



*The World's Largest Open Access Agricultural & Applied Economics Digital Library*

**This document is discoverable and free to researchers across the globe due to the work of AgEcon Search.**

**Help ensure our sustainability.**

Give to AgEcon Search

AgEcon Search

<http://ageconsearch.umn.edu>

[aesearch@umn.edu](mailto:aesearch@umn.edu)

*Papers downloaded from **AgEcon Search** may be used for non-commercial purposes and personal study only. No other use, including posting to another Internet site, is permitted without permission from the copyright owner (not AgEcon Search), or as allowed under the provisions of Fair Use, U.S. Copyright Act, Title 17 U.S.C.*

*No endorsement of AgEcon Search or its fundraising activities by the author(s) of the following work or their employer(s) is intended or implied.*

## Ley de precio único en el mercado español del aceite de oliva

José Angel Roldán Casas<sup>a</sup> y Rafaela Dios-Palomares<sup>a</sup>

---

**RESUMEN:** El objetivo de este trabajo es el estudio de la integración del mercado español del aceite de oliva y la contrastación de la Ley de Precio Único (LPU) en dicho mercado. El análisis se lleva a cabo aplicando la técnica multivariante de cointegración a series mensuales (1987-2001) de precios de aceite de oliva correspondientes a las regiones en que el MAPA divide el mercado español peninsular. Los resultados muestran que los mercados españoles de aceite de oliva tienen un alto grado de integración siendo Noreste el mercado líder. No obstante, el mecanismo de transmisión de precios no es perfecto.

---

**PALABRAS CLAVE:** Aceite de oliva, cointegración, ley de precio único.

---

**Clasificación JEL:** Q11, C32, F15.

---

### Law of one price in the Spanish olive oil market

---

**SUMMARY:** The aim of this paper is the study of long-run market integration of olive oil in Spain and the testing of the Law of One Price (LOP) in this market. The study is carried out using multivariate cointegration methodology and applied to monthly data on olive oil prices in Spain (1987-2001) corresponding to the regions considered by the Spanish Ministry of Agriculture, Fisheries and Food. The results show that Spanish olive oil markets are highly integrated with the Northeast being the leading market. However, perfect integration cannot be accepted.

---

**KEYWORDS:** Olive oil, cointegration, law of one price.

---

**JEL classification:** Q11, C32, F15.

---

---

<sup>a</sup> Departamento de Estadística, Universidad de Córdoba. Grupo de Eficiencia y Productividad EFIUCO, Universidad de Córdoba.

*Dirigir correspondencia a:* José Angel Roldán Casas. E-mail: ma1rocaj@uco.es

Recibido en julio de 2006. Aceptado en octubre de 2007.

## 1. Introducción

El interés que presenta el mercado del aceite de oliva es considerable tanto por la incidencia que tiene el olivar en la agricultura española, como por la reciente reforma de la OCM del aceite de oliva. La repercusión que dicha política puede tener sobre el comportamiento de los precios hace que hoy día sea un tema de total actualidad.

En el ámbito internacional, la producción de aceite de oliva se encuentra en fase de expansión en el mundo. Los principales productores son países pertenecientes a la Unión Europea (España, Italia, Grecia y Portugal) y, en menor cantidad, el Magreb (siendo Túnez, Turquía y Marruecos, por este orden, los primeros productores). Sin embargo, la demanda reside fundamentalmente en la zona productora (región mediterránea), siendo, dentro de la UE, Italia el principal comprador y los abastecedores España y Grecia, fundamentalmente. El mayor productor mundial es España con una producción anual media entre 700.000 y 800.000 toneladas, alcanzando 1.400.000 en las últimas campañas. Según datos del Ministerio de Agricultura, el volumen de producción de aceite de oliva en España alcanzó las 984.000 toneladas en la campaña 2004/2005, mientras que las exportaciones a finales de octubre de 2005 ascendían a 545.000 toneladas.

En España el olivar cubre 2,3 millones de hectáreas. En Andalucía ocupa un tercio de su superficie agraria útil, sobrepasando 1,3 millones de ha., dedicadas en su mayor parte a aceituna de almazara y tan solo 100.000 ha. a aceituna de mesa (Jaén, Córdoba y Granada son las provincias que dedican mayor número de ha. al olivar de almazara). Las producciones del olivar suponen entre el 10% y el 20% de la producción final agraria andaluza. Esta gran oscilación se explica por el carácter vecero de las producciones de aceituna, que determinan alternancia entre años en que se producen buenas y malas cosechas, derivándose análogos excesos y déficits de oferta de aceite. En cualquier caso, la producción andaluza alcanza más de la cuarta parte del conjunto mundial y el 82% del total de España. Andalucía es la primera Comunidad en producción de aceite de oliva virgen con 1,2 millones de toneladas en 2003 (MAPA, 2004). Le siguen, a mucha distancia, Castilla-La Mancha y Extremadura con un 7% y 3,75%, respectivamente, de la producción total.

Durante la década de los setenta, en Andalucía se sustituyó olivar por cereales y girasol. Sin embargo, en los últimos años, la apertura de mercados, junto con la repercusión de la política agraria comunitaria, ha dado lugar a que se haya invertido la tendencia. Así, en la actualidad, el cultivo se encuentra en clara expansión, ocupando en gran medida tierras agrarias antes sembradas de cereales o viñedo.

Todo lo anterior pone de manifiesto no sólo la importancia del aceite de oliva en España, sino el hecho de que se pueda considerar a la comunidad andaluza como punto de referencia en el mercado español del aceite de oliva. Por ello, y dado el carácter inelástico de la demanda del aceite de oliva y otros factores estabilizadores de precios, como la intervención de la PAC en los últimos años, resulta de gran interés analizar el comportamiento de dicho precio en las distintas regiones españolas, así como la posible relación existente. En mercados competitivos, el precio existente en una zona geográfica concreta no viene determinado únicamente por las condiciones de oferta y demanda en dicha zona, sino que también influyen los precios del resto de

mercados. Así, para predecir el comportamiento de los precios en una determinada zona, es necesario conocer lo que sucede en las demás. En este sentido, nos parece interesante analizar la integración espacial del mercado español del aceite de oliva, comprobando si el mecanismo de transmisión de precios es perfecto, lo cual implicaría que, en el largo plazo, las variaciones en un precio se transmiten completamente a los demás. De esta forma, se podría hablar de la existencia de un precio único y, por tanto, de un mercado eficiente.

En el contexto de los precios en origen es de esperar que se produzca la integración espacial de los diferentes mercados, debiendo aparecer como mercados líderes las principales zonas productoras, pues en este caso los precios están claramente relacionados con la producción.

En el ámbito de los precios al consumo, no tiene tanta importancia el hecho de que la zona sea productora o no, y creemos que los precios son el resultado de las acciones conjuntas de dos grandes factores de influencia. El primer agente a tener en cuenta es la Gran Distribución, formado por Operadores y Grandes Cadenas, cuya actuación da lugar a que haya en general una gran homogeneidad en los niveles de precios en todo el territorio peninsular. Cabe comentar, en este sentido, que, en este caso, es el sector terciario el que dirige e incluso impulsa al primario, diseñando la oferta (producción) en cantidad y calidad, desde sus estrategias empresariales. En segundo lugar, y concretando al mercado del aceite de oliva, es también muy importante el hecho de que se trate de un sector muy concentrado, en manos de pocas empresas, algunas de carácter multinacional, como son los Grandes Grupos de Empresas, con gran influencia en el mercado. Por este motivo cabe esperar que los precios al consumo del aceite de oliva en las distintas zonas del MAPA se encuentren integrados, lo que significaría que, en el largo plazo, las distintas series de precios evolucionan en la misma dirección existiendo una única tendencia común.

