

Documento de trabajo

E2004/27

Contrastación de la ley de precio único en el mercado español del aceite de oliva

centrA: Fundación
Centro de
Estudios
Andaluces

**José Angel Roldán Casas
Rafaela Dios-Palomares**



centrA: Fundación
Centro de
Estudios
Andaluces

Contrastación de la ley de precio único en el mercado español del aceite de oliva¹

José Angel Roldán Casas^{2,3} **Rafaela Dios-Palomares^{2,4}**
Universidad de Córdoba Universidad de Córdoba

RESUMEN

En este trabajo se contrasta la eficiencia del mercado español del aceite de oliva puro a través del cumplimiento de la Ley de Precio Único (LPU), considerando las zonas de consumo que, para este producto, define el MAPA. El análisis se lleva a cabo desde la perspectiva de la teoría de la cointegración, contrastando la LPU a largo plazo mediante el procedimiento propuesto por Johansen. Los resultados indican la existencia de tres relaciones de cointegración entre las series de precios analizadas, aunque no evidencian el cumplimiento de la LPU. Los contrastes de exogeneidad débil revelan que Andalucía y Noreste pueden ser considerados como mercados líderes.

Palabras clave: integración de mercados, Ley de Precio Único, raíz unitaria, cointegración, exogeneidad débil

ABSTRACT

In this paper we analyze the spatial integration in Spanish olive oil market. The methodology is based on co-integration analysis. Johansen's procedure is applied to test the existence of the Law of One Price (LOP) in the long run which should be in force if the markets investigated are truly integrated. We consider as markets the consumption regions established by the MAPA. The results suggest that there are three cointegrating relationships for the price series but the LOP does not hold in the long run for all the markets. Tests of weak exogeneity show that Andalucía and Noreste markets can be considered as leaders.

Keywords: market integration, Law of One Price, olive oil, unit root, co-integration, weak exogeneity

JEL Classification: M2, Q13, C51

¹Se trata del aceite que antiguamente se denominaba aceite de oliva puro

²Departamento de Estadística, Universidad de Córdoba, España.

Grupo de Eficiencia y Productividad EFIUCO, Universidad de Córdoba, España

<http://www.uco.es/grupos/efiuco/>

Grupo de Eficiencia y Productividad de CENTRA

³ malrocaj@uco.es

⁴ rdios@uco.es

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 las últimas negociaciones llevadas a cabo en la Política Agraria Comunitaria. La repercusión que puede tener sobre el comportamiento de los precios dicha política hace que hoy día sea un tema de total actualidad.

En el ámbito internacional, hay que señalar que la producción de aceite de oliva se encuentra en período de expansión en el mundo. Como es conocido, los principales productores son países pertenecientes a la Unión Europea (España, Italia, Grecia y Portugal) y, en mucha 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.

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. Según datos del Anuario Agrario 2003 de la organización agraria COAG, Andalucía es la primera productora nacional de aceite de oliva con 1,17 millones de toneladas en la campaña 2001/2002 y un total de 707.000 a fecha de abril de 2003. Le siguen, a mucha distancia, Castilla La Mancha y Extremadura con un 6% y 3.5%, 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, de modo que, actualmente, el cultivo se encuentra en clara expansión, en detrimento, sobre todo, de terrenos dedicados a los cereales y al viñedo.

Todo lo anterior pone de manifiesto no solo 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 del precio 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. Por ello, 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 Unico, considerando las zonas definidas por el Ministerio de Agricultura, Pesca y Alimentación (MAPA). 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; y contrastar el cumplimiento de la Ley de Precio Unico.

2 LEY DE PRECIO UNICO Y COINTEGRACION

La Ley de Precio Unico (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, expresados en una moneda común, están relacionados de acuerdo con la expresión

$$P_{it} = EP_{jt} = P_{jt}^* \quad (1)$$

donde P_{it} y P_{jt} son los precios en el mercado i y j , respectivamente, y E es la tasa de cambio¹ (Ardeni, 1989).

Lo anterior se puede generalizar a n mercados, en cuyo caso se verificaría

$$\sum_{i=1}^n \beta_i P_{it} = u_t = 0, \quad \text{con} \quad \sum_{i=1}^n \beta_i = 0 \quad (2)$$

(suponemos que todos los precios están expresados en la misma moneda). Esta es la Ley de Precio Unico (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 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, Kling y Carman (1991), el incumplimiento de la LPU puede atribuirse a alguna(s) de las siguientes circunstancias:

1) **Inexistencia de un arbitraje** de los precios del bien en cuestión. Se suele dar en mercados con una fuerte intervención pública.

