

RELACIONES DINÁMICAS EN EL MERCADO INTERNACIONAL DE CARNE DE VACUNO*

NURIA HERNÁNDEZ

CÁNDIDO PAÑEDA

ESTHER RUIZ

Universidad de Oviedo

Universidad Carlos III de Madrid

El objetivo del presente artículo es analizar la integración del mercado internacional de carne de vacuno. Para ello, se analizan las relaciones dinámicas entre los precios mensuales de exportación de carne de vacuno de Argentina y de importación de carne australiana en Estados Unidos durante el periodo 1977-1997. Dichas relaciones se representan mediante un modelo VAR con mecanismo de corrección del error. Los resultados obtenidos muestran que, a pesar de la tradicional segmentación del mercado, ocasionada por la fiebre aftosa, dicho mercado está integrado en cuanto a los precios elegidos como representativos. La relación de cointegración entre los precios sólo puede establecerse después de considerar algunos fenómenos atípicos que afectan fundamentalmente a la economía argentina.

Palabras clave: integración de mercados, ley de un solo precio, cointegración, modelos VAR con mecanismo de corrección del error.

Clasificación JEL: C32, F15.

El objetivo de este artículo es analizar empíricamente la integración internacional del mercado de carne de vacuno. Dicho mercado se caracteriza por la existencia de la fiebre aftosa que separa en dos circuitos diferenciados los flujos de carne de vacuno. En consecuencia, el mercado internacional de carne de vacuno ha sido considerado tradicionalmente un mercado segmentado. La FAO proporciona como precios relevantes de dicho mercado, el precio de exportación de carne argentina y el precio de importación de carne australiana en EE.UU. El precio de la carne australiana está catalogado por la FAO como precio de relevancia internacional para el circuito libre de aftosa. En este sentido, el precio de EE.UU. no parece ser relevante. Por lo que respecta al precio en Japón, el precio de interés para este análisis tendría que ser el precio de impor-

(*) Los autores agradecen los comentarios realizados por Jesús Gonzalo y por un evaluador anónimo. La tercera autora agradece la ayuda financiera de los proyectos PB95-0299 y PB98-0026.

tación CIF de carne procedente de Australia o EE.UU. Dicho precio debe ser aproximadamente igual al precio de importación CIF de carne australiana en EE.UU. Finalmente, con respecto al circuito de fiebre aftosa, los precios oficiales europeos están garantizados por encima del precio internacional. Los precios de exportación de carne europea se subvencionan para alcanzar los precios de la competencia que, en este caso, son los exportadores del circuito de fiebre aftosa, representados por los precios argentinos. En consecuencia, el análisis se centrará en las relaciones entre 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. El concepto de cointegración como una relación de equilibrio a largo plazo entre dos series temporales fue introducido por Granger (1986). En concreto, la metodología propuesta por Engle y Granger (1987) se basa en la siguiente ecuación:

$$P_{it} = \alpha + \beta P_{it}^* + U_t, t = 1, \dots, T \quad [1]$$

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)]. 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)]. Si, por ejemplo, $\beta = 1$ 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.

El artículo se ha organizado como sigue. En la sección 2, se describen las principales características del mercado internacional del vacuno. En la sección 3 se procede al análisis empírico del mercado, concluyendo que existe una relación de equilibrio entre los dos precios elegidos como representativos de cada uno de los dos segmentos en los que la presencia de la fiebre aftosa ha dividido tradicionalmente el mercado internacional de la carne de vacuno. 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 4 se resumen los principales resultados del artículo.

1. 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 (Africa 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)].

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. Como comentamos anteriormente, la FAO proporciona como precios representativos de cada uno de dichos circuitos, los de Argentina, el exportador tradicional más importante del circuito de aftosa, y los precios de Estados Unidos, el principal importador del otro circuito, respectivamente.