Adicionalmente a la condición de integración, que puede cumplir el conjunto de series de precios estudiado, sería interesante analizar la posibilidad de que se cumpla la ley de precio único entre ellas. Esta ley supondría que cualquier alteración en el precio del aceite de oliva de una zona se transmitiría exactamente y en el mismo sentido en todas las demás. Tras un análisis del mercado del aceite de oliva y, en base a la actuación de los dos grandes agentes de influencia ya comentados, entendemos que sería factible que se cumpliera dicha ley. Sin embargo, hay que tener en cuenta también algunos factores distorsionadores. En primer lugar, puede ocurrir que se establezcan estrategias empresariales en política de precios dirigidas por los grandes grupos empresariales, que den lugar a que se constituyan algunas zonas líderes en el sentido de que actúen de forma independiente y no obedezcan a cambios originados en otras zonas. En segundo lugar, las estrategias de precios pueden estar influidas por el volumen de consumo de cada zona. A nivel de competencia, entendemos que el sustitutivo del aceite de oliva es el aceite de girasol, un producto de menor precio. Así, las zonas con mayor nivel de renta son las de más consumo de aceite de oliva y por tanto cabría esperar que este factor influyera en que la política de precios derive en un comportamiento más independiente del resto. Esto provocaría el no cumplimiento de la ley de precio único.

Por tanto, el objetivo general de este trabajo es contrastar la eficiencia del mercado español del aceite de oliva a través del cumplimiento de la Ley de Precio Único, considerando las zonas definidas por el Ministerio de Agricultura, Pesca y Alimentación (MAPA), utilizando por primera vez modelos econométricos multivariantes de series temporales en el contexto de la teoría de la cointegración. Este objetivo general se alcanza por medio de los siguientes objetivos específicos: analizar el comportamiento de las series de precios de aceite de oliva en las zonas del MAPA; determinar el grado de integración de las series; estudiar las relaciones de equilibrio a largo plazo entre las series mediante la estimación de relaciones de cointegración; contrastar el cumplimiento de la Ley de Precio Único y analizar la existencia de mercados líderes.

El trabajo se estructura de la forma siguiente. En la Sección 2 se presenta el concepto de Ley de Precio Único y la forma de contrastar dicha ley mediante la teoría de la cointegración. En la Sección 3 se detalla la metodología utilizada para alcanzar los objetivos fijados. En la Sección 4 se presentan los resultados obtenidos en el contexto del mercado español del aceite de oliva. Finalmente, en la Sección 5 se recogen las principales conclusiones del trabajo realizado.

## 2. Ley de precio único y cointegración

La Ley de Precio Único (en adelante, LPU) postula que el arbitraje internacional en mercados eficientes implica que, para un bien homogéneo, asumiendo que no hay costes de transporte ni obstáculos al comercio, los precios en dos mercados diferentes, están relacionados de acuerdo con la expresión

$$P_{1t} = EP_{2t} = P_{2t}^* \quad [1]$$

donde  $P_{1t}$  y  $P_{2t}$  son los precios en el mercado 1 y 2, respectivamente, y  $E$  es el tipo de cambio<sup>1</sup> (Ardeni, 1989). Lo anterior se puede generalizar a  $n$  mercados, en cuyo caso se verificaría, sin pérdida de generalidad,

$$P_{1t} = \beta_2 P_{2t} + \beta_3 P_{3t} + \dots + \beta_n P_{nt} \quad \text{con} \quad \sum_{i=2}^n \beta_i = 1 \quad [2]$$

(suponemos que todos los precios están expresados en la misma moneda) que representa una situación de equilibrio entre dichos mercados. Esta es la LPU en sentido estricto, que implica la perfecta integración de los mercados, es decir, estaríamos ante un único mercado en el que los precios se determinan simultáneamente y las diferencias entre ellos se deberían únicamente a los costes de transacción. En otras palabras, el precio del bien, expresado en una moneda común, debería ser el mismo en todos

<sup>1</sup> Si en los mercados circula la misma moneda, lógicamente  $E = 1$ . En cambio, si en cada mercado circula una moneda diferente, hay que expresar ambas series de precios en la misma moneda. La tasa de cambio  $E$  nos permite expresar un precio en las unidades monetarias del otro, siendo su mejor estimador (en el sentido de mínima varianza e insesgadez) la tasa de cambio observada [véase Baffes (1991)].

los mercados, una vez realizados los ajustes necesarios en relación a los mencionados costes de transacción.

Esta formulación de la LPU se basa en supuestos muy rígidos que habitualmente no se dan en la práctica. Según Sexton *et al.* (1991), el incumplimiento de la LPU puede atribuirse a alguna(s) de las siguientes circunstancias:

- Inexistencia de un arbitraje de los precios del bien en cuestión. Se suele dar en mercados con una fuerte intervención pública.
- Arbitraje imperfecto, debido, fundamentalmente, a la existencia de barreras al comercio, sistemas de información incompleta o a la aversión al riesgo. Por ejemplo, una de las consecuencias de no disponer de información completa es la dificultad de conocer con precisión los costes de transacción que permitan ajustar los precios en los diferentes mercados.
- Competencia imperfecta entre los mercados comprometidos en el comercio del bien. Sería el caso, por ejemplo, de un acceso preferencial a recursos escasos (transporte, crédito) que puede dar lugar a unas diferencias entre los precios de diferentes mercados que no se pueden justificar mediante los costes de transacción.

En estos casos, se produce una transmisión incompleta de las variaciones de un precio a otros, provocando desviaciones de los precios respecto a los valores de equilibrio, sobre todo a corto plazo. Esta transmisión imperfecta de la información puede ocasionar distorsiones en las decisiones que sobre producción y comercialización se tomen sobre el bien en cuestión, dando lugar a una asignación de recursos y traslado de productos no eficiente [véase Sanjuán y Gil (1998)].

Los niveles de imperfección del arbitraje y de desconocimiento de los costes de transacción darán lugar a diferentes grados de integración del mercado, en función del cual, será conveniente actuar de una forma u otra. Así, si el grado de integración es débil, es muy probable que las desviaciones con respecto al equilibrio sean de carácter permanente, por lo que es aconsejable la adopción de políticas encaminadas, por ejemplo, a mejorar el servicio de transporte y las vías de comunicación o a fomentar sistemas de información de precios y a eliminar obstáculos al comercio [véase Sanjuán y Gil (1998)]. En cambio, un grado de integración elevado es indicativo de que los mercados son globalmente eficientes, no solo de forma interna sino también desde el punto de vista de sus posibles interrelaciones. Esta eficiencia global se traducirá en una respuesta de los precios ante variaciones en alguno de ellos, los cuales se igualarán a largo plazo, de forma que las desviaciones con respecto a la situación de equilibrio se pueden considerar transitorias. En este caso, se asume que existe un arbitraje perfecto a largo plazo.