¹Si 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 la unidades monetarias del otro, siendo su mejor estimador (en el sentido de mínima varianza e insesgadez) la tasa de cambio observada (Baffes, 1991).

2) **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.

3) **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 (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 (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, 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. En estos casos, es deseable que dichas desviaciones estén próximas a cero, de forma que se habla de equilibrio a largo plazo cuando en (2) u_t 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 $I(1)$, u_t deambulará alrededor del valor cero y 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, incluso, en los casos en los que las series P_{it} 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 $\boldsymbol{\beta}$ tal que $\boldsymbol{\beta}'\mathbf{Z}_t \sim I(d-b)$, se dice que las variables son cointegradas de orden (d, b) , siendo $\boldsymbol{\beta}$ 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 u_t en (2) es $I(0)$ bajo la condición $\sum_{i=1}^n \beta_i = 0$. En este contexto, los coeficientes β_1, \dots, β_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

$$\Delta \mathbf{Z}_t = \boldsymbol{\Pi} \mathbf{Z}_{t-1} + \sum_{i=1}^k \boldsymbol{\Gamma}_i \Delta \mathbf{Z}_{t-i} + \boldsymbol{\varepsilon}_t \quad \text{para } k \geq 1, \quad \boldsymbol{\varepsilon}_t \sim \text{NII}(0, \boldsymbol{\Sigma}) \quad (3)$$

la cual permite separar las relaciones a corto plazo de las relaciones a largo plazo². 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 $\boldsymbol{\Pi}$ es igual a r y según el teorema de representación de Granger (Engle y Granger, 1987) esta matriz se puede expresar en la forma $\boldsymbol{\Pi} = \boldsymbol{\alpha}\boldsymbol{\beta}'$, siendo $\boldsymbol{\alpha}$ y $\boldsymbol{\beta}$ matrices de orden $n \times r$. En este contexto, la matriz $\boldsymbol{\beta}$ verifica $\boldsymbol{\beta}'\mathbf{Z}_t \sim I(0)$, 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 $\boldsymbol{\beta}'\mathbf{Z}_t$) y los desequilibrios que se producen a corto plazo, siendo los elementos de la matriz $\boldsymbol{\alpha}$ 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 diferencia 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 exógenas de forma simultánea.

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

En los primeros trabajos en los que se contrastaba la LPU en base a 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. Así, Ardeni (1989) fue de los primeros en utilizar esta metodología para contrastar 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). La conclusión fue que, para los productos analizados, la LPU no se cumplía a largo plazo en los mercados considerados, por lo que las desviaciones en los precios con respecto a la relación de equilibrio debían considerarse permanentes.

Baffes (1991) contrastó la LPU a largo plazo para los mismos productos y mercados que Ardeni (1989). Las diferencias con el trabajo de Ardeni (1989) son que Baffes (1991) toma las series de precios sin aplicarles transformación logarítmica y que lleva a cabo el test de cointegración tomando la diferencia de las dos series de precios implicadas, esto es, imponiendo restricciones en el vector de cointegración. Aunque las diferencias metodológicas no parecen a priori muy importantes, los resultados que obtuvo Baffes (1991) indican todo lo contrario, ya que, en general, eran favorables a la LPU.

Los resultados de los dos trabajos anteriores ponen de manifiesto que el contraste de la LPU puede llevar a conclusiones contrarias dependiendo que el test de cointegración se realice imponiendo o no restricciones en el vector de cointegración. Para evitar este problema, Zanias (1993) propuso que sólo se admita que se cumple la LPU a largo plazo, cuando los contrastes con y sin restricciones nos lleven, ambos, a tal conclusión. De esta forma, a través del test sin restricciones se determina si las series de precios están cointegradas o no (es decir, si existe una relación de equilibrio a largo plazo), y mediante el test con restricciones se confirmará si los mercados están integrados (es decir, si se cumple la LPU a largo plazo). Zanias (1993) aplicó esta idea para estudiar el cumplimiento de la LPU a largo plazo para algunos productos agrarios (trigo, leche, patatas y porcino) en países de la Comunidad Europea, concluyendo que en poco más de la mitad de las combinaciones de pares de mercados consideradas para el trigo, se puede admitir que se cumple la LPU.