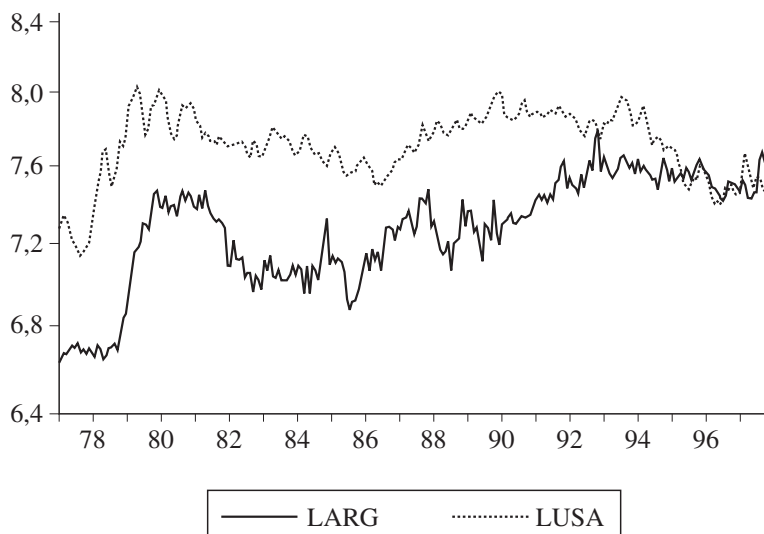
2. RELACIONES DINÁMICAS ENTRE PRECIOS DEL VACUNO

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, una condición necesaria para que un mercado esté integrado es que los precios estén 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. Los precios, medidos en dólares por tonelada, han sido observados mensualmente durante 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 habi-

tuales¹. 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 PERÍODO 1977-1997



Cuadro 1: CONTRASTES DE DICKEY-FULLER AMPLIADO (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

Entre paréntesis aparece el número de retardos autorregresivos utilizados. Se ha especificado un modelo con constante y tendencia determinista para los precios originales y únicamente con constante para las primeras diferencias.

(1) Hernández (1999) realiza un detallado análisis univariante de cada una de las dos series de precios, concluyendo que ninguna de ellas tiene raíces unitarias estacionales. Además, los componentes estacionales encontrados en dichas series son muy débiles, pudiendo representarse mediante medias móviles de orden 1 con parámetros de magnitud pequeña. En consecuencia, el componente estacional tiene un peso relativo muy pequeño en estas series.

En el gráfico 1 también se puede observar como, hasta aproximadamente el fin del año 1990, la evolución 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 Menem, 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) y 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 series².

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 el modelo autorregresivo vectorial con mecanismo de corrección del error (VECM). La estimación de dicho modelo se va a realizar mediante la metodología propuesta por Johansen (1988,1991) basada en la estimación conjunta por Máxima Verosimilitud; ver Gonzalo (1994) sobre un estudio comparativo de las propiedades en muestras finitas de los estimadores alternativos de modelos VECM. Los resultados de la estimación³ de dicho modelo basada en los datos hasta 1990 son los siguientes:

$$\begin{aligned} \Delta LARG_t &= -0,13 * (2,11 + LARG_{t-1} - 1,20 * LUSA_{t-1}) - 0,20 * \Delta LARG_{t-1} + \\ &\quad (0,04) \quad (1,96) \quad (0,25) \quad (0,08) \\ &+ 0,02 * \Delta LARG_{t-2} + 0,19 * \Delta LARG_{t-3} - 0,10 * \Delta LARG_{t-4} - 0,01 * \Delta LUSA_{t-1} + \\ &\quad (0,07) \quad (0,08) \quad (0,08) \quad (0,16) \\ &+ 0,05 * \Delta LUSA_{t-2} - 0,12 * \Delta LUSA_{t-3} - 0,19 * \Delta LUSA_{t-4} \\ &\quad (0,18) \quad (0,12) \quad (0,16) \\ \\ \Delta LUSA_t &= 0,01 * (2,11 + LARG_{t-1} - 1,20 * LUSA_{t-1}) + 0,01 * \Delta LARG_{t-1} + \\ &\quad (0,01) \quad (1,96) \quad (0,25) \quad (0,06) \\ &+ 0,09 * \Delta LARG_{t-2} + 0,06 * \Delta LARG_{t-3} - 0,07 * \Delta LARG_{t-4} + 0,50 * \Delta LUSA_{t-1} - \\ &\quad (0,05) \quad (0,05) \quad (0,05) \quad (0,07) \\ &- 0,24 * \Delta LUSA_{t-2} + 0,03 * \Delta LUSA_{t-3} - 0,11 * \Delta LUSA_{t-4} \\ &\quad (0,07) \quad (0,09) \quad (0,08) \end{aligned}$$

Entre paréntesis aparecen las desviaciones estándar. Los resultados anteriores indican que los precios mantienen 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 la parte considerada en este artículo del mercado internacional de carne de vacuno está integrada durante dicho periodo⁴. Sin embargo, la integración no es perfecta. Los precios son igua-

(2) Se ha procedido a la aplicación del contraste 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.