Lo anterior es la LPU entendida como una relación de equilibrio a largo plazo, representada como:

$$\beta_1 P_{1t} + \beta_2 P_{2t} + \beta_3 P_{3t} + \dots + \beta_n P_{nt} = \sum_{i=1}^n \beta_i P_{it} = 0, \quad \text{con} \quad \sum_{i=1}^n \beta_i = 0$$

donde se admite que, a corto plazo, se produzcan desviaciones con respecto a la relación de equilibrio [1] (ó [2]) de carácter transitorio. Esta interpretación más flexible

de la ley permite hablar de un equilibrio dinámico, pues posibilita ajustes dinámicos a corto plazo entre los precios. De esta forma, se habla de equilibrio a largo plazo cuando  $\sum_{i=1}^n \beta_i P_{it}$  sea un proceso estacionario, o lo que es igual, un proceso integrado de orden 0  $I(0)$ . Cuando no sea un  $I(0)$ , por ejemplo un  $I(1)$ , no se podrá hablar de equilibrio a largo plazo. Lo interesante de este enfoque es que, basándonos en la teoría de la cointegración, es aplicable, en los casos en los que las series son no estacionarias. Así, según establecen Engle y Granger (1987), si dado un vector  $\mathbf{Z}_t$  de  $n$  variables  $P_{1t}, P_{2t}, \dots, P_{nt}$ , cada una integrada de orden  $d$ , existe un vector de parámetros  $\beta$  tal que  $\beta' \mathbf{Z}_t \sim I(d-b)$ , se dice que las variables son cointegradas de orden  $(d, b)$ , siendo  $\beta$ , el vector de cointegración. Pues bien, en el caso particular en el que  $d=b$ , la combinación lineal de  $n$  variables cointegradas es una serie estacionaria  $I(0)$ , admitiéndose entonces que existe una relación de equilibrio a largo plazo entre dichas variables. Por tanto, la LPU a largo plazo para  $n$  series de precios integradas del mismo orden se puede contrastar verificando si la serie  $P_{1t}$  en [2] es  $I(0)$  bajo la condición  $\sum_{i=1}^n \beta_i = 0$ . En este contexto, los coeficientes  $\beta_1, \dots, \beta_n$  son los parámetros de la relación a largo plazo.

Basándose en la teoría de la cointegración, diversos autores han desarrollado métodos para contrastar la LPU distinguiendo entre el corto y el largo plazo. Concretamente, se basan en la idea de que  $n$  series integradas de orden 1 que estén cointegradas tienen una representación de corrección de error, tal como:

$$\Delta \mathbf{Z}_t = \Pi \mathbf{Z}_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta \mathbf{Z}_{t-i} + \varepsilon_t \text{ para } k \geq 1, \quad \varepsilon_t \sim \text{NII}(0, \Sigma) \quad [3]$$

la cual permite separar las relaciones a corto plazo de las relaciones a largo plazo<sup>2</sup>. En efecto, suponiendo que entre las series que constituyen  $\mathbf{Z}_t$  existen  $r < n$  relaciones de cointegración, se tiene que el rango de la matriz  $\Pi$  es igual a  $r$  y según el teorema de representación de Granger (Engle y Granger, 1987) esta matriz se puede expresar en la forma

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

siendo  $\alpha$  y  $\beta$  matrices de orden  $n \times r$ . En este contexto, la matriz  $\beta$ , verifica  $\beta' \mathbf{Z}_t \sim I(0)$ , siendo las  $r$  columnas de dicha matriz los  $r$  vectores de cointegración. Por tanto, el modelo de corrección de error [3] incorpora la relación a largo plazo existente entre las variables en cuestión (a través de la matriz  $\beta' \mathbf{Z}_t$ ) y los desequilibrios que se producen a corto plazo, siendo los elementos de la matriz  $\alpha$  los coeficientes de ajuste, pues miden la velocidad con la que cada variable se ajusta a la relación de equilibrio.

Destacan dos procedimientos basados en el modelo [3] que permiten contrastar la LPU: el propuesto por Engle y Granger (1987) y el de Johansen (1988). La dife-

<sup>2</sup> El modelo [3] puede incluir componentes deterministas (término independiente, tendencias deterministas, variables artificiales, etc.) que tratan de recoger la posible presencia de estacionalidad, etc.



rencia fundamental entre los dos es que el primero solo contempla la existencia de una sola relación de cointegración entre las  $n$  series implicadas en el estudio e impone la endogeneidad de una de ellas (en cuyo caso el modelo [3] se reduce a una sola ecuación), mientras que el segundo considera la posibilidad de hasta  $n - 1$  vectores de cointegración y que las  $n$  series puedan ser endógenas y explicativas de forma simultánea.

En los primeros trabajos en los que se contrastaba la LPU de acuerdo con la teoría de la cointegración era frecuente aplicar el procedimiento en dos etapas de Engle y Granger (1987) para el caso particular de dos series de precios. En este sentido, destacan los trabajos de Ardeni (1989) y Baffes (1991) que contrastan el cumplimiento de la LPU a largo plazo para una serie de productos (trigo, lana, carne de vaca, azúcar, té, estaño y zinc) correspondientes a cuatro países (Australia, Canadá, Reino Unido y Estados Unidos); Zanas (1993) que hace lo propio para algunos productos agrarios (trigo, leche, patatas y porcino) en países de la Comunidad; Lutz *et al.* (1995) que analizan la integración del precio del maíz en Benin; Sanjuán y Gil (1995) que estudiaron las interrelaciones espaciales de precios existentes entre el sector porcino español y el de los principales países productores de la Unión Europea (Alemania, Italia, Reino Unido y Dinamarca) y Roldán (2000) que, en su estudio de la integración del mercado español del aceite de oliva, confirmó que la LPU se cumple en todas las relaciones de equilibrio encontradas<sup>3</sup>, con la excepción de Canarias.

Uno de los inconvenientes de los trabajos citados anteriormente es que para analizar la integración de mercados solo consideran parejas de mercados, ignorando las posibles relaciones que pudieran existir con terceros mercados. El considerar más de dos series de forma simultánea proporciona la posibilidad de la existencia de más de una relación de cointegración entre dichas series, y en este contexto lo habitual es llevar a cabo el análisis de integración aplicando el procedimiento propuesto de Johansen (1988). Tal es el caso de los trabajos de Larue (1991) que estudia los precios pagados y percibidos por los agricultores y los precios al por menor, en Canadá; Silvapulle y Jayasuriya (1994), Clemente *et al.* (1995) y Sanjuán y Gil (1998) que analizan la integración espacial del mercado del arroz en Filipinas, del mercado de cereales (trigo y cebada) en España<sup>4</sup> y del sector ovino comunitario, respectivamente; Mohanty *et al.* (1996) que estudian las relaciones existentes entre el precio del trigo en Estados Unidos y Canadá; Boshnjaku, Kaabia y Gil (2003) que analizan la transmisión de precios entre los principales mercados de ovino en España; y Dawson y Dey (2002) que contrastan la ley de precio único en el mercado de arroz de Bangladesh.

<sup>3</sup> En el estudio se consideran las zonas (mercados) establecidos por el MAPA, y se analizaron las relaciones de equilibrio a largo plazo entre parejas de mercados tomando siempre como exógena la serie de precios de Andalucía.

<sup>4</sup> En el estudio se consideran cuatro zonas (mercados): Valle del Ebro, Castilla y León, Castilla-La Mancha y Andalucía. Se corresponden con las principales zonas productoras de ambos cereales en España.



