

**LA INTEGRACIÓN DEL MERCADO ESPAÑOL DEL TRIGO
EN LOS SIGLOS XVIII Y XIX: UN PROCESO PRECOZ,
PROLONGADO Y AGITADO**

Enrique Llopis y Sonia Sotoca (Universidad Complutense de Madrid)

**VIII Congreso de la Asociación Española de Historia Económica.
Sesión B. 10. Renta de la tierra, comercio, mercados y consumo de
productos agrarios, siglos XIII-XIX**

Santiago de Compostela, 13-16 de septiembre de 2005

Versión provisional; por favor, no citar

LA INTEGRACIÓN DEL MERCADO ESPAÑOL DEL TRIGO EN LOS SIGLOS XVIII Y XIX: UN PROCESO PRECOZ, PROLONGADO Y AGITADO¹

Enrique Llopis y Sonia Sotoca (Universidad Complutense de Madrid)

1. Introducción

El estado de la cuestión acerca de la integración de los mercados de cereales en los países europeos ha registrado importantes modificaciones en los últimos 10-12 años. Las visiones tradicionales situaban la fase crucial de ese proceso en la segunda mitad del siglo XIX a raíz de la revolución en los transportes y en las comunicaciones², y otorgaban una relevancia reducida a las transformaciones acaecidas en el funcionamiento de los mercados antes de dicha fecha. Las investigaciones de los últimos años han puesto de manifiesto: 1) que en varios países europeos, como Francia, Italia y España, se produjeron avances sustantivos en la integración de sus respectivos mercados nacionales de granos en el segundo cuarto del siglo XIX; es decir, antes de que dichos países dispusiesen de una auténtica red ferroviaria³; 2) que ya en los siglos XVII y, sobre todo, XVIII se habían registrado progresos de cierto relieve en la interconexión entre no pocos mercados interregionales⁴; 3) que el aumento

¹ Tomás Martínez Vara nos ha proporcionado series no publicadas y nos ha aportado sugerencias e informaciones de gran interés. Manuel González Mariscal informatizó varios tramos de las series de precios de Barcelona, Murcia y Granada.

² Sánchez-Albornoz, por ejemplo, sostenía: “Falta por computar las matrices de interrelación de los precios de la primera mitad del siglo XIX y de antes, pero existen indicaciones de que la asociación de las series originales debió ser, siglos atrás, muy baja” (Sánchez-Albornoz (1974), p. 179). Se consideraba que un progreso sustancial en la integración de los mercados no podía acontecer hasta que no se modernizase el transporte: éste, en la España de mediados del siglo XIX, “estrangulaba toda iniciativa e impedía la articulación del mercado nacional, condición necesaria para lograr una mayor división del trabajo y especialización regional” (Gómez Mendoza (1989), pp. 200-201). Sin embargo, Daniel Peña y Nicolás Sánchez-Albornoz, pioneros en el estudio de la formación del mercado nacional de trigo, habían sostenido una posición más cauta en torno al papel del nuevo medio de transporte terrestre: “De la repercusión que pudo tener el funcionamiento de una red ferroviaria, faltan pruebas inequívocas. El efecto no debió ser muy importante” (Peña y Sánchez-Albornoz (1983), p. 117).

³ Para Francia, véanse Roehner (1994), p. 365; Ejrnaes y Persson (2000), pp. 165-167; para Italia, Federico (1999); para España Barquín (1997), pp. 22 y 30; Barquín (1999), pp. 53-55; Barquín (2004), pp. 119-131; Martínez Vara (1999), pp. 53-55.

⁴ Weir (1989), pp. 207-209; Gibson y Smout (1995), pp. 278-281; Chevet (1996), p. 690; Buyst, Dercon y Campenhout (1998 y 1999); Chevet y O’Grada (1999), p. 13; Persson (1999), p. 100.

observado, desde el Seiscientos, en la interdependencia entre los precios del trigo en localidades distantes unidas sólo por vía terrestre no obedecía fundamentalmente al flujo directo de dicho grano entre las mismas, sino a la mayor fluidez en la circulación de la información⁵ y al funcionamiento del arbitraje espacial entre mercados no demasiado lejanos y que estaban ubicados en los itinerarios que enlazaban las citadas localidades⁶; y 4) que los procesos de integración de los mercados nacionales registraron paralizaciones e, incluso, involuciones en fases que en ocasiones duraron varias décadas⁷. Por consiguiente, se han introducido avances relevantes en el conocimiento de la cronología, la trayectoria y el modo en que ha tenido lugar la integración de los mercados de cereales.

Pese a los progresos de la historiografía en este campo, tanto para España como para la mayor parte de países europeos, aún carecemos de una panorámica completa de la historia de la integración de los mercados nacionales de cereales desde sus primeras andaduras hasta la culminación del proceso. En este artículo tratamos de presentar una primera visión global de las vicisitudes de la formación del mercado nacional del trigo en la España de los siglos XVIII y XIX⁸ y de responder a tres cuestiones concretas: 1) ¿en la última fase preferroviaria se superaron los niveles máximos de integración que se habían alcanzado en el siglo XVIII?; 2) ¿la interdependencia de los precios era bastante más elevada en el último tercio del siglo XIX, ya en la fase ferroviaria, que en el Setecientos y que en el período 1835-1864?; y 3) ¿qué efectos tuvieron el desarrollo del comercio internacional y la política comercial sobre las interconexiones entre los diferentes mercados trigueros españoles?

