

# LA INTEGRACIÓN DEL MERCADO ESPAÑOL A FINALES DEL SIGLO XIX: LOS PRECIOS DEL TRIGO ENTRE 1891 Y 1905 \*

MARIANO MATILLA GARCÍA  
UNED<sup>a</sup>

PEDRO PÉREZ PASCUAL  
UNED

BASILIO SANZ CARNERO  
UNED

*Spanish Market Integration at the end of the 19th Century. Wheat Prices  
between 1891 and 1905*

## ABSTRACT

The degree of development of Spanish agriculture at the end of the XIX century and the beginning of XX is a controversial issue. In this respect the study of the integration of the domestic market could provide new evidence since the degree of the market integration can be considered an indicator of economic development.

By using regional wheat prices this paper analyzes the Spanish market integration between 1891 and 1905. With this aim in mind we employ the usual cointegration approach as well as an alternative method based on spectral analysis that allows taking into consideration the existence of no synchronized cycles.

**Keywords:** market integration, time series analysis, cointegration, cycles, spectrum

**JEL Classification:** C22, E32, F15, Q10

---

\* Received 06/11/2008. Accepted 03/05/2009. Este trabajo ha sido parcialmente financiado por el Programa de Estímulo a la Investigación, referencia 391 de la Colección de Documentos de Trabajo de la Fundación de las Cajas de Ahorros (FUNCAS). Los autores agradecen los comentarios de los tres evaluadores anónimos de la *Revista de Historia Económica*.

<sup>a</sup> Departamento de Economía Aplicada Cuantitativa I. Facultad de CCEE, UNED, Paseo Senda de Rey, 11, 28040 Madrid.

[mmatilla@cee.uned.es](mailto:mmatilla@cee.uned.es).

[pperez@cee.uned.es](mailto:pperez@cee.uned.es).

[bsanz@cee.uned.es](mailto:bsanz@cee.uned.es).

## RESUMEN

El grado de desarrollo de la agricultura española a finales del siglo XIX y principios de XX es una cuestión controvertida y el análisis de la integración del mercado interior puede aportar evidencias que contribuyan a matizar esta tesis. En general se considera que el grado de integración de mercado es un indicador del desarrollo económico.

Este trabajo analiza empíricamente la cuestión de la integración del mercado interior entre 1891 y 1905 a partir de los precios del trigo de las diferentes regiones. A tal fin se presenta además del modelo de cointegración predominante en la actualidad un método alternativo, la descomposición espectral, que permite tomar en consideración la existencia de ciclos no sincronizados.

**Palabras clave:** integración de mercados, series temporales, cointegración, ciclo económico, espectro

### 1. INTRODUCCIÓN

Para Adam Smith (1776) la competencia, la especialización y la ampliación del mercado están en el origen de la riqueza de las naciones. En este sentido, la ampliación del mercado hasta la formación de un mercado nacional integrado es una cuestión relevante y un indicador del desarrollo económico.

El grado de desarrollo de la agricultura española a finales del siglo XIX es una de las cuestiones más controvertidas de la historiografía económica española. Mientras unos autores defienden el estancamiento, como Vicens Vives<sup>1</sup>, Sánchez Albornoz<sup>2</sup>, Nadal<sup>3</sup>, Simpson<sup>4</sup> y Tortella<sup>5</sup>. Otros, como Garrabou<sup>6</sup>, Sanz Fernández<sup>7</sup>, Prados de la Escosura<sup>8</sup> y el Grupo de Estudios de Historia Rural<sup>9</sup>, han propuesto la tesis del crecimiento, sosteniendo que se produjo un aumento apreciable de las productividades de la tierra y del trabajo en la agricultura española del siglo XIX y principios del XX.

La tesis del estancamiento mantiene que el atraso agrícola estuvo causado por una mezcla de factores físicos e institucionales difíciles de separar,

---

<sup>1</sup> Vicens Vives (1972, pp. 585-586).

<sup>2</sup> Sánchez Albornoz (1968, pp. 19 y 82, y 1982, p. 40).

<sup>3</sup> Nadal (1984, p. 109).

<sup>4</sup> Simpson (1992, pp. 110-114; 1994, pp. 44-54, y 1997, pp. 57-58).

<sup>5</sup> Tortella (1981, p. 42; 1985, pp. 73-82, y 1994, pp. 6-10 y 51-59).

<sup>6</sup> Garrabou (1992, pp. 108-109, y 1994, p. 107).

<sup>7</sup> Garrabou y Sanz (1985, pp. 96-107).

<sup>8</sup> Prados de la Escosura (1988, pp. 114-129 y 168-175).

<sup>9</sup> Grupo de Estudios de Historia Rural (1983, pp. 228-250; 1984, pp. 304-306, y 1989, p. 101).

pero donde las condiciones climatológicas y edafológicas fueron muy importantes:

«Mientras tenía lugar la revolución agrícola en la Europa del norte, la agricultura meridional, con muy escasas excepciones, continuó practicando el cultivo de año y vez en los cereales y arañando el suelo con el arado ligero de modo muy parecido a lo practicado en el Imperio Romano... ocupar el segundo puesto en Europa en altitud y por sequedad del clima hace de España un país con muy malas condiciones para el cultivo de cereales».

(Tortella, 1994, pp. 6-9)

En el lado opuesto Manuel de Torres ya había defendido que el hecho más sobresaliente de nuestra historia económica contemporánea era «justamente el progreso de la agricultura», progreso cuya manifestación más elemental era el crecimiento de la producción por hectárea, y mantuvo que el atraso de nuestra agricultura no era tan grande como habían sostenido algunos autores —Torres (1944, p. 9).

Por su parte Flores de Lemus defiende que:

«En los últimos lustros, España ha reducido sus barbechos en un 10 por cien [...] es falso, radicalmente falso, que la extensión del barbecho sea una expresión de [...] retraso [...] el barbecho bienal o trienal es, en el estado actual de la técnica, el cultivo más racional».

Flores de Lemus [1914 (1976), pp. 427-428]

La larga y profunda crisis finisecular es un punto de referencia obligado en la evolución de la economía agraria y de la economía en general. Su incidencia se produjo en España con cierto retraso, pero sus manifestaciones fueron claras a partir de la década de los ochenta del siglo XIX.

La caída de precios del trigo exterior provocó fuertes importaciones que fueron sustituyendo a los granos procedentes del interior peninsular. Ante esta situación, y para hacer compatible la diferencia de precios exteriores del trigo y los españoles, con la continuidad del protagonismo del interior en el abastecimiento de la periferia, la reacción gubernamental consistió en instrumentar una política comercial fuertemente proteccionista —arancel de Cánovas (1891)—. Por otra parte, una política monetaria, no ortodoxa para la época, que se concretó en la devaluación de la moneda, operó en la misma dirección, al encarecer el precio del trigo exterior (a partir de 1890 la depreciación de la moneda se acentúa hasta llegar a su máximo en 1898).

Pero a pesar de la doble protección, comercial y monetaria, las importaciones de trigo vinieron para quedarse: entre 1891 y 1906 las entradas del grano exterior no hicieron más que aumentar a un ritmo anual medio del

8,14 por cien. Las exportaciones, por el contrario, se desplomaron a una tasa del 28,5 por cien anual. Esta coyuntura económica hizo que las condiciones del mercado del trigo nacional cambiaran. Antes de la entrada del grano foráneo, las crisis periódicas de subsistencia evidencian el predominio de las fuerzas de demanda o de un mercado caracterizado por la escasez, donde los precios altos se correspondían con escasez del grano y precios bajos con su abundancia relativa. En el periodo considerado en este trabajo el comportamiento de los precios respecto a la producción es diferente. El precio máximo de 1898 no coincide en absoluto con un periodo de escasez y tampoco el mínimo, 1895, con uno de abundancia. Desde el punto de vista de la producción interior, durante el periodo de referencia se produjo un crecimiento medio del 4,5 por cien anual mientras que la superficie sembrada lo hizo al 2,2 por cien, es decir, la productividad aumentó. El *consumo aparente* (producción interior de grano más importaciones menos exportaciones) creció a una tasa del 5 por cien anual<sup>10</sup>.

Es verdad que el avance de la integración del mercado no es necesariamente consecuencia del desarrollo económico y puede obedecer a otras causas, como, por ejemplo, una política comercial aislacionista. Sin duda el arancel hizo que los precios interiores se distanciaran de los precios a los que se podía adquirir el trigo importado, pero esto ocurrió también en otros países de nuestro entorno como Francia. Lo cierto es que los datos económicos del periodo parecen indicar más un progreso económico que una involución consecuencia de la política proteccionista practicada.

La crisis finisecular y el cambio de coyuntura económica provocaron el arancel y la política monetaria seguida a partir de 1891, y justifican que, en este trabajo, el análisis de la integración del mercado comience en ese año<sup>11</sup>. La finalización en 1905 obedece sólo a cuestiones de información estadística. La publicación utilizada termina en diciembre de 1907 pero a partir de 1906 empieza a escasear la información en muchas provincias y por ello hemos reducido el periodo a diciembre de 1905. La prolongación de las series más allá de 1907 no ha sido posible puesto que no hemos encontrado fuentes homogéneas con la mencionada publicación y con información de todas las provincias nacionales excepto Canarias<sup>12</sup>.

---

<sup>10</sup> Las cifras utilizadas para la producción y superficie se deducen de las series publicadas por el GEHR (1991 y 2005).

<sup>11</sup> También es importante el hecho de que a partir de 1890 la construcción de la red ferroviaria estaba muy avanzada y de que se habían superado los problemas que desembocaron en la crisis de 1868, en la que tanto tuvo que ver la crisis del ferrocarril, consecuencia de que las expectativas de beneficios en la explotación quedaron defraudadas.

<sup>12</sup> Es importante contar con información de precios de todo el territorio para evitar la crítica de que el análisis es sólo parcial y no de todo el mercado. A este respecto es interesante la observación de Barquín (1997) cuando afirma que el ferrocarril polarizó los tráficoes en torno a determinadas líneas, arruinó a la carretería y provocó la desconexión entre numerosos mercados del interior durante más de una década y media. Sin duda el utilizar datos de todo el territorio evita que pasen inadvertidas este tipo de situaciones.

Obviamente la cuestión del grado de desarrollo de la agricultura española a finales del siglo XIX no se puede dilucidar analizando sólo los precios del trigo, pero es también indudable que la integración del mercado interior posibilita la especialización del producto, atendiendo a la ventaja comparativa de cada explotación. Especialización que no se puede hacer o está más limitada con un grado de integración menor<sup>13</sup>. De manera que un mercado integrado estaría indicando, en principio, un mayor grado de desarrollo que un mercado menos integrado.