### 3. Metodología

Para estudiar la integración espacial del mercado del aceite de oliva en España se utilizan datos reales que han sido facilitados por el MAPA<sup>5</sup>. Son series mensuales de precios al consumo desde enero de 1987 hasta mayo de 2001 en cada una de las ocho zonas en las que el MAPA divide al mercado español del aceite. Estas zonas son las siguientes: Andalucía, Castilla y León, Centro-Sur (Madrid, Castilla-La Mancha y Extremadura), Levante (Valencia y Murcia), Noreste (Cataluña, Aragón y Baleares), Norte (País Vasco, Navarra, Cantabria y La Rioja), Noroeste (Galicia y Asturias) y Canarias. Se trata de un precio medio ponderado en euros/litro obtenido con la metodología de encuesta en hogares que aplica el MAPA al elaborar el Panel de Consumo Alimentario. La elección de las zonas está condicionada por la propia fuente, por lo que para nosotros cada una de ellas es un mercado.

Por otro lado, hay que señalar que cuando se trabaja con precios al consumo es frecuente que, a corto plazo, la transmisión de precios no sea completa debido a la demora en la respuesta de estos precios a las variaciones de los precios al productor, y viceversa, y a la correspondiente lentitud de ajuste de los precios a lo largo de la cadena de suministro (circunstancia que queda recogida en el enfoque de cointegración). Este ajuste lento puede deberse a numerosos factores como son el almacenamiento y la tenencia de existencias, los retrasos derivados del transporte o la elaboración cuando existe un gran número de etapas verticales de la cadena de suministro, las prácticas de «nivelación de precios» y la naturaleza de los métodos de información y recopilación de datos sobre precios [véase FAO (2005)].

#### 3.1. Contraste de la LPU

El contraste de la LPU se lleva a cabo distinguiendo entre el corto y el largo plazo, y teniendo en cuenta la posibilidad de la existencia de más de una relación de cointegración entre las series de precios implicadas en el estudio. Por tanto, según lo expuesto en la Sección 2, el contraste de la LPU que se aplica consta de tres fases.

1. En primer lugar se determina el orden de integración de las series. Como las series económicas, si son integradas, lo habitual es que sean de orden 1, es muy probable que baste con un contraste de raíz unitaria. Así, sobre cada serie de precios se realiza el contraste de raíz unitaria aplicando la estrategia que desarrollan Dios y Roldán (2006) a partir de la estimación MCO del modelo<sup>6</sup>

$$P_{it} = \mu + \beta t + \rho P_{i(t-1)} + \sum_{j=1}^k \phi_j (P_{i(t-j)} - P_{i(t-j-1)}) + e_t \quad e_t \sim \text{IID}(0, \sigma^2) \quad [5]$$

en la que se tiene en cuenta la no similaridad de las distribuciones de los estadísticos en los que se basan los tests de Dickey-Fuller. Se utilizará el test de Ljung-Box para

<sup>5</sup> Se trata del aceite que antiguamente se denominaba aceite de oliva puro.

<sup>6</sup> Como  $k$  es desconocido se elegirá como valor de dicho parámetro aquél que minimice el criterio de información de Akaike.

contrastar si los residuos de los modelos finalmente estimados tienen autocorrelación.

2. Si las series resultan ser integradas de orden 1, procedemos a contrastar el número  $r$  de relaciones de cointegración (o rango de la matriz  $\beta$  en [4]) existentes entre dichas series. Para ello, se utilizan los **contrastes de la traza** y del **autovalor máximo** propuestos por Johansen (1988) cuyos estadísticos se obtiene de la estimación por máxima verosimilitud del modelo [3]. Puesto que el valor de  $k$  es desconocido en [3], para evitar que los residuos de la estimación presenten autocorrelación, el valor de dicho parámetro se establece según los criterios del error de predicción final (EPF) y de Akaike.

De la estimación máximo-verosímil de [3] se obtienen las estimaciones de los  $r$  vectores de cointegración, lo cual permite estimar las ecuaciones de la relación a largo plazo existente entre las series analizadas. No obstante, previo a esta especificación hay que contrastar la intervención de las diferentes series en la relación a largo plazo. Así, se admite la relevancia de una serie  $P_{it}$  en la relación a largo plazo si se rechaza la hipótesis:

$$H_0: \beta_{1i} = \beta_{2i} = \dots = \beta_{ri} = 0 \quad [6]$$

es decir, si no se admite la nulidad conjunta de sus coeficientes en las  $r$  relaciones de cointegración (columna  $r$  de la matriz  $\beta$  en [4]) detectadas. Esta hipótesis se contrasta con el test de la razón de verosimilitud construido a partir del modelo [3]. En caso de que alguna serie no resulte relevante en la relación a largo plazo, cabe la posibilidad de excluirla del análisis y contrastar la LPU en un subconjunto de mercados, lo que requiere la reestimación de [3] y, por tanto, de la relación a largo plazo.

3. En el contexto del modelo [3] el cumplimiento de la LPU se corresponde con la existencia de  $n - 1$  relaciones de cointegración y la verificación, en cada una de ellas, de la relación  $(1, -1)$  entre los diferentes pares de series de precios. Por tanto, si las series de precios analizadas son integradas de orden 1 existiendo  $r = n - 1$  relaciones de cointegración entre ellas, la hipótesis que representa el cumplimiento de la LPU es

$$H_0: \beta' = \begin{bmatrix} 1 & -1 & 0 & \dots & 0 & * \\ 1 & 0 & -1 & \dots & 0 & * \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ 1 & 0 & 0 & \dots & -1 & * \end{bmatrix} \quad [7]$$

En la matriz  $\beta'$  cada fila es un vector de cointegración y la última columna representa el término constante (en el caso que se incluya) en cada relación de cointegración (el símbolo \* indica que el parámetro correspondiente no está restringido). En cualquier caso, las restricciones que establece [7] se contrastan con el correspondiente estadístico de la razón de verosimilitud que se construye a partir de la estimación máximo verosímil de [3].

En este contexto, es interesante realizar el estudio sobre la posible existencia de mercados que se encuentran en una situación de predominio o liderazgo frente a los demás. El que un mercado sea considerado líder implica que incide sobre el resto de mercados y no se ve afectado por los shocks específicos que se producen en ellos. Esta situación ocurre cuando una serie  $P_{it}$  del mercado en cuestión es débilmente exógena<sup>7</sup> en el contexto del modelo [3], o lo que es igual, cuando los coeficientes  $\alpha_{ji}$ ,  $j = 1, \dots, r$  (fila  $i$  de la matriz  $\alpha$  en [4]) son nulos.