Tras esta introducción, en el epígrafe 2 damos cuenta de las fuentes y de los métodos estadísticos y econométricos empleados en este trabajo, en el 3 presentamos los resultados de los análisis cuantitativos y algunas hipótesis explicativas, y en el 4 ofrecemos las principales conclusiones y

⁵ Ya en el siglo XVIII, al ser los tráficos más intensos y regulares y las redes mercantiles más sólidas, la velocidad de circulación de la información en los mercados nacionales e internacional aumentó de un modo apreciable (Persson (1999), p. 100).

⁶ Roehner (1994), pp. 355-356. En realidad, Peña y Sánchez-Albornoz ya habían advertido hace más de dos décadas que la interdependencia entre mercados lejanos se alcanzaba más por la vía de la transmisión de información que por la de la circulación efectiva de bienes (Peña y Sánchez-Albornoz (1983), p. 117).

⁷ Federico (1999); Chartres (1995), pp. 121-122; Weir (1989), pp. 207-209; Gibson y Smout (1995), pp. 269-271; Barquín (2004), pp. 119-131; Llopis y Sotoca (2005).

⁸ Rafael Barquín acaba de publicar un trabajo sobre esta misma cuestión, si bien la cronología es algo menos amplia y utiliza registros de precios de frecuencia mensual (aquí empleamos precios medios anuales) (Barquín (2004), pp. 119-131).

señalamos los temas no sustanciados que, a nuestro juicio, deberían ser objeto de nuevas investigaciones.

2. Fuentes y métodos

Las series de precios del trigo en una muestra de nueve localidades (Barcelona, Segovia, Granada, Valencia, Medina de Rioseco, Murcia, Zaragoza, Oviedo y Jerez de la Frontera) constituyen las fuentes básicas para el estudio de la integración del mercado nacional de dicho cereal en los siglos XVIII y XIX. Su cobertura temporal es la siguiente: las de Barcelona⁹, Segovia¹⁰, Granada¹¹ y Valencia¹², 1725/26-1906/07, las de Medina de Rioseco¹³ y Murcia¹⁴, 1765/66-1906/07; la de Zaragoza¹⁵, 1785/86-1906/07; las de Oviedo¹⁶ y Jerez de la Frontera¹⁷, 1802/03-

⁹ El tramo 1725/26-1808/09 se ha construido con los registros de la mercurial de dicha ciudad (Archivo de la Ciudad Vieja de Barcelona, Administración Municipal del Pan, serie XIV, 3 vols.). Los precios del período 1814/15-1881/82 proceden de las anotaciones semanales o quincenales del Diario de Barcelona. Los de las etapas 1882/83-1889/90 y 1890/91-1906/07 se han extraído de Sánchez-Albornoz (1975), p.162 y del Grupo de Estudios de Historia Rural (1980), p.185, respectivamente.

¹⁰ Para el período 1725/26-1792/93 los precios proceden de la información mensual recopilada por la Sociedad Económica de Amigos del País de dicha ciudad (*Actas y Memorias de la Real Sociedad Económica de los Amigos del País de la Provincia de Segovia* (1793), tomo IV, pp. 368-405); para el intervalo 1793/94-1807/08 de los datos semanales o quincenales que figuran en *El Correo Mercantil de España y sus Indias*; y para la etapa 1808/09-1906/07 de la mercurial de dicha urbe que se conserva en el Archivo Municipal de Segovia. Tomás Martínez Vara me ha proporcionado fotocopias de las mercuriales de Segovia y de Medina de Rioseco.

¹¹ Los precios del período 1725/26-1863/64 proceden de la mercurial de la ciudad (Archivo Municipal de Granada, legajos 827 y 828, y libros 2.01928-2.02030; los de las etapas 1864/65-1889/90 y 1890/91-1906/07 de Sánchez-Albornoz (1975), p.163 y de Grupo de Estudios de Historia Rural (1980), p.185, respectivamente.

¹² La serie de Valencia se ha construido con las siguientes fuentes: los libros de cuentas del Hospital General de Valencia para el período 1725/26-1772/73, la mercurial de dicha ciudad para el período 1773/74-1804/05 (Palop (1977), pp. 215-216 y 225-227), *El Correo Mercantil de España y sus Indias* para el trienio 1805/06-1807/08, los datos aportados por el Diario de Valencia y el Diario Mercantil Valenciano para el período 1808/09-1892/93 (Hernández y Piqueras (1978), pp. 187-193), y el Boletín Semanal de Estadística y Mercados y el Boletín de Comercio e Información Estadística de Mercado para el período 1893/94-1906/07 (Grupo de Estudios de Historia Rural (1980), p.186).

¹³ Para la etapa 1765/66-1896/97 se ha empleado la mercurial de dicha localidad (Archivo Municipal de Medina de Rioseco, caja 266) y para la etapa 1897/98-1906/07 los precios medios de la provincia de Valladolid (Grupo de Estudios de Historia Rural (1980), p.186).