Un mercado está integrado si en su territorio se cumple la ley del precio único. La ley del precio único indica que entre dos mercados cualesquiera, la diferencia de precios no puede exceder el coste de transporte y comercialización, es decir,  $P_i - P_j \leq C$  siendo « $P_i$ » y « $P_j$ » los precios de dos comunidades espacialmente separadas y « $C$ » el coste de trasladar y comercializar la mercancía o producto de la comunidad « $j$ » a la « $i$ » o viceversa. Cuando la diferencia de precios sea superior a « $C$ », el productor de la comunidad « $j$ » puede vender en la comunidad « $i$ » su mercancía a precio más alto, aumentando su beneficio, y consecuentemente lo hará si no hay impedimentos a la libre circulación y siempre que las explotaciones estén orientadas hacia la comercialización del producto. Si nos planteamos la integración del mercado no sólo en el espacio sino también en el tiempo, entonces la desigualdad anterior se convierte en  $P_{it} - P_{jt} \leq C_p$ , indicando que ésta se debe mantener también en el tiempo<sup>14</sup>.

<sup>13</sup> Respecto a este asunto, la especialización, los datos de producción provincial son esclarecedores. En el periodo considerado la producción de las provincias del interior productor, excepto Salamanca, presentan un crecimiento superior a la media nacional (4,5 por cien), mientras que las provincias del litoral lo hicieron a un ritmo inferior; incluso provincias como Barcelona, Valencia, Pontevedra y Coruña redujeron su producción de trigo. De manera que los datos provinciales muestran signos evidentes de un proceso de especialización a finales del siglo XIX y principios del XX.

<sup>14</sup> Hay que tener cuidado, no obstante, con la definición que se hace respecto a la ley del precio único, y tal y como hacemos en este párrafo,  $P_i - P_j \leq C$ , realmente cualquier mercado está integrado siempre que exista información y posibilidad de trasladar el producto de una zona geográfica a otra, sólo es cuestión de hacer « $C$ » lo suficientemente grande. Por ello es necesario plantear la mencionada ley de una forma que algunos autores denominan estricta,  $P_i - P_j = C$ . Así formulada, el comercio entre ambas zonas geográficas está garantizado, puesto que se impone la restricción de que la diferencia de precios sea exactamente los costes de transporte y comercialización. Si incluimos la dimensión temporal, la anterior ecuación se convierte en,  $P_{it} - P_{jt} = C$ , que impone la condición de que las dos series de precios sean exactamente iguales en su evolución, con la misma tendencia y mismos ciclos, y sólo diferenciados por los costes de transporte y comercialización que son constantes en el tiempo por hipótesis. Esta situación no se puede dar en la práctica, dado que los costes de transporte y comercialización se modifican con el tiempo, y por ello se flexibiliza la hipótesis de constancia de la diferencia de precios, quedando la ecuación anterior transformada en la siguiente,  $P_{it} - P_{jt} = C + U_p$ , donde « $U_p$ » es una serie de tiempo estacionaria de media nula. De esta forma la diferencia de precios puede fluctuar en torno a los costes de transporte y comercialización. Nosotros, como se verá más adelante, utilizaremos esta última versión de ley del precio único. En este sentido es ilustrativo el análisis de la integración del mercado realizado, para el periodo 1857-1890 por el profesor Sánchez Albornoz, cuando observa que si los precios aumentan (parte alta del ciclo de precios) el mercado interior se integra, lo que ocurre especialmente durante las crisis de subsistencia de 1857 y 1868 pero también en 1879 y 1882, mientras que cuando los precios vuelven a

La ausencia de integración de mercados tiene consecuencias para el bienestar económico. Una transmisión de precios incompleta debida a tipos de explotaciones agrícolas tradicionales, a políticas comerciales y de otra índole, o a los costes de transacción por las infraestructuras deficientes en materia de transporte y comunicaciones, se traduce en una reducción de las informaciones sobre precios disponibles y puede, por consiguiente, inducir a tomar decisiones ineficaces.

Los estudios sobre transmisión de señales de precios se basan en conceptos relacionados con el comportamiento de fijación de precios competitivos en términos espaciales. El paradigma básico es la ley del precio único, como ya hemos indicado, así como los análisis cuantitativos espaciales de determinación de precios (Enke, 1951; Samuelson, 1952, y Takayama y Judge, 1971), donde se postula que la transmisión de precios es completa cuando los precios de equilibrio de un producto vendido en un mercado competitivo, difieren solamente por los costes de transferencia.

Los estudios cuantitativos sobre los comportamientos espaciales de precios utilizan técnicas de series temporales, habiéndose convertido en predominantes los modelos de cointegración y corrección de error, que han sustituido a los instrumentos anteriores, como el coeficiente de correlación de dos variables y de regresión. No obstante, estos nuevos métodos también han sido criticados como consecuencia de la no linealidad en las relaciones de mercado en el arbitraje, los ciclos de precios no sincronizados, el comercio discontinuo y los costes de transferencia no estacionarios (Blauch, 1997; McNew, 1996; McNew y Fackler, 1997; Fackler y Goodwin, 2002, y Barrett y Li, 2002).

El objeto de este trabajo es realizar un análisis cuantitativo de la integración del mercado nacional a partir de los precios del trigo en sus distintas regiones durante el periodo 1891-1905. La metodología utilizada es la descomposición de las series libres de tendencia en ciclos de periodicidades fijas (análisis armónico o espectral). El análisis armónico permite matizar las interconexiones que se producen entre las distintas regiones: si los mercados de las distintas regiones están integrados formando un mercado nacional, los ciclos relevantes de las distintas comunidades deben coincidir, al menos los más relevantes. Además, el análisis armónico permite medir los desfases entre los ciclos de precios.

El artículo está organizado de la siguiente forma. El apartado 2 lo dedicamos a las fuentes utilizadas y a un breve análisis descriptivo de las series empleadas. A continuación mencionamos algunos de los trabajos más representativos sobre integración del mercado español (apartado 3). Seguidamente

---

su niveles normales, cada provincia vuelve a comportarse de forma poco relacionada. Éste es un ejemplo de mercado en el que se cumple la ley del precio único en sentido amplio, pero en el que no se puede hablar de un mercado integrado en el sentido utilizado en este artículo, es decir, como indicador del desarrollo económico, en el que es necesario que la conexión comercial entre las distintas áreas geográficas se mantenga de forma permanente y no sólo durante alguna fase del ciclo económico.

(apartado 4) repasamos el análisis de cointegración, actualmente el método más utilizado para analizar cuantitativamente la existencia de mercados integrados. Finalmente, proponemos el método de descomposición con análisis espectral que, en nuestra opinión, permite superar algunas de las limitaciones del anterior y profundizar en el análisis cuantitativo de la integración del mercado nacional a finales del siglo XIX y principios del XX (apartado 5). Las conclusiones se muestran en el último apartado.

## 2. LOS PRECIOS DEL TRIGO ENTRE 1891 Y 1905

Los precios del trigo utilizados son los publicados en los estadillos del *Boletín Semanal de Estadística y Mercados* (BSEM) entre marzo de 1891 y 1902, y continuados por el *Boletín Quincenal de Estadística, Mercados e Información Agrícolas*, que en enero de 1904 pasa a denominarse *Boletín de Comercio e Información Agrícola y Estadística de Mercado* (BCIAEM), hasta diciembre de 1905.

BSEM y BCIAEM son dos revistas similares que se diferencian sólo por la periodicidad, semanal la primera y quincenal la segunda. Recogen los precios mínimo y máximo del trigo al por mayor, y de otros productos, de los pueblos denominados cabeza de partido de cada provincia.

El Grupo de Estudios de Historia Rural (GEHR, 1980) ha analizado y depurado las fuentes mencionadas, publicando los precios medios provinciales con periodicidad mensual para las 47 provincias peninsulares y las Islas Baleares. Son éstos los datos de precios a partir de los cuales hemos elaborado los precios medios regionales. Las regiones utilizadas coinciden prácticamente con las actuales comunidades autónomas con la excepción de Andalucía que hemos dividido en dos: Andalucía Occidental y Oriental<sup>15</sup>. En dos regiones, Cantabria y Asturias, se aprecian precios repetidos durante largos periodos de tiempo que despiertan sospechas sobre su veracidad, de manera que las conclusiones referentes a estas dos regiones, deben tomarse con precaución<sup>16</sup>.

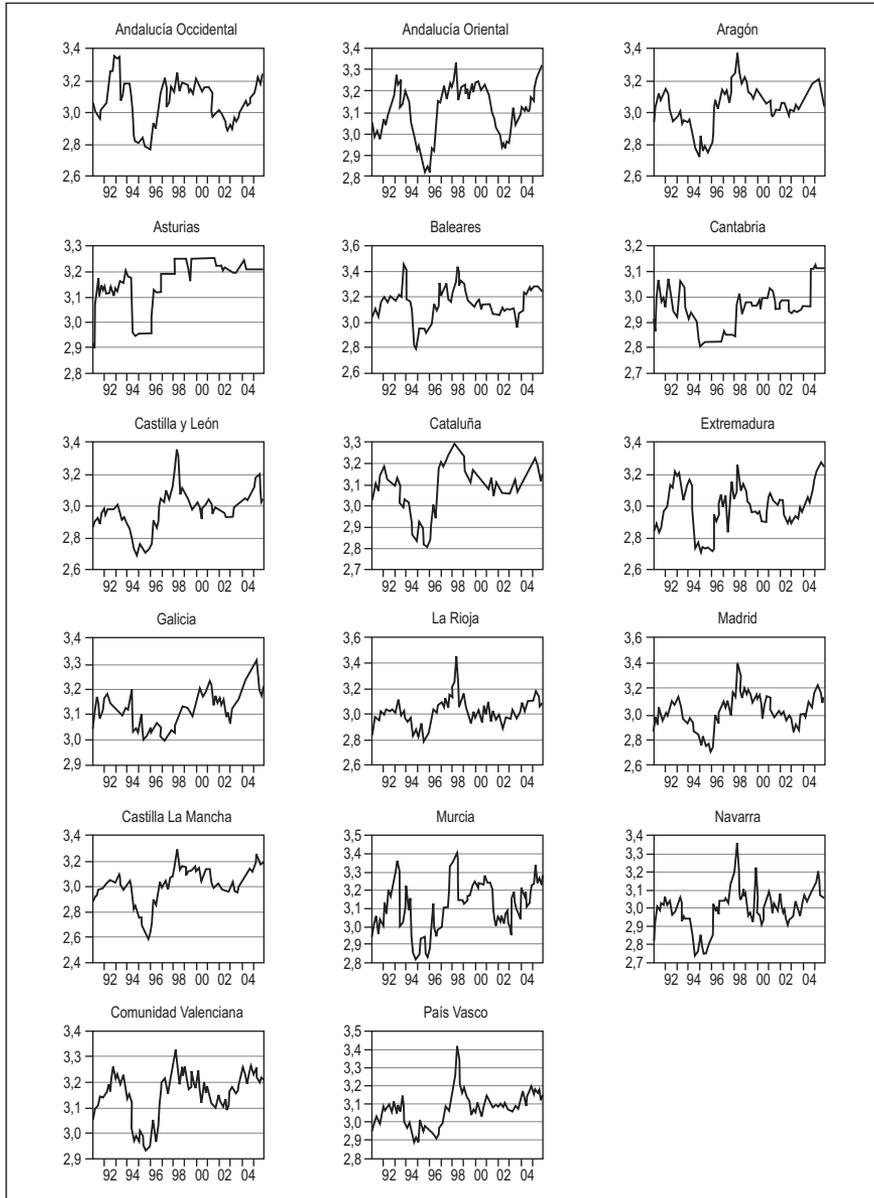
Las series utilizadas están transformadas en logaritmos y aun cuando la ausencia de datos es más la excepción que la regla, donde ha sido necesario se han interpolado linealmente. Sin duda la distribución geográfica del territorio en estas regiones es discutible, pero los resultados obtenidos son similares a los alcanzados por Sanz Carnero (2007) utilizando datos provinciales, y la utilización de estas regiones permite simplificar el análisis, pasando de 48 a 17 series de precios.