Lutz et al. (1995), Sanjuán y Gil (1995) y Roldán (2000) también contrastaron la LPU a largo plazo utilizando la idea de Zanias (1993). Los primeros analizaron la integración del precio del maíz en Benin, según diversas zonas, y confirmaron el cumplimiento de la LPU a largo plazo. Los segundos 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). Los resultados indican que los precios del porcino en España mantienen una relación de equilibrio a largo plazo con los demás precios considerados. No obstante, solo se puede hablar de cumplimiento de la LPU entre España y Dinamarca.

Finalmente, Roldán (2000) 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 encontradas³, 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 da 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 del trabajo de Larue (1991) que encontró evidencia de cointegración entre los precios pagados y percibidos por los agricultores y los precios al por menor, en Canadá. Asimismo, Silvapulle y Jayasuriya (1994), Clemente et al. (1995) y Sanjuán y Gil (1998) analizan la integración espacial del mercado del arroz en Filipinas, del mercado de cereales (trigo y cebada) en España⁴ y del sector ovino comunitario, respectivamente, teniendo en cuenta relaciones de cointegración con más de dos series de precios. En esta misma línea encontramos el estudio de Mohanty et al. (1996) sobre las relaciones existentes entre el precio del trigo en Estados Unidos y Canadá.

Los procedimientos de Engle y Granger (1987) y Johansen (1988) también se han aplicado a series que no son exclusivamente de precios. Así, Sarker (1993) aplicó la metodología de Johansen (1988) y Johansen y Juselius (1990) para analizar las relaciones causales de las exportaciones canadienses de madera con el precio de la madera en Estados Unidos, el número de casas construidas en Estados Unidos y el tipo de cambio canadiense, llegando a la conclusión de la existencia de una relación a largo plazo entre dichas variables. Gregoire y Letelier (1998) utilizaron esta metodología para analizar la dinámica en el mercado de activos chileno. Asimismo, Tambi (1999) hizo lo propio para estudiar las relaciones de equilibrio a largo plazo entre las exportaciones de cacao, café y algodón en Camerún. Otros trabajos en esta línea es el de Akbostanci y Tunç (2002), que estudian la relación entre el déficit presupuestario y del sector exterior turco, y el de Blanco (2003) que analiza las relaciones dinámicas de los precios entre el mercado de futuros sobre el Ibex35 y su mercado al contado.

3 METODOLOGÍA

Para estudiar la integración espacial del mercado del aceite de oliva en España, se utilizan datos que han sido facilitados por el MAPA. 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-León, Centro-Sur (Madrid, Castilla-La Mancha y Extremadura), Levante

³En 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.

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

(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. La elección de las zonas está condicionada por la propia fuente, por lo que para nosotros cada una de ellas es un mercado.

Previo al contraste de la LPU, se realizará un estudio descriptivo de las diferentes series de precios. Concretamente, se presentará un gráfico que recoja la evolución de las distintas series a lo largo del período considerado, y se calcularán algunas medidas descriptivas.

Contraste de la LPU

Se contrasta la LPU en el mercado español del aceite de oliva, en el marco de la teoría de la cointegración. Concretamente, el contraste 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 propone Roldán (2000) y Roldán y Dios (2000) a partir de la estimación MCO del modelo⁵

$$P_{it} = \mu + \beta t + \rho P_{i(t-1)} + \sum_{j=1}^k \phi_j (P_{i(t-j)} - P_{i(t-j-1)}) + e_t, \quad e_t \sim \text{IID}(0, \sigma^2) \quad (4)$$

Se utilizará el test de Ljung-Box para 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 β) existentes entre dichas series. Para ello, se utiliza el **contraste de la traza** propuesto por Johansen (1988) cuyo estadístico⁶ 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 se toma como valor de dicho parámetro aquél que minimiza el criterio de información 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,

⁵Como k es desconocido se elegirá como valor de dicho parámetro aquél que minimice el criterio de información de Akaike.

⁶Algunos cuantiles de su distribución asintótica fueron tabulados por Johansen (1988) y Osterwald-Lenun (1992).

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

$$H_0: \beta_{ji} = 0, j = 1, \dots, r \quad (5)$$

es decir, si no se admite la nulidad conjunta de sus coeficientes en las r relaciones de cointegración detectadas. Esta hipótesis se contrasta en base al 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 el hecho de que la suma de los parámetros de cada una de las relaciones de cointegración sea igual a cero. Por tanto, si las series de precios analizadas son cointegradas de orden (1, 1) existiendo $r < n$ relaciones de cointegración entre ellas, la hipótesis

$$H_0: \sum_{i=1}^n \beta_{ji} = 0 \text{ para cada } j = 1, \dots, r,$$

representa el cumplimiento de la LPU. Esta hipótesis se contrasta en base al 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 se produce cuando una serie P_{it} del mercado en cuestión es débilmente exógena⁷ 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 α) son nulos.