¹⁴ Para el período 1765/66-1876/77 se ha utilizado la mercurial de esta urbe (Archivo Municipal de Murcia, Serie 3, libros 610/108 y 611/109); para el período 1877/78-1889/90 la Gaceta de Madrid (Sánchez-Albornoz (1975), p.164), y para el período 1890/91-1906/07 el Boletín Semanal de Estadística y Mercados y el Boletín de Comercio e Información Estadística de Mercado (Grupo de Estudios de Historia Rural (1980), p.186).

¹⁵ La serie de Zaragoza se ha construido con las siguientes fuentes: para la etapa 1785/86-1855/56 se han empleado las cifras de Peiró (1987), pp. 254-259; para la etapa 1856/57-1889/90 las de Sánchez-Albornoz (1975), p.164, y para la etapa 1890/91-1906/07 las del Grupo de Estudios de Historia Rural (1980), p.186.

¹⁶ Los precios ovetenses proceden de la mercurial de Vetusta para el período 1802/03-1877/78 (Archivo Municipal de Oviedo, "Libro de Valías de Granos, Legumbres y Frutos", B-116); de Sánchez-Albornoz (1975), p.164, para el período 1878/79-1889/90; y del Grupo de Estudios de Historia Rural (1980), p.186, para el período 1890/91-1906/07.

¹⁷ Los precios de esta ciudad del período 1802/03-1894/95 provienen del *Boletín de la Cámara Agrícola de Jerez de la Frontera* (1896), n.º. 24. Santiago Zapata tuvo la gentileza de proporcionarnos una fotocopia del mismo. La

1906/07. Nos habría gustado que esta investigación también cubriera, cuando menos, la segunda mitad del siglo XVII y las primeras décadas del XVIII, pero la insuficiencia de fuentes documentales nos ha llevado a fijar el límite inferior del arco temporal del trabajo en el año agrícola 1725/26.

Todos nuestros análisis se basan en registros de frecuencia anual organizados por años agrícolas (de julio a junio). Los precios se han construido con mercuriales o con documentación de tipo mercurial¹⁸ y los registros anuales se han obtenido de las cifras mensuales calculadas a partir de los promedios de los precios en dos, cuatro o cinco días del correspondiente mes¹⁹. Teniendo en cuenta la extensión de España, su orografía y la deficiente oferta de transportes, sobre todo hasta el tendido de la red ferroviaria, difícilmente los *shocks* de los mercados se podrían transmitir con rapidez entre localidades distantes²⁰. Por ello, hemos considerado oportuno trabajar inicialmente con registros de frecuencia anual antes de llevar a cabo un estudio de la integración a corto plazo con precios trimestrales o mensuales²¹.

La inexistencia o práctica inexistencia de lagunas en los registros de los precios ha constituido uno de los criterios empleados en la selección de las localidades que iban a integrar la muestra de mercados. De las series utilizadas, seis están completas (Segovia, Granada, Medina de Rioseco, Murcia, Zaragoza y Jerez de la Frontera) y tres presentan un reducido número de valores no observados (en Barcelona, 1810/11, 1811/12, 1812/13 y 1813/14; en Valencia, 1812/13, 1813/14, 1814/15, 1819/20 y 1820/21; y en Oviedo, 1810/11). De hecho, el porcentaje de registros interpolados no supera el 0,75 por 100 del total²².

serie se ha completado con los precios medios provinciales de la provincia de Cádiz para el intervalo 1895/96-1906/07 (Grupo de Estudios de Historia Rural (1980), p.185).

¹⁸ La única excepción la constituye el período 1725/26-1772/73 en la serie de Valencia, que fue elaborado por Palop a partir de las cuentas del Hospital General de dicha ciudad. Además, al comprar tal institución granos casi todos los meses, la representatividad de los precios medios anuales calculados es mayor que la de otros elaborados a partir de las contabilidades de las instituciones eclesiásticas cuyas compras o ventas de granos se concentraba en un reducido número de meses del año.

¹⁹ En Llopis y Sotoca (2005) se detallan las razones de por qué, siempre que resulte posible, deben emplearse fuentes de tipo mercurial en los estudios sobre integración de mercados.

²⁰ No obstante, en el último tercio del siglo XIX, cuando España ya había entrado en la era ferroviaria, los *shocks* de precios no tardaban más de un mes en transmitirse de unos mercados a otros (Peña y Sánchez-Albornoz (1984), p. 371).

²¹ En Bélgica, país de reducida extensión en el que se construyó una red de carreteras pavimentadas en la primera mitad del siglo XVIII, el mercado de cereales no estaba aún integrado en el corto plazo a comienzos del Ochocientos: tras una perturbación, el arbitraje espacial tardaba más de un mes en ponerse en funcionamiento (Buyst, Dercon y Campenhout (1998), p. 40).

