

Estudios de Economía Aplicada (1996)
No. 6, págs. 103 - 130.

Integración espacial y cointegración: una aplicación al mercado de cereales en España

JOSÉ M. GIL

Servicio de Investigación Agroalimentaria. Diputación General de Aragón

J. CLEMENTE, A. MONTAÑÉS Y M. REYES

Universidad de Zaragoza

Los resultados de este trabajo han sido posibles gracias a la financiación de la Universidad de Zaragoza (proyecto nº 26117) y la DGYCIT (PB94-1226).

Esta nueva versión incluye todas las correcciones sugeridas por el censor, las cuales nos han parecido oportunas y por las que les quedamos muy agradecidos.

RESUMEN

El objetivo del presente trabajo se centra en verificar el cumplimiento de la Ley de Precio Único (LPU) en mercados separados espacialmente, utilizando el enfoque de cointegración. Se han considerado dos mercados: trigo y cebada, y cuatro zonas productoras-consumidoras de dichos cereales: Ebro, Castilla-León, Castilla-La Mancha y Andalucía. Estas cuatro áreas concentran el 95% de la producción de ambos cereales. El período muestral se inicia tras la entrada de España en la CE y abarca campañas de comercialización completas (Julio 1986 - Junio 1994). El análisis de las propiedades univariantes de las series demuestra que, en ambos mercados, todas las series son integradas del mismo orden y, además, están cointegradas, esto es, existe una relación de equilibrio a largo plazo entre las mismas. Asimismo, se verifica el cumplimiento de la LPU. Finalmente, se analizan las relaciones dinámicas a corto plazo existentes entre los precios de las diferentes zonas. Incrementos de los precios en las zonas productoras determinan aumentos de los precios en el resto. En cambio, si el shock se produce en las zonas más deficitarias, el signo de las respuestas es el opuesto aunque la duración de dichas respuestas es corta.

Palabras clave: Ley de Precio Único, cointegración, funciones impulso, modelo de corrección del error, cereales.

Cod. UNESCO: 5302, 5312.

Artículo recibido en junio de 1996. Revisado en julio de 1996.

SUMMARY

This paper uses the multivariate cointegration testing procedures developed by Johansen to evaluate the law of one price (LOP) in the wheat and barley Spanish markets. Four regions are considered: Ebro, Castilla-León, Castilla-La Mancha and Andalucía which account for around 95% of total Spanish production. The sample period starts after accession to the European Union and covers eight cereals marketing seasons (July 1986-June 1994). The unit root tests indicate that all series are integrated of the same order. Johansen procedures show that prices in both markets are cointegrated and it is not possible to reject the null of LOP. Finally, an error correction model is estimated to evaluate short-run dynamic relationships among wheat and barley prices. Positive shocks in areas where surpluses exist generate a positive response in other markets. On the other hand, a shock in deficit regions provoke a short and negative response.

Key words: Law of One Price, cointegration, impulse response functions, error correction models, cereals.

1. Introducción

La entrada de España en la Unión Europea (U.E.) ha supuesto un cambio importante en las condiciones de comercialización en el mercado de cereales y, en particular, en los del trigo y de la cebada. Hasta 1984, el Servicio Nacional de Productos Agrarios (SENP) era el encargado de comprar a los agricultores todo el trigo producido, a los precios establecidos por el Gobierno, para venderlo, posteriormente, a los fabricantes de harina. Un porcentaje mínimo se destinaba a la fabricación de piensos compuestos para la alimentación animal (Gil y Albisu, 1992). La cebada era adquirida a los agricultores y a las cooperativas por los fabricantes. Otra proporción se destinaba a autoconsumo en la explotación o como semilla, y el resto se entregaba a la agencia de intervención. A partir de este período se han introducido medidas liberalizadoras con el fin de adaptar la legislación española al marco comunitario: desaparición del monopolio del SENPA, eliminación de las restricciones sobre el destino final del trigo y establecimiento de unos precios mínimos y máximos de fluctuación. No obstante, este proceso de apertura no evita la intervención pública ya que si el precio final queda fuera de la banda definida por los límites establecidos, las autoridades tienen potestad suficiente para actuar en estos mercados.

Antes de la entrada de España en la UE, los precios de mercado estaban muy próximos a los precios de garantía fijados por el gobierno. Las diferencias regionales existentes dependían únicamente de los costes de transporte, ya que son productos almacenables y fácilmente transportables. Desde este punto de vista, puede afirmarse que antes de la entrada en la UE existía un precio único tanto en

el mercado del trigo como en el de la cebada. Tras la firma del tratado de adhesión esta afirmación no parece estar tan clara

El objetivo de este trabajo se centra en determinar si la entrada de España en la UE y la liberalización de los sectores del trigo y de la cebada han modificado el cumplimiento de la Ley de Precio Único (LPU) o si, por el contrario, existe más de un precio representativo. Esta ley establece que si las actividades de arbitraje en un mercado son eficientes, los precios de un mismo producto en diferentes mercados regionales tenderán a igualarse una vez deducidos los costes de transacción (carga, descarga, transporte,...). Dicho con otras palabras, podría hablarse de la existencia de un único precio representativo, común a todas las regiones.

A tal fin, el resto del trabajo se ordena como sigue. En el apartado dos se describen los cambios acaecidos en los mercados nacionales de trigo y cebada y su incidencia sobre las diferentes zonas productoras. En el apartado 3 se define la ley de precio único y se establece su relación con el concepto de cointegración. La cuarta sección se centra en la descripción de la base de datos y, fundamentalmente, en el análisis del cumplimiento de la LPU en un contexto multivariante. A partir de los resultados obtenidos en los apartados anteriores, se define un modelo de corrección del error (MCE) para cada mercado y se analizan las relaciones dinámicas a corto plazo existentes entre las diferentes zonas productoras. Finalmente, se enumeran las conclusiones más relevantes.

2. La comercialización de cereales en España tras la entrada en la UE

Antes de la entrada de España en la UE el sistema de comercialización de cereales era relativamente simple. El trigo era una mercancía sujeta al comercio de Estado en cuanto a las transacciones con el exterior. En el mercado interior existía un precio de intervención al cual el productor debía vender su cosecha a la agencia de intervención. El harinero acudía a dicha agencia para adquirir la mercancía que necesitaba. El porcentaje destinado a la fabricación de piensos era residual. La cebada era adquirida a agricultores y cooperativas por los fabricantes, otra parte era autoconsumida en la explotación y el resto era entregado a la agencia de intervención.

La situación española previa a la entrada en la UE se caracterizaba, además, por una ausencia total de estructuras comerciales en nuestro país. El trigo, regulado por el Servicio Nacional de Productos Agrarios (SENPA); la cebada, controlada por las cooperativas, multinacionales y la intervención; y el maíz, gestionado por los grandes operadores internacionales, permitían la existencia de un sector productor

exclusivamente dedicado a producir y a recibir un precio bastante próximo al precio de garantía fijado por el Gobierno.

Paralelamente, la Política Agraria Común (PAC) en el sector de los cereales comenzaba a resquebrajarse. Los altos precios de garantía establecidos y el complejo mecanismo de protección frente al exterior creó una situación totalmente artificial. La producción creció de manera espectacular mientras que el consumo, sobre todo en las industrias de piensos compuestos, se estancó. Esta situación provocó la aparición de excedentes crónicos cuyo coste de almacenamiento y exportación gravaban en exceso los presupuestos agrícolas comunitarios. España, por tanto, entra en la UE en medio de excedentes comunitarios de trigo y cebada, y gran importación de productos sustitutivos de cereales para la fabricación de piensos.

La situación en el mercado interior cambió radicalmente. El trigo se empieza a incorporar a la fabricación de piensos, con un consumidor cada vez menos preocupado por la pigmentación de la carne de pollo y de los huevos. Los fabricantes de harinas, acostumbrados a ser los únicos clientes del trigo español, se encuentran con la competencia de los fabricantes de piensos. La mandioca, glútenes y demás sustitutivos empiezan, asimismo, a introducirse en las formulaciones. El cambio fue radical: nuevos precios, nuevas materias primas, decisiones políticas adoptadas en Bruselas con el fin de eliminar los excedentes estructurales de cereales, influencia de las producciones de cereales del resto de la UE, etc.

