos los resultados presentados en este artículo han sido obtenidos utilizando la versión 3.0 del programa Eviews.

las diferencias sanitarias que presenta la carne. La carne procedente de animales sin la enfermedad tiene un precio superior al de aquella que se obtiene de animales enfermos. Además, este diferencial puede verse aumentado por las políticas internas y las condiciones del mercado argentino que mantienen los precios controlados.

Si el modelo VECM es estimado con la restricción de que el coeficiente de cointegración sea igual a 1, se obtienen los siguientes resultados:

$$\begin{aligned} \Delta LARG_t = & -0.13 * (0.52 + LARG_{t-1} - LUSA_{t-1}) - 0.20 * \Delta LARG_{t-1} + \\ & (0.04) \quad (0.03) \quad (0.08) \\ & 0.03 * \Delta LARG_{t-2} + 0.19 * \Delta LARG_{t-3} - 0.09 * \Delta LARG_{t-4} - 0.01 * \Delta LUSA_{t-1} + \\ & (0.07) \quad (0.08) \quad (0.08) \quad (0.16) \\ & 0.06 * \Delta LUSA_{t-2} - 0.12 * \Delta LUSA_{t-3} - 0.18 * \Delta LUSA_{t-4} \\ & (0.18) \quad (0.15) \quad (0.16) \\ \\ \Delta LUSA_t = & -0.003 * (0.52 + LARG_{t-1} - LUSA_{t-1}) + 0.02 * \Delta LARG_{t-1} + \\ & (0.02) \quad (0.03) \quad (0.06) \\ & 0.09 * \Delta LARG_{t-2} + 0.06 * \Delta LARG_{t-3} - 0.06 * \Delta LARG_{t-4} + 0.49 * \Delta LUSA_{t-1} \\ & (0.05) \quad (0.05) \quad (0.05) \quad (0.07) \\ & - 0.25 * \Delta LUSA_{t-2} + 0.03 * \Delta LUSA_{t-3} - 0.13 * \Delta LUSA_{t-4} \\ & (0.07) \quad (0.09) \quad (0.08) \end{aligned}$$

El estadístico ADF realizado sobre las desviaciones de la relación de equilibrio entre los precios toma un valor de -2.59 que permite rechazar la hipótesis nula de existencia de una raíz unitaria para todos los niveles de significatividad habituales (-2.57 al 1%, -1.94 al 5%, -1.61 al 10%). Nótese que el parámetro de ajuste a dichas desviaciones de Estados Unidos no es significativo. Por lo tanto, son los precios argentinos los que se ajustan ante desviaciones respecto de la relación de equilibrio a largo plazo. Además, en el modelo anterior puede observarse que los incrementos mensuales de los precios de Estados Unidos, vienen determinados únicamente por las variaciones de su propio pasado. Por lo tanto, se puede concluir que LUSA es una variable exógena, es decir, su evolución no responde a las desviaciones respecto de la relación de equilibrio a largo plazo, ni se ve influida por variaciones a corto plazo en los precios de Argentina. Dado que el vector de los parámetros de ajuste estimado es $(1 \ 0)$, la estimación del factor común a largo plazo entre ambos precios propuesta por Gonzalo y Granger (1995) es:

$$f_t = LUSA_t.$$

En consecuencia, la evolución a largo plazo de los precios de importación de carne australiana en Estados Unidos es la que determina la evolución de los precios en Argentina, es decir, los precios LUSA son líderes del mercado.

Dado que la serie de precios LARG tiene, a partir de 1991, una tendencia con crecimiento positivo que puede justificarse por las reformas institucionales liberalizadoras descritas anteriormente, se plantea la cuestión de si dicha modificación altera la relación entre las dos series de precios. Para ello, se incluye, dentro de la relación de cointegración, una variable ficticia D_t tipo rampa que toma valor cero hasta diciembre de 1990 y valores 1, 2, 3,... entre enero de 1991 y diciembre de 1994. Las estimaciones obtenidas son las siguientes:

$$\begin{aligned} \Delta LARG_t = & - 0.13 * (0.50 + LARG_{t-1} - LUSA_{t-1} - 0.007 * D_{t-1}) \\ & (0.03) \quad (0.03) \quad (0.003) \\ & - 0.21 * \Delta LARG_{t-1} + 0.01 * \Delta LARG_{t-2} + 0.19 * \Delta LARG_{t-3} - 0.08 * \Delta LARG_{t-4} \\ & (0.07) \quad (0.06) \quad (0.07) \quad (0.07) \\ & + 0.003 * \Delta LUSA_{t-1} + 0.10 * \Delta LUSA_{t-2} - 0.12 * \Delta LUSA_{t-3} - 0.19 * \Delta LUSA_{t-4} \\ & (0.14) \quad (0.14) \quad (0.12) \quad (0.14) \\ \Delta LUSA_t = & - 0.001 * (0.50 + LARG_{t-1} - LUSA_{t-1} - 0.007 * D_{t-1}) \\ & (0.01) \quad (0.03) \quad (0.003) \\ & - 0.0003 * \Delta LARG_{t-1} + 0.10 * \Delta LARG_{t-2} + 0.04 * \Delta LARG_{t-3} - 0.05 * \Delta LARG_{t-4} \\ & (0.05) \quad (0.04) \quad (0.04) \quad (0.04) \\ & + 0.47 * \Delta LUSA_{t-1} - 0.23 * \Delta LUSA_{t-2} - 0.02 * \Delta LUSA_{t-3} - 0.10 * \Delta LUSA_{t-4} \\ & (0.06) \quad (0.06) \quad (0.08) \quad (0.06) \end{aligned}$$

El estadístico ADF sobre las desviaciones del equilibrio a largo plazo toma un valor de -2.92 que nuevamente permite rechazar la hipótesis nula de existencia de una raíz unitaria para todos los niveles de significatividad habituales. Además, la variable ficticia, D_t , es significativa, es decir, parece que el cambio estructural afecta a la dinámica de largo plazo de los precios argentinos pero no a las relaciones entre ambos precios. Por tanto, y a pesar del crecimiento de los precios argentinos, la relación a largo plazo entre ambas series se mantiene. Además, la dinámica de los precios parece ser la misma que en el modelo estimado con los datos hasta diciembre de 1990. Los precios argentinos son los únicos que realizan el ajuste ante las desviaciones respecto a la relación de equilibrio a largo plazo, ya que el parámetro de ajuste de los precios de Estados Unidos no es significativo. Respecto a las variaciones a corto plazo de los

precios de Estados Unidos, la principal novedad es que, además de estar determinadas por su propio pasado, ahora también responden al pasado de los de Argentina. Este efecto de los precios argentinos, retardados dos periodos, sobre los de Estados Unidos no aparecía en el modelo estimado con datos hasta 1990. Esta nueva reacción, en la dinámica a corto plazo, puede venir explicada porque la tradicional separación del mercado mundial del vacuno en dos circuitos diferenciados se ha ido debilitando con el paso del tiempo. Por ello, los precios LUSA ya no pueden ser considerados como exógenos, con respecto a los precios de Argentina.

Como se comentó anteriormente, varios países del circuito de aftosa han recibido, durante el periodo considerado en el modelo, el certificado de zonas libres de esta enfermedad, lo que les ha permitido exportar en los últimos años carne fresca, refrigerada y congelada a mercados que tradicionalmente les estaban vedados. Así, el mercado parece reforzar las interrelaciones entre los precios a corto plazo al responder los precios de Estados Unidos a los de Argentina. Esto indica una mayor conexión entre ambos precios en el corto plazo, fruto probablemente de la mayor competencia, al comenzar a desaparecer la tradicional separación del mercado en circuitos.