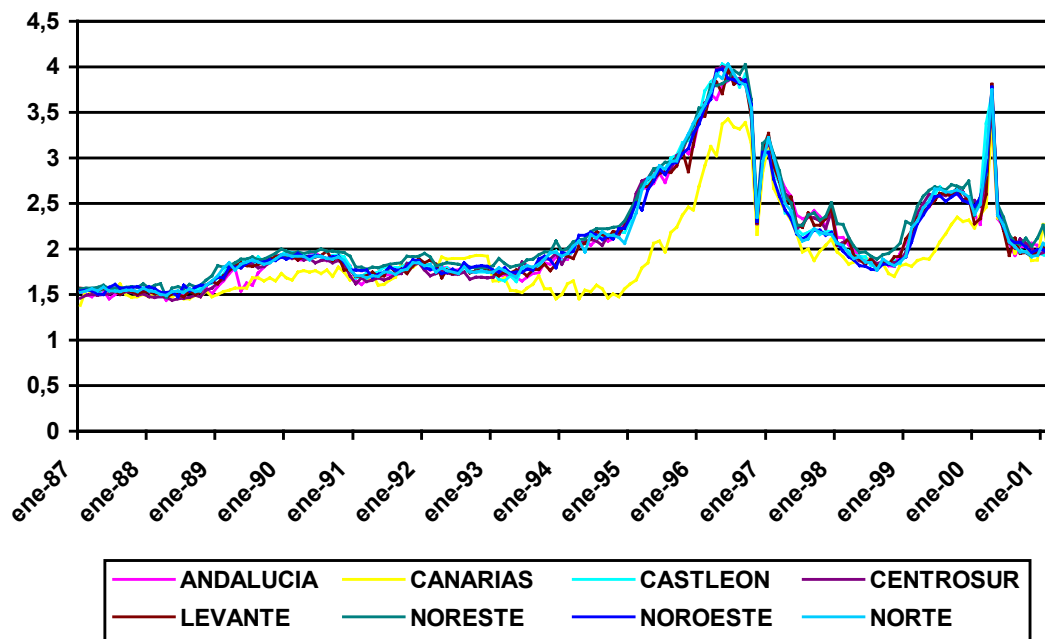
4 RESULTADOS

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.

⁷ Ver definición de exogeneidad débil en Charemza y Deadman (1997, p. 225)

Gráfico 1: Evolución del precio medio (€/litro) del aceite de oliva (enero 1987-marzo de 2001)



Fuente: Elaboración propia a partir de los datos del MAPA

Este comportamiento uniforme vuelve a quedar de manifiesto en la **tabla 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 Andalucía y los 2.21 €/l de Noreste, con la excepción de Canarias donde la media alcanza un valor de 1.91 €/l.

Tabla 1: Medidas descriptivas del precio del aceite de oliva en cada zona (enero 1987-marzo 2001)

	Andalucía	Norte	Noroeste	Noreste	Levante	Cast-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
Observaciones	171	171	171	171	171	171	171	171

Fuente: Elaboración propia

Si tenemos en cuenta que Andalucía es la principal 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 como 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 dramáticas sequías padecidas en el trienio 1993-94-95, que propiciaron cosechas muy cortas, especialmente la de la campaña 95/96. Esto hecho, unido a la disminución comunitaria de la ayuda (apenas 20 pesetas por litro), provocaron la escasez del producto en los mercados y el incremento desorbitado del precio del aceite de oliva, quedando dicho precio por encima del de los sustitutivos. 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.

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

4.2.1 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 comportamiento⁸ es típico de series estacionarias en media y con tendencia en varianza (raíz unitaria), es decir, de series integradas de orden 1 (Roldán, 2000, p. 145).

Para confirmar esta impresión visual, sobre cada serie de precios se ha aplicado el test de raíz unitaria descrito en la sección 3 a partir de los resultados de la estimación MCO del modelo (4) en el que se omiten los elementos deterministas⁹ dado que, como ya se ha dicho, las series evolucionan sobre un mismo nivel sin mostrar ningún tipo de tendencia persistente. La **tabla 2** recoge, para cada serie, los resultados más relevantes de la estimación

⁸Se 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).