²² Para interpolar los registros ausentes en Barcelona se ha empleado la relación de cointegración encontrada entre dicha urbe y Girona. A partir del modelo estacionario que sigue el diferencial (en log) de los precios en ambas localidades y del uso de un *smoother* óptimo de intervalo fijo (véase Casals, Jerez y Sotoca (2000), pp. 62-63), se

De las nueve localidades de la muestra, cuatro pertenecen a la España interior (Segovia, Granada, Medina de Rioseco y Zaragoza), tres distan pocos kilómetros de la costa (Murcia, Oviedo y Jerez de la Frontera) y dos son ciudades portuarias (Barcelona y Valencia). En lo que atañe a su ubicación, dos se hallan en el cuadrante nororiental, tres en el noroccidental, tres en el sudoriental y una en el sudoccidental. Algunas regiones extensas, Galicia, Extremadura y Castilla la Nueva, no están representadas en la muestra (las dos últimas tenían un débil poblamiento y unos muy reducidos PIBs por km²); además, la presencia en ésta de las grandes urbes resulta excesiva. Es probable, pues, que las características de la muestra sesguen al alza, aunque es difícil precisar en qué medida, los niveles de integración inferidos de los ejercicios estadísticos y econométricos.

Hemos procurado que las series de precios tengan el máximo grado de homogeneidad posible, pero los ayuntamientos solieron dejar de confeccionar la información mercurial en torno a 1880. Ello nos ha obligado a emplear para los años finales del arco temporal de esta investigación los precios medios provinciales publicados por la Gaceta de Madrid (hasta 1889/90), por el Boletín Semanal de Estadística y Mercados y por el Boletín de Comercio e Información Agrícola y Estadística de Mercado. De modo que las series están integradas en la mayor parte de los casos por medias locales, hasta comienzos de la década de 1880, y por medias provinciales en el último tramo del arco cronológico de este trabajo. Es probable que esta heterogeneidad induzca a exagerar el descenso en la volatilidad de los precios en las últimas décadas del siglo XIX y en los primeros años del XX; ahora bien, los mercados provinciales ya estaban muy integrados en esas fechas y, por consiguiente, el sesgo resultante del uso de fuentes no completamente homogéneas debe de ser bastante reducido.

La dimensión y características del espacio objeto de análisis constituyen elementos que deben ser tenidos muy en cuenta en los estudios de integración de mercados. En el contexto europeo, España es un

han estimado los valores no observados en 1810/11, 1811/12, 1812/13 y 1813/14. Por último, deshaciendo el logaritmo se han calculado los registros ausentes en niveles. En el caso de Valencia se ha procedido de un modo análogo utilizando la relación de cointegración hallada entre dicha ciudad y Barcelona. Para rellenar el único hueco de la serie de Oviedo se ha usado el modelo univariante especificado para la misma. En este caso, la tasa logarítmica de variación de los precios en dicha ciudad sigue un autorregresivo de orden dos con ciclo. De nuevo, esta estructura, junto con el algoritmo de *smoothing* utilizado, nos ha permitido obtener la interpolación en logaritmos del precio correspondiente al año agrícola 1810/11.

país extenso (la parte peninsular supera los 493.000 km²), de accidentado relieve y bastante continental, si bien dispone de un elevado número de kilómetros de costa. Las distancias promedio por vía terrestre entre cada mercado de la muestra y los restantes son bastante altas: 637 km en el caso de Barcelona, 433,5 en el de Segovia, 544,5 en el de Granada, 467,6 en el de Valencia, 489 en el de Medina de Rioseco, 487,9 en el de Murcia, 481,2 en el de Zaragoza, 647,4 en el de Oviedo y 681,6 en el de Jerez de la Frontera (véase la Tabla 1). No obstante, la mayor parte del transporte de cereales entre los mercados de las ciudades portuarias (Barcelona y Valencia) y las localidades próximas a la costa (Murcia, Oviedo y Jerez de la Frontera) podía efectuarse por vía marítima (cabotaje). Y este sistema de transporte era mucho más barato que el terrestre²³.

Tabla 1. Distancia por carretera entre los mercados de la muestra (en km)

	Barce.	Sego.	Grana.	Valen.	Medina	Murcia	Zara.	Ovie.	Jerez
Barcelona	-	629	773	336	689	539	293	821	1.016
Segovia		-	490	427	145	465	341	357	614
Granada			-	445	630	264	659	839	256
Valencia				-	563	211	312	761	686
Medina					-	606	399	206	674
Murcia						-	487	812	519
Zaragoza							-	527	832
Oviedo								-	856
Jerez									-

En esta investigación vamos a emplear cuatro instrumentos estadísticos y econométricos para tratar de medir la evolución de los niveles de integración del mercado español del trigo en los siglos XVIII y XIX: las desviaciones típicas de las tasas logarítmicas de variación de los precios en cada localidad, la dispersión de los precios en los distintos mercados (convergencia sigma), los coeficientes cruzados de correlación de las tasas logarítmicas de variación de los precios y tests de cointegración en tendencia y ciclo de las diferentes series. Lógicamente, entendemos que se avanza en la integración cuando la volatilidad y la dispersión disminuyen, los coeficientes de correlación aumentan y el porcentaje de pares de mercados cointegrados en tendencia y ciclo se eleva. Ahora bien, como más tarde comprobaremos, no todos los indicadores se movieron siempre en la misma dirección, lo que obligará a introducir matices y a otorgar distintos pesos y significados a los indicadores empleados en la

²³ Hacia 1850 en muy pocos itinerarios el precio del transporte terrestre del trigo era inferior a 0,03 pesetas/tonelada/km, en tanto que los fletes en la navegación de cabotaje tenían un coste fijo de 8,02 pesetas por tonelada y un coste variable de sólo 0,005 pesetas/tonelada/km (Barquín (1997), pp. 38-44).

evaluación de la trayectoria de los niveles de integración del mercado nacional del trigo.