Todos estos factores han incidido de forma notable en la evolución de la producción de cereales en España. La producción de trigo experimentó un aumento importante hasta la entrada de España en la Comunidad. La corta cosecha de 1986, con el consiguiente aumento de los precios, y la elevación de los precios de intervención españoles para aproximarse a los existentes en la UE determinaron una cifra record superior a los 6 millones de toneladas en la campaña 1988-89. A partir de esta campaña, el endurecimiento de la Política Agraria Común en el sector de los cereales (congelación de precios y adopción de medidas "estabilizadoras") y la incentivación de productos alternativos ha determinado que la producción nacional de trigo se sitúe, en los últimos años, entre 4 y 4,5 millones de toneladas.

En cualquier caso, lo que sí resulta llamativo es la distribución geográfica de la producción de trigo (cuadro 1). Tras la entrada de España en la UE, Andalucía y Castilla-León concentraban más de las dos terceras partes de la producción. En 1994, Castilla-León generaba casi el 50% de la producción; sin embargo, Andalucía había perdido importancia relativa, concentrando únicamente el 9% de

la producción. Los factores que explican este comportamiento son: en primer lugar, la sustitución de trigo blando por trigo duro, con precios de intervención más elevados respecto al resto de los cereales, a lo que hay que añadir la existencia de unas ayudas por hectárea cultivada; y, en segundo lugar, la sustitución en el regadío de trigo y maíz por girasol. Finalmente, hay que destacar el incremento de la importancia relativa del Valle del Ebro, estimulado por la gran importancia del sector de piensos compuestos en dicha zona.

Cuadro 1. Distribución geográfica de la producción española de trigo y cebada (%).

	Trigo			Cebada		
	1987	1991	1994	1987	1991	1994
Ebro	20,59	23,75	28,01	27,06	29,01	22,63
Castilla-León	33,83	35,35	45,20	42,42	34,60	50,33
Castilla-La Mancha	9,81	11,48	8,71	19,32	24,51	18,91
Andalucía	31,89	22,31	9,44	8,30	8,30	5,14

Fuente: MAPA. Anuario de Estadística Agraria (varios años).

En cuanto a la cebada, la superficie cultivada en España ha venido incrementándose constantemente en la segunda parte de este siglo pero, sobre todo, en los años setenta debido a las medidas que fomentaron la producción de cereales pienso. Entre 1980 y 1983, la producción osciló entre 5 y 8 millones de toneladas, sobrepasándose los 10 millones en los dos años siguientes. Las malas condiciones climáticas que, como se ha mencionado, afectaron también al trigo, provocaron un descenso en la producción hasta los 7,5 millones de toneladas, precisamente el año de nuestra incorporación a la UE. Esto creó una situación atípica de precios elevados que, junto con la aproximación a los precios de intervención comunitarios, supuso alcanzar, en 1988, una cosecha record de 12 millones de toneladas. En las últimas campañas, la producción se ha estabilizado entre 9 y 9,5 millones de toneladas.

A diferencia de lo que ocurría con el trigo, la distribución geográfica de la producción de cebada en España no ha variado significativamente (Cuadro 1). Castilla-León es la primera región productora, concentrando, en 1994, el 50% de

la producción nacional. Su importancia relativa ha aumentado en torno a los 8 puntos porcentuales mientras que, la del resto de zonas ha disminuido. Sin embargo, pueden destacarse dos subperíodos con evoluciones de signo opuesto. Entre 1987 y 1991, la producción relativa en Castilla-León disminuye, mientras que en el Ebro y en Castilla-La Mancha aumenta. A partir de 1991, ocurre lo contrario.

Estas cifras, junto con los comentarios efectuados a lo largo de este apartado, permiten justificar el objetivo del trabajo. Hasta la entrada en la UE, debido al elevado proteccionismo, podía aceptarse el cumplimiento de la LPU. Este trabajo se centra en determinar si el "proceso liberalizador" que ha tenido lugar en España en el sector del trigo y de la cebada tras la entrada en la UE (precios dependientes de producciones no españolas, entrada de operadores internacionales y mayor interdependencia con otros sectores agrícolas y ganaderos) ha modificado el cumplimiento de la citada Ley de Precio Único, esto es, si las nuevas reglas de la competencia introducidas son compatibles con actividades de arbitraje eficientes.

3. Ley de precio único y cointegración

El cumplimiento de la LPU ha sido estudiado por numerosos autores dada su transcendencia a la hora de conocer el comportamiento del mercado que estamos interesados en estudiar. Sin embargo, la mayor parte de los trabajos empíricos realizados han concluido que el cumplimiento de la LPU es muy limitado. Officer (1989) concluyó que de los 40 test realizados, en 28 se rechazaba la existencia de un único precio, 8 mostraban resultados ambiguos y en sólo 4 se aceptaba la LPU. Grouchy-Veyrac et al. (1982) consideraron que los resultados negativos se debían a la no introducción de los costes de transporte. Goddwin et al. (1990a, 1990b) demostraron que los retrasos en la entrega de los productos y las expectativas de precios podían jugar un papel importante en los tests sobre el cumplimiento de la LPU. Los resultados de Ardeni (1989), para los mercados internacionales de productos primarios, indicaron que la existencia de un único precio únicamente era aceptada en 4 de las 10 comparaciones de precios considerados. En el caso español, Martín et al. (1995), para la carne de vacuno, encontraron evidencia empírica de integración espacial entre los mercados mediterráneos.

Podemos definir la LPU diciendo que, si las actividades de arbitraje en un mercado son eficientes, los precios de un producto en diferentes mercados regionales distantes en el espacio tenderán a igualarse una vez deducidos los costes de transporte. Dicho con otras palabras, si en un mercado determinado podemos admitir la existencia de una relación de este tipo, podemos afirmar que

en dicho mercado los precios se determinan simultáneamente. Esta relación podemos representarla a través de la siguiente ecuación:

$$\alpha + \mu + \sum_{i=1}^n \beta_i p_{it} = u_t \quad (1)$$

donde p_{it} son los precios en los distintos mercados de un bien homogéneo, debiendo cumplirse que:

$$\sum_{i=1}^n \beta_i = 0 \quad (2)$$

La expresión anterior define una relación de equilibrio entre las diversas zonas que componen todo el mercado en la que, como se puede observar, no se ha normalizado por ninguna de las variables que intervienen en la relación. El parámetro α trata de recoger toda una serie de factores que pueden influir en esta relación, tales como costes de transporte, flujos de información, etc, los cuales pueden causar diferencias en los precios, limitando la posibilidad de desarrollar actividades de arbitraje eficientes. El parámetro μ recoge otra serie de componentes determinísticos que pueden influir en la relación (tendencia, variables ficticias estacionales, etc.).

El cumplimiento de esta ley puede no tener vigencia en ciertos mercados debido principalmente a dos razones. La primera es la presencia de factores que impiden un arbitraje eficiente (barreras a la entrada, información imperfecta, aversión al riesgo...). La segunda es la existencia de competencia imperfecta. En último caso, pueden darse prácticas discriminatorias de precios por lo que las diferencias de los mismos entre regiones pueden no reflejar totalmente las condiciones de los mercados.

Los diversos trabajos que han intentado analizar el grado de cumplimiento de la LPU pasan por la correcta estimación de la relación definida en (1). El modelo (1) presenta dos limitaciones principales. En primer lugar, es estático, es decir, se está suponiendo que cambios en el precio en un mercado provocan un ajuste inmediato en los precios correspondientes a otros mercados separados espacialmente. Sin embargo, la transmisión de la información a través del canal de comercialización no es, normalmente, transparente, por lo que el ajuste suele prolongarse durante un cierto número de periodos. Dicho de otra forma, la ecuación (1) no permite analizar los ajustes en el corto plazo existentes entre los precios en diferentes

mercados. Por tanto, parece conveniente introducir en (1) retardos capaces de recoger los ajustes en el corto plazo.

En segundo lugar, no siempre se han tenido en cuenta las propiedades estocásticas de las distintas series que intervienen en dicha ecuación. Es frecuente que este tipo de variables sean no estacionarias en varianza, por tanto integradas, en general, de orden d . Si esto es cierto, los métodos de estimación y contraste de hipótesis clásicos no son válidos. Por tanto, es necesario recurrir a métodos más avanzados como el análisis de cointegración definido en Engle y Granger (1987). Siguiendo a estos autores, sea X_t un vector de variables integradas de orden d [$X_t \sim I(d)$]; diremos que dicho vector se encuentra cointegrado de orden $CI(d,b)$ si existe un vector de parámetros b , que denominaremos vector de cointegración, tal que $b'X_t$ es una variable integrada de orden $d-b$. De particular importancia es el caso en el que $d=b=1$. En estas circunstancias $b'X_t \sim I(0)$, es decir, es estacionaria, y podemos afirmar que dicha combinación de variables es una relación de equilibrio a largo plazo.