<sup>15</sup> En general se ha calculado la media de los precios provinciales de cada Comunidad Autónoma, pero en algunos casos hemos tenido que suprimir, por ausencia de datos, alguna provincia: en Galicia hemos tenido que descartar los precios de Orense y en el País Vasco los de Vizcaya.

<sup>16</sup> Según reconoce también el GEHR (1980, p. 15) en nota a pie de página núm. 5.

El gráfico 1 reproduce los precios del trigo regionales.

**GRÁFICO 1**  
**PRECIOS DEL TRIGO EN LOGARITMOS POR REGIONES, 1891-1905**



En general, y con las excepciones de Galicia y Asturias, las regiones acusan dos mínimos relativos (alrededor de los años 1895 y 1902) y tres máximos relativos (alrededor de los años 1893, 1898 y 1905), de manera que la evolución de los precios parece estar relacionada y ser acorde con la ley del precio único, puesto que desde el punto de vista temporal y en condiciones ideales, la ley del precio único implica series temporales iguales que sólo se diferencian por el coste de transporte y comercialización. En todo caso en el gráfico 1 se aprecian desfases y también otras diferencias.

En el gráfico 2 se presenta un mapa con los precios medios en logaritmos, lo que permite una primera aproximación visual de la distribución espacial de los precios. El mapa ordena los precios por gama de grises, color más intenso representa un precio mayor, y color más claro precios medios menores.

En general los precios son altos en la periferia, provincias importadoras de trigo, y bajos en el interior productor (Castilla y León). El nivel de precios responde a la lógica de precios más bajos en las regiones productoras y de aumento a medida que lo hace la distancia respecto del centro productor, de acuerdo con la ley del precio único.

**GRÁFICO 2**  
PRECIO MEDIO DEL TRIGO EN LOGARITMOS, 1891-1905



*Nota:* Gama de grises, el más claro representa al precio menor, el más oscuro al mayor.

### 3. LA INTEGRACIÓN DEL MERCADO ESPAÑOL

Los primeros trabajos de Sánchez Albornoz (1975), Sánchez Albornoz y Peña (1983) y del GEHR (1980) en los años setenta y ochenta del siglo xx han subrayado el avance de la integración del mercado, consecuencia del desarrollo de la red ferroviaria, es decir, como indicador del desarrollo económico. Las publicaciones más recientes de Barquín (1997) y Martínez Vara (1999), han puesto de manifiesto que la integración del mercado se intensificó en el segundo cuarto del siglo xix, es decir, antes de que el nuevo sistema de transporte tuviera influencia sobre los intercambios de grano, y Llopis y Sotoca (2005) muestran que las relaciones entre las distintas regiones ya existían durante el siglo xviii. Los trabajos más recientes ponen de manifiesto que el proceso de integración del mercado fue un proceso largo que registra paralizaciones e involuciones junto con avances significativos. Dicho de otra forma, el proceso de formación del mercado nacional presenta ciclos, pero ello no invalida su tendencia creciente relacionada con el desarrollo económico, puesto que éste tampoco está exento de paralizaciones, involuciones y avances significativos.

Desde el punto de vista econométrico el uso de coeficientes de correlación, utilizados por Sánchez Albornoz (1975), ha sido criticado por utilizar series no estacionarias. Peña Sánchez de Rivera y Sánchez Albornoz (1983), parecen encontrar necesario para el análisis de las series de cotizaciones realizar una primera diferencia de la serie en logaritmos de los precios del trigo en Valladolid y Zaragoza (pp. 81, 91 y 99). Barquín (1997) utiliza ventanas de correlación decenales de las series en diferencias de los logaritmos, y Llopis y Sotoca (2005) utilizan modelos de cointegración. En definitiva, la econometría ha evolucionado en lo referente al análisis empírico de integración de mercados, de los modelos basados en los coeficientes de correlación a los modelos bivariantes de series temporales, y de éstos a los modelos de cointegración y corrección de error, entre otros.

### 4. COINTEGRACIÓN

Como ya mencionamos en apartados anteriores, si dos series de tiempo de mercados separados espacialmente están integradas de forma estricta o ideal, se debe cumplir que:

$$P_{it} - P_{jt} = C \quad [1]$$

donde «C» es el coste de transporte y comercialización (modelo Emke-Samuelson-Tayama-Judge).

En la realidad, sin embargo, este comportamiento no se produce, y en general se supone que el arbitraje garantiza que como máximo, los precios di-

fieran en los costes de transporte y comercialización; de manera que se admiten desviaciones de [1] del modo:

$$P_{it} - P_{jt} = C + U_t \quad [2]$$

siempre que  $U_t$  sea estacionaria.

Fackler y Goodwin (2001) se refieren a [2] como una forma débil de la ley del precio único, cuya forma estricta es [1]. Los precios observados pueden diferir de [1] aunque el mercado esté integrado, pero el arbitraje espacial hará que la diferencia entre los dos precios fluctúe en torno a los costes de transporte y comercialización.

Si dos series temporales presentan tendencias estocásticas comunes (lo que ocurre en [2] si las series de precios no son estacionarias y son integradas del mismo orden) se dice que ambas series están cointegradas. El concepto de cointegración (Granger, 1981) y los métodos para estimar una relación o sistema cointegrado (entre otros, Engle y Granger, 1987, y Johansen, 1988, 1991, 1995) permiten estimar y contrastar relaciones de equilibrio a largo plazo entre variables cointegradas. De manera que una forma de contrastar si dos series de precios de mercados separados espacialmente están integrados es verificar si ambas series están cointegradas con parámetro unitario<sup>17</sup>.

Puesto que para que dos series estén cointegradas primero deben tener el mismo orden de integración<sup>18</sup>, se establece previamente ese orden para las series de precios. Para ello realizamos el contraste aumentado raíces unitarias de Dickey y Fuller (ADF)<sup>19</sup>, contraste que plantea como hipótesis nula que la serie es no estacionaria (raíz unitaria), cuyos resultados se reproduce en el cuadro 1.

Asturias, La Rioja y Navarra presentan valores inferiores a los críticos en niveles (para un nivel de significatividad del 10 por cien), es decir, son estacionarias en niveles [ $I(0)$ ]. Puesto que se rechaza la hipótesis nula, estas tres regiones no están cointegradas con el resto, que son integradas de orden uno, es decir, presentan tendencia en niveles, haciéndose estacionarias cuando se les aplica una diferencia.

En segundo lugar calculamos la ecuación [2] para el resto de regiones, es decir, la diferencia entre dos series de precios [ $D_{ij} = P_{it} - P_{jt}$ , donde «i» y «j»

<sup>17</sup> Partiendo de la regresión « $P_{it} = c + b \cdot P_{jt} + U_t$ »; « $P_{it}$ » y « $P_{jt}$ » están cointegradas si « $U_t$ » es estacionario. Operando en la ecuación de regresión se obtiene: « $P_{it} - b \cdot P_{jt} = c + U_t$ ». Se dice que las series están cointegradas con parámetro unitario si se cumple que  $b = 1$ , es decir, el caso de la ecuación [2], y tendrá parámetro no unitario, si « $b$ » es distinto de la unidad.

<sup>18</sup> En general se dice que una serie de tiempo está integrada de orden « $p$ » [ $I(p)$ ] si diferenciando « $p$ » veces se hace estacionaria; una serie integrada de orden cero [ $I(0)$ ] es estacionaria.

<sup>19</sup> Puesto que los datos son mensuales, se ha empleado el test de Hegy, extensión de Beaulieu y Miron (1993), para contrastar la posible presencia de raíces unitarias estacionales, con resultado negativo, es decir ausencia de estacionalidad estocástica.