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

(4) El contraste ADF sobre las desviaciones de la relación de equilibrio a largo plazo permiten rechazar la presencia de raíces unitarias en dichas desviaciones.

les con un diferencial, indicado por la constante, que puede ser justificado bien por los costes de transferencia o bien por 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:

$$\begin{aligned} \Delta LARG_t &= -0,13 * (0,52 + LARG_{t-1} - LUSA_{t-1}) - 0,20 * \Delta LARG_{t-1} + \\ &\quad (0,04) \quad (0,03) \\ &+ 0,03 * \Delta LARG_{t-2} + 0,19 * \Delta LARG_{t-3} - 0,09 * \Delta LARG_{t-4} - 0,01 * \Delta LUSA_{t-1} + \\ &\quad (0,07) \quad (0,08) \quad (0,08) \quad (0,16) \\ &+ 0,06 * \Delta LUSA_{t-2} - 0,12 * \Delta LUSA_{t-3} - 0,18 * \Delta LUSA_{t-4} \\ &\quad (0,18) \quad (0,15) \quad (0,16) \\ \Delta LUSA_t &= -0,003 * (0,52 + LARG_{t-1} - LUSA_{t-1}) + 0,02 * \Delta LARG_{t-1} + \\ &\quad (0,02) \quad (0,03) \quad (0,06) \\ &+ 0,09 * \Delta LARG_{t-2} + 0,06 * \Delta LARG_{t-3} - 0,06 * \Delta LARG_{t-4} + 0,49 * \Delta LUSA_{t-1} - \\ &\quad (0,05) \quad (0,05) \quad (0,05) \quad (0,07) \\ &- 0,25 * \Delta LUSA_{t-2} + 0,03 * \Delta LUSA_{t-3} - 0,13 * \Delta LUSA_{t-4} \\ &\quad (0,07) \quad (0,09) \quad (0,08) \end{aligned}$$

El estadístico Box-Ljung para contrastar la significatividad conjunta de las primeras 14 autocorrelaciones de los residuos de la ecuación de los precios LARG tiene un valor de 7,71, no permitiendo rechazar la hipótesis nula. El estadístico correspondiente para los precios LUSA es 17,58. En consecuencia, no hay evidencia de relaciones dinámicas entre los precios considerados no recogidas por el modelo.

Nótese que el parámetro de ajuste a las desviaciones de la relación de equilibrio entre los precios correspondiente a 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. El liderazgo de los precios USA en el sector del mercado considerado en este trabajo puede también observarse desde otro punto de vista. Cuando dos variables no estacionarias están cointegradas, ambas variables tienen un componente de largo plazo común que denotaremos por f_t . Dado que el vector de los parámetros de ajuste estimado es (1 0), la estimación de dicho elemento común 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 pre-

cios en Argentina. Como era de esperar dado que los precios LUSA son exógenos, dichos precios son líderes del mercado con respecto a los precios argentinos.

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, por lo que 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:

$$\begin{aligned} \Delta LARG_t = & - \begin{matrix} 0,13 \\ (0,03) \end{matrix} * \begin{matrix} (0,50 \\ (0,03) \end{matrix} + LARG_{t-1} - LUSA_{t-1} - \begin{matrix} 0,007 \\ (0,003) \end{matrix} * D_{t-1}) - \\ & - \begin{matrix} 0,21 \\ (0,07) \end{matrix} * \Delta LARG_{t-1} + \begin{matrix} 0,01 \\ (0,06) \end{matrix} * \Delta LARG_{t-2} + \begin{matrix} 0,19 \\ (0,07) \end{matrix} * \Delta LARG_{t-3} - \begin{matrix} 0,08 \\ (0,07) \end{matrix} * \Delta LARG_{t-4} + \\ & + \begin{matrix} 0,003 \\ (0,14) \end{matrix} * \Delta LUSA_{t-1} + \begin{matrix} 0,10 \\ (0,14) \end{matrix} * \Delta LUSA_{t-2} - \begin{matrix} 0,12 \\ (0,12) \end{matrix} * \Delta LUSA_{t-3} - \begin{matrix} 0,19 \\ (0,14) \end{matrix} * \Delta LUSA_{t-4} + \\ \\ \Delta LUSA_t = & - \begin{matrix} 0,001 \\ (0,01) \end{matrix} * \begin{matrix} (0,50 \\ (0,03) \end{matrix} + LARG_{t-1} - LUSA_{t-1} - \begin{matrix} 0,007 \\ (0,003) \end{matrix} * D_{t-1}) - \\ & - \begin{matrix} 0,0003 \\ (0,05) \end{matrix} * \Delta LARG_{t-1} + \begin{matrix} 0,10 \\ (0,04) \end{matrix} * \Delta LARG_{t-2} + \begin{matrix} 0,04 \\ (0,04) \end{matrix} * \Delta LARG_{t-3} - \begin{matrix} 0,05 \\ (0,04) \end{matrix} * \Delta LARG_{t-4} + \\ & + \begin{matrix} 0,47 \\ (0,06) \end{matrix} * \Delta LUSA_{t-1} - \begin{matrix} 0,23 \\ (0,06) \end{matrix} * \Delta LUSA_{t-2} - \begin{matrix} 0,02 \\ (0,08) \end{matrix} * \Delta LUSA_{t-3} - \begin{matrix} 0,10 \\ (0,06) \end{matrix} * \Delta LUSA_{t-4} \end{aligned}$$