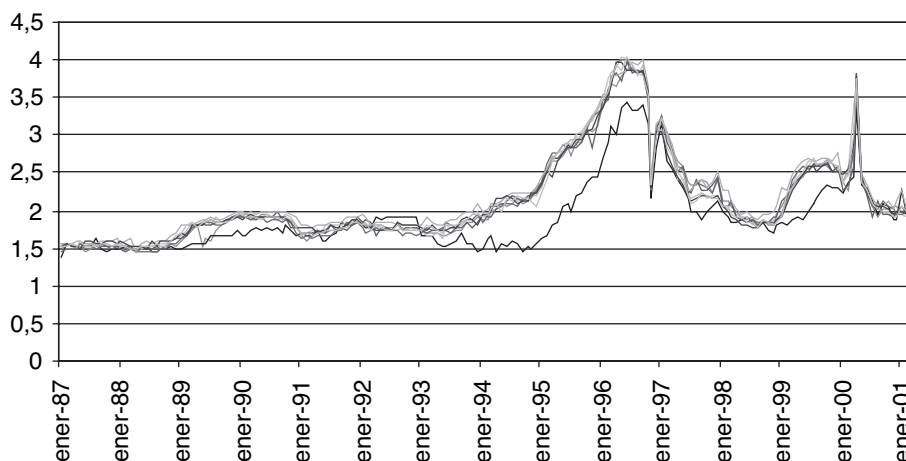
## 4. Resultados

### 4.1. Análisis descriptivo

El Gráfico 1 recoge la evolución del precio medio del aceite de oliva en cada una de las zonas definidas por el MAPA durante el período enero 1987-marzo 2001. Como se puede observar, todas las series de precios presentan un comportamiento muy similar, si bien la serie de Canarias evoluciona sobre un nivel distinto que el resto.

GRÁFICO 1

Evolución del precio medio (€/litro) del aceite de oliva (enero 1987-marzo 2001)



Fuente: Elaboración propia a partir de los datos del MAPA.

Este comportamiento uniforme vuelve a quedar de manifiesto en el Cuadro 1, pues en ella se revela que las series de precios (excepto Canarias) toman, aproximadamente, los mismos valores en cuanto a medidas descriptivas se refiere. Así, por ejemplo, el precio medio durante el período considerado oscila entre los 2,11 €/l de

<sup>7</sup> Ver definición de exogeneidad débil en Charemza y Deadman (1997; pág. 225).

CUADRO 1  
Medidas descriptivas del precio del aceite de oliva en cada zona (enero 87-marzo 01)

	Andalucía	Norte	Noroeste	Noreste	Levante	Cast. y León	Centrosur	Canarias
Media	2,11	2,13	2,12	2,21	2,12	2,14	2,12	1,91
Mediana	1,91	1,92	1,91	1,98	1,92	1,92	1,89	1,79
Máximo	3,88	4,03	3,98	4,02	3,98	4,03	4,00	3,43
Mínimo	1,44	1,49	1,48	1,47	1,47	1,50	1,44	1,38
Desv. típica	0,58	0,59	0,57	0,58	0,57	0,60	0,60	0,45
Observ.	171	171	171	171	171	171	171	171

Fuente: Elaboración propia.

Andalucía y los 2,21 €/l de Noreste, con la excepción de Canarias donde la media alcanza un valor de 1,91 €/l.

Si tenemos en cuenta que Andalucía es la principal región productora y que en las demás zonas, gran parte del aceite de oliva consumido procede de esta comunidad, puede extrañar que todas las series de precios tomen valores similares, pues cabría esperar que cuanto más alejada esté la zona consumidora de la región andaluza, mayor debe ser el precio del aceite, sobre todo por los costes de transporte. Incluso en Canarias, el precio llega a ser inferior en varios meses. Esta situación puede venir justificada por el hecho de estar considerando precios al consumo y no a la producción. Así, en las zonas no productoras las grandes superficies suelen ser las que ponen a disposición del consumidor el aceite procedente de las zonas productoras y se pueden permitir no repercutir en el precio al consumo los costes de transporte.

Por otro lado, el Gráfico 1 muestra cómo el precio del aceite en todas las zonas comenzó a crecer a principios de 1994, alcanzando su valor máximo, en cada mercado, a mediados de 1996. La razón de este aumento del precio del aceite en este período estuvo motivada por las sequías padecidas en el trienio 1993-94-95, que propiciaron cosechas muy cortas, especialmente la de la campaña 95/96. Este hecho, unido a la disminución de la ayuda comunitaria (apenas 20 pesetas por litro), provocaron la escasez del producto en los mercados y el incremento desorbitado del precio del aceite de oliva. A partir de mediados de 1996 el precio comenzó a bajar al mejorar las cifras de producción, volviendo a los niveles anteriores a 1994. No obstante, al inicio de este descenso del precio, hay un momento, noviembre de 1996, donde la bajada es considerable, volviendo, en el mes siguiente, a valores próximos a los del mes de octubre. Esto puede ser debido a la especulación provocada por la subida espectacular del precio durante los meses anteriores. La previsión de una buena cosecha en esa campaña, provocó la necesidad de poner a la venta el aceite almacenado, con lo que se produjo una drástica bajada del precio de mercado. Finalmente, en la evolución de los precios en los últimos meses del período considerado destaca la brusca subida que experimentan todas las series en los meses de marzo y abril del año 2000. Se trata de un crecimiento puntual que se debió a una menor producción.

En general, podemos decir que el comportamiento del precio responde a la producción en sentido contrario, es decir, los aumentos del precio se corresponden con una disminución de la oferta por caída de la producción, y viceversa.

## 4.2. Contraste de la LPU

### a) Orden de integración de las series de precios

El Gráfico 1 nos muestra que las series de precios deambulan alrededor de un nivel sin mostrar una tendencia, creciente o decreciente, persistente y no parece existir ningún tipo de componente estacional. Este comportamiento<sup>8</sup> es típico de series estacionarias en media y con tendencia en varianza (raíz unitaria), es decir, de series integradas de orden 1 [Roldán (2000); pág. 145].

Para confirmar esta impresión visual, sobre cada serie de precios (expresada en logaritmos<sup>9</sup>) se ha aplicado la estrategia de contraste de raíz unitaria indicada en la Sección 3 a partir de los resultados de la estimación MCO del modelo [5]. El Cuadro 2 recoge, para cada serie, los resultados más relevantes de la estimación de dicho modelo (número de retardos  $k$  al que conduce el criterio de Akaike y los valores calculados de los estadísticos implicados) y la conclusión acerca de la presencia o no de raíz unitaria, de acuerdo con la estrategia aplicada. Según estos resultados, se concluye que todas las series de precios consideradas son integradas de orden 1 con posible deriva. Por otro lado, los resultados del test de Ljung-Box implican el no rechazo de la hipótesis nula de ausencia de autocorrelación en ninguno de los modelos estimados.

### b) Relaciones a largo plazo entre las series de precios

En el análisis de cointegración se excluye la serie correspondiente a los precios en Canarias por varias razones. En primer lugar, el comportamiento de esta serie, como se observa en el Gráfico 1, difiere del resto de las zonas MAPA, pues evoluciona a distinto nivel que el resto de las series. Esta diferencia puede deberse a las características especiales de Canarias tales como su situación geográfica. Por otro lado, el trabajo de Roldán (2000) ya revelaba que Canarias era la única zona que no cointegraba con Andalucía. Por todo ello, el estudio estimará las relaciones a largo plazo entre las series de precios de las zonas definidas por el MAPA, excepto la de Canarias.

Antes de determinar el rango de cointegración entre las siete series de precios, es preciso obtener una correcta especificación del modelo [3] que las relaciona, es decir, conocer qué componentes deterministas se deben incluir y cuál es el retardo óptimo que asegura que los residuos sean ruido blanco. En este sentido, y teniendo en cuenta lo comentado en el análisis descriptivo, se han incluido variables ficticias (con sus correspondientes retardos) para captar la influencia de los picos que se producen en noviembre de 1996 y marzo de 2000. Asimismo, se incluye una variable ficticia que re-

<sup>8</sup> Se realizaron los correlogramas de cada una de las series en niveles y en todos ellos se observó el comportamiento típico de una serie con raíz unitaria (caída lineal de las autocorrelaciones). Posteriormente, se realizaron los correlogramas de las series en primeras diferencias y en ellos no se encontró ningún tipo de estructura (dichos correlogramas pueden ser solicitados a los autores).