**CUADRO 1**  
**CONTRASTE AUMENTADO DE RAÍCES UNITARIAS (ADF).**  
**PRECIOS DEL TRIGO EN LOGARITMOS**

	Niveles	$\Delta$	Orden de integración
Andalucía Occidental	-2,280443	-9,112519	<i>I</i> (1)
Andalucía Oriental	-1,272441	-12,88721	<i>I</i> (1)
Aragón	-2,231335	-9,478771	<i>I</i> (1)
Asturias	-2,933898		<i>I</i> (0)
Baleares	-2,406806	-11,67803	<i>I</i> (1)
Cantabria	-2,213441	-9,834456	<i>I</i> (1)
Castilla y León	-1,803549	-9,260313	<i>I</i> (1)
Cataluña	-1,943255	-9,549717	<i>I</i> (1)
Extremadura	-2,574249	-9,356100	<i>I</i> (1)
Galicia	-2,245093	-9,817998	<i>I</i> (1)
La Rioja	-3,324711		<i>I</i> (0)
Madrid	-2,408160	-12,51469	<i>I</i> (1)
Castilla-La Mancha	-1,871132	-9,761266	<i>I</i> (1)
Murcia	-2,526545	-11,59229	<i>I</i> (1)
Navarra	-2,802511		<i>I</i> (0)
País Vasco	-2,373895	-11,12475	<i>I</i> (1)
Comunidad Valenciana	-2,222202	-11,59997	<i>I</i> (1)

Valores críticos: -2,575 al 10 por cien, -2,878 al 5 por cien, y -3,467 al 1 por cien.

representan regiones diferentes]. En puridad deberíamos calcular todas las combinaciones de las catorce regiones con mismo orden de integración [*I*(1)], pero podemos establecer el supuesto de que Castilla y León ejerce como región líder y que el resto la siguen en el mecanismo de arbitraje de precios. Aunque dicho supuesto debería ser contrastado empíricamente<sup>20</sup>, no es menos cierto que Castilla y León es la región más productiva y también la que tiene, en promedio, menores precios, tal y como se ilustra en el mapa del gráfico 2.

Considerando entonces a Castilla León como líder, sólo tenemos que calcular las diferencia del resto de regiones con Castilla y León y verificar si estas diferencias son estacionarias mediante el contraste ADF, tal y como se muestra en el cuadro 2.

<sup>20</sup> La alternativa de considerar el precio nacional como referente con el que comparar los precios de las regiones tienen el inconveniente de que la variable explicada contendría a la explicativa como parte.

**CUADRO 2**  
**CONTRASTE AUMENTADO DE RAÍCES UNITARIAS (ADF).**  
**DIFERENCIA DEL LOS PRECIOS DEL TRIGO CON CASTILLA Y LEÓN.**  
**PRECIOS DEL TRIGO EN LOGARITMOS, 1891-1905**

Parámetro unitario	ADF	Parámetro irrestricto	ADF
Andalucía Occidental <sub>t</sub> -Castilla <sub>t</sub>	-2,758	Andalucía Occidental <sub>t</sub> -0,77 · Castilla <sub>t</sub>	-2,685
Andalucía Oriental <sub>t</sub> -Castilla <sub>t</sub>	-2,296*	Andalucía Oriental <sub>t</sub> -0,75 · Castilla <sub>t</sub>	-2,076*
Aragón <sub>t</sub> -Castilla <sub>t</sub>	-2,921	Aragón <sub>t</sub> -0,97 · Castilla <sub>t</sub>	-2,920
Baleares <sub>t</sub> -Castilla <sub>t</sub>	-3,748	Baleares <sub>t</sub> -0,80 · Castilla <sub>t</sub>	-3,821
Cantabria <sub>t</sub> -Castilla <sub>t</sub>	-2,053*	Cantabria <sub>t</sub> -0,33 · Castilla <sub>t</sub>	-2,647
Cataluña <sub>t</sub> -Castilla <sub>t</sub>	-5,108	Cataluña <sub>t</sub> -0,84 · Castilla <sub>t</sub>	-4,987
C. Valenciana <sub>t</sub> -Castilla <sub>t</sub>	-3,192	C. Valenciana <sub>t</sub> -0,66 · Castilla <sub>t</sub>	-3,763
Extremadura <sub>t</sub> -Castilla <sub>t</sub>	-3,293	Extremadura <sub>t</sub> -0,88 · Castilla <sub>t</sub>	-3,284
Galicia <sub>t</sub> -Castilla <sub>t</sub>	-2,283*	Galicia <sub>t</sub> -0,23 · Castilla <sub>t</sub>	-2,314*
La Mancha <sub>t</sub> -Castilla <sub>t</sub>	-2,405*	La Mancha <sub>t</sub> -1,02 · Castilla <sub>t</sub>	-2,436*
Madrid <sub>t</sub> -Castilla <sub>t</sub>	-2,610	Madrid <sub>t</sub> -0,93 · Castilla <sub>t</sub>	-4,384
Murcia <sub>t</sub> -Castilla <sub>t</sub>	-3,813	Murcia <sub>t</sub> -0,88 · Castilla <sub>t</sub>	-3,819
País Vasco <sub>t</sub> -Castilla <sub>t</sub>	-2,947	País Vasco <sub>t</sub> -0,65 · Castilla <sub>t</sub>	-3,673

Valores críticos: -2,575 al 10 por cien, -2,878 al 5 por cien, y -3,467 al 1 por cien.

Se observa que Andalucía Oriental, Cantabria, Galicia y Castilla-La Mancha no están cointegrada con Castilla y León. A estas regiones hay que añadir Asturias, La Rioja y Navarra que presentan distinto orden de integración. Por tanto, de las diecisiete regiones analizadas, siete no están cointegradas y no forman un mercado integrado, puesto que no presentan tendencias estocásticas comunes; dicho de otra forma, siete regiones no cumplen la ecuación [2] con Castilla y León.

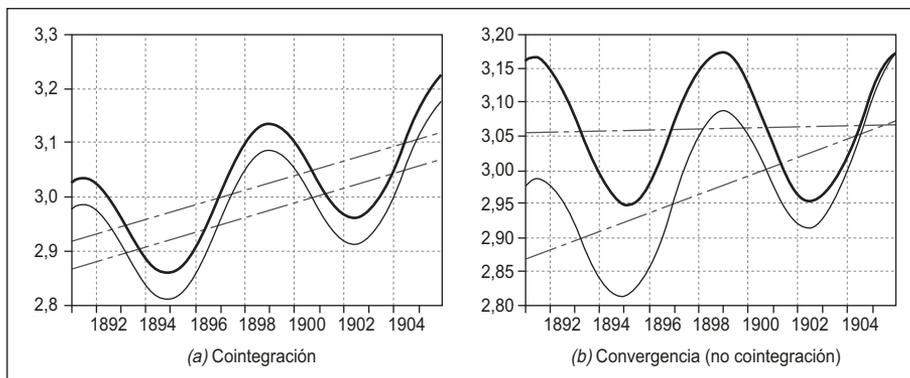
Quizá sea demasiado estricto imponer como vector de cointegración un parámetro unitario, por ello en el cuadro 2 (dos últimas columnas) se muestran también las ecuaciones de cointegración sin imponer dicha restricción. La situación no varía sustancialmente, si bien ahora Cantabria sí estaría cointegrada.

De un mercado en el que seis regiones de las diecisiete no están integradas, lo más que podemos decir es que presenta un grado de integración pobre.

El análisis de cointegración muestra si las series tienen tendencias estocásticas comunes. Pero los cambios producidos en el mercado del trigo nacional a finales del siglo XIX como consecuencia de la nueva coyuntura económica provocada por las importaciones de grano exterior y las medidas protectoras puestas en práctica, tanto comerciales como monetarias, pue-

den haber provocado tendencias estocásticas diferentes pero convergentes. Esto es precisamente lo que en nuestra opinión ocurrió en el periodo considerado, es decir, mercados que se están integrando más como consecuencia de los cambios producidos. Si este fuera el caso, el análisis de cointegración puede concluir que las series no están cointegradas, pero no nos dirá nada sobre el hecho de que se camina hacia un mayor grado de integración. El gráfico 3 ilustra cómo dos regiones cualesquiera pueden tener diferentes tendencias estocásticas y, no obstante, mercados cada vez más integrados.

**GRÁFICO 3**  
ILUSTRACIÓN DE LAS VENTAJAS DE LA METODOLOGÍA EMPLEADA



Ambas series están compuestas por ciclos de 90 meses y tendencias deterministas crecientes. El gráfico izquierdo muestra un mercado perfectamente integrado, ambas series presentan tendencias y ciclos iguales que sólo se diferencian por el coste de transporte y comercialización. Estaríamos ante dos series que cumplen estrictamente la ecuación [1] es decir, la ley del precio único en sentido estricto. El gráfico derecho, por el contrario, muestra dos series que presentan ciclos idénticos y tendencias diferentes pero convergentes. El análisis de cointegración mostraría en este caso series no cointegradas y la conclusión sería que los dos mercados no están integrados, cuando a simple vista se observa que los mercados de precios de ambas series realmente están cada vez más integrados. En este caso el análisis de cointegración parece menos adecuado que el análisis de descomposición, puesto que éste permite descomponer la serie en tendencia y ciclos y analizar los distintos componentes por separado, mientras que los modelos de cointegración no entienden de tendencias estocásticas convergentes, indicando sólo si las tendencias estocásticas son comunes o no.

## 5. ANÁLISIS DE LA INTEGRACIÓN DEL MERCADO A PARTIR DEL MÉTODO DE DESCOMPOSICIÓN

La hipótesis de componentes subyacentes (HCS)<sup>21</sup> parte del análisis clásico de series temporales y establece un conjunto de técnicas más o menos complejas con el objetivo de distinguir y estimar cada uno de los componentes. En Uriel (1995) puede encontrarse la descripción de algunos de los métodos tradicionales de descomposición de series, y en Fischer (1995) un breve repaso de la historia de los métodos de descomposición y una comparación de los diferentes procedimientos utilizados por Eurostat en la desestacionalización de series temporales.

El análisis clásico de series temporales supone que cualquier serie temporal se puede descomponer<sup>22</sup> en los siguientes elementos:

$$Y_t = T_t + C_t + E_t + I_t \quad [3]$$

donde « $T_t$ » es la tendencia, « $C_t$ » el ciclo, « $E_t$ » el movimiento estacional e « $I_t$ » las variaciones irregulares.

Metodológicamente procederemos de la siguiente forma:

- 5.1. Eliminación de los componentes estacional e irregular mediante la metodología UCARIMA<sup>23</sup>, es decir, estimación de las series ciclo-tendencia.
- 5.2. Estimación, análisis y eliminación de la tendencia.
- 5.3. Análisis del ciclo mediante la descomposición espectral (periodograma).

### 5.1. Eliminación de los componentes estacional e irregular. Estimación de las series ciclo tendencia

El gráfico 4 muestra los precios de Castilla y León en logaritmos y su ciclo-tendencia, calculado mediante el programa Tramo/Seats.