La aplicación de los tests de cointegración se ha limitado, generalmente, a comparaciones entre pares de precios (Ardeni, 1989; Zanas, 1993; Martin et al., 1995). Sin embargo, si las relaciones de equilibrio a estudiar incluyen la determinación simultánea de más de dos precios, como es el caso en este trabajo, es necesario aplicar tests de cointegración multivariante. En este trabajo se ha utilizado el enfoque de máxima verosimilitud propuesto por Johansen (1988) y Johansen y Juselius (1990) por ser apropiado para modelizar el comportamiento de más de dos series que están cointegradas. Estos autores parten de que un vector de p variables económicas X_t puede expresarse como un VAR clásico de orden k :

$$X_t = c + \sum_{i=1}^k \pi_i X_{t-i} + u_t \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (3)$$

donde c es un vector de constantes.

La expresión (3) puede reparametrizarse en forma de un modelo de corrección del error (MCE):

$$\Delta X_t = c + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \pi X_{t-k} + u_t \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (4)$$

donde:

$$\Gamma_i = I - \sum_{i=1}^j \pi_i$$

$$\pi = I - \sum_{i=1}^k \pi_i$$

siendo I la matriz identidad de orden p . El número de vectores de cointegración viene determinado por el rango de la matriz p . Si la matriz p es de rango r con $r < p$, existen r combinaciones lineales estacionarias (relaciones de cointegración) entre las variables del vector X_t y $p-r$ tendencias estocásticas comunes. Si $r=0$, no existen relaciones de cointegración y, por tanto, existirán p tendencias estocásticas. En este caso, un modelo definido en primeras diferencias sería la especificación apropiada. Finalmente, si $r=p$, X_t es un vector de series estacionarias, por lo que el modelo debería especificarse en sus valores originales (en niveles). En el caso de que $0 < r < p$, la matriz p puede representarse por el producto $\alpha\beta'$ donde α y β son matrices de orden $p \times r$. En este caso, aunque las series incluidas en X_t sean no estacionarias, las combinaciones $\beta'X_t$ son estacionarias. Esto es, las columnas de β representan los vectores de cointegración existentes (r) y el espacio definido por β es el denominado espacio de cointegración. Por otro lado, α es la matriz de coeficientes que miden el grado de ajuste hacia las relaciones a largo plazo para cada una de las p variables del modelo anterior.

Johansen (1988) demuestra que la estimación máximo verosímil del espacio definido por β se corresponde con las r mayores correlaciones canónicas al cuadrado existentes entre los residuos de X_{t+k} y ΔX_t corregidas por los efectos de ΔX_{t-1} , ΔX_{t-2} , ..., ΔX_{t-k+1} . Este mismo autor sugiere un procedimiento para realizar contrastes de hipótesis acerca del número exacto de relaciones de cointegración existentes entre un conjunto de variables y para obtener las estimaciones maximoverosímiles de las mismas. Para ello, se parte de la estimación de los siguientes vectores autorregresivos

$$\begin{aligned} \Delta X_t &= c + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_{0i} \Delta X_{t-i} + V_{0t} \\ X_{t-h} &= d + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_{1i} \Delta X_{t-i} + V_{1t} \end{aligned} \tag{5.7}$$

donde c y d son vectores de constantes.

A partir de las dos matrices de residuos obtenidas R_{0t} y R_{1t} , se obtienen una serie de matrices de momentos de segundo orden:

$$S_{ij} = T^{-1} \sum_{t=1}^T R_{ij} R'_{ij} \quad i, j = 0, 1 \quad (6)$$

La matriz β se determina resolviendo la ecuación:

$$| \lambda S_{11} - S_{10} S'_{11} S_{01} | = 0 \quad (7)$$

Las soluciones de (7) son un conjunto de p valores propios $\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_p$. Asociados a los mismos se encuentran otros tantos vectores propios $V = (v_1, v_2, \dots, v_p)$, normalizados de acuerdo a la expresión $V'S_{11}V=I$, y ordenados de mayor a menor. Estas expresiones se utilizan para construir dos estadísticos basados en la razón de verosimilitud para contrastar el número de vectores de cointegración en X_t . El primer estadístico, conocido como el test de la traza, contrasta la hipótesis nula de que como máximo existen r vectores de cointegración y se define como

$$T_r = -T \sum_{i=r+1}^p \ln (1 - \lambda_i) \quad (8)$$

donde $\lambda_{r+1}, \dots, \lambda_p$ son las $p-r$ correlaciones canónicas de R_{0t} respecto a R_{1t} . El segundo contraste, denominado λ -máximo, contrasta la hipótesis nula de que existen exactamente r vectores de cointegración en X_t , y viene dado por la siguiente expresión:

$$\lambda \max = -T \ln (1 - \lambda_{r+1}) \quad (9)$$

Las distribuciones de ambos estadísticos son versiones multivariantes de las distribuciones de Dickey y Fuller y dependen del número de $p-r$ componentes no estacionarios bajo la hipótesis nula. Estas distribuciones se obtienen por simulación y sus valores críticos se recogen en Johansen y Juselius (1990) y en Osterwald-Lenum (1992).

Johansen y Juselius (1990) desarrollaron diversos métodos para contrastar hipótesis acerca de los coeficientes α y β . Las hipótesis sobre β adoptan la siguiente forma:

$$\beta = H \Phi$$

donde H es una matriz de orden $(p \times s)$ ($r \leq s \leq p$) definida adecuadamente siendo s el número de los coeficientes β que no están restringidos, y Φ es una matriz de orden $(s \times r)$. El estadístico de prueba para contrastar dicha hipótesis pertenece igualmente a la familia de contrastes de máxima verosimilitud. Bajo dicha hipótesis nula, los nuevos vectores y valores propios se pueden obtener solucionando la siguiente ecuación:

$$|\lambda H' S_{11} H - H' S_{10} S_{11}^{-1} S_{01} H| = 0 \quad (10)$$

Las nuevas estimaciones de los valores propios serán $\lambda^*_1, \lambda^*_2, \dots, \lambda^*_p$, mientras que las nuevas estimaciones de los parámetros de la relación a largo plazo vendrán dadas por el producto de la matriz H por los vectores propios asociados a las soluciones de la anterior ecuación. A partir de estos resultados, podemos calcular el valor de la función de verosimilitud bajo la hipótesis nula. Como esta misma función para la hipótesis alternativa es, asimismo, conocida, el estadístico de contraste será igual a:

$$-2 \ln(Q) = T S \ln [(1 - I^*_i) / (1 - I_i)] \quad i = 1, 2, \dots, r \quad (11)$$

que bajo la hipótesis nula se distribuye como una χ^2 de $(p-s) \times r$ grados de libertad.

Las hipótesis relacionadas con α , o coeficientes de ajuste, permiten determinar la velocidad relativa a la que las variables vuelven al equilibrio después de un shock. La hipótesis nula adopta la siguiente expresión:

$$H_0: \alpha = A \Psi$$

donde A es una matriz $(p \times m)$ diseñada adecuadamente y m es el número de coeficientes de α no restringidos. Esta misma hipótesis puede expresarse como $B' \alpha = 0$, siendo B una matriz de orden $p \times (p-m)$ tal que $B'A=0$. Para el contraste de esta hipótesis se debe, en primer lugar, resolver la ecuación:

$$|\lambda S_{11,b} - S_{1a,b} S_{aa,b}^{-1} S_{at,b}| = 0 \quad (12)$$

donde:

$$\begin{aligned} S_{ij,b} &= S_{ij} - S_{ib} S'_{bb} S_{bj} & i, j &= a, I \\ S_{ii} &= I' S_{oi} & i &= a, b \\ S_{ij} &= I' S_{oi} J & i, j &= a, b \end{aligned}$$

La resolución de (12) genera un nuevo conjunto de valores propios $\lambda_{11}, \lambda_{12}, \dots, \lambda_{1p}$. Asociados a los mismos se encuentran otros tantos vectores propios $V_1 = (v_{11}, v_{12}, \dots, v_{1p})$, normalizados de acuerdo a la expresión $V_1' S_{11,b} V_1 = I$. A partir de estos valores se define un nuevo contraste basado, al igual que los anteriores, en un cociente de funciones de verosimilitud. Dicho estadístico adopta la expresión:

$$-2 \ln(Q) = T S \ln \left[\frac{(1 - \lambda_{1i})}{(1 - \lambda_i)} \right] \quad i = 1, 2, \dots, r \quad (13)$$

y se distribuye según una χ^2 de $r \times (p - m)$ grados de libertad. La aplicación de estas técnicas para determinar el número de relaciones de cointegración existentes, tanto en el mercado del trigo como en el de la cebada, será la aportación fundamental de este trabajo y el objeto de estudio del siguiente apartado.