<sup>9</sup> Con la transformación logarítmica se pretende amortiguar la amplitud de la oscilación de la serie, lo cual permite alcanzar más fácilmente la estacionariedad en varianza tras la primera diferenciación [véase Hamilton (1994)]. En este sentido, la primera diferencia del logaritmo de una serie es aproximadamente igual a la tasa de variación de la serie original (siempre que se trate de pequeñas variaciones).

CUADRO 2  
Contrastes de raíz unitaria: Estrategia RyD

ln ( $P_{it}$ )	Elementos deterministas	$k$	$t_{\rho}^a$	$t_{\beta}^b$	Decisión	Test de Ljung-Box <sup>c</sup>			
						Q (1)	Q (3)	Q (12)	Q (24)
Andalucía	cte y $t$	2	-1,751452 (B)	0,756814 (D)	Raíz + cte	0,0119 (0,913)	0,7899 (0,852)	7,3145 (0,836)	13,74 (0,952)
Canarias	cte y $t$	1	-2,312462 (B)	1,39973 (D)	Raíz + cte	0,0031 (0,956)	3,2596 (0,353)	11,183 (0,513)	22,382 (0,556)
Castilla y León	cte y $t$	2	-1,893277 (B)	0,784006 (D)	Raíz + cte	0,0433 (0,835)	1,3181 (0,725)	7,2213 (0,843)	10,3 (0,993)
Centro-Sur	cte y $t$	0	-2,366037 (B)	1,33366 (D)	Raíz + cte	1,4806 (0,224)	2,1878 (0,534)	8,0851 (0,778)	13,888 (0,949)
Levante	cte y $t$	4	-1,847975 (B)	0,761444 (D)	Raíz + cte	0,0015 (0,969)	0,0313 (0,999)	3,9975 (0,983)	10,822 (0,99)
Noreste	cte y $t$	1	-2,020949 (B)	1,025785 (D)	Raíz + cte	0,1907 (0,662)	0,2936 (0,961)	5,2849 (0,948)	8,2546 (0,999)
Noroeste	cte y $t$	1	-1,995245 (B)	0,879592 (D)	Raíz + cte	0,0018 (0,967)	1,0224 (0,796)	5,8324 (0,924)	10,51 (0,992)
Norte	cte y $t$	0	-2,153373 (B)	0,934777 (D)	Raíz + cte	0,001 (0,975)	0,5359 (0,911)	5,8182 (0,925)	9,7575 (0,995)

<sup>a</sup> Estadístico  $t$  para contrastar  $\rho = 1$  frente a  $\rho < 1$ .

Zonas establecidas por la estrategia para  $T = 100$  al 5% [véase Roldán y Dios (2000; pág. 485)]:

rechazo: A =  $(-\infty; -3,50)$  duda: B =  $(-3,50; -1,68)$  aceptación: C =  $(-1,68; +\infty)$

<sup>b</sup> Estadístico  $t$  para contrastar  $\beta = 0$  frente a  $\beta \neq 0$ .

Zonas establecidas por la estrategia para  $T = 100$  al 5% [véase Roldán y Dios (2000; pág. 485)]:

rechazo: A =  $(-\infty; -3,14)$ , F =  $(3,14; \infty)$ ; duda: B =  $(-3,14; -1,98)$ , C =  $(-1,98; 0,62)$ , E =  $(1,98, 3,14)$ ; aceptación: D =  $(0,62; 1,98)$ .

Debajo de cada valor se recoge, entre paréntesis, la zona en la que se sitúa el valor calculado de cada estadístico.

<sup>c</sup> En cada celda aparece el valor calculado del estadístico  $Q(i)$  de Ljung-Box para  $i$  retardos y, debajo, entre paréntesis, se reproduce el  $p$ -valor correspondiente.

Fuente: Elaboración propia.

coge el cambio de nivel que parece producirse a partir de enero de 1997. Por otro lado, respecto a la selección óptima del número de retardos los criterios del error de predicción final (EPF) y de Akaike establecen que dicho valor óptimo es 2 (Cuadro 3).

CUADRO 3  
Selección del número de retardos óptimo

$k$	FPE	AIC
0	1,30e-19	-23,61999
1	1,20e-22	-30,61233
2	1,06e-22*	-30,74057*
3	1,23e-22	-30,60557
4	1,45e-22	-30,46563
5	1,78e-22	-30,29378
6	1,75e-22	-30,36076
7	2,31e-22	-30,14755
8	2,67e-22	-30,09319

Fuente: Elaboración propia.

Por tanto, el número de relaciones de cointegración se determina tomando en el modelo [3]  $k = 2$  y  $n = 7$  e incluyendo las variables ficticias indicadas en el párrafo anterior y una constante restringida al largo plazo (esto último motivado por los resultados de los contrastes de raíz unitaria), de forma que el modelo finalmente especificado es

$$\Delta Y_t = \alpha (\beta' Y_{t-1} + C) + \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \mu_1 D1_t + \mu_2 D1_{t-1} + \gamma_1 D2_t + \gamma_2 D2_{t-1} + \gamma_3 D2_{t-2} + \delta D3_t + \varepsilon_t$$

donde:

$Y_t$  es un vector  $n$ -dimensional cuyas componentes son las series de precios en logaritmos.

$C$  es el vector que representa la constante restringida al largo plazo.

$D1$  es una variable ficticia que toma el valor 1 en noviembre de 1996.

$D2$  es una variable ficticia que toma el valor 1 en marzo de 2000.

$D3$  es una variable ficticia que toma el valor 1 desde enero de 1997 hasta el final del período muestral.

Los residuos asociados a la especificación anterior no mostraban heterocedasticidad (la versión multivariante del test de White arrojaba un  $p$ -valor de 0,8145) ni autocorrelación de orden 12 (la versión multivariante del test de Breusch-Godfrey proporciona un  $p$ -valor de 0,23), lo cual indica que el modelo no está incorrectamente especificado. En estas condiciones, los contrastes de la traza y del autovalor máximo (Cuadro 4) permiten concluir, con un nivel de significación del 5%, que existen 6 relaciones de cointegración entre las 7 series de precios. Esto significa que se cumple la condición necesaria para que el mecanismo de transmisión de precios sea perfecto, es decir, se puede hablar de la integración espacial del mercado del aceite de oliva peninsular, resultado esperado tal y como se comentó en la introducción. Esto implica que, en el largo plazo, los precios en las diferentes zonas se mueven en la misma dirección existiendo una única tendencia común que condiciona la evolución del resto de los precios. Además, como un número cada vez más elevado de vectores de cointegración implica una mayor estabilidad en el sistema<sup>10</sup>, el resultado de seis de estos vectores entre las series de precios de aceite de oliva, confiere a dicho mercado una gran estabilidad.

No obstante, antes de continuar con el análisis, se estudia la relevancia de cada serie,  $\ln(P_{it})$ , en la relación a largo plazo mediante el contraste de nulidad sobre sus correspondientes coeficientes,  $\beta_{ji}$ , en cada ecuación de cointegración. Los valores calculados del estadístico del contraste para cada una de las siete series incluidas en el modelo, y sus probabilidades límite, se presentan en el Cuadro 5. Los resultados nos indican que todas las series de precios consideradas son relevantes en la relación a largo plazo, es decir, pertenecen al espacio de cointegración.