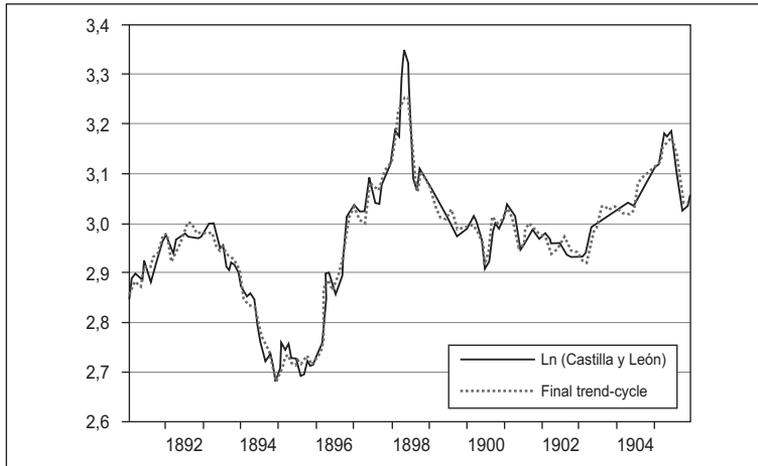
Se aprecia que ambas series son muy similares. El mismo procedimiento se ha seguido para el resto de regiones.

<sup>21</sup> La HCS afirma que una serie temporal  $Y_t$  puede descomponerse en todos o alguno de los siguientes elementos: tendencia ( $T_t$ ), ciclo ( $C_t$ ), estacionalidad ( $E_t$ ) e irregularidad ( $I_t$ ).

<sup>22</sup> Suponemos un esquema aditivo de las series en logaritmos, es decir, esquema multiplicativo de las series en niveles. En general, el esquema de descomposición puede ser aditivo, multiplicativo o mixto.

<sup>23</sup> La metodología UCARIMA asume que tanto la serie observada como los componentes inobservables responden a modelos ARIMA (Maravall, 1987). El programa Tramo/Seats desarrollado por Víctor Gómez y Agustín Maravall permite eliminar ambos componentes y estimar la serie ciclo-tendencia.

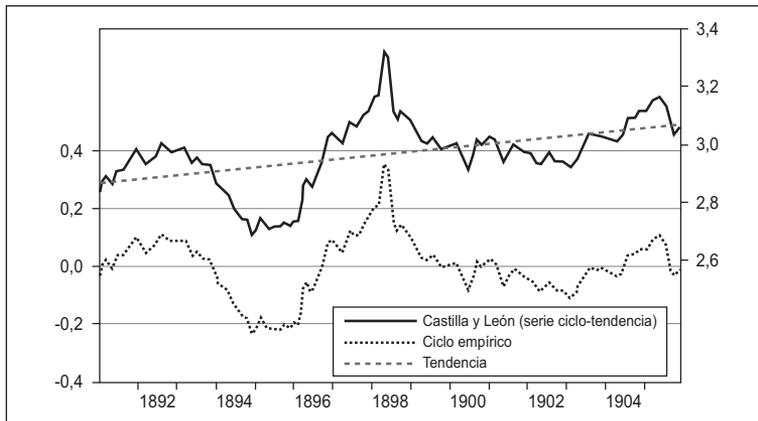
**GRÁFICO 4**  
LN (CASTILLA Y LEÓN) Y CICLO-TENDENCIA



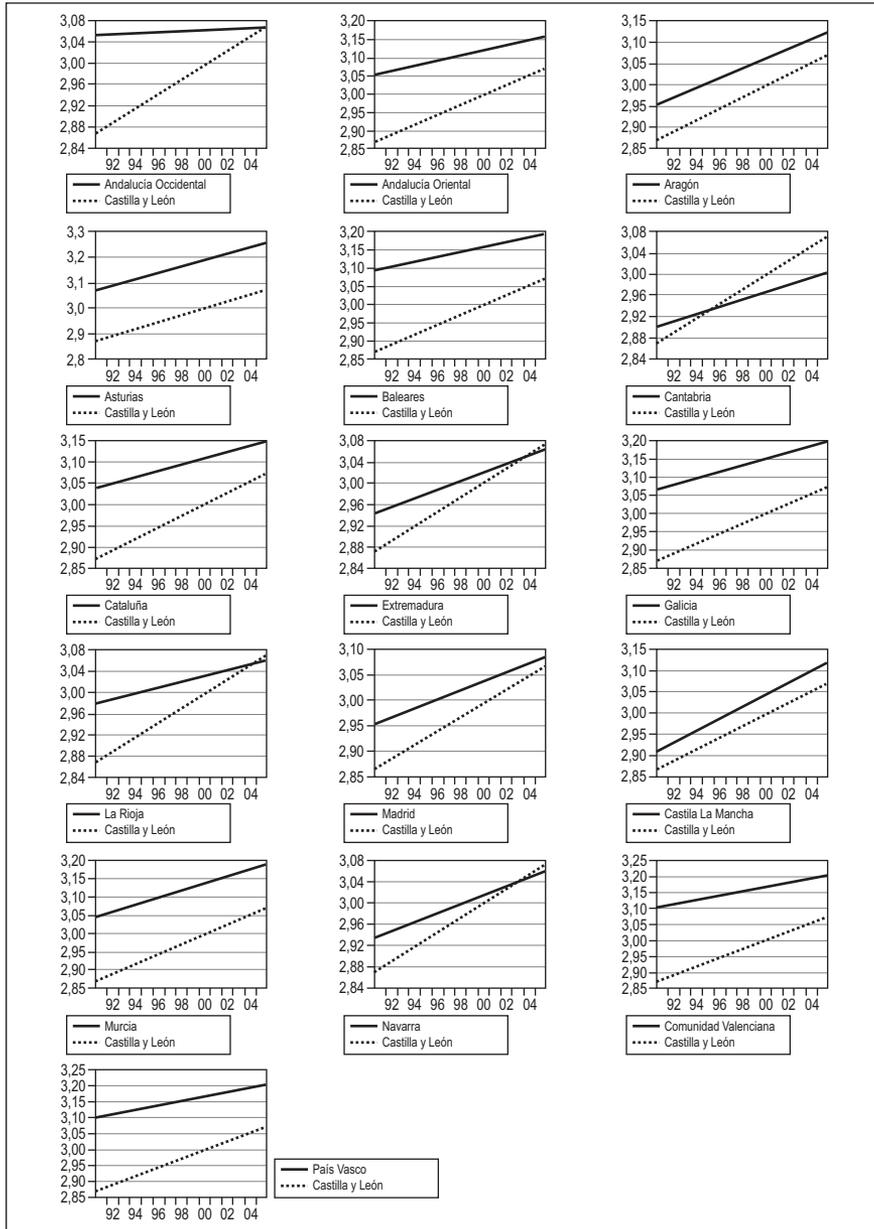
## 5.2. Análisis de la tendencia

Eliminados los componentes accidental y estacional de las diecisiete regiones, descomponemos las series de ciclo-tendencia calculando sus respectivas tendencias por el procedimiento de la recta mínimo cuadrática, y por diferencia calcularemos el componente cíclico (ciclo empírico o serie libre de tendencia). El gráfico 5 muestra el procedimiento para el caso de Castilla y León.

**GRÁFICO 5**  
PRECIOS DE CASTILLA Y LEÓN



**GRÁFICO 6**  
**TENDENCIAS LINEALES MÍNIMO CUADRÁTICAS**  
**PRECIOS DEL TRIGO EN LOGARITMOS (1891-1905)**



Bajo el supuesto de que Castilla y León se comporta como región líder en el arbitraje de precios del mercado triguero, las tendencias del resto de regiones deben ser similares o converger con el tiempo a la región líder. El gráfico 6 (página anterior) muestra las tendencias mínimo cuadráticas de todas las regiones comparándolas con Castilla y León.

A simple vista se aprecia que las tendencias son similares o convergen hacia la de Castilla y León; todas excepto Cantabria, que a partir de 1895 se aleja de los precios de Castilla y León. El resto de regiones presentan tendencias similares (Asturias y Castilla-La Mancha) o convergentes. De manera que el análisis de tendencia presenta evidencias acordes con la integración del mercado durante el periodo (excepto para el caso de Cantabria). Es más, la mayoría de las regiones presentan tendencias convergentes lo que implica mayor grado de integración del mercado a medida que transcurre el tiempo. Se confirma así el supuesto de tendencias diferentes pero convergentes entre 1891 y 1905. El análisis de regresión entre las tendencias de las distintas regiones con Castilla y León permite precisar la comparación entre tendencias.

La interpretación de las dieciséis regresiones es clara: el término independiente indica la ordenada en el origen, el valor positivo de todas ellas muestra que los precios iniciales son superiores a Castilla y León en todos los casos. El coeficiente de cada regresión compara la pendiente de Castilla y

**CUADRO 3**  
**ECUACIONES DE REGRESIÓN**  
**ESTIMADAS ENTRE TENDENCIAS MÍNIMO CUADRÁTICAS**

Andalucía Occidental <sub>t</sub> = 2,87 + 0,06 · Castilla <sub>t</sub>
Andalucía Oriental <sub>t</sub> = 1,56 + 0,52 · Castilla <sub>t</sub>
Aragón <sub>t</sub> = 0,55 + 0,84 · Castilla <sub>t</sub>
Asturias <sub>t</sub> = 0,39 + 0,93 · Castilla <sub>t</sub>
Baleares <sub>t</sub> = 1,72 + 0,48 · Castilla <sub>t</sub>
Cantabria <sub>t</sub> = 1,44 + 0,51 · Castilla <sub>t</sub>
Cataluña <sub>t</sub> = 1,47 + 0,55 · Castilla <sub>t</sub>
C. Valenciana <sub>t</sub> = 1,66 + 0,50 · Castilla <sub>t</sub>
Extremadura <sub>t</sub> = 1,20 + 0,60 · Castilla <sub>t</sub>
Galicia <sub>t</sub> = 1,19 + 0,65 · Castilla <sub>t</sub>
Madrid <sub>t</sub> = 1,08 + 0,65 · Castilla <sub>t</sub>
Mancha <sub>t</sub> = 0,08 + 0,99 · Castilla <sub>t</sub>
Murcia <sub>t</sub> = 0,99 + 0,72 · Castilla <sub>t</sub>
Navarra <sub>t</sub> = 1,12 + 0,63 · Castilla <sub>t</sub>
País Vasco <sub>t</sub> = 0,85 + 0,75 · Castilla <sub>t</sub>
Rioja <sub>t</sub> = 1,81 + 0,41 · Castilla <sub>t</sub>

León con el resto de regiones. Todos los coeficientes son inferiores a la unidad, mostrando que la pendiente de Castilla y León es mayor que en el resto de regiones. En definitiva, las regresiones entre tendencias confirman el análisis gráfico realizado.

Analizadas las tendencias de precios, procedemos a analizar la integración del mercado nacional mediante la utilización de la descomposición armónica de las series libres de tendencia o ciclos empíricos.