⁹Cuando el modelo (4) no incluye elementos deterministas (parámetros molestos), la estrategia de contraste de raíz unitaria propuesta por Roldán (2000) y Roldán y Dios (2000) es en realidad el procedimiento de Said y Dickey (1984) (habitualmente conocido como test ADF)

de dicho modelo (valor del criterio de Akaike, número de retardos k del término ΔP_{it} al que conduce dicho criterio, los retardos que finalmente resultan relevantes y el valor calculado del estadístico del contraste) y la conclusión acerca de la presencia o no de raíz unitaria, en base al contraste aplicado. Según estos resultados, se concluye que todas las series de precios consideradas **son integradas de orden 1**. 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.

Tabla 2: Contrastes de raíz unitaria

P_{it}	K	Retardos significativos	Valor calculado del estadístico	Decisión	Test de Ljung-Box*			
					$Q(1)$	$Q(3)$	$Q(12)$	$Q(24)$
Andalucía	2	1 y 2	-0.0053	Raíz	0.0038 (0.951)	0.2886 (0.962)	8.8554 (0.715)	17.462 (0.828)
Canarias	2	1 y 2	0.0459	Raíz	0.0054 (0.941)	0.7466 (0.862)	7.1381 (0.848)	17.012 (0.848)
Castilla-León	2	2	-0.1021	Raíz	1.3289 (0.249)	2.2163 (0.529)	7.3252 (0.835)	14.582 (0.932)
Centro-Sur	1	1	-0.0765	Raíz	0.0343 (0.853)	1.3374 (0.72)	8.9989 (0.703)	13.920 (0.948)
Levante	2	1 y 2	-0.1780	Raíz	0.0559 (0.813)	1.1633 (0.762)	7.7259 (0.806)	14.606 (0.932)
Noreste	1	1	-0.0542	Raíz	0.0387 (0.844)	1.3698 (0.713)	10.202 (0.598)	13.450 (0.958)
Noroeste	1	1	-0.1805	Raíz	0.0576 (0.81)	1.9927 (0.574)	6.4460 (0.892)	10.806 (0.990)
Norte	1	1	-0.2708	Raíz	0.0137 (0.907)	2.7323 (0.435)	5.7682 (0.927)	11.819 (0.982)

Regiones de aceptación para $T = 100$: (-2.24, 1.64) al 5%, (-1.95, 1.29) al 10% (Fuller, 1996)

(*) 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

4.2.2 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.

Para determinar el número de relaciones de cointegración se aplica el contraste de la traza comentado en la sección 3. Dicho contraste se llevó a cabo tomando¹⁰ $k = 5$ y $n = 7$ en el modelo (3) en el que se decidió no incluir componentes deterministas por la misma razón esgrimida en la sección 4.2.1. para el modelo (4). Los resultados del contraste bajo estas condiciones se recogen en la **tabla 3**, los cuales permiten concluir, con un nivel de significación del 5%, que existen **tres relaciones de cointegración** entre las series de precios de aceite

¹⁰Se ha repetido el test con diferente número de retardos y se ha elegido aquél que minimizaba el valor del criterio de información de Akaike

de oliva de todas las zonas, excepto Canarias. Puesto que un número cada vez más elevado de vectores de cointegración implica una mayor estabilidad en el sistema¹¹, el resultado de tres de estos vectores entre las series de precios de aceite de oliva, confiere a dicho mercado una gran estabilidad.

Tabla 3: Contraste de cointegración de Johansen

Nº Relaciones de cointegración	Estadístico de la traza	Valor crítico al 5%
Ninguna*	156.7529	109.99
Al menos 1*	95.8145	82.49
Al menos 2*	62.1193	59.46
Al menos 3	34.1903	39.89
Al menos 4	17.7853	24.31
Al menos 5	8.1846	12.53
Al menos 6	0.0367	3.84

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

Valores críticos proporcionados por el programa E-Views 4.1

Fuente: Elaboración propia

Se estudia la relevancia de cada serie de precios, P_{it} , en la relación a largo plazo mediante el contraste de nulidad sobre sus correspondientes coeficientes, β_{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 la **tabla 4**. Los resultados nos indican que únicamente la zona Noreste no es significativa al 5%, por lo que en principio se la debería excluir de la relación a largo plazo. No obstante, decidimos mantenerla ya que, al estar su p -valor (0.0563) muy próximo al límite que marca el nivel de significación (0.05) que estamos utilizando, consideramos que no hay evidencia suficiente para aceptar su no relevancia.