Para analizar las relaciones dinámicas entre los precios para todo el periodo, desde enero de 1977 hasta diciembre de 1997, se van a incluir en el modelo VECM, dos variables ficticias D_{1t} y D_{2t} . La primera toma valor cero hasta diciembre de 1990, momento a partir del cual toma valores 1, 2, 3... hasta diciembre de 1994, volviendo a tomar valor cero para el resto del periodo. La variable D_{2t} es una variable escalón que toma valores cero hasta diciembre de 1994 y valor 1 a partir de enero de 1995. Los resultados de la estimación del correspondiente modelo VECM son los siguientes:

$$\begin{aligned} \Delta LARG_t = & - \frac{0.13}{(0.03)} * \left(\frac{0.51}{(0.03)} + LARG_{t-1} - LUSA_{t-1} - \frac{0.008}{(0.002)} * D_{1t-1} - \frac{0.52}{(0.11)} * D_{2t-2} \right) \\ & - \frac{0.19}{(0.06)} * \Delta LARG_{t-1} + \frac{0.01}{(0.06)} * \Delta LARG_{t-2} + \frac{0.18}{(0.06)} * \Delta LARG_{t-3} - \frac{0.09}{(0.06)} * \Delta LARG_{t-4} \\ & + \frac{0.02}{(0.11)} * \Delta LUSA_{t-1} + \frac{0.05}{(0.12)} * \Delta LUSA_{t-2} - \frac{0.15}{(0.11)} * \Delta LUSA_{t-3} - \frac{0.16}{(0.14)} * \Delta LUSA_{t-4} \\ \Delta LUSA_t = & \frac{0.008}{(0.01)} * \left(\frac{0.51}{(0.03)} + LARG_{t-1} - LUSA_{t-1} - \frac{0.008}{(0.002)} * D_{1t-1} - \frac{0.52}{(0.11)} * D_{2t-2} \right) \\ & - \frac{0.0004}{(0.04)} * \Delta LARG_{t-1} + \frac{0.09}{(0.04)} * \Delta LARG_{t-2} + \frac{0.03}{(0.04)} * \Delta LARG_{t-3} - \frac{0.06}{(0.04)} * \Delta LARG_{t-4} \\ & + \frac{0.46}{(0.06)} * \Delta LUSA_{t-1} - \frac{0.22}{(0.05)} * \Delta LUSA_{t-2} - \frac{0.04}{(0.07)} * \Delta LUSA_{t-3} - \frac{0.06}{(0.06)} * \Delta LUSA_{t-4} \end{aligned}$$

Los coeficientes de las variables ficticias son significativos. Entre enero de 1991 y diciembre de 1994 los precios argentinos crecen a un ritmo del 0.8 %. A partir de enero de 1995 el mercado se integra totalmente y la diferencia de precios desaparece al cancelarse la constante de la relación de equilibrio a largo plazo con el coeficiente de la variable escalón, D_{2t} .

El valor del estadístico ADF para las desviaciones con respecto al equilibrio del largo plazo es -3.32 que permite rechazar la hipótesis nula de existencia de una raíz unitaria para los niveles habituales de significatividad. Después de tener en cuenta los efectos exógenos, que afectan a los precios argentinos, la diferencia entre los precios es estacionaria.

Por lo que se refiere a la relación dinámica a corto plazo, ésta mantiene la misma estructura que en los periodos anteriores. Los precios argentinos realizan el ajuste ante desviaciones respecto al equilibrio de largo plazo. Las variaciones en el precio de este país responden a su propio pasado (son significativos los coeficientes de los precios con uno y tres retardos) así como a las variaciones en el precio de Estados Unidos, a través del ajuste a las desviaciones del largo plazo. Por otro lado, los precios de Estados Unidos responden a su propio pasado (son significativos los coeficientes de los precios con uno y dos retardos). Además, como ya se detectaba en el periodo anterior, el coeficiente de los precios de Argentina con dos retardos es significativo, confirmando la respuesta a corto plazo de los precios de Estados Unidos al pasado de los argentinos.