La metodología utilizada en este trabajo para llevar a cabo los contrastes de cointegración coincide en lo fundamental con la empleada por Llopis y Jerez (2001) en su estudio acerca del funcionamiento de los mercados castellanoleonés de trigo en el siglo XVIII y en el trabajo posterior de Llopis y Sotoca (2005) sobre la integración del mercado nacional del citado cereal en dicha centuria. De hecho, para contrastar cointegración en tendencia y en ciclo de los distintos pares de series de precios se ha recurrido a la conocida metodología de Box-Jenkins de análisis univariante de series temporales²⁴, complementada con contrastes formales de cointegración, como los de Dickey y Fuller (1979). La validez de estos últimos descansa en la verificación de algunas hipótesis, fundamentalmente en la inexistencia de cambios significativos en la volatilidad de las series de precios de las localidades de la muestra. Este enfoque permite comprobar si las series comparten tanto una tendencia determinística como estocástica, o si sólo tienen en común esta última, pero conservan una tendencia determinista diferente. En el primer caso, se podría hablar de integración absoluta, mientras que en el segundo caso sería más apropiado hablar sólo de integración débil.

3. Resultados e hipótesis

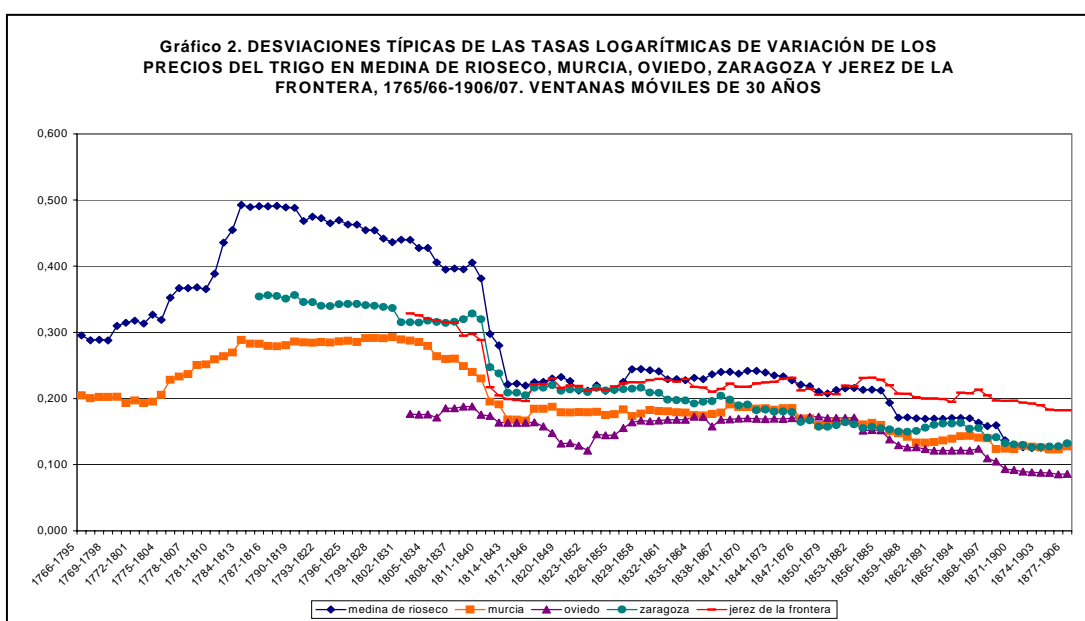
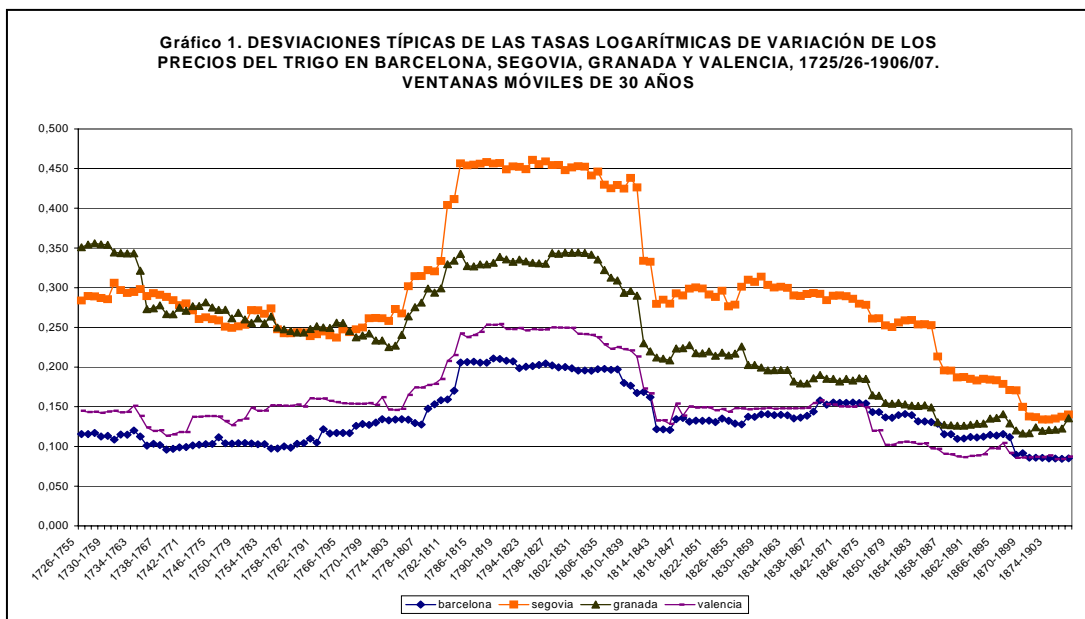
3.1. Volatilidad, dispersión y coeficientes de correlación