### 5.3. Descomposición armónica (espectro)

Lo habitual es que el periodograma (espectro) se aplique a series estacionarias o integradas de orden cero  $[I(0)]$ . Para verificar si se da esta circunstancia aplicamos el contraste (ADF) que como ya hemos mencionado, es un contraste de estacionaridad. Los valores obtenidos se reproducen en el cuadro 4.

**CUADRO 4**  
CONTRASTE AUMENTADO DE RAÍCES UNITARIAS (ADF)  
PRECIOS DEL TRIGO EN LOGARITMOS, 1891-1905. CICLOS EMPÍRICOS

	ADF	KPSS
Andalucía Occidental	-2,947342	0,079916
Andalucía Oriental	-2,576299*	0,083192
Aragón	-2,696174*	0,112344
Asturias	-2,793066*	0,124678
Baleares	-3,310627	0,080348
Cantabria	-2,613441*	0,231034
Castilla la Mancha	-2,902913	0,100695
Castilla y León	-3,076733	0,091526
Cataluña	-3,205484	0,102239
Comunidad Valenciana	-3,500142	0,087502
Extremadura	-3,193176	0,072687
Galicia	-2,832030*	0,251425
La Rioja	-2,940967	0,091781
Madrid	-2,600163*	0,101015
Murcia	-3,186818	0,082030
Navarra	-3,110270	0,076886
País Vasco	-3,094886	0,089977

Valores críticos: ADF: -2,575 al 10 por cien, -2,878 al 5 por cien, y -3,467 al 1 por cien.  
KPSS: 0,739 al 10 por cien, 0,463 al 5 por cien, y 0,347 al 1 por cien.

Aun cuando todas las series libres de tendencia (elemento cíclico o ciclo empírico) son estacionarias [ $I(0)$ ] a un nivel de significatividad del 10 por cien, hay seis regiones que no lo serían a un nivel del 5 por cien. Por ello llevamos también a cabo el contraste KPSS que se diferencia del anterior en que plantea como hipótesis nula la estacionaridad de la serie. Según este contraste (cuadro 4, última columna) no podemos rechazar esa hipótesis incluso a un nivel de significación del 1 por cien, de manera que podemos aplicar la descomposición de Fourier a todas las regiones<sup>24</sup>.

Dada una muestra de tamaño « $n$ », el análisis de Fourier descompone el fenómeno objeto de estudio en « $n/2$ » elementos periódicos, también denominados armónicos o ciclos teóricos —que presentan la forma ondulatoria característica de las funciones seno/coseno—, siendo éstos independientes entre sí. La suma de la contribución a la varianza de los « $n/2$ » armónicos, explica el 100 por cien de la varianza de la serie, es decir, la suma es exactamente igual a la serie original.

Si los mercados están integrados, los ciclos relevantes de las distintas regiones deben coincidir, al menos los más significativos.

El cuadro 5 reproduce la descomposición armónica de los ciclos de precios de trigo regionales. La primera columna indica la región. La primera fila señala las periodicidades (en meses) de Fourier en que se descompone la serie. Con el objetivo de facilitar la explicación, sólo se muestran las primeras quince periodicidades de las noventa que forman la descomposición completa. La intersección entre fila y columna se consigna con el porcentaje de contribución a la varianza de cada armónico con el ciclo empírico o serie libre de tendencia.

No se trata sólo de conseguir un buen ajuste, para ello bastaría con seleccionar los ciclos que más contribuyen a la varianza, sino de buscar las regularidades más relevantes. Por ello analizaremos sólo los picos de la descomposición de Fourier, es decir, aquellos ciclos teóricos cuya contribución a la varianza es mayor que su precedente y siguiente —en el cuadro 5 resaltados mediante negrita—.

Por su contribución a la varianza destaca el ciclo de 90 meses<sup>25</sup>, 7,5 años, con una contribución a la varianza del ciclo empírico media del 48,46 por

<sup>24</sup> El contraste KPSS refuerza la hipótesis de que las series regionales utilizadas son estacionarias. En todo caso, y aunque el análisis espectral tradicionalmente se aplica a series estacionarias, muchos autores consideran suficiente que las series no presenten tendencia.

<sup>25</sup> Con el objetivo de simplificar el análisis sólo hemos tenido en cuenta la periodicidad más relevante (90 meses), pero las interconexiones comerciales del mercado del trigo entre las distintas regiones son mucho más complejas que las mostradas en este artículo. Otras periodicidades relevantes, como la de 45 meses (pico en ocho regiones), la de 25,71 meses (en once regiones) o incluso la de 20 meses (en siete regiones), no se han tenido en cuenta en aras de la claridad expositiva. Tampoco analizamos los ciclos estacionales por la misma razón (y por eso las series han sido desestacionalizadas previamente a la aplicación de la descomposición armónica). Por supuesto, estas periodicidades se pueden analizar individualmente o en conjunto; por construcción son independientes entre sí, de manera que se pueden sumar y combinar de la manera que más

**CUADRO 5**  
DESCOMPOSICIÓN ARMÓNICA. PRECIOS DEL TRIGO, 1891-1905

	180	90	60	45	36	30	25,71	22,50	20,00	18,00	16,36	15,00	13,85	12,86	12,00
Andalucía Occidental	0,47	<b>51,55</b>	7,15	<b>24,20</b>	3,84	1,00	<b>2,64</b>	0,77	<b>1,59</b>	0,39	<b>1,38</b>	0,85	<b>1,41</b>	0,24	0,01
Andalucía Oriental	4,31	<b>42,20</b>	9,13	<b>30,10</b>	2,10	1,48	<b>3,58</b>	0,39	0,59	0,67	0,13	1,30	0,55	0,41	0,03
Aragón	6,08	<b>68,67</b>	12,40	2,21	0,07	1,73	<b>5,23</b>	0,04	<b>1,84</b>	0,17	0,30	0,11	0,02	0,06	0,21
Asturias	11,22	<b>35,93</b>	20,24	9,10	2,14	<b>6,51</b>	3,78	0,38	0,69	0,12	1,12	<b>1,67</b>	0,89	0,10	0,67
Baleares	0,19	<b>41,66</b>	16,01	<b>16,66</b>	4,44	0,76	<b>5,23</b>	0,98	3,45	<b>3,68</b>	0,08	0,10	<b>1,12</b>	0,10	0,07
Cantabria	37,59	<b>44,26</b>	0,41	<b>4,28</b>	2,02	0,10	<b>3,12</b>	0,98	<b>1,09</b>	0,45	0,74	<b>1,41</b>	0,30	0,10	0,01
Castilla y León	1,59	<b>57,53</b>	20,88	10,18	0,98	0,18	0,81	0,12	<b>1,70</b>	0,32	<b>1,64</b>	0,01	0,13	0,06	0,00
Castilla-La Mancha	2,45	<b>65,74</b>	9,63	<b>10,69</b>	0,93	0,44	<b>3,84</b>	0,54	0,82	<b>1,10</b>	0,38	0,04	0,95	0,01	0,01
Cataluña	3,55	<b>63,43</b>	19,13	6,30	0,65	1,00	0,56	0,16	<b>1,84</b>	0,11	0,23	0,19	0,41	0,06	0,00
Comunidad Valenciana	2,28	<b>50,56</b>	29,88	11,78	0,01	0,06	0,03	0,09	0,78	0,29	0,66	0,12	0,33	0,40	0,00
Extremadura	3,56	<b>29,41</b>	14,81	<b>25,05</b>	9,00	0,65	<b>3,49</b>	2,37	0,71	1,15	<b>1,27</b>	1,21	<b>1,78</b>	0,07	0,10
Galicia	<b>43,06</b>	24,69	6,56	5,65	3,99	2,57	<b>4,53</b>	0,03	0,25	0,08	0,91	<b>1,84</b>	0,45	0,23	0,01
La Rioja	2,19	<b>45,96</b>	15,79	12,57	1,94	1,96	<b>4,62</b>	0,46	<b>2,75</b>	0,91	0,22	0,48	0,56	0,12	0,08
Madrid	3,28	<b>63,82</b>	7,14	<b>9,41</b>	2,56	0,45	<b>2,25</b>	1,74	0,52	0,89	<b>2,26</b>	0,33	0,26	0,02	0,03
Murcia	0,77	<b>48,23</b>	9,11	<b>16,06</b>	0,53	<b>8,90</b>	0,51	<b>3,45</b>	0,90	0,78	<b>3,09</b>	1,26	<b>1,36</b>	0,63	0,08
Navarra	0,65	<b>48,92</b>	17,66	12,69	1,17	0,78	<b>3,59</b>	0,86	<b>3,24</b>	1,19	1,08	0,02	<b>1,42</b>	0,16	0,03
País Vasco	1,95	<b>41,19</b>	20,57	4,33	<b>14,43</b>	4,45	1,50	0,09	0,89	1,04	<b>1,10</b>	0,64	0,50	0,17	0,01

cien. En todas las regiones, excepto Galicia, esta periodicidad es relevante (pico o máximo relativo). Desde esta perspectiva, excepto Galicia, todas las regiones están integradas. La representación gráfica del cuadro 5 se denomina periodograma y es un estimador asintóticamente insesgado pero inconsistente del espectro<sup>26</sup>. El cuadro 6 muestra la descomposición armónica

**CUADRO 6**  
DESCOMPOSICIÓN ARMÓNICA CONSISTENTE  
PRECIOS DEL TRIGO, 1891-1905. CICLOS EMPÍRICOS

	180	90	60
Andalucía Occidental	23,97	<b>29,59</b>	21,29
Andalucía Oriental	21,74	<b>25,88</b>	21,57
Aragón	34,87	<b>41,33</b>	23,00
Asturias	22,59	<b>26,64</b>	21,28
Baleares	19,27	<b>26,22</b>	22,06
Cantabria	37,59	<b>44,26</b>	0,41
Castilla y León	1,59	<b>57,53</b>	20,88
Cataluña	31,10	<b>39,47</b>	26,37
Extremadura	15,45	20,10	<b>20,52</b>
Galicia	<b>34,61</b>	24,75	10,52
La Rioja	22,32	<b>28,95</b>	21,99
Madrid	31,13	<b>36,86</b>	20,70
Castilla-La Mancha	31,57	<b>38,28</b>	22,78
Murcia	22,60	<b>28,32</b>	19,71
Navarra	22,85	<b>30,62</b>	23,70
País Vasco	20,00	<b>27,43</b>	21,58
Comunidad Valenciana	24,49	<b>34,70</b>	30,47

convenga con el objetivo de analizar con más detalle cómo se producen las conexiones comerciales entre las distintas regiones. Pero este análisis excede el objetivo de este artículo dada su complejidad.