4. Relaciones de equilibrio a largo plazo y LPU en los mercados españoles de trigo y cebada

El análisis del cumplimiento de la LPU en el mercado de cereales españoles se ha realizado considerando, tanto para el trigo como para la cebada, cuatro mercados diferentes: Valle del Ebro, Castilla-León, Castilla-La Mancha y Andalucía. Estos mercados se corresponden con las principales zonas productoras de ambos cereales y son altamente competitivos puesto que, al tratarse de un mismo país, no existen barreras arancelarias, son productos relativamente homogéneos, no perecederos y fácilmente transportables.

Las series de precios utilizadas han sido obtenidas del Boletín "Mercados Nacionales" publicado por el SENPA y cubren un periodo muestral de 96 meses: desde julio de 1986 hasta junio de 1994. La elección de este periodo muestral se ha debido a que, aunque la entrada de España en la UE se produjo en enero de 1986, se ha preferido considerar campañas completas de comercialización de cereales (julio a junio). Todos los precios se han transformado en logaritmos. Existen diversas razones para llevar a cabo esta transformación. La primera es de carácter estadístico, ya que la transformación logarítmica actúa en la serie amortiguando la amplitud de las fluctuaciones y, por tanto, permite alcanzar más fácilmente la estacionariedad en varianza tras una primera diferenciación. La

segunda, tiene implicaciones económicas. Para cambios pequeños, la primera diferencia del logaritmo de una variable es aproximadamente igual a la tasa de variación de la serie original. De este modo, si una variable en logaritmos es integrada de orden 1 $I(1)$, la tasa de variación de la variable original es constante (Hamilton, 1994).

Atendiendo al esquema definido en el apartado anterior, el cumplimiento de la LPU implica, en primer lugar, determinar la existencia de, al menos, un vector de cointegración entre las cuatro series de precios correspondientes a cada mercado; y, en segundo lugar, verificar el cumplimiento de (2). La determinación del número de vectores de cointegración existentes implica, a su vez, conocer las propiedades univariantes de las series y, más concretamente, los aspectos relacionados con la estacionariedad y la estacionalidad.

Las propiedades univariantes de las series se han analizado desde tres puntos de vista: gráficos de las series, funciones de autocorrelación y autocorrelación parcial y tests de raíces unitarias. Los gráficos de las series y de las funciones de autocorrelación y autocorrelación parcial no se presentan en este trabajo debido a las limitaciones de espacio. La inspección visual de dichos gráficos permiten destacar, en primer lugar, que las series de precios de los cereales en España presentan un alto componente estacional debido a que se trata de productos biológicos. Al principio de cada campaña los precios suelen alcanzar niveles bajos que, sin embargo, van aumentando conforme la producción se comercializa. Esta cuestión plantea gran dificultad en su tratamiento, tanto a la hora de determinar el orden de integración de las series como a la de estimar las relaciones a largo plazo. Las alternativas son diversas y pasan, bien por trabajar con las series originales y estudiar la existencia de cointegración en cualquiera de las frecuencias estacionales, o bien por trabajar con las series desestacionalizadas. Como el tamaño muestral no es muy grande (sólo se dispone de información correspondiente a 8 años), se ha descartado la primera opción dado que la fiabilidad de los resultados basados en los contrastes de cointegración estacional es escasa en muestras tan pequeñas. Ante esta situación, se ha preferido desestacionalizar las series. El método de desestacionalización elegido es el conocido X-11, ampliamente utilizado en la literatura [véase, por ejemplo, King et al., (1991)]. En cualquier caso, esta opción también está sujeta a ciertas limitaciones, tal como señalaron Ghysels y Perron (1993). Sin embargo, y dadas las características de este trabajo, resulta el método menos ineficiente.

La determinación del número de raíces unitarias de una serie, es decir, el grado de integración (d), ha sido objeto de numerosos estudios en los últimos años. Entre

los diversos tests propuestos, los más populares son los que están basados en los trabajos de Dickey y Fuller (1979, 1981). Diebold y Nerlove (1988) y Dolado et al. (1990) proporcionan en sus trabajos una adecuada descripción de los principales tests desarrollados en la literatura.

En el presente trabajo se han utilizado el test de Dickey-Fuller aumentado (DFA) (Said y Dickey, 1984). Para ello, se parte de la estimación de la siguiente ecuación:

$$\Delta X_t = \alpha_0 + \alpha_1 X_{t-1} + \alpha_2 t + \sum_{j=1}^q \gamma_j \Delta X_{t-j} + u_t \quad (14)$$

donde X_t es la serie para la cual se va a determinar el orden de integración; α_0 , α_1 , α_2 y γ_j son parámetros a estimar; t es una tendencia determinística; u_t es una perturbación ruido blanco; y q es el número de retardos de las variables dependiente incluidos en la regresión para asegurarse que los residuos no están correlacionados. A partir de la ecuación (14) se ha calculado el t-ratio (test t) para contrastar la hipótesis nula $\alpha_1 = 0$. Bajo dicha hipótesis, éste no sigue una distribución clásica sino que es una combinación de procesos Wiener. Sus valores críticos se encuentran tabulados en Fuller (1976). La aceptación de la hipótesis nula supone aceptar que la serie es $I(1)$ frente a la alternativa de que es $I(0)$. Mediante la diferenciación sucesiva de las series, estos tests pueden aplicarse secuencialmente para determinar el grado de integración de las series.

Los tests DFA se han llevado a cabo sobre los logaritmos de cada serie en una ecuación como (14) sin incluir la constante y la tendencia determinística ya que ambas resultaron ser no significativas bajo la hipótesis mantenida de raíz unitaria. El número de retardos (q) se ha calculado minimizando el Error de Predicción Final (EPF) (Akaike, 1969). El cuadro 2 recoge los resultados de la aplicación de dichos contrastes a las series de precios consideradas, tanto en niveles como diferenciadas una vez. Asimismo, se recogen los estadísticos de Ljung-Box y Breusch-Godfrey para contrastar la presencia de autocorrelación de orden 1 y 12 en los modelos estimados. Como puede apreciarse, en todos los casos, el número de retardos considerados permite aceptar la correcta especificación de las ecuaciones estimadas.

Los valores del estadístico DFA para las series en niveles son inferiores al valor crítico para un nivel de significación del 5%. Si se analizan los valores de ambos estadísticos para las series diferenciadas una vez, se observa como, en todos los casos, se rechaza la hipótesis nula de la existencia de dos raíces unitarias (es decir,

las series en primeras diferencias son estacionarias). A la vista de estos resultados puede concluirse que, tanto para el mercado del trigo como para el de la cebada, las cuatro series analizadas son I(1).

Cuadro 2. Contrastes de raíz unitaria para las series de precios de trigo y de la cebada.

	Ebro	Cast.- León	Cast.- Mancha	Andalu- cía	Ebro	Cast.- León	Cast.- Mancha	Andalu- cía
DFA(y_t) ^a	-0,73(12) ^c	-0,67(13)	-0,42(13)	-0,87(6)	-1,31(13)	-0,49(12)	-0,49(11)	-1,24(3)
DFA(Δy_t) ^b	-2,95(11)	-3,30(12)	-2,82(10)	-5,90(5)	-4,16(12)	-3,91(11)	-3,58(9)	-7,23(1)
LB(1) ^d	0,05	0,01	0,11	0,02	0,02	0,90	0,02	0,02
LB(12)	0,35	0,76	0,54	0,13	0,49	0,17	0,18	1,25
BG(1) ^e	0,80	0,35	1,07	0,23	0,23	0,02	0,15	0,81
BG(12)	2,22	3,56	3,33	0,43	3,66	2,99	4,17	2,79

- a Estadístico de Dickey-Fuller aumentado para la serie original. En los modelos estimados no se incluye ningún elemento determinístico ya que no resultaron ser significativos. El valor crítico para un nivel de significación del 5% es de -1,95.
- b Estadístico de Dickey-Fuller aumentado para la serie diferenciada una vez.
- c Los valores entre paréntesis representan el número de retardos incluidos.
- d LB(i) es el estadístico de Ljung-Box para i retardos. Valores críticos $\chi^2(1)=3,84$ y $\chi^2(12)=21,0$, respectivamente.
- e BG(i) es el estadístico de Breusch-Godfrey para i retardos. Valores críticos $\chi^2(1)=3,84$ y $\chi^2(12)=21,0$, respectivamente.