<sup>10</sup> Según Dickey, Jansen y Thornton (1991), como los vectores de cointegración representan restricciones que un sistema económico impone en los movimientos a largo plazo de las variables de dicho sistema, un número cada vez mayor de tales vectores es visto como un aumento en la estabilidad del sistema.



CUADRO 4  
Contraste de cointegración de Johansen

N.º relaciones de cointegración ( $H_0$ )	Autovalor	Test de la traza		Test del autovalor máximo	
		Estadístico	Valor crítico <sup>a</sup> (5%)	Estadístico	Valor crítico <sup>a</sup> (5%)
Ninguna*	0,405863	289,1606	134,6780	87,98907	47,07897
Al menos 1*	0,284983	201,1715	103,8473	56,69085	40,95680
Al menos 2*	0,248051	144,4807	76,97277	48,17977	34,80587
Al menos 3*	0,209435	96,30092	54,07904	39,71634	28,58808
Al menos 4*	0,172868	56,58458	35,19275	32,07463	22,29962
Al menos 5*	0,113950	24,50995	20,26184	20,44586	15,89210
Al menos 6	0,023761	4,064091	9,164546	4,064091	9,164546

(\*) Indica rechazo de la hipótesis nula al 5% con ambos contrastes.

<sup>a</sup> Valores críticos proporcionados por Mackinnon-Haug-Michelis (1999).

Fuente: Elaboración propia.

CUADRO 5  
Contraste de significación individual de cada serie en la relación a largo plazo

	Andalucía	Castilla y León	Centro-Sur	Levante	Noreste	Noroeste	Norte
VCE	42,7407	38,02785	44,3768	66,85756	41,46771	43,80325	45,62096
<i>p</i> -valor	0,0000*	0,0000*	0,0000*	0,0000*	0,0000*	0,0000*	0,0000*

VCE.: valor calculado del estadístico del contraste. Valor crítico (5%):  $\chi^2(6) = 12,592$ .

(\*) indica rechazo de la hipótesis nula (6) al 5%.

Fuente: Elaboración propia.

### c) Contraste de la LPU

Una vez que se ha admitido el cumplimiento de la condición necesaria de transmisión perfecta de los precios en el largo plazo, para afirmar que se cumple la LPU será suficiente que, en cada una de las seis ecuaciones de cointegración, se acepten simultáneamente relaciones de la forma  $(1, -1)$  entre las diferentes parejas de series de precios. El valor calculado del estadístico para este contraste es 23,5478 con un *p*-valor de 0,000632, por lo que se rechaza la hipótesis nula [7] al 1%, es decir, los resultados obtenidos no permiten afirmar que se cumple la Ley de Precio Único en el mercado español del aceite de oliva. Este incumplimiento puede deberse a la actuación de los agentes, ya comentada en la introducción, que se traduce en una política empresarial relacionada en gran medida con el nivel de consumo de cada zona. En este sentido, en el Cuadro 6 se observa que los consumos en el período considerado están relacionados con el nivel de renta de las zonas, aunque con algunas distorsiones provocadas por el factor tradición y costumbre y también por el hecho de ser zona preferentemente productora. Este es el caso de Andalucía donde se consume más que en Levante siendo esta última zona más rica que la primera en renta.

**CUADRO 6**  
**Medidas descriptivas del consumo\* de aceite de oliva en cada zona (enero 87-marzo 01)**

	Andalucía	Norte	Noroeste	Noreste	Levante	Cast. y León	Centrosu
Media	0,68	0,82	0,77	0,79	0,59	0,71	0,67
Mediana	0,65	0,83	0,77	0,77	0,56	0,7	0,67
Máximo	1,43	1,18	1,4	1,27	1,3	1,06	1,05
Mínimo	0,35	0,4	0,39	0,48	0,3	0,45	0,42
Desv. Típica	0,187	0,15	0,156	0,166	0,149	0,117	0,114
Observaciones	171	171	171	171	171	171	171

\* litros *per capita* y mes.

Fuente: Elaboración propia.

Siguiendo a Clemente *et al.* (1995), ante esta situación cabe una doble alternativa. La primera consiste en estudiar el cumplimiento de la LPU para subconjuntos de mercados. La segunda consiste en analizar la exogeneidad débil de los diferentes mercados y volver a contrastar la LPU imponiendo las restricciones de exogeneidad detectadas. En este trabajo nos decantamos por la primera.

El Cuadro 7 recoge los resultados de los contrastes de exogeneidad débil, según los cuales solo hay evidencia clara de la exogeneidad débil de Noreste, es decir, el precio de esta zona influye en el resto de precios, a través de su pertenencia al espacio de cointegración y, en cambio, no se ve influenciado por las variaciones de los precios del resto de zonas consideradas. El carácter de exógena débil de la zona Noreste puede deberse no solo a que es gran consumidora de aceite de oliva, sino a que en ella se encuentran los grandes operadores, es decir, es el resultado de que el mercado está en manos de la gran distribución.

**CUADRO 7**  
**Contrastes de exogeneidad débil**

	Andalucía	Castilla-León	Centro-Sur	Levante	Noreste	Noroeste	Norte
VCE	19,01075	11,61355	13,57039	32,83324	9,465631	23,77386	24,55625
<i>p</i> -valor	0,004146*	0,071167	0,034821*	0,000011*	0,149035	0,000575*	0,000412*

VCE.: valor calculado del estadístico del contraste. Valor crítico (5%):  $\chi^2(6) = 12,592$

(\*) indica rechazo de la hipótesis nula (6) al 5%

Fuente: Elaboración propia.

A continuación, se contrasta la relación (1, -1) entre las diferentes parejas de series de precios bajo la restricción de la exogeneidad débil de la serie correspondiente a Noreste. Una vez más, los resultados del test (*p*-valor = 0,001457) no permiten aceptar el cumplimiento simultáneo de las relaciones planteadas, es decir, no se admite una transmisión perfecta de los precios. Ante esta situación optamos por analizar de forma individual, y bajo la condición de exogeneidad débil de Noreste, la paridad

(1, -1) para cada una de las posibles parejas de precios en cada uno de los vectores de cointegración [véase Juselius (1998)]. Los resultados aparecen en el Cuadro 8, los cuales permiten afirmar, al 5%, que se produce transmisión perfecta a largo plazo entre los precios de Noreste y el resto de zonas, excepto Centro-Sur. No obstante, puesto que alguna de las probabilidades límite están muy próximas a 0,05, una conclusión más sólida sería la transmisión perfecta entre los precios de los mercados de las regiones norte y este del país, con Noreste como mercado líder. Ante este resultado es razonable aducir la situación geográfica de los mercados como una posible explicación del mismo, lo cual abre la posibilidad, ya comentada, de enfocar el análisis desde la perspectiva de dos submercados: Andalucía, Castilla y León y Centro-Sur, por un lado, y Noreste, Norte, Levante y Noroeste, por otro.

CUADRO 8

**Contrastes individuales de la relación (1, -1) en cada vector de cointegración**

	VCE	p-valor
Noreste vs. Andalucía	13,29351	0,065272
Noreste vs. Castilla y León	13,44408	0,062
Noreste vs. Centro-Sur	24,3695	0,000981*
Noreste vs. Levante	11,65401	0,112527
Noreste vs. Noroeste	9,822902	0,198834
Noreste vs. Norte	12,86372	0,075499

VCE.: valor calculado del estadístico del contraste. Valor crítico (5%):  $\chi^2(7) = 14,067$

(\*) indica rechazo de la hipótesis nula al 5%.