Los estadísticos Box-Ljung correspondientes a los residuos de las ecuaciones de los precios LARG y de los precios LUSA toman valores de 7,13 y 19,49 respectivamente, no permitiendo rechazar la hipótesis nula para ninguno de los niveles de significatividad habituales. 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 mantiene⁵. 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

(5) Nótese que, como señalan Franses y Haldrup (1994), aunque la distribución asintótica de los estadísticos para contrastar la presencia de cointegración no se ve afectada por la presencia de variables ficticias en el modelo, la distribución en tamaños de muestra pequeños puede ser muy distinta. En este sentido los resultados de dichos contrastes no son conclusivos. Sin embargo, realizando un contraste de raíces unitarias sobre las desviaciones de la relación de equilibrio a largo plazo, se rechaza la presencia de raíces unitarias, por lo que es posible concluir que hay cointegración.

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:

$$\begin{aligned} \Delta LARG_t = & - \frac{0,13}{(0,03)} * \left(\frac{0,51}{(0,03)} + LARG_{t-1} - LUSA_{t-1} - \frac{0,008}{(0,002)} * D_{1t-1} - \frac{0,52}{(0,11)} * D_{2t-1} \right) - \\ & - \frac{0,19}{(0,06)} * \Delta LARG_{t-1} + \frac{0,01}{(0,06)} * \Delta LARG_{t-2} + \frac{0,18}{(0,06)} * \Delta LARG_{t-3} - \frac{0,09}{(0,06)} * \Delta LARG_{t-4} + \\ & + \frac{0,02}{(0,11)} * \Delta LUSA_{t-1} + \frac{0,05}{(0,12)} * \Delta LUSA_{t-2} - \frac{0,15}{(0,11)} * \Delta LUSA_{t-3} - \frac{0,16}{(0,14)} * \Delta LUSA_{t-4} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \Delta LUSA_t = & \frac{0,008}{(0,01)} * \left(\frac{0,51}{(0,03)} + LARG_{t-1} - LUSA_{t-1} - \frac{0,008}{(0,002)} * D_{1t-1} - \frac{0,52}{(0,11)} * D_{2t-1} \right) - \\ & - \frac{0,0004}{(0,04)} * \Delta LARG_{t-1} + \frac{0,09}{(0,04)} * \Delta LARG_{t-2} + \frac{0,03}{(0,04)} * \Delta LARG_{t-3} - \frac{0,06}{(0,04)} * \Delta LARG_{t-4} + \\ & + \frac{0,46}{(0,06)} * \Delta LUSA_{t-1} - \frac{0,22}{(0,05)} * \Delta LUSA_{t-2} - \frac{0,04}{(0,07)} * \Delta LUSA_{t-3} - \frac{0,06}{(0,06)} * \Delta LUSA_{t-4} \end{aligned}$$

Los coeficientes de las variables ficticias son significativos. Los resultados anteriores indican que los precios están cointegrados manteniendo la siguiente relación de equilibrio a largo plazo⁶:

$$LARG_t = LUSA_t - \frac{0,008}{(0,002)} * D_{1t} - \frac{0,52}{(0,11)} * D_{2t} - \frac{0,51}{(0,03)}$$

(6) Realizando un contraste de raíces unitarias sobre las desviaciones de la relación de equilibrio a largo plazo, se rechaza la presencia de raíces unitarias.

Entre enero de 1991 y diciembre de 1994 los precios argentinos crecen a un ritmo del 0,8%. A partir de enero de 1995 los dos precios se integran totalmente y la diferencia entre ellos desaparece al cancelarse la constante de la relación de equilibrio a largo plazo con el coeficiente de la variable escalón, D_{2t} . Los estadísticos Box-Ljung correspondientes a los residuos de las ecuaciones de los precios LARG y de los precios LUSA toman valores de 9,12 y 23,32 respectivamente, no detectando problemas de mala especificación en el modelo.