En un reciente trabajo analizamos las interrelaciones entre los mercados trigueros en el siglo XVIII y pusimos de manifiesto: 1) que la integración del mercado nacional de cereales no se inició en el segundo cuarto del siglo XIX, sino, cuando menos, cien años antes; y 2) que, desde la década de 1760, las conexiones entre algunos mercados de la periferia y los interiores se debilitaron debido, probablemente, al creciente peso de las importaciones en el abasto de determinadas urbes portuarias²⁵. Aquí no estamos interesados en volver sobre esas cuestiones, sino en trazar las líneas gruesas de la trayectoria de las interrelaciones entre los mercados en los siglos XVIII y XIX.

²⁴ Box, Jenkins y Reinsel (1994).

²⁵ Llopis y Sotoca (2005); Fradera (1984); Martínez Vara (1987); Martínez Ruiz (2005).

En los Gráficos 1 y 2 se representan las ventanas móviles de 30 años de las desviaciones típicas de las tasas logarítmicas de variación de los precios del trigo en cuatro y cinco mercados, respectivamente. El primero se ha construido con las series que cubren todo el arco temporal de esta investigación (Barcelona, Segovia, Granada y Valencia) y el segundo con las que arrancan en 1765/66, 1785/86 ó 1802/03 (Medina de Rioseco, Murcia, Oviedo, Zaragoza y Jerez de la Frontera).



El examen de tales desviaciones típicas sugiere diversos comentarios:

1) La volatilidad de los precios se incrementó brutalmente en los primeros años del siglo XIX, alcanzándose los máximos absolutos de las dos centurias objeto de análisis (recuérdese que estamos trabajando con ventanas móviles de 30 años) en 1788/89-1817/18 en Barcelona, en 1794/95-1823/24 en Segovia, en 1801/02-1830/31 en Granada, en 1789/90-1818/19 en Valencia, en 1787/88-1816/17 en Medina de Rioseco y en 1800/01-1829/30 en Murcia. Aunque la fecha en que culminó ese movimiento alcista no fue la misma, en todos los mercados la violenta crisis de subsistencias de 1803/05, la guerra de la Independencia y los primeros años de posguerra formaron parte de ese período de máxima inestabilidad.

2) Entre los mínimos registrados en la segunda mitad del siglo XVIII y los máximos absolutos de los años finales del Setecientos y primeras décadas del Ochocientos, la volatilidad de los precios del trigo aumentó un 117,5 por 100 en Barcelona, un 94,5 por 100 en Segovia, un 52,9 por 100 en Granada y un 88,1 por 100 en Valencia. En todas las localidades el incremento de la inestabilidad de los precios fue intenso, pero la magnitud de este fenómeno registró contrastes apreciables: Barcelona, que era el mercado en el que las cotizaciones de los granos presentaban una menor volatilidad en la segunda mitad del siglo XVIII, fue la localidad en la que la desviación típica se elevó más. Tal vez, porque las guerras napoleónicas, la guerra de la Independencia y la crisis de los tráficos con las colonias americanas generaron perturbaciones y colapsos en el comercio marítimo catalán, cuyo buen funcionamiento resultaba clave para abastecer de trigo a las urbes portuarias del Principado, sobre todo a Barcelona²⁶.

3) La volatilidad de los precios se mantuvo alta o muy alta hasta finales de los años treinta o comienzos de los cuarenta del siglo XIX. Es decir, el desmoronamiento del Antiguo Régimen, aunque tuvo lugar, desde 1815, en un contexto de notable crecimiento demográfico y agrario en algunas regiones²⁷, sí parece haber contribuido a generar una fuerte y prolongada inestabilidad en los tráficos y en los precios. Los movimientos en las cotizaciones de los granos no recuperaron la "normalidad" hasta el asentamiento definitivo del Estado liberal tras la finalización de la primera guerra carlista.

²⁶ Fradera (1984).

²⁷ Llopis (2003).