Fuente: Elaboración propia.

## 5. Conclusiones

En este trabajo se estudia la integración del mercado español del aceite de oliva mediante la contrastación la Ley de Precio Único en dicho mercado. Durante el período considerado (enero 1987-marzo 2001), las series de precios de aceite de oliva en cada una de las zonas establecidas por el MAPA presentan un comportamiento muy similar, si bien la de Canarias se mueve en un nivel distinto (inferior).

Todas las series de precios analizadas son integradas de orden 1 [ $I(1)$ ], lo que permitió abordar el estudio de integración mediante la teoría de la cointegración. Para dicho estudio se prescindió de la serie de Canarias por su comportamiento tan diferente al resto de series, encontrándose seis relaciones de cointegración entre estas últimas, lo que indica que el mercado del aceite de oliva es muy estable. No obstante, no se ha encontrado evidencia del cumplimiento de la Ley de Precio Único en el espacio constituido por todas las zonas menos Canarias. Esto significa que los precios de las zonas de este espacio se diferencian por algo más que los costes de transacción por lo que no es posible hablar de un único precio representativo en el mercado que define dicho espacio. Este incumplimiento puede deberse a la actuación de la Gran

Distribución y los Grandes Grupos de Empresas que se traduce en una política empresarial relacionada en gran medida con el nivel de consumo de cada zona.

Por último, los resultados permiten considerar a Noreste como mercado líder, lo cual puede deberse a que es gran consumidora de aceite de oliva y a que en ella se encuentran los grandes operadores. Bajo esta condición de liderazgo se produce transmisión perfecta a largo plazo entre los precios de Noreste y el resto de zonas, excepto Centro-Sur.

## Bibliografía

- Ardeni, P.G. (1989). «Does the law of one price really hold for commodity prices». *American Journal of Agricultural Economics*, 71:661-668.
- Baffes, J. (1991). «Some further evidence on the Law of One Price: The Law of One Price still holds». *American Journal of Agricultural Economics*, 73:1264-1273.
- Boshnjaku, L., Ben-Kaabia, M. y Gil, J.M. (2003). «Transmisión de precios en los mercados regionales de ovino en España». *Economía Agraria y Recursos Naturales*, 3(1):71-103.
- Charemza, W.W. y Deadman, D.F. (1997). *New directions in econometric practice*. Second Edition Edward Elgar Publishing Limited.
- Clemente, J., Gil, J.M., Montañes, A. y Reyes, M. (1995). «Integración espacial del mercado de cereales en España». Comunicación presentada al *II Congreso Nacional de Economía y Sociología Agrarias*, Valencia.
- COAG. (2003). *Anuario Agrario 2003*. Coordinadora de Organizaciones de Agricultores y Ganaderos, Madrid.
- Dawson, P.J. y Dey, P.K. (2002). «Testing for the law of one price: Rice market integration in Bangladesh». *Journal of International Development*, 14(4):473-484.
- Dickey, D.A. y Fuller, W.A. (1981). «Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root». *Econometrica*, 49:1057-1072.
- Dickey, D.A., Jansen, D. y Thornton, D. (1991). «A primer on cointegration with an application to money and income». *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 73:58-78.
- Dios, R. y Roldán, J.A. (2006). «A strategy for testing the unit root in AR(1) model with intercept. A Monte Carlo experiment». *Journal of Statistical Planning and Inference*, 136(8):2685-2705.
- Engle, R.F. y Granger, C.W.J. (1987). «Co-integration and error correction: Representation, estimation and testing». *Econometrica*, 55:251-276.
- FAO (2005). *Aplicación del estudio de la repercusión de los precios a determinados mercados del té*. Comité de problemas de productos básicos, 16.ª reunión del Grupo Intergubernamental sobre el Té, Bali.
- Fuller, W.A. (1996). *Introduction to Statistical Time Series Analysis*. Second Edition. John Wiley, New York.
- Hamilton, G. (1994). *Time Series Analysis*. Princeton University Press.
- Johansen, S. (1988). «Statistical analysis of cointegration vectors». *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12:231-254.
- Juselius, K. (1998). «A structured VAR for Denmark under changing monetary regimes». *Journal of Business and Economic Statistics*, 16(4):400-411.
- Koop, G., Pesaran, M.H. y Potter, S.M. (1996). «Impulse response analysis in nonlinear multivariate models». *Journal of Econometrics*, 74: 119-147.

- Larue, B. (1991). «Farm input, farm output and retail prices: A cointegration analysis». *Canadian Journal of Agricultural Economics*, 39:335-353.
- Lutz, C., Van Tilburg, A. y Van Der Kamp, B. (1995). «The process of short- and long-term price integration in the Benin maize market». *European Review of Agricultural Economics*, 22:191-212.
- Mackinnon, J.G., Haug, A. y Michelis, L. (1999). «Numerical distribution functions of likelihood ratio tests for cointegration». *Journal of Applied Econometrics*, 14(5):563-577.
- MAPA. (2004). *Anuario de Estadística Agroalimentaria 2004*. Ministerio de Agricultura, Pesca y Alimentación, Madrid.
- Mohanty, S., Peterson, E.W.F. y Smith, D.B. (1996). «Relationships between U.S. and Canadian wheat prices: Cointegration and error correction approach». *Canadian Journal of Agricultural Economics*, 44:265-276.
- Pesaran, M.H. y Shin, Y. (1998). «Generalised impulse response analysis in linear multivariate models». *Economics Letters*, 58:17-29.
- Roldán, J.A. (2000). *Análisis sobre la detección de raíces unitarias desde la perspectiva de la no similitud. Estudio de integración en el mercado del aceite de oliva*. Tesis doctoral, Universidad de Córdoba.
- Roldán, J.A. y Dios, R. (2000). «Análisis de detección de raíces unitarias en series de tiempo. Un enfoque metodológico con tests no similares». *Qüestió*, 24(3):449-491.
- Said, S.E. y Dickey, D.A. (1984). «Testing for unit roots in autoregressive-moving average models of unknown order». *Biometrika*, 71:599-607.
- Sanjuán, A.I. y Gil Roig, J.M. (1995). «Integración del mercado porcino español en la UE». Comunicación presentada al *II Congreso Nacional de Economía y Sociología Agrarias*, Valencia.
- Sanjuán, A.I. y Gil Roig, J.M. (1998). «Análisis de las relaciones de precios agrarios mediante la identificación del espacio de cointegración. Una aplicación al sector ovino comunitario». Comunicación presentada al *III Congreso Nacional de Economía Agraria*, Lleida.
- Sexton, R.J., Kling, C.L. y Carman, H.F. (1991). «Market integration, efficiency of arbitrage, and imperfect competition: Methodology and application to US Celery». *American Journal of Agricultural Economics*, 73:568-580.
- Silvapulle, P. y Jayasuriya, S. (1994). «Testing for Philippines rice market integration: A multiple cointegration approach». *Journal of Agricultural Economics*, 45(3):369-380.
- Zanias, G.P. (1993). «Testing for integration in European Community agricultural product markets». *Journal of Agricultural Economics*, 44(3):418-427.