Una vez que se ha comprobado que todas las series son integradas del mismo orden, y dado que el cumplimiento de la LPU requiere la presencia de, al menos, una relación de cointegración, se debe contrastar, en primer lugar, el número de relaciones de cointegración presentes en los dos mercados.

Siguiendo el enfoque propuesto por Johansen (1988) y Johansen y Juselius (1990), el cálculo de los estadísticos de la traza y del λ -máximo requiere la determinación del número de retardos óptimo (k) en (4). Para ello, en este trabajo se ha utilizado el estadístico propuesto por Tiao y Box (1981).

$$M(k) = [T - O'5 - p \times k] [\ln (S(k_1)) - \ln (S(k_2))] \quad (15)$$

Este estadístico permite contrastar la hipótesis de que el retardo máximo es k_1 frente a la alternativa de k_2 retardos. En (15) T es el número de observaciones, p es el número de variables del modelo, k es el retardo máximo considerado y $S(k_i)$ es el determinante de la matriz de varianzas y covarianzas de los residuos del modelo ajustado con los k_i retardos. Bajo la hipótesis nula de que todos los coeficientes entre k_1+1 y k_2 son cero, $M(k)$ se distribuye según χ^2 con $p^2 \times (k_2-k_1)$ grados de libertad. Tomando en consideración la existencia de un retardo máximo de 18 períodos, los resultados del citado contraste indicaron que el retardo óptimo, en el caso del trigo, era de 6 meses, mientras que, en el caso de la cebada, era de 3.

Los resultados obtenidos de los contrastes de la traza y del I -máximo se recogen en el cuadro 3¹. En el mercado del trigo existe evidencia, para un nivel de significación del 10%, en favor de una única relación de cointegración, mientras que en el caso de la cebada se acepta la existencia de dos vectores de cointegración. Estos resultados se mantienen, aproximadamente, si el nivel de significación es del 5%. En este último caso, en el mercado de trigo se rechaza la existencia de cointegración. Sin embargo, realizando el contraste recursivamente para los últimos 24 meses se aprecia que, hasta Abril de 1994, se acepta la existencia de un único vector de cointegración y que sólo a partir de dicho mes no puede aceptarse dicha hipótesis. Por tanto, en este trabajo se ha considerado, finalmente, la existencia de una única relación de cointegración en el mercado del trigo. Los resultados obtenidos son una condición necesaria para el cumplimiento de la ley de precio único. Para el mercado de la cebada, la posibilidad de que se cumpla esta ley es mayor dado que aceptamos la presencia de dos vectores de cointegración (Goodwin et al., 1990).

El siguiente paso consiste en determinar, en primer lugar, si todos los precios forman parte de la o las relaciones de cointegración ($\beta'X_t$). Dicho en otras palabras, si todos los coeficientes β_i son individualmente significativos. Para llevar a cabo dichos contrastes, se seguirá el esquema general definido en el apartado anterior sobre los contrastes sobre β , que pasa por la correcta especificación de la matriz H . Esta matriz es diferente en cada contraste. Por ejemplo, si se quiere contrastar la significatividad del precio de Castilla-León ($H_0: \beta_2 = 0$), la matriz H adoptará la siguiente expresión:

¹ Ambos estadísticos dependen de los elementos determinísticos considerados. Teniendo en cuenta los resultados obtenidos en los tests de raíces unitarias, únicamente se ha considerado en (4) la presencia de una constante en el vector de cointegración que recoja los costes de transacción.

1	0	0	0
0	0	0	0
0	1	0	0
0	0	1	0
0	0	0	1

Cuadro 3. Contrastes de cointegración.^a

H ₀ :	Estadístico de la traza		
	Trigo (6) ^b	Cebada (3) ^b	Valor crítico (10%)
r≤0	52,3	67,4	49,92
r≤1	27,1	36,1	31,88
r≤2	13,6	15,6	17,79
r≤3	4,88	5,03	7,5
H ₀ :	Estadística del I-máximo		
	Trigo (6) ^b	Cebada (3) ^b	Valor crítico (10%)
r=0	25,1	31,2	18,03
r=1	13,5	20,6	14,09
r=2	8,76	10,5	10,29
r=3	4,88	5,03	7,5

- a En los modelos estimados la constante únicamente se ha introducido en la relación de cointegración.
- b El valor entre paréntesis indica el número de retardos considerados.

El cuadro 4 recoge, en la parte superior, los resultados de dichos contrastes tanto para el mercado del trigo como para el de la cebada. Se incluye, asimismo, el contraste sobre la significatividad de la constante en cada mercado. En el caso del trigo, al existir únicamente un vector de cointegración, se contrasta la presencia de cada variable en dicho vector. En el caso de la cebada, el contraste se realiza sobre el espacio definido por los dos vectores de cointegración. De ahí que los

grados de libertad en cada mercado sean diferentes (1 y 2 en el caso del trigo y de la cebada, respectivamente).

Los resultados indican que, en ambos mercados, todas las variables son individualmente significativas y, por tanto, pertenecen a la(s) relación(es) de cointegración. Únicamente en el mercado del trigo la constante no es significativa. Todos los contrastes se han realizado para un nivel de significación del 5%. Los resultados que siguen, sin embargo, no varían apenas si se suprime la constante por lo que se optó por mantenerla.

Cuadro 4. Contrastes sobre los parámetros en las relaciones de cointegración.

1. Contrastes sobre β	Trigo		Cebada	
	Valor del estadístico	Valor crítico (5%)	Valor del estadístico	Valor crítico (5%)
Hipótesis nula				
$\beta_E=0$	9,07	3,84	11,58	5,99
$\beta_L=0$	9,91	3,84	6,76	5,99
$\beta_M=0$	4,67	3,84	14,58	5,99
$\beta_A=0$	6,85	3,84	10,88	5,99
Constante=0	2,57	3,84	10,22	5,99
$\Sigma\beta_i=0$	2,44	3,84	10,23	5,99
2. Contrastes sobre α^a	Trigo		Cebada	
	Valor del estadístico	Valor crítico (5%)	Valor del estadístico	Valor crítico (5%)
Hipótesis nula				
$\alpha_E=0$	5,77	5,99	10,62	9,49
$\alpha_L=0$	11,38	5,99	10,29	9,49
$\alpha_M=0$	2,05	5,99	23,03	9,49
$\alpha_A=0$	8,09	5,99	26,45	9,49
$\alpha_E=\alpha_M=0$	7,80	7,81	-	-
$\alpha_E=\alpha_M=0; \alpha_L=\alpha_A$	8,15	9,49	-	-
$\alpha_E=\alpha_L=0$	-	-	10,63	12,59
$\alpha_E=\alpha_L=0; \alpha_M=\alpha_A$	-	-	24,36	15,51

a E = Ebro; L = Castilla-León; M = Castilla-La Mancha; y A = Andalucía.

b Los contrastes sobre α se han realizado imponiendo $\Sigma\beta_i=0$.

Una vez determinando que todas las variables intervienen en la relación a largo plazo queda por contrastar si se cumple (2), es decir, si se cumple la LPU.

Para realizar dicho contraste, la matriz H se define como:

$$\begin{vmatrix} 1 & 1 & 1 & 0 \\ -1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & -1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & -1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{vmatrix}$$

Los resultados para ambos mercados se recogen en el cuadro 4. Como puede observarse, a pesar del proceso liberalizador que ha tenido lugar en España tras la entrada en la UE, en el caso del mercado del trigo se sigue manteniendo el cumplimiento de la Ley de Precio Unico, es decir, puede hablarse de un precio representativo a nivel nacional. En el caso de la cebada, en cambio, no puede aceptarse dicha restricción para un nivel de significación del 5%, pero sí lo es al 1%. Ante este resultado cabe una doble alternativa. La primera consiste en estudiar el cumplimiento de la LPU para subconjuntos de mercados, opción que se deja para trabajos posteriores. La segunda, que es la que adoptada en este trabajo, consiste en imponer adicionalmente las restricciones de exogeneidad para ver si se aceptan ambos tipos de restricciones conjuntamente.