4) Las desviaciones típicas no se situaron por debajo del nivel mínimo de la segunda mitad del siglo XVIII hasta los siguientes periodos: 1868/69-1897/98 en Barcelona, 1856/57-1885/86 en Segovia, 1812/13-1841/42 en Granada y 1813/14-1842/43 ó 1846/47-1875/76 en Valencia²⁸. La mayor tardanza de Barcelona en volver a recuperar los niveles mínimos del Setecientos apunta, una vez más, a la relativa eficiencia del sistema de abastecimiento de granos de dicha urbe en la segunda mitad del siglo XVIII.

5) En la mayor parte de mercados, tras la brusca caída de las desviaciones típicas en los años finales de los treinta y/o en los primeros de los cuarenta del siglo XIX, aquéllas permanecieron estancadas durante unas tres décadas. El movimiento descendente se reanudó en la década de 1870 y fue más intenso en las localidades del interior que en las de la periferia. Esto último resulta lógico, ya que el ferrocarril hubo de tener mayores efectos sobre los flujos comerciales de las áreas alejadas de la costa que sobre los de las zonas próximas al litoral, donde era posible recurrir para buena parte de los tráficos al transporte de cabotaje.

6) Si comparamos los niveles máximos y mínimos absolutos de volatilidad, las caídas alcanzaron las siguientes proporciones: en Barcelona un 60,2 por 100 entre 1788/89-1817/18 y 1875/76-1904/05, en Segovia un 70,9 por 100 entre 1794/95-1823/24 y 1872/73-1901/02, en Granada un 66,0 por 100 entre 1801/02-1830/31 y 1869/70-1898/99, en Valencia un 66,9 por 100 entre 1789/90-1818/19 y 1874/75-1903/04, en Medina de Rioseco un 74,5 por 100 entre 1787/88-1816/17 y 1872/73-1901/02 y en Murcia un 58,0 por 100 entre 1800/01-1829/30 y 1875/76-1904/05.

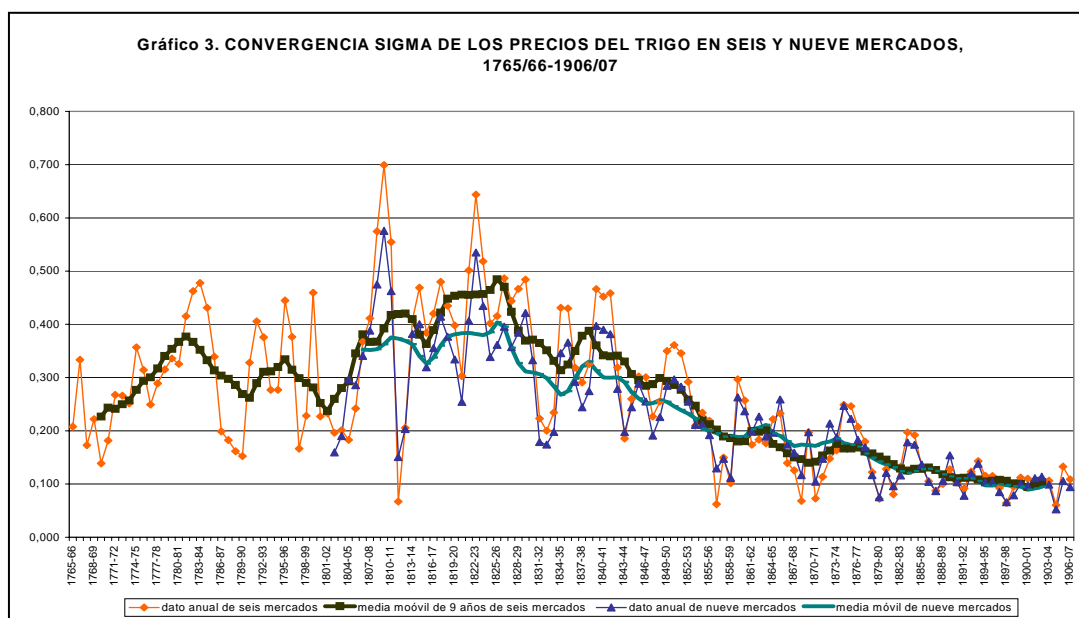
7) Caso de considerar como referencia los intervalos en los que se registraron los mínimos de la segunda mitad del siglo XVIII y los mínimos absolutos, el descenso de las desviaciones típicas alcanzó el 13,4 por 100 en Barcelona, el 43,5 por 100 en Segovia, el 48,0 por 100 en Granada y el 37,8 por 100 en Valencia.

En definitiva, la volatilidad de los precios del trigo registró una violenta elevación en los primeros años del siglo XIX y se mantuvo en niveles altos o muy altos durante unos treinta o más años; luego cayó de

²⁸ Aunque en 1813/14-1842/43 la volatilidad se situó por debajo de los mínimos del siglo XVIII, se trató de un logro efímero. En realidad, los niveles no fueron menores que los más reducidos del Setecientos hasta 1846/47-1875/76 (véase el Gráfico 1).

forma abrupta, pero el movimiento a la baja se paralizó pronto en bastantes mercados y no se reanudó hasta la década de 1870. Por otro lado, la inestabilidad de los precios del trigo, salvo en el caso de Barcelona, se redujo de manera sensible entre los últimos tercios de los siglos XVIII y XIX, si bien en un alto porcentaje de mercados la volatilidad no se situó en niveles netamente inferiores a los registrados en el Setecientos hasta después de 1870.