Tabla 4: Contraste de significación individual de cada serie en la relación a largo plazo

	Andalucía	Centro-Sur	Castilla-León	Levante	Noreste	Noroeste	Norte
VCE	15.9597	23.5743	9.5315	12.5126	7.5490	28.3783	21.6617
p -valor	0.0012*	0.0000*	0.0230*	0.0058*	0.0563	0.0000*	0.0001*

VCE.: valor calculado del estadístico del contraste. Valor crítico (5%): $\chi^2(3) = 7,81$. (*) indica rechazo de la hipótesis nula (5) al 5%

Fuente: Elaboración propia

El resultado de la estimación¹² del modelo de corrección de error (3) con $r = 3$ relaciones de cointegración, un valor de $k = 5$ y Z_t formado por todas las series, excepto Canarias, en el orden en que aparecen en la **tabla 4**, es

¹¹Según 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.

¹²El lector puede solicitar a los autores el resultado de la estimación completa del modelo de corrección de error (3).

$$\left\{ \begin{array}{l}
\Delta \hat{P}_{Andalucia,t} = -0.303036 * Eq1 - 0.086143 * Eq2 - 0.39411 * Eq3 + \sum_{i=1}^5 \hat{\Gamma}_{1i} \Delta Z_{t-i} \\
\Delta \hat{P}_{Centro-Sur,t} = 0.165176 * Eq1 - 0.404128 * Eq2 - 0.350561 * Eq3 + \sum_{i=1}^5 \hat{\Gamma}_{2i} \Delta Z_{t-i} \\
\Delta \hat{P}_{Castilla-Leon,t} = 0.025146 * Eq1 - 0.002791 * Eq2 - 0.963652 * Eq3 + \sum_{i=1}^5 \hat{\Gamma}_{3i} \Delta Z_{t-i} \\
\Delta \hat{P}_{Levante,t} = 0.511139 * Eq1 - 0.503017 * Eq2 - 0.010739 * Eq3 + \sum_{i=1}^5 \hat{\Gamma}_{4i} \Delta Z_{t-i} \\
\Delta \hat{P}_{Noreste,t} = 0.098789 * Eq1 + 0.000153 * Eq2 - 0.231518 * Eq3 + \sum_{i=1}^5 \hat{\Gamma}_{5i} \Delta Z_{t-i} \\
\Delta \hat{P}_{Noroeste,t} = 0.248505 * Eq1 - 0.452264 * Eq2 - 0.191045 * Eq3 + \sum_{i=1}^5 \hat{\Gamma}_{6i} \Delta Z_{t-i} \\
\Delta \hat{P}_{Norte,t} = 0.182195 * Eq1 + 0.035795 * Eq2 - 0.483529 * Eq3 + \sum_{i=1}^5 \hat{\Gamma}_{7i} \Delta Z_{t-i}
\end{array} \right. \quad (6)$$

donde $\hat{\Gamma}_{ji}$ recoge los coeficientes estimados en la ecuación j de las variables del vector ΔZ_{t-i} ; Eq1, Eq2 y Eq3 son las ecuaciones de cointegración estimadas normalizadas respecto a $P_{Andalucia,t}$, $P_{Centro-Sur,t}$ y $P_{Castilla-Leon,t}$ respectivamente

$$\begin{aligned}
Eq1 &\equiv P_{Andalucia,t-1} - 1.210037 P_{Levante,t-1} + 0.325902 P_{Noreste,t-1} + 0.575937 P_{Noroeste,t-1} - 0.700633 P_{Norte,t-1} \\
Eq2 &\equiv P_{Centro-Sur,t-1} + 0.011162 P_{Levante,t-1} - 0.438152 P_{Noreste,t-1} + 1.528101 P_{Noroeste,t-1} - 2.076010 P_{Norte,t-1} \\
Eq3 &\equiv P_{Castilla-Leon,t-1} + 0.249737 P_{Levante,t-1} - 0.596561 P_{Noreste,t-1} + 0.155008 P_{Noroeste,t-1} - 0.788726 P_{Norte,t-1}
\end{aligned} \quad (7)$$

y los coeficientes de cada una de las ecuaciones de cointegración en las diferentes ecuaciones del modelo (6) son los coeficientes estimados de la relación a corto plazo (α_{ji}).