Pasemos, por tanto, a realizar contrastes sobre la significatividad de los parámetros del vector α . Valores no significativos indican que la serie en cuestión es débilmente exógena, o, dicho de otra forma, que el mercado en cuestión es líder en cuanto a la fijación de precios y no se ve afectado por desviaciones de la relación de equilibrio a largo plazo del resto de precios del sistema. Estos contrastes se realizan definiendo adecuadamente la matriz B. Por ejemplo, para contrastar la exogeneidad débil del precio de Castilla-León ($\alpha_2=0$), la matriz B adopta la siguiente expresión:

$$B = (0 \ 1 \ 0 \ 0)$$

El cuadro 4 recoge, en la parte inferior, los resultados obtenidos para los dos mercados considerados. En todos los casos los contrastes se han realizado imponiendo a priori el cumplimiento de la LPU. Como puede comprobarse, en el caso del trigo no es posible rechazar la hipótesis nula de que los mercados del Ebro y de Castilla-La Mancha son débilmente exógenos. En principio, podría aceptarse la existencia de dos submercados: uno en la parte Norte, dominado por los precios en el Valle de Ebro (no en vano, el 45% de la fabricación de piensos compuestos se

localiza en esta región); y otra en la zona Sur, en la que Castilla-La Mancha dominaría a Andalucía en la fijación del precio del trigo. Este resultado es coherente con la realidad, en el sentido de que Andalucía produce, principalmente, trigo de alta calidad harino-panadera que, en un buen porcentaje, se dirige a la exportación, por lo que la parte destinada a consumo interior no es elevada, debiendo recurrir a la utilización de producto procedente de otras áreas.

Teniendo en cuenta los resultados obtenidos en los contrastes de significatividad individual, a continuación se ha contrastado la significatividad conjunta de los parámetros α correspondientes al Ebro y a Castilla-La Mancha. El valor obtenido (cuadro 4) es ligeramente inferior al valor crítico para un nivel de significación del 5%; por tanto, puede afirmarse que ambos mercados son conjuntamente exógenos. Finalmente, imponiendo todas las restricciones aceptadas, se ha contrastado si la reacción de Andalucía y Castilla-León ante desviaciones de la relación de equilibrio a largo plazo existente entre los diferentes mercados era o no idéntica ($\alpha_L = \alpha_A$). Como puede apreciarse, esta hipótesis tampoco puede rechazarse para un nivel del 5%.

Por consiguiente, las principales conclusiones relativas al mercado del trigo en España son que el precio se determina de forma única para todo el territorio nacional, es decir, las actividades de arbitraje son eficientes. Las regiones del Ebro y de Castilla-La Mancha tiene unos precios débilmente exógenos lo que, en cierto modo, nos permite considerar a estas dos regiones como líderes en sus respectivas áreas de influencia. Las otras dos regiones responden en la misma magnitud ante desviaciones de la relación de equilibrio a largo plazo mantenida por los cuatro mercados.

En cuanto al mercado de la cebada, si se analizan los contrastes individuales, se observa que, en todos los casos, se rechaza la hipótesis nula de no significatividad. Sin embargo, los valores correspondientes a las regiones del Ebro y de Castilla-león se encuentran próximos a los valores críticos. Al contrastar conjuntamente la exogeneidad débil de ambas regiones se acepta dicha hipótesis. Este resultado está relacionado con el hecho de que en estas dos regiones se producen las tres cuartas partes de la cebada en España lo que incide en la probabilidad de fijar los precios. A esto se puede añadir lo ya comentado en el caso del trigo sobre la localización de las fábricas de piensos que, por otro lado, absorben más del 80% de la producción de cebada. Con los resultados obtenidos, se ha contrastado si las respuestas de las otras dos regiones ante desviaciones de la relación de equilibrio eran o no idénticas. El resultado, en este caso, no permite aceptar la igualdad de magnitud de las respuestas, lo que parece lógico debido al diferente potencial productor de ambas regiones.

5. Relaciones dinámicas a corto plazo entre los mercados regionales de trigo y cebada

Una vez que se han analizado las relaciones de equilibrio existentes en los mercados del trigo y de la cebada españolas, en este apartado lo que se pretende es analizar las relaciones dinámicas a corto plazo existentes entre los diferentes mercados nacionales de cada producto. Es decir, se trata de determinar cuál es el impacto en los precios de cada región de un cambio en el precio de una determinada zona. Por ejemplo, si existe algún fenómeno meteorológico en una zona que provoca un aumento de los precios, se trata de determinar cómo el resto de regiones responden ante este incremento imprevisto de los precios. Teniendo en cuenta los resultados anteriores sobre raíces unitarias y cointegración, para realizar este análisis se ha especificado un modelo de corrección del error (MCE) para cada mercado:

$$\Delta P_t = \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta P_{t-i} + \Pi P_{t-1} + \varepsilon_t \quad (16)$$

donde: $P_{t,i}$ = Vector (4 x 1) de precios para el trigo o la cebada ($i = 0, 1, \dots, k-1$).

Δ = Operador de diferencias.

Γ_i = Matrices de orden 4x4 de coeficientes a estimar ($i = 1, 2, \dots, k-1$).

Π = Matriz 4x4 de coeficientes del término del error.

$$E[\varepsilon(t)] = 0 \quad \forall t$$

$$E[\varepsilon(t)\varepsilon'(s)] = \begin{cases} 0 & \text{si } t \neq s \\ S & \text{si } t = s \end{cases}$$

siendo S una matriz de varianzas y covarianzas definida positiva.

El número de retardos especificado en (16) es de 6 y 3, para los casos del trigo y de la cebada, respectivamente, tal como determinamos en el apartado anterior a partir del método de Tiao-Box. Como puede apreciarse, todas las variables en el sistema son consideradas como endógenas, es decir, cada variable depende de sus valores retardados y de los retardos del resto de variables del sistema así como del término de corrección del error en el que se han introducido las restricciones aceptadas en el apartado anterior. En este trabajo no se presentan los resultados de la estimación ya que no es lo más relevante en los modelos VAR. Sin embargo, sí es necesario someter al modelo a una serie de contrastes para verificar la

correcta especificación del mismo. En concreto, en este trabajo se ha contrastado la presencia de autocorrelación utilizando el método de Ljung y Box (1978) y Hosking (1980) que es una generalización al caso multivariante del estadístico propuesto por los dos primeros autores. Este estadístico se distribuye según una χ^2 con $p^2[(T/4)-k+1] - (pxr)$ grados de libertad (p es el número de variables en el sistema; T es el número de observaciones; k es el número de retardos considerados; y r es el rango de la matriz Π). Los resultados de dicho estadístico fueron de 261,8 y 315,1 para los mercados del trigo y de la cebada, respectivamente, con lo que no se puede rechazar la hipótesis nula de ausencia de autocorrelación con una probabilidad del 60% y 69%, respectivamente.

En el modelo estimado, al no existir variables exógenas propiamente dichas, las ecuaciones estimadas tienen una interpretación diferente a la de un modelo econométrico. Los parámetros autorregresivos explican cómo cada variable evoluciona en el tiempo conocidos los valores en el pasado. Por otro lado, el término de corrección del error determina cómo las variables se van ajustando en el corto plazo al equilibrio a largo plazo existente entre ellas. Por tanto, con el modelo estimado no es posible realizar análisis estructurales en el sentido de determinar el efecto de un cambio exógeno en una variable dependiente.

Al trabajar con vectores autorregresivos es necesario diferenciar entre la evolución esperada de un conjunto de series (representadas por los parámetros autorregresivos), y las desviaciones que se pueden producir en el tiempo respecto a dicha evolución esperada como consecuencia de shocks inesperados. Estos shocks vienen medidos por las perturbaciones aleatorias de las ecuaciones autorregresivas. En este sentido, en este tipo de modelos pueden analizarse las interrelaciones entre las variables que lo forman examinando los efectos de dichos shocks sobre la evolución en el tiempo de las variables.

Para llevar a cabo este análisis resulta conveniente obtener, por sucesivas sustituciones, una representación media móvil del modelo estimado. A partir de esta representación pueden obtenerse las desviaciones que un shock inesperado en una variable en un momento determinado del tiempo produce sobre la evolución esperada de las series del sistema. Estas respuestas constituyen las denominadas funciones impulso.