<sup>26</sup> Para entender la propiedades de insesgadez y consistencia de un estimador, podemos recurrir a un ejemplo sencillo. Supongamos que queremos saber cuál es la estatura media de una clase (parámetro a estimar « $\beta$ ») de, por ejemplo, veinte alumnos. Para ello seleccionamos una muestra de cinco alumnos al azar y calculamos su media, considerándola un estimador « $b$ » de la estatura de toda la clase. Por supuesto la estimación depende de la muestra concreta de cinco alumnos elegida y el número de estimaciones que podemos hacer es el número de combinaciones posibles de cinco alumnos con los veinte de la clase,  $C_5^{20} = 15.504$ . Se puede demostrar que la media de esas 15.504 estimaciones es exactamente la estatura media de toda la clase, y esto es lo que queremos decir cuando afirmamos que un estimador es insesgado. En términos matemáticos esta propiedad significa que  $E(b)=\beta$ , es decir, la insesgadez implica que el valor esperado del estimador coincide

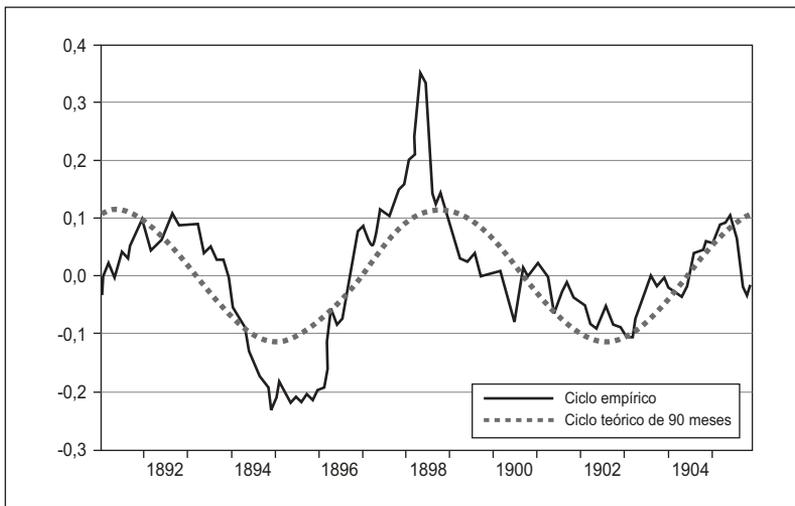
consistente (ventana de Tukey-Hamming) en las periodicidades de 180, 90 y 60 meses.

Se observa que tiene la misma interpretación que el cuadro anterior, con la excepción de Extremadura, donde el pico se ha desplazado de los 90 a los 60 meses, si bien la diferencia es sólo 0,42 y el valor 20,10 en la periodicidad de 90 meses es significativamente distinto de cero. Es decir, podemos considerar que la periodicidad de 90 meses también es relevante en esta región.

El gráfico 7 muestra el ciclo empírico (o serie libre de tendencia) de Castilla y León y el ciclo teórico de 90 meses.

La descomposición armónica posibilita matizar las interconexiones que se producen entre los ciclos de las distintas regiones.

**GRÁFICO 7**  
 PRECIOS DEL TRIGO EN CASTILLA Y LEÓN (1891-1905)  
 CICLO EMPÍRICO Y CICLO DE 90 MESES



con el valor del parámetro poblacional. Una propiedad diferente, esta de carácter asintótico, es la consistencia. Se dice que un estimador es consistente si a medida que aumenta el tamaño de la muestra, es decir, cuando el número de alumnos que elegimos va aumentando progresivamente, la estimación se acerca cada vez más al parámetro poblacional y, en el límite, coinciden. Matemáticamente se representa por  $\text{plim}(b) = \beta$ , es decir, cuando la probabilidad en el límite del estimador es igual al valor del parámetro. En general se considera que los buenos estimadores deben ser insesgados y consistentes. El periodograma como estimador del espectro es, como decimos, asintóticamente insesgado pero inconsistente. Por ello se recurre a las denominadas ventanas espectrales como la de Tukey-Hamming que es un estimador sesgado pero consistente del espectro. En nuestro trabajo, la periodicidad de 90 meses es relevante tanto si se utiliza el estimador insesgado pero inconsistente, periodograma, como el sesgado pero consistente, obtenido a partir de la ventana espectral.

Siempre que el mercado esté integrado, el trigo viajará de las regiones donde hay abundancia hacia donde haya escasez, de donde hay exceso de oferta a donde hay exceso de demanda, hasta que oferta y demanda se equilibren y el precio se iguale descontando el coste de transporte y comercialización. Lógicamente el arbitraje de precios puede tardar tiempo, de manera que la ley del precio único garantiza la igualdad de precios cuando el arbitraje ha finalizado. Bajo el supuesto de que Castilla y León lidera el arbitraje de precios, podemos calcular la relación entre Castilla y León y el resto de regiones.

Las regresiones entre Castilla y León y el resto de regiones (excepto Galicia) en la periodicidad de 90 meses se reproducen en el cuadro 7, el desfase se ha calculado a partir del máximo valor del coeficiente de correlación en el tiempo (correlación cruzada).

Los resultados de las quince regresiones muestran evidencias empíricas favorables al cumplimiento de la ley del precio único. Castilla y León se comporta como región líder en el arbitraje de precios puesto que los precios de Castilla y León preceden o son sincrónicos a los del resto de regiones, el trigo viaja de las zonas geográficas donde hay abundancia a donde hay escasez.

**CUADRO 7**  
REGRESIONES DE LAS DISTINTAS REGIONES CON CASTILLA Y LEÓN  
MÁXIMA CORRELACIÓN. PERIODICIDAD DE 90 MESES, 1891-1905

Ecuación estimada	R <sup>2</sup>
Andalucía Occidental <sub>t</sub> = 1,24 · Castilla <sub>t-7</sub>	0,999534
Andalucía Oriental <sub>t</sub> = 0,99 · Castilla <sub>t-5</sub>	0,999426
Aragón <sub>t</sub> = 1,17 · Castilla <sub>t</sub>	0,997935
Asturias <sub>t</sub> = 0,56 · Castilla <sub>t-12</sub>	0,999991
Baleares <sub>t</sub> = 0,94 · Castilla <sub>t-1</sub>	0,999936
Cantabria <sub>t</sub> = 0,61 · Castilla <sub>t-12</sub>	0,999546
Cataluña <sub>t</sub> = 1,05 · Castilla <sub>t</sub>	0,999904
C. valenciana <sub>t</sub> = 0,74 · Castilla <sub>t-4</sub>	0,999953
Extremadura <sub>t</sub> = 0,91 · Castilla <sub>t-5</sub>	0,999861
Madrid <sub>t</sub> = 1,2 · Castilla <sub>t-4</sub>	0,999109
Mancha <sub>t</sub> = 1,26 · Castilla <sub>t-6</sub>	0,999975
Murcia <sub>t</sub> = 1,08 · Castilla <sub>t-7</sub>	0,999912
Navarra <sub>t</sub> = 0,86 · Castilla <sub>t</sub>	0,999912
Pvasco <sub>t</sub> = 0,63 · Castilla <sub>t-3</sub>	0,999052
Rioja <sub>t</sub> = 0,81 · Castilla <sub>t</sub>	0,999101

Todos los coeficientes son positivos de acuerdo también con la ley del precio único.

A partir de las regresiones anteriores se puede analizar la relación entre dos regiones cualesquiera. Así, por ejemplo, la relación obtenida a partir del cuadro 7, entre las dos regiones en que hemos dividido a Andalucía, es:

$$\text{Andalucía Occidental}_t = 1,24 \cdot \text{Castilla}_{t-7} \quad [4]$$

$$\text{Andalucía Oriental}_t = 0,99 \cdot \text{Castilla}_{t-5} \quad [5]$$

retardando dos periodos en [5] tenemos,

$$\text{Andalucía Oriental}_{t-2} = 0,99 \cdot \text{Castilla}_{t-7} \quad [6]$$

Igualando [4] con [6] y operando obtenemos la relación:

$$\text{Andalucía Occidental}_t = 1,25 \cdot \text{Andalucía Oriental}_{t-2} \quad [7]$$

Una cuestión importante son los desfases en las relaciones entre los ciclos de precios. El criterio que nos ha parecido más oportuno por su objetividad es seleccionar los desfases de manera que la correlación entre las series relacionadas sea máxima.

Los precios utilizados son al por mayor y los movimientos de grano requieren programación previa y por tanto, los errores en las previsiones de los mayoristas pueden ser los causantes de los desfases que muestran las evidencias empíricas.

No obstante, podría cuestionarse desde un punto de vista económico la longitud de los mismos en alguna de las relaciones mostradas en el cuadro 7. Además un coeficiente de correlación más elevado no garantiza necesariamente una mayor proximidad a la verdadera relación entre las distintas regiones, y en este sentido es útil preguntarse cuál es la relación instantánea, sin desfases, entre los ciclos de precios de las distintas regiones. El cuadro 8 muestra esta relación.

Los coeficientes son, como se ve, muy parecidos a los del cuadro 8, con una diferencia máxima inferior a las dos décimas. El ajuste estadístico es peor, pero con las excepciones de Asturias y Cantabria es aceptable. De manera que las evidencias empíricas siguen siendo favorables al cumplimiento de la ley del precio único. Además el hecho de que el ciclo de precios de Castilla y León preceda o sea sincrónico al ciclo del resto de regiones sigue mostrando, aun considerando una relación instantánea, que la relación causal va de Castilla y León al resto de regiones, puesto que la causa debe preceder o ser simultánea al efecto.