De las ecuaciones (7) se tiene la estimación de las ecuaciones (normalizadas) de la relación a largo plazo:

$$\begin{aligned}
P_{Andalucia,t} &= 1.210037 P_{Levante,t} - 0.325902 P_{Noreste,t} - 0.575937 P_{Noroeste,t} + 0.700633 P_{Norte,t} \\
P_{Centro-Sur,t} &= -0.011162 P_{Levante,t} + 0.438152 P_{Noreste,t} - 1.528101 P_{Noroeste,t} + 2.076010 P_{Norte,t} \\
P_{Castilla-Leon,t} &= -0.249737 P_{Levante,t} + 0.596561 P_{Noreste,t} - 0.155008 P_{Noroeste,t} + 0.788726 P_{Norte,t}
\end{aligned}$$

donde todas las series incluidas son exógenas, pudiéndose despejar unas en función de las demás, sin implicar una dependencia. En cada ecuación, los coeficientes de las diferentes variables representan la estimación de la elasticidad a largo plazo de dicha variable en relación con la que aparece despejada.

4.2.3 Contraste de la LPU

Una vez estimados los vectores de cointegración, se estudia el cumplimiento de la LPU entre las variables incluidas finalmente en el modelo (3). Para ello, se analiza si es admisible que la suma de los coeficientes de cointegración en cada ecuación de cointegración sea cero, es decir, se contrasta la hipótesis nula $H_0: \sum_{i=1}^7 \beta_{ij} = 0$ para cada $j = 1, \dots, r = 3$. El valor calculado del estadístico para este contraste es de 8.31298 con un p -valor de **0.04**, por lo que se acepta la hipótesis nula (se cumple la LPU) al 1% pero no al 5%. Estos resultados nos llevan a la conclusión de que no hay una evidencia clara en cuanto al cumplimiento o no de la Ley de Precio Unico en el mercado español del aceite de oliva.

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 segunda.

- **Contrastes de exogeneidad débil**

Se estudia la presencia de mercados líderes mediante los correspondientes contrastes de exogeneidad débil. Así, siguiendo lo expuesto en la sección 3, para cada serie de precios P_{it} se contrastó la hipótesis

$$H_0: \alpha_{i1} = \alpha_{i2} = \alpha_{i3} = 0 \quad (\text{Exogeneidad débil})$$

quedando recogidos los resultados (valores calculados del estadístico y sus probabilidades límite) en la **tabla 5**

Tabla 5: Contrastes de exogeneidad débil

	Andalucía	Centro-Sur	Castilla-León	Levante	Noreste	Noroeste	Norte
VCE	3.475	7.6651	9.6481	7.9487	1.0778	7.5802	3.8872
p -valor	0.324	0.0535	0.0218*	0.0471*	0.7824	0.0555	0.2739

VCE.: valor calculado del estadístico del contraste. Valor crítico (5%): $\chi^2(3) = 7,81$.

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

Fuente: Elaboración propia

Estos resultados revelan que todos los mercados, salvo Castilla-León y Levante, pueden ser débilmente exógenos al 5%, esto es, que no responden a las desviaciones de las relaciones a largo plazo. No obstante, en los casos de Centro-Sur, Levante y Noroeste, los p -valores nos indican que no hay una evidencia clara de la exogeneidad

débil de los mismos. Donde si se puede hablar de exogeneidad débil es en los casos de Andalucía, Noreste y Norte, si bien hay que analizar si pueden ser líderes de forma simultánea.

Los resultados de la **tabla 6** muestran que no puede aceptarse al 5% que los tres mercados, Andalucía, Noreste y Norte, sean débilmente exógenos simultáneamente. En cambio, sí se acepta la exogeneidad simultánea de Andalucía-Noreste por un lado y la de Norte-Noreste por otro. No obstante, puesto que los tres no pueden ser líderes al mismo tiempo, solo es posible la exogeneidad débil simultánea de una de las dos parejas de mercados anteriores. Consideramos más lógico que esta pareja sea Andalucía-Noreste, por tener ambas zonas una gran relevancia en cuanto a producción se refiere (sobre todo Andalucía).

Tabla 6: Contrastes de exogeneidad débil simultánea

	Andalucía-Norte-Noreste	Andalucía-Noreste	Andalucía-Norte	Norte-Noreste
VCE	20.672	9.7648	19.0384	4.9547
<i>p</i> -valor	0.0142*	0.1349	0.0041*	0.5496

VCE.: valor calculado del estadístico del contraste.

(*) indica rechazo de la hipótesis nula de exogeneidad débil simultánea al 5%

Fuente: Elaboración propia

Finalmente, se contrasta el cumplimiento de la LPU imponiendo la restricción de la exogeneidad débil de Andalucía y Noreste. El valor calculado del estadístico de este contraste es 23.4876 con un *p*-valor de **0.0052**, lo que implica la no aceptación de la LPU bajo la exogeneidad débil de Andalucía y Noreste.