La existencia de correlación contemporánea entre los residuos de cada serie puede llevarnos a conclusiones erróneas derivadas de este análisis. Sims (1980) sugirió una transformación ortogonal del vector de innovaciones a partir de la descomposición de Choleski de tal forma que la matriz de varianzas y covarianzas

del vector de perturbaciones transformado fuera la matriz identidad. En efecto, al ser Σ (matriz de varianzas y covarianzas del vector de perturbaciones e_t) definida positiva, existirá una matriz C triangular inferior tal que:

$$S = CC' \quad (17)$$

siendo C' la matriz traspuesta de C . Los elementos de la diagonal de C son positivos. Premultiplicando ambos lados de (17) por la inversa de C (C^{-1}), y postmultiplicando por la inversa de la traspuesta de C , $[(C')^{-1}]$, obtenemos:

$$C^{-1} S (C')^{-1} = C^{-1} C C' (C')^{-1} = I$$

Premultiplicando (16) por $G = C^{-1}$, obtenemos el modelo transformado en el que se elimina la correlación contemporánea entre los residuos de las series:

$$G \Delta P_t = \sum_{i=1}^{k-1} G \Gamma_i \Delta P_{t-i} + G \Pi P_{t-1} + G \varepsilon_t \quad (18)$$

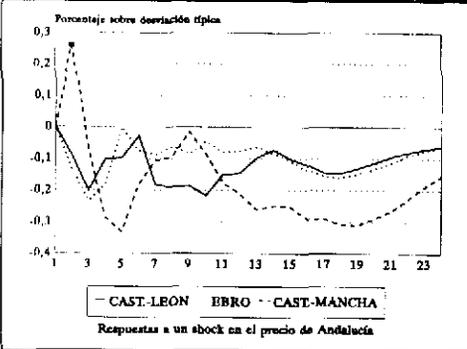
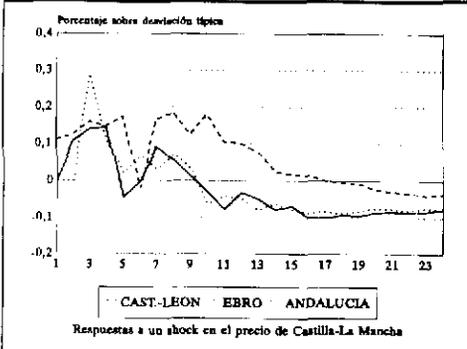
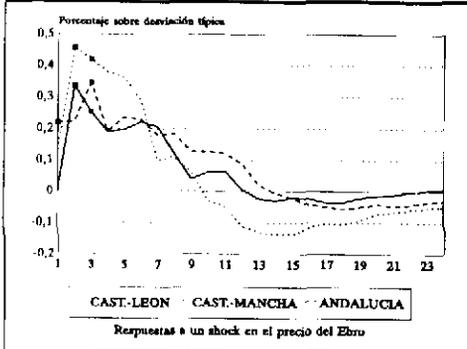
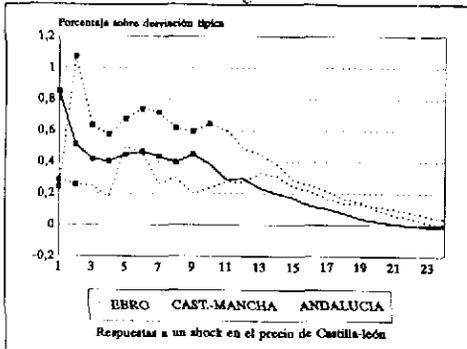
Esta transformación, sin embargo, depende de la ordenación de las variables dentro del sistema. Ordenaciones diferentes dan lugar a descomposiciones diferentes. En la práctica, las variables suelen ordenarse de mayor a menor exogeneidad. Teniendo en cuenta los datos de producción recogidos en el cuadro 1, en ambos mercados, las variables han sido ordenadas según su importancia relativa en orden decreciente: Castilla-León, Ebro, Castilla-La Mancha y Andalucía. Las respuestas de cada variable se han normalizado atendiendo a su desviación típica. Bajo esta normalización, las respuestas pueden interpretarse como variaciones porcentuales en la desviación típica.

La figura 1 recoge las respuestas de las variables del sistema ante shocks equivalentes a una desviación típica de cada variable. El método de Montecarlo desarrollado por Kloeck y Van Dijk (1978) se ha utilizado para calcular la t de Student para la contrastación de la significatividad de cada respuesta. Las respuestas marcadas con un recuadro son estadísticamente significativas al 5%.

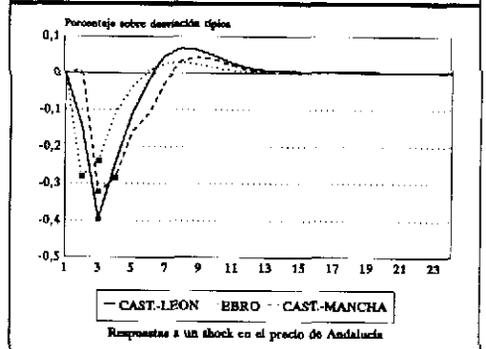
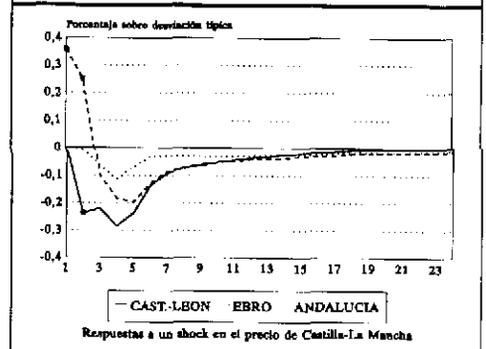
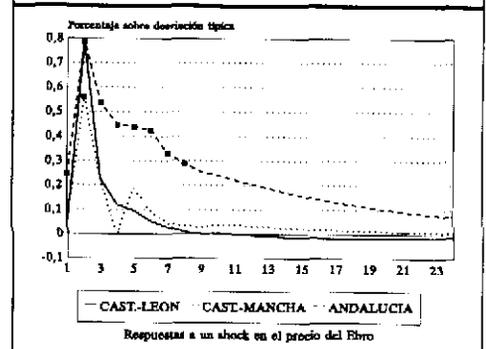
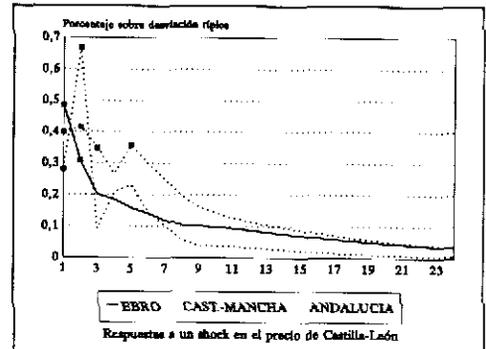
Al observar los distintos gráficos, la primera conclusión que puede extraerse es que, en general, los shocks producidos en el mercado del trigo generan respuestas que decrecen más lentamente hacia el equilibrio que los producidos en el mercado de la cebada. La razón de este comportamiento radica en las propias características de cada mercado. España es un país excedentario en cebada, por lo

Figura 1. Funciones impulso.

Trigo



Cebada



■ = Respuestas significativas al 5%.

que incrementos en los precios de una región determinan que, en el corto plazo, los precios de las otras regiones suban. Sin embargo, el aumento de la oferta producirá, en cuatro o cinco meses, un descenso de los precios, volviéndose a una situación de equilibrio. En el caso del trigo, el grado de autosuficiencia no alcanza el 100%. Por tanto, aumentos en el precio de una región provocan una respuesta más o menos inmediata del resto de regiones; sin embargo, al ser la oferta más escasa, es difícil que los precios bajen a los niveles anteriores al shock. Esta situación es particularmente relevante cuando se analizan las respuestas ante un shock exógeno en los precios del trigo y de la cebada de la región más excedentaria (Castilla-León). En el caso de la cebada, las respuestas dejan de ser significativas en el quinto mes, como máximo. En el caso del trigo, los efectos duran toda la campaña hasta que llega la nueva cosecha.

Un shock en el precio del trigo de la zona del Ebro únicamente genera respuestas significativas en los mercados menos productores (Castilla-La Mancha y Andalucía), mientras que en Castilla-León la respuesta sólo es significativa durante un mes. Comparado con la magnitud de las respuestas analizadas anteriormente, las generadas por un shock en los precios del Ebro apenas alcanzan la mitad (como máximo las respuestas alcanzan un 50% de su desviación típica mientras que en el caso de Castilla-León sobrepasaban el 100% de su desviación típica). En el caso del mercado de la cebada, un shock en el precio del Ebro genera una respuesta significativa e inmediata en los mercados limítrofes (las dos Castillas). El efecto sobre el precio en Andalucía se prolonga durante 8 meses debido al carácter marcadamente deficitario de esta región.