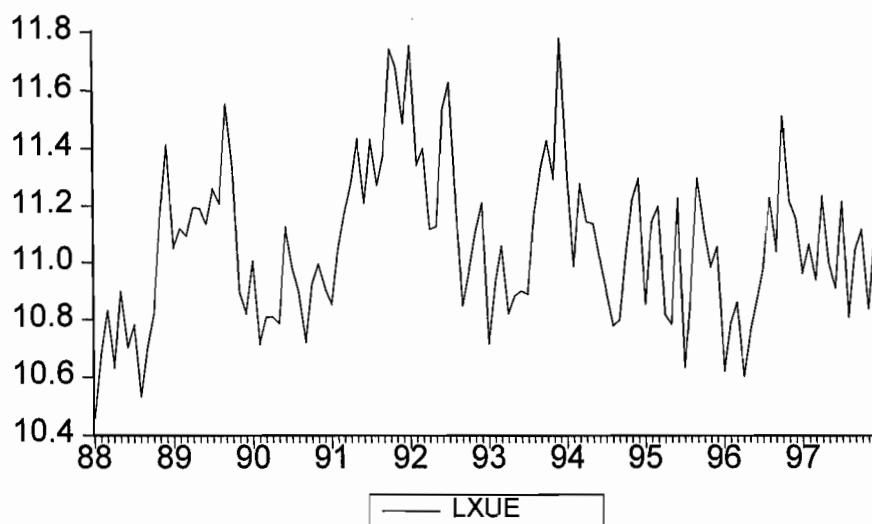
5 INFLUENCIA DE LAS EXPORTACIONES SOBRE LOS PRECIOS

Tal y como se indicó previamente, la Comunidad Europea subvenciona la exportación de carne de vacuno al mercado mundial como forma de dar salida a los excedentes de producción que la Política Agrícola Común genera. El objetivo de esta sección es analizar si dichas exportaciones tienen algún efecto sobre los precios relevantes del mercado internacional que se han venido estudiando hasta ahora.

Para medir las exportaciones de la Comunidad Europea se han utilizado datos mensuales, en miles de toneladas, de carne de vacuno fresca, congelada y refrigerada exportadas por la Comunidad Europea en el periodo comprendido entre enero de 1988 y diciembre de 1997, procedentes de la base de datos COMEXT y facilitados por EUROSTAT. La transformación logarítmica de la serie de exportaciones aparece en el gráfico 2. Los resultados del contraste ADF para la serie de exportaciones que aparecen

en el cuadro 1, permiten rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria al 5% de significación.

Gráfico 2.-Logaritmos de las exportaciones mensuales de carne de vacuno de la Comunidad Europea en el periodo 1988-1997



Para analizar el posible efecto de las exportaciones sobre la diferencia de precios, dicha variable ha sido incluida en modelo VECM para los precios. La inclusión de dicha variable exige la reducción del periodo muestral, ya que solo se dispone de datos para ella a partir de enero de 1988. Las exportaciones, como variable explicativa, han sido incluidas en el modelo de varias formas. En el VAR, pero fuera del mecanismo de corrección del error, usándola como variable explicativa de los incrementos de precios, sin resultados significativos. Alternativamente ha sido incluida como variable explicativa de la diferencia de precios, incorporándola a la relación de cointegración. Esta última posibilidad es la que ofrece resultados más interesantes indicando que las exportaciones influyen sobre la relación a largo plazo entre los precios, pero no en su dinámica a corto plazo. Los resultados de la estimación MV del modelo correspondiente son los siguientes:

$$\begin{aligned}
\Delta LARG_t = & -0.12 * (1.04 + LARG_{t-1} - LUSA_{t-1} - 0.009 * D_{1t-1} - 0.56 * D_{2t-1}) \\
& (0.05) \quad (1.32) \quad (0.001) \quad (0.05) \\
& -19.27 * LXUE_{t-1} + 42.08 * LXUE_{t-2} - 16.04 * LXUE_{t-3} - 11.35 * LXUE_{t-4} \\
& (12.18) \quad (10.78) \quad (14.01) \quad (8.89) \\
& -0.20 * \Delta LARG_{t-1} + 0.10 * \Delta LARG_{t-2} + 0.22 * \Delta LARG_{t-3} - 0.17 * \Delta LARG_{t-4} \\
& (0.12) \quad (0.11) \quad (0.11) \quad (0.10) \\
& -0.01 * \Delta LUSA_{t-1} + 0.12 * \Delta LUSA_{t-2} - 0.22 * \Delta LUSA_{t-3} - 0.08 * \Delta LUSA_{t-4} \\
& (0.19) \quad (0.18) \quad (0.21) \quad (0.23) \\
\\
\Delta LUSA_t = & 0.13 * (1.04 + LARG_{t-1} - LUSA_{t-1} - 0.009 * D_{1t-1} - 0.56 * D_{2t-1}) \\
& (0.03) \quad (1.32) \quad (0.001) \quad (0.05) \\
& -19.27 * LXUE_{t-1} + 42.08 * LXUE_{t-2} - 16.04 * LXUE_{t-3} - 11.35 * LXUE_{t-4} \\
& (12.18) \quad (10.78) \quad (14.01) \quad (8.89) \\
& -0.10 * \Delta LARG_{t-1} - 0.009 * \Delta LARG_{t-2} - 0.05 * \Delta LARG_{t-3} - 0.15 * \Delta LARG_{t-4} \\
& (0.06) \quad (0.07) \quad (0.05) \quad (0.06) \\
& -0.46 * \Delta LUSA_{t-1} - 0.20 * \Delta LUSA_{t-2} - 0.07 * \Delta LUSA_{t-3} - 0.0002 * \Delta LUSA_{t-4} \\
& (0.19) \quad (0.12) \quad (0.11) \quad (0.09)
\end{aligned}$$

Los resultados anteriores parecen señalar que la influencia de las exportaciones sobre los precios se produce en el largo plazo pero no en el corto. Por otro lado, la dinámica a corto plazo de los precios argentinos es la misma que en el modelo sin exportaciones. Se adaptan a las desviaciones respecto al equilibrio a largo plazo ya que el parámetro de ajuste es significativo. Las variaciones dependen de su propio pasado y de las variaciones pasadas de Estados Unidos, a través de las desviaciones del largo plazo. Por lo que se refiere a Estados Unidos, la principal diferencia es que, al incluir las exportaciones, también los precios en este país se adaptan a las desviaciones respecto al largo plazo. El parámetro de ajuste es significativo, pudiéndose afirmar que, en este nuevo modelo, los precios de Estados Unidos no son exógenos. Nótese que, además, los precios LUSA dejan de ser líderes del mercado internacional de carne de vacuno. La estimación del factor común a largo plazo de los precios que se deriva del modelo anterior es:

$$f_t = LARG_t + LUSA_t.$$

En consecuencia, dicho factor común es una combinación lineal de ambos precios con idénticas ponderaciones.

Los parámetros de ajuste a las desviaciones del largo plazo tienen los signos esperados. Efectivamente, los incrementos de las exportaciones generan, con un retardo de tiempo, caídas en los precios. Así, como los precios de Argentina están incluidos en

la relación de cointegración con signo positivo, el coeficiente correspondiente tiene signo negativo (-0.12) indicando esa relación inversa entre incrementos de las exportaciones y de los precios. Por otro lado, los precios de Estados Unidos están incluidos en la relación de cointegración con signo negativo, lo que hace que la relación inversa entre crecimiento de las exportaciones y de los precios este indicada por un coeficiente positivo (0.13)

6 CONCLUSIONES

El análisis empírico realizado en este artículo permite concluir que durante el periodo de tiempo considerado y con los precios elegidos como representativos de cada uno de los circuitos en los que tradicionalmente se ha segmentado el mercado internacional de vacuno, dicho mercado puede ser calificado de integrado ya que entre sus precios existe una relación a largo plazo. Esta relación se mantiene a pesar de la fiebre aftosa y de las políticas proteccionistas y no desaparece al tener en cuenta la evolución sufrida por los precios argentinos. Es importante resaltar que la integración del mercado solo puede ser encontrada después de tener en cuenta el efecto de algunos fenómenos atípicos que han afectado o bien al mercado propiamente dicho o a alguno de los precios en particular. El modelo estimado permite además concluir que durante este periodo de tiempo los precios de Estados Unidos son líderes del mercado. Hasta diciembre de 1989 dichos precios son exógenos, es decir, su dinámica no responde a variaciones en los precios argentinos. Todo el ajuste lo realizan los precios argentinos. Sin embargo, a partir de esa fecha los precios de Estados Unidos empiezan a depender en el corto plazo de los precios argentinos aunque no se ajustan a las desviaciones del largo plazo.