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.

3. 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, dicha parte del mercado puede ser calificada de integrada 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 cointegración entre los precios considerados 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.

El análisis realizado en este trabajo se basa en modelos lineales en los que se han incluido variables ficticias para representar los cambios en el ritmo de crecimiento de los precios argentinos. Una representación alternativa de las relaciones entre los precios se podría haber obtenido mediante la utilización de modelos de cointegración no lineales como los descritos por Granger y Terasvirta (1993) y Granger y Swanson (1996). Este tipo de modelización así como la extensión del análisis a un mayor número de precios del mercado internacional de carne de vacuno que permitan generalizar los resultados, serán consideradas en futuros estudios.



REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Ardeni, G. (1989): "Does the Law of One Price Really Hold for Commodity Prices?", *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 71, n.º 3, 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, n.º 4, noviembre, págs. 1264-1273.
- Bessler, D.A. y W.F. Fuller (1993): "Cointegration between U.S. wheat markets", *Journal of Regional Science*, vol. 33, n.º 4, 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 L.J. Unnevehr (1990): "Influence of Trade Policies on Price Integration in the World Beef Market", *Agricultural Economics*, vol. 4, págs. 73-79.
- Engle, R.F. y C.W.J. Granger (1987): "Cointegration and Error-Correction: Representation, Estimation and Testing", *Econometrica*, vol. 55, n.º 2, marzo, págs. 251-276.
- Franses, P.H. y N. Haldrup (1994): "The effects of Additive Outliers on tests for Unit Roots and Cointegration", *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 12, n.º 4, págs. 471-478.
- Gil, J.M., J. Clemente, A. Montañes y M. Reyes (1996): "Integración espacial y cointegración: una aplicación al mercado de cereales de España", *Estudios de Economía Aplicada*, n.º 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 C. Granger (1995): "Estimation of Common Long-Memory Components in Cointegrated Systems", *Journal of Business & Economic Statistics*, vol. 13, n.º 1, págs. 27-36.
- Goodwin B.K. y T.C. Schroeder (1991a): "Cointegration Test and Spatial Price Linkages in Regional Cattle Markets", *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 73, n.º 2, mayo, págs. 452-464.
- Goodwin, B.K. y T.C. Schroeder (1991b): "Price dynamics in international wheat markets", *Canadian Journal of Agricultural Economics*, vol. 39, n.º 2, 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.
- Granger, C. y T. Terasvirta (1993): *Modeling Nonlinear Economic Relationships*, Oxford University Press.
- Granger, C. y N. Swanson (1996): "Future Developments in the Study of Cointegrated Variables", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 58, págs. 537-553.
- Hernández, N. (1999): "Los efectos Internacionales de la Política Agraria Común en el sector de la Carne de Vacuno", tesis doctoral, Universidad de Oviedo, Departamento de Economía Aplicada.
- Hansen, B.E. (1992): "Tests for Parameter Instability in Regressions with I(1) Processes", *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 10, n.º 3, págs. 321-335.
- Johansen, S. (1988): "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 12, n.ºs 2/3, junio-septiembre, págs. 231-254.
- Johansen, S. (1991): "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models", *Econometrica*, vol. 59, n.º 6, noviembre, págs. 1551-1558.
- Martín, F.J., V.J. Cano y C. Murillo (1995): "Integración espacial de mercados agrarios. Un análisis de cointegración", *Investigación Agraria: Economía*, vol. 10, n.º 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 J.M. Gil (1996): “Integración espacial de mercados: revisión empírica y aplicación al sector porcino de la UE”, *Investigación Agraria: Economía*, vol. 12, n.º 1, 2 y 3, págs 277-298.

Zanias, G.P. (1993): “Testing for integration in European Community agricultural markets”, *Journal of Agricultural Economics*, vol. 44, n.º 3, septiembre, págs. 418-427.

Fecha de recepción del original: abril, 2000

Versión final: junio, 2001

ABSTRACT

The objective of this paper is to analyse the integration of the international beef market. The dynamic relationships between monthly Argentina export prices and Australian imported beef prices in the USA are modelled for the period 1977-1997 by means of a VECM model. In spite of the traditional segmentation of this market because of “foot and mouth disease”, our results seem to suggest market integration at least in relation with the prices chosen as representatives. However, cointegration between the prices can only be found after including in the model the effect of some changes of the Argentinean economy.

Key words: market integration, law of one price, cointegration, VAR models with error correction mechanism.

JEL classification: C32, F15.