5 CONCLUSIONES

En este trabajo se estudia la integración del mercado español del aceite de oliva mediante la contrastación la Ley de Precio Unico 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 en base a 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 tres relaciones de cointegración entre estas últimas, lo que indica que el mercado del aceite de oliva es muy estable. No obstante, no se han encontrado evidencias claras del cumplimiento de la Ley de Precio Unico 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.

Finalmente, se ha concluido que Andalucía y Noreste pueden considerarse como mercados líderes, siendo el resto seguidores. Esto significa que Andalucía y Noreste inciden en los demás mercados y no se ven afectados por los shocks específicos en esos otros mercados. Estos resultados son coherentes con la realidad ya que la mayor exogeneidad se da en las principales zonas productoras, si bien hay que destacar que la segunda zona productora, Centro-Sur, no ha resultado exógena débil. En este contexto de la exogeneidad débil simultánea de Andalucía y Noreste, tampoco hay evidencia clara del cumplimiento de la LPU.

BIBLIOGRAFIA

- AKBOSTANCI, E. and TUNÇ, G. (2002), "Turkish twin deficit: An error correction model of trade balance". ERC Working Papers in Economics, 01/06.
- ANUARIO AGRARIO 2003 de la COAG
- ARDENI, P.G. (1989), "Does the law of one price really hold for commodity prices". *American Journal of Agricultural Economics*, 7, 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.
- BLANCO, R. (2003), "Transmisión de información entre el mercado de futuros sobre el Ibex 35 y el contado". *Revista de Economía Aplicada*, Vol. XI, 31, 81-101.
- CHAREMZA, W.W and 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". II Congreso Nacional de Economía y Sociología Agrarias, Septiembre, 1995.
- DICKEY, D.A. and FULLER, W.A. (1981), "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series With a Unit Root". *Econometrica*, 49, 1057-1072.
- DICKEY, D.A., JANSEN, D. and THORNTON, D. (1991), "A primer on cointegration with an application to money and income". *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 73, 58-78.
- ENGLE, R.F. and GRANGER, C.W. J. (1987), "Co-integration and error correction: representation, estimation and testing". *Econometrica*, 55, 251-276.
- FULLER, W.A. (1996), *Introduction to Statistical Time Series Analysis. Second Edition*. John Wiley, New York.
- GREGORIE, J. y LETELIER, S. (1998), "Desempeño agregado y mercado accionario. Un análisis empírico para el caso Chileno". *Cuadernos de Economía*, nº 105, 183-203.

- JOHANSEN, S. (1988), "Statistical analysis of cointegration vectors". *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231-254.
- 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. and VAM 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.
- MOHANTY, S.; PETERSON, E.W.F. and 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.
- OSTERWALD-LENUN, M. (1992), "A note with quantiles of the asymptotic distribution of the maximum likelihood cointegration rank test statistics", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, 461-472.
- ROLDAN, J.A. (2000), Análisis sobre la detección de raíces unitarias desde la perspectiva de la no similaridad. Estudio de integración en el mercado del aceite de oliva. Tesis doctoral, Universidad de Córdoba.
- ROLDAN, 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. and DICKEY, D.A. (1984), "Testing for unit roots in autoregressive-moving average models of unknown order". *Biometrika*, 71, 599-607.
- SANJUAN, A.I. y GIL ROIG, J.M. (1995), "Integración del mercado porcino español en la UE". II Congreso Nacional de Economía y Sociología Agrarias, Septiembre, 1995.
- SANJUAN, 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". III Congreso Nacional de Economía Agraria, Lleida, 1998.
- SARKER, R. (1993), "A maximum likelihood cointegration analysis of Canadian lumber exports". *Canadian Journal of Agricultural Economics*, 41, 97-110.
- SEXTON, R.J.; KLING, C.L. and 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. and JAYASURIYA, S. (1994), "Testing for Philippines rice market integration: A multiple cointegration approach". *Journal of Agricultural Economics*, Vol.45, nº 3, 369-380.
- TAMBI, N.E. (1999), "Co-integration and error correction modelling of agricultural export supply in Cameroon". *Agricultural Economics*, 20, 57-67.

ZANIAS, G.P. (1993), "Testing for integration in European Community agricultural product markets". *Journal of Agricultural Economics*, 418-427.