Además, las exportaciones subvencionadas de la Comunidad Europea parecen afectar a la relación entre los precios tanto a largo como a corto plazo. A largo plazo, variaciones de las exportaciones modifican la diferencia entre ambos precios, es decir, afectan a la relación de equilibrio entre ellos. A corto plazo, ambos precios reaccionan a las variaciones de las exportaciones comunitarias. Así, la existencia de una relación inversa entre las exportaciones y los precios indica que incrementos de las primeras determinarán reducciones, a corto plazo, de los segundos.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

Ardeni, G. (1989): "Does the Law of One Price Really Hold for Commodity Prices?", *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 71, nº3, Agosto, págs. 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*, Vol. 73, nº4, Noviembre, págs. 1264-1273.

Bessler, D. A. y Fuller, W. F. (1993): "Cointegration between U.S. wheat markets", *Journal of Regional Science*, Vol. 33, nº4, Noviembre, págs. 481-501.

Diakosavvas (1995): "How Integrated are World Beef Markets?. The Case of Australian and U.S. Beef Markets", *Agricultural Economics*, Vol. 12, págs. 37-53.

Dries, M. A. y Unnevehr, L. J. (1990): "Influence of Trade Policies on Price Integration in the World Beef Market", *Agricultural Economics*, Vol. 4, págs. 73-79.

Engle, R. F. y Granger, C. W. J. (1987): "Cointegration and Error-Correction: Representation, Estimation and Testing", *Econometrica*, Vol. 55, nº2, Marzo, págs. 251-276.

Gil, J. M.; Clemente, J.; Montañes, A. y Reyes, M. (1996): "Integración espacial y cointegración: una aplicación al mercado de cereales de España", *Estudios de Economía Aplicada*, nº 6, págs. 103-130.

Gonzalo, J. (1994): "Five Alternative Methods of Estimating Long-Run Equilibrium Relationships", *Journal of Econometrics*, 60, págs. 203-233.

Gonzalo, J. y Granger, C. (1995): "Estimation of Common Long-Memory Components in Cointegrated Systems", *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 13, nº 1, págs.

Goodwin B. K. y Schroeder T. C. (1991a): "Cointegration Test and Spatial Price Linkages in Regional Cattle Markets", *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 73, nº2, Mayo, págs. 452-464.

Goodwin, B. K. y Schroeder, T. C. (1991b): "Price dynamics in international wheat markets", *Canadian Journal of Agricultural Economics*, Vol. 39, nº2, Julio, págs. 237-254.

Granger, C. (1986): "Developments in the study of co-integrated economic variables", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 48, págs. 213-228.

Hansen, B.E. (1992): "Tests for Parameter Instability in Regressions with I(1) Processes", *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 10, n° 3, págs. 321-335.

Johansen, S. (1988): "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12, n°2/3, Junio-Septiembre, págs. 231-254.

Johansen, S. (1991): "Estimation and Hypotesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models", *Econometrica*, Vol. 59, n°6, Noviembre, págs. 1551-1558.

Martín, F. J.; Cano, V. J. y Murillo, C. (1995): "Integración espacial de mercados agrarios. Un análisis de cointegración", *Investigación Agraria: Economía*, Vol. 10, n°2, págs 295-312.

Organización Mundial de Comercio (1997): Los mercados internacionales de la carne 1996 -1997, Ginebra.

PROCAR (1996): *Análisis de mercados internacionales de la carne*, Promoción de exportaciones cárnicas, Secretaría de Agricultura, Ganadería, Pesca y Alimentación, Ministerio de Economía y Obras y Servicios Públicos, República Argentina.

San Juan, A.I. y Gil, J.M. (1996): "Integración espacial de mercados: revisión empírica y aplicación al sector porcino de la UE", *Investigación Agraria: Economía*, Vol. 12, n°1, 2 y 3, páginas 277-298.

Zanias, G.P. (1993): "Testing for integration in European Community agricultural markets", *Journal of Agricultural Economics*, Vol. 44, n°3, Septiembre, págs. 418-427.