En términos generales, un shock exógeno en los precios de Castilla-La Mancha y de Andalucía apenas provocan respuestas significativas en el resto de los mercados. Únicamente cabe destacar la respuesta significativa durante dos periodos en el precio de la cebada andaluza provocado por un shock en el precio en Castilla-La Mancha. Finalmente, merece la pena destacar que las respuestas de los distintos mercados ante un shock en los precios andaluces son de signo negativo. En el caso del trigo, no son significativas pero sí lo son, en cambio, en el caso de la cebada. Andalucía es un mercado altamente deficitario de este producto por lo que un aumento en los precios en esta región, teniendo en cuenta que la producción es fácilmente almacenable, genera un aumento de la oferta proveniente de otras regiones que, a su vez, ejercen una presión a la baja sobre los precios existentes.

6. Conclusiones

El objetivo del presente trabajo se ha centrado en analizar las interrelaciones de precios existentes en diferentes mercados separados espacialmente utilizando el enfoque de cointegración. Asimismo, se ha contrastado el cumplimiento de la Ley de Precio Único. Este análisis se ha aplicado a los mercados de trigo y cebada españoles tras la adhesión a la Unión Europea. Antes de 1986, ambos mercados estaban fuertemente regulados por lo que podía afirmarse que existía un único precio representativo a nivel nacional.

A pesar del proceso liberalizador que ha tenido lugar en España tras la entrada en la UE, en ambos mercados se ha aceptado el cumplimiento de la Ley de Precio Único, por lo que es posible mantener la existencia de un único precio representativo. Esta situación es mucho más evidente en el mercado del trigo, en el que se han apreciado dos zonas de influencia. En el Norte, la zona del Ebro puede considerarse como "líder" en la fijación de precios ya que una gran parte de la producción y de la demanda se encuentra localizada en esta zona. En la parte Sur, Castilla-La Mancha ejerce el liderazgo sobre Andalucía ya que la producción en esta última región se centra en trigos de calidad harina-panadero altos, muy demandados en el exterior. En el caso de la cebada, son las principales zonas productoras, Ebro y Castilla-León, las que se determinan el precio.

El enfoque de cointegración nos ha permitido diferenciar entre el comportamiento a largo y a corto plazo. La Ley de Precio Único es una relación de equilibrio a largo plazo entre los precios de las zonas consideradas. La parte final del trabajo se ha dedicado a analizar el comportamiento a corto plazo de las series. En concreto, se han descrito las respuestas de las distintas zonas ante cambios imprevistos en los precios de una determinada región. Al ser el mercado de la cebada un mercado excedentario, las respuestas tienen una menor duración que en el caso del trigo. En efecto, aumentos en los precios provocados por escasez de cosecha pueden compensarse en un período de tiempo relativamente corto con producciones procedentes de otras zonas. En el mercado del trigo, al ser más deficitario, la duración de las respuestas es mayor, pudiendo prolongarse hasta la siguiente campaña según en qué región se produzca el shock.

Si los aumentos exógenos de los precios se producen en zonas excedentarias, en todos los demás mercados se produce un incremento inmediato de los mismos. Por el contrario, si se produce en zonas deficitarias, el incremento de la oferta en las regiones excedentarias provoca una ligera depresión de los precios aunque, en un corto período de tiempo, se vuelve al equilibrio.

En cualquier caso, los resultados obtenidos en este trabajo deben circunscribirse a los mercados y períodos considerados. Las futuras extensiones de este trabajo se encaminan hacia tres líneas: i) la consideración explícita del fenómeno estacional a través del diseño de contrastes de raíces unitarias estacionales y de cointegración estacional; y ii) la extensión a otros productos; y iii) la extensión a otros ámbitos. En concreto, podría ser interesante contrastar la existencia de la LPU entre diversos países europeos con la perspectiva del Mercado Único Europeo.

Bibliografía

- Akaike H. (1969): "Fitting autoregressive models for prediction". *Annals of the Institute of Statistical Mathematics*, vol. 21, pp. 234-247.
- Ardani P. (1989): "Does the Law of One Price Really Hold?". *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 71, pp. 661-669.
- Baffes J. (1991): "Some further evidence on the Law of One Price: the Law of One Price still holds". *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 73, pp. 1264-1273.
- Crouhy-Veyrac L., Crouhy L.M. y Melitz J. (1982): "More about the law of one price". *European Economic Review*, vol. 18, pp. 325-344.
- Dickey D.A. y Fuller W.A. (1979): "Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root". *Journal of the American Statistical Association*, vol. 74, pp. 427-431.
- Dickey D.A. y Fuller W.A. (1981): "Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root". *Econometrica*, vol. 49, pp. 1057-1072.
- Diebold F.X. y Nerlove M. (1989): "Unit Roots in Economic Time Series: a Selective Survey". In: Fomby T.B. y Rhodes G.F. (eds), *Advances in Econometrics; Cointegration; Spurious Regression and Unit Roots*. Greenwich: JAI Press.
- Dolado J.J., Jenkinson T. y Sosvilla-Rivero S. (1990): "Cointegration and unit roots". *Journal of Economic Surveys*, vol. 4, pp. 249-273.
- Engle R. y Granger C. (1987): "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing". *Econometrica*, vol. 55, pp. 251-276.
- Fuller W. (1976): *Introduction to Statistical Time Series*. New York. Ed. Wiley.
- Ghysels E. y Perron P. (1993): "The Effects of Seasonal Adjustment Filters on Test for Unit Roots". *Journal of Econometrics*, vol. 55, pp. 145-152.
- Gil J.M. y Albisu L. (1992): "Algunas repercusiones de la incorporación de España a la CE en el sector del trigo y de la cebada". *Revista de estudios Agrosociales*, vol. 161, pp. 123-147.
- Goodwin, B., Grennes T. y Wohlgenant T. (1990a): "Testing the Law of One Price When Trade Makes Time". *Journal of International Money and Finance*, vol. 9, pp. 21-40.
- Goodwin B.K., Grennes T., Wohlgenant M., (1990b): "A revised test of the law of one price using rational price expectations". *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 70, pp. 21-40.
- Hamilton J.D. (1994): *Time series analysis*. Princeton University Press. New Jersey.

- Hosking J.R.M. (1980): "The multivariate portmanteau statistic". *Journal of the American Statistical Association*, vol. 75, pp. 602-608.
- Johansen S. (1988): "Statistical Analysis of Cointegration Vectors". *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 12, pp. 231-254.
- Johansen S. y Juselius K. (1990): "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration - with Application to the Demand of Money". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 52, pp. 169-210.
- Johansen S. y Juselius K. (1992): "Testing structural hypothesis in a multivariate cointegration analysis of the PPP and the UIP for UK". *Journal of Econometrics*, vol. 53, pp. 211-244.
- Johansen S. y Nielsen B. (1993): "Asymptotics for Cointegration Rank Tests in the Presence of Intervention Dummy-Manual for the Simulation Program Disco". Manuscript, Institute of Mathematical Statistic. University of Copenhagen.
- King R., Plosser C., Stock J. y Watson M. (1991): "Stochastic Trends and Economic Fluctuations". *American Economic Review*, vol. 81, pp. 819-840.
- Kloek T. y Van Dijk H.K. (1978). "Bayesian estimates of equation system parameters: an application of integration by Monte-Carlo". *Econometrica*, vol. 46, pp. 1-20.
- Ljung G.M. y Box G.E.P. (1978). "On a measure of lack of fit in time series models". *Biometrika*, vol. 65, pp. 297-303.
- Martín F.J., Cano V.J. y Murillo C. (1995): "Integración espacial de mercados agrarios. Un análisis de cointegración". *Investigación Agraria. Economía*, vol. 10(2), pp. 295-312.
- Ministerio de Agricultura, Pesca y Alimentación (varios años): *Anuario de Estadística Agraria*. Madrid.
- Osterwald-Lenum M. (1992): "A Note with Fractiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistic: four Cases". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 54, pp. 461-472.
- Phillips P. y Perron P. (1988): "Testing for a Unit Root in Time Series Regression". *Biometrika*, vol. 75, pp. 335-346.
- Said S. y Dickey D. (1984): "Testing for Unit Roots in Autoregressive-Moving Average Models of Unknown Order". *Biometrika*, vol. 71, pp. 599-607.
- Sims C. (1980): "Macroeconomics and reality". *Econometrica*, vol. 48, pp. 1-48.
- Tiao G. y Box G. (1981): "Modelling multiple time series with applications". *Journal of American Statistical Association*, vol. 7, pp. 802-816.