**CUADRO 8**  
REGRESIONES DE LAS DISTINTAS REGIONES CON CASTILLA Y LEÓN  
PERIODICIDAD DE 90 MESES. RELACIONES INSTANTÁNEAS, 1891-1905

Ecuación estimada	R <sup>2</sup>
Andalucía Occidental <sub>t</sub> = 1,09 · Castilla <sub>t</sub>	0,761762
Andalucía Oriental <sub>t</sub> = 0,93 · Castilla <sub>t</sub>	0,897734
Aragón <sub>t</sub> = 1,17 · Castilla <sub>t</sub>	0,997935
Asturias <sub>t</sub> = 0,39 · Castilla <sub>t</sub>	0,444823
Baleares <sub>t</sub> = 1,00 · Castilla <sub>t</sub>	0,996178
Cantabria <sub>t</sub> = 0,45 · Castilla <sub>t</sub>	0,496384
Cataluña <sub>t</sub> = 1,05 · Castilla <sub>t</sub>	0,999904
C. valenciana <sub>t</sub> = 0,72 · Castilla <sub>t</sub>	0,927549
Extremadura <sub>t</sub> = 0,89 · Castilla <sub>t</sub>	0,917743
Madrid <sub>t</sub> = 1,11 · Castilla <sub>t</sub>	0,901208
Mancha <sub>t</sub> = 1,14 · Castilla <sub>t</sub>	0,830895
Murcia <sub>t</sub> = 0,97 · Castilla <sub>t</sub>	0,771931
Navarra <sub>t</sub> = 0,86 · Castilla <sub>t</sub>	0,999912
Pvasco <sub>t</sub> = 0,62 · Castilla <sub>t</sub>	0,943550
Rioja <sub>t</sub> = 0,81 · Castilla <sub>t</sub>	0,999101

## 6. CONCLUSIONES

El propósito principal de este trabajo ha sido contribuir al debate en torno a la controvertida cuestión del supuesto atraso de la agricultura española a finales del siglo XIX y principios del XX.

Con este objetivo hemos analizado las series mensuales provinciales de precios del trigo entre 1891 y 1905, tratando de determinar el grado de integración del mercado y, tomando la integración como medida del grado de desarrollo, aportar evidencias empíricas a la polémica mencionada.

Dado el objeto de la investigación, hemos considerado que la descomposición basada en el análisis espectral tenía algunas ventajas significativas en relación con otras metodologías más habituales en este contexto, particularmente la cointegración. Al separar el ciclo de la tendencia se posibilita el análisis independiente de ambos componentes, lo que permite precisar algunas evidencias:

1. Desde el punto de vista de la integración de mercados, la existencia de tendencias diferentes no implica necesariamente rechazar la existencia de mercados integrados. Es más, tendencias diferentes pero convergentes

implican precisamente mercados cada vez más integrados con el transcurrir del tiempo. El análisis de la tendencia llevado a cabo en este trabajo permite afirmar que todas las regiones presentan tendencias comunes o convergentes con Castilla y León (región líder), con la única excepción de Cantabria, cuyos datos (junto con los de Asturias) eran, como se vio, de escasa calidad.

2. Los resultados derivados de la aplicación de la descomposición del ciclo (espectro) permiten no sólo determinar qué regiones tienen este componente común (todas las regiones excepto Galicia), y cuál es la periodicidad del ciclo más relevante (ciclo de 90 meses o de 7,5 años) con un coeficiente de determinación promedio del 48,46 por cien (superior al modelo de correlación, 48 por cien); sino que también parecen indicar que Castilla y León se comporta, durante el periodo de tiempo considerado, como región líder en el arbitraje de precios. En este sentido se observa que el ciclo de precios en Castilla y León precede o es contemporáneo al resto de regiones en la periodicidad de 7,5 años.

3. La regresión entre los precios de dos regiones cualesquiera en la periodicidad de 90 meses (7,5 años), permite precisar el desfase entre los ciclos de precios de las distintas regiones y muestra el mecanismo, en lo que cabe, por el que los granos se desplazan de las regiones donde hay abundancia hacia aquéllas donde hay escasez hasta que los precios se igualan.

En resumen, los resultados de esta investigación dan muestra de un mercado del trigo nacional, en general integrado en su componente cíclico y, desde el punto de vista de la tendencia, con mercados integrados o cada vez más integrados, con las únicas excepciones anteriormente indicadas. En la medida en que el grado de integración sea considerado como un indicador de desarrollo, los resultados se muestran más acordes con la hipótesis del progreso económico que con la idea de estancamiento de la agricultura española, al menos en el periodo analizado y para el mercado del trigo.

## BIBLIOGRAFÍA

- BARQUÍN GIL, R. (1997): «Transporte y precio del trigo en el siglo XIX: creación y reordenación de un mercado nacional». *Revista de Historia Económica*, año XV, 1, pp. 17-48.
- BARRETT, C. B., y LI, J. R. (2002): «Distinguishing between equilibrium and integration in spatial price analysis». *American Journal of Agricultural Economics*, 84, pp. 292-307.
- BEAULIEU, J. J., y MIRON, J. A. (1993): «Seasonal unit roots in aggregate U.S. data». *Journal of Econometrics*, 55, pp. 305-328.
- BLAUCH, B. (1997): «Testing for food market integration revisited». *Journal of Development Studies*, 33, pp. 477-487.
- ENGLER, R. F., y GRANGER, C. W. J. (1987): «Cointegration and error correction: representation, estimation and testing». *Econometrica*, 55, pp. 251-276.

- ENKE, S. (1951): «Equilibrium among spatially separated markets: solution by electrical analogue». *Econometrica*, 19, pp. 40-47.
- FACKLER, P. L., y GOODWIN, B. K. (2001): *Spatial Price Analysis*, Handbook of Agricultural Economics, en B. L. GARDNER y G. C. RAUSSER (eds.), Amsterdam: Elsevier Science.
- FLORES DE LEMUS, A. [(1914) 1976]: «Algunos datos estadísticos sobre el estado actual de la economía española». *Hacienda Pública Española*, núms. 42-43, pp. 421-465.
- GARRABOU, R., y SANZ, J. (1985): «La agricultura española durante el siglo XIX, ¿inmovilismo o cambio?». *Historia Agraria de la España Contemporánea*, vol. 2, Barcelona: Crítica, pp. 7-191.
- GRANGER, C. W. J. (1981): «Some properties of time series data and their use in econometric model specification». *Journal of Econometrics*, 16, pp. 121-130.
- GRUPO DE ESTUDIOS DE HISTORIA RURAL —GEHR— (1980): *Los precios del trigo y la cebada en España, 1891-1907*, Banco de España, Estudios de Historia Económica, núm. 1.
- (1983): «Notas sobre la producción agraria española, 1891-1931». *Revista de Historia Económica*, núm. 2, pp. 185-252.
- (1984): «Evolución de la Superficie sembrada de cereales y leguminosas en España, 1886-1935». *Agricultura y Sociedad*, núm. 29, pp. 285-325.
- (1991): *Estadísticas históricas de la producción agraria española, 1859-1935*, Madrid: Ministerio de agricultura.
- (2005): «Capítulo IV: sector agrario y pesca», en A. CARRERAS y X. TAFUNELL (coords.), *Estadísticas históricas de España: siglos XIX y XX*, vol. I, Bilbao: Fundación BBVA.
- JOHANSEN, S. (1988): «Statistical analysis of cointegration vectors». *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, pp. 31-254.
- (1991): «Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models». *Econometrica*, 59, pp. 551-580.
- (1995): «Likelihood-based inference in cointegrated vector-autoregressions». *Advanced Texts in Econometrics*, Oxford: Oxford University Press.
- LLOPIS, E., y SOTOCA, S. (2005): «Antes, bastante antes: la primera fase de la integración del mercado español de trigo, 1725-1808». *Historia Agraria*, núm. 36.
- MARAVALL, A. (1987): «Descomposición de series temporales: especificación, estimación e inferencia». *Estadística Española*, 114, pp. 11-90.
- MARTÍNEZ VARA, T. (1999): «La integración del mercado del trigo en el Norte y en la Castilla del Duero, 1800-1860. Algunas reflexiones». *Historia Agraria*, núm. 19.
- MCNEW, K. (1996): «Spatial market integration: definition, theory and evidence». *Agricultural and Resource Economic Review*, 25, pp. 1-11.
- MCNEW, K., y FACKLER, P. L. (1997): «Testing market equilibrium: is cointegration informative?». *Journal of Agricultural and Resource Economics*, 22, pp. 191-207.
- NADAL, J. (1984): «El fracaso de la revolución industrial en España. Un balance historiográfico». *Papeles de Economía Española*, núm. 20, pp. 108-125.
- PEÑA SÁNCHEZ DE RIVERA, D., y SÁNCHEZ ALBORNOZ, N. (1983): «Dependencia dinámica entre precios agrícolas. El trigo en España, 1857-1890. Un estudio empírico». *Servicio de Estudios de Historia Económica*, núm. 8, Madrid: Banco de España.
- PRADOS DE LA ESCOSURA, L. (1988): *De Imperio a Nación. Crecimiento y atraso económico en España (1780-1930)*, Madrid.
- SAMUELSON, P. A. (1952): «Spatial price equilibrium and linear programming». *American Economic Review*, núm. 42, pp. 560-580.
- SÁNCHEZ ALBORNOZ, N. (1963): *Las crisis de subsistencia de España en el siglo XIX*, Rosario: Instituto de Investigaciones Históricas.
- (1968): *España hace un siglo: una economía dual*, Barcelona: Península.
- (1972): «La integración del mercado nacional: España e Italia. Actas del primer coloquio de Historia Económica de España», en J. NADAL y G. TORTELLA (eds.),

- Agricultura, comercio colonial y crecimiento económico en la España contemporánea*, Barcelona: Ariel Historia, pp. 158-187.
- (1975): *Los precios agrícolas durante la segunda mitad del siglo XIX, vol. I, Trigo y cebada*, Madrid: Tecnos.
- «Castilla en el siglo XIX: una involución económica». *Revista de Occidente*, núm. 17.
- SANZ CARNERO, B. (2007): *La medición de la oferta y la demanda: el mercado del trigo en España entre 1981 y 1907*, Tesis doctoral: UNED.
- SIMPSON, J. (1992): «Los límites del crecimiento agrario en España, 1860-1936». *El desarrollo económico en la Europa del Sur: España e Italia en perspectiva histórica*, Madrid, pp. 103-138.
- TAKAYAMA, T., y JUDGE, G. G. (1971): *Spatial and temporal price allocation models*, Amsterdam.
- TORTELLA CASARES, G. (1981): «La economía española, 1830-1900». *Historia de España*, vol. VIII, Madrid, pp. 9-167.
- (1994): *El desarrollo de la España contemporánea. Historia económica de los siglos XIX y XX*, Madrid: Alianza Universidad.
- URIEL JIMÉNEZ, E. (1995): *Análisis de datos: series temporales y análisis multivariante*, Valencia: AC.
- (1995): *Análisis de Series Temporales*, Valencia: Paraninfo.
- VICENS VIVES, J. (1972): *Manual de historia económica de España*, Barcelona.