Como puede apreciarse en el Gráfico 3, la dispersión de los precios del trigo registró un buscó movimiento ascendente en el primer cuarto del siglo XIX: la desviación típica de los logaritmos de la cotización de dicho cereal en seis localidades aumentó un 104,6 por 100 de 1797/98-1805/06 a 1821/22-1829/30. Desde mediados de la década de 1820, la dispersión tendió a reducirse, pero no se situó por debajo de los niveles promedio de la segunda mitad del siglo XVIII hasta mediados del XIX. Desde entonces los precios tendieron a converger, siendo el descenso en la dispersión especialmente intenso entre 1853/54 y 1864/65. El ferrocarril pudo influir en esta reducción de diferenciales, pero la crisis de 1856/57 también hubo de contribuir a dicha convergencia²⁹. Entre 1765/66-1773/74 y 1898/99-1906/07, la desviación típica de los logaritmos de los precios disminuyó un 54,2 por 100 (muestra de 6 localidades), pero tal reducción constituyó un fenómeno localizado en la segunda mitad del siglo XIX.



²⁹ En los años de malas cosechas los vínculos entre los mercados tienden a intensificarse y la dispersión de precios a reducirse [Chevet y O'Grada (1999)].

Los precios medios anuales de la fanega de trigo en el período 1805/06-1904/05 fueron de 60,43 reales en Barcelona, de 59,74 en Valencia, de 57,41 en Jerez de la Frontera, de 57,24 en Oviedo, de 56,92 en Murcia, de 45,73 en Zaragoza, de 38,69 en Segovia y de 37,05 en Medina de Rioseco. Los niveles promedio eran bastante parecidos en las urbes portuarias y en las próximas a la costa (entre Barcelona y Murcia la diferencia fue de sólo un 5,8 por 100), si bien los máximos se registraban en los mayores centros de consumo. En el interior, sobre todo en Castilla la Vieja, el trigo era bastante más barato que en la periferia: en Medina de Rioseco, en Segovia y en Zaragoza las cotizaciones promedio fueron un 38,7, un 36,0 y un 24,3 por 100 inferiores a la de Barcelona. No obstante, estos porcentajes y cifras de carácter sintético esconden agudos contrastes temporales. Como puede apreciarse en el Cuadro 2, los promedios de los *ratios* de precios entre Barcelona y Segovia y entre Valencia y Segovia se elevaron un 26,5 y un 20,5 por 100 entre 1725/26-1804/5 y 1805/06-1854/55, respectivamente. Aquéllos cayeron, de 1805/06-1854/55 a 1855/56-1904/05, un 30,1 por 100 en el primer caso y un 30,8 por 100 en el segundo. La reducción de los diferenciales de precios fue especialmente intensa en la década en que tuvo lugar la primera gran oleada de construcciones ferroviarias, 1855/56-1864/65. Aparte del nuevo medio de transporte, también la crisis agrícola de 1856/57, en la que los precios crecieron de una manera bastante más intensa en el interior en la periferia, contribuyó a la convergencia de precios.

Cuadro 2. Ratios decenales de precios del trigo en cuatro mercados, 1725/26-1905/06

Período	Barcelona/ Segovia	Barcelona/ Granada	Barcelona/ Valencia	Valencia/ Segovia	Valencia/ Granada	Granada/ Segovia
1725/26-1734/35	1,61	1,23	0,92	1,76	1,34	1,31
1735/36-1744/45	1,45	1,21	0,91	1,59	1,32	1,20
1745/46-1754/55	1,44	1,11	0,96	1,49	1,15	1,30
1755/56-1764/65	1,58	1,20	0,97	1,62	1,24	1,31
1765/66-1774/75	1,36	1,12	0,97	1,41	1,16	1,21
1775/76-1784/85	1,72	1,17	0,96	1,79	1,21	1,47
1785/86-1794/95	1,38	1,21	0,92	1,50	1,32	1,14
1795/96-1804/05	1,23	1,27	0,92	1,34	1,38	0,97
1805/06-1814/15	1,87	1,46	1,18	1,59	1,24	1,28
1815/16-1824/25	2,01	1,06	0,93	2,16	1,14	1,89
1825/26-1834/35	1,81	1,18	0,92	1,97	1,28	1,54
1835/36-1844/45	1,88	1,36	0,99	1,91	1,38	1,38
1845/46-1854/55	1,74	1,24	0,98	1,78	1,27	1,40
1855/56-1864/65	1,37	1,06	1,08	1,27	0,99	1,29
1865/66-1874/75	1,35	1,03	1,08	1,25	0,96	1,30
1875/76-1884/85	1,37	1,02	1,00	1,37	1,02	1,34
1885/86-1894/95	1,22	1,02	0,91	1,34	1,11	1,21
1895/96-1904/05	1,18	1,09	0,94	1,25	1,16	1,08
1725/26-1804/05	1,47	1,19	0,94	1,56	1,27	1,24
1805/06-1854/55	1,86	1,26	1,00	1,88	1,26	1,50
1855/56-1904/05	1,30	1,04	1,00	1,30	1,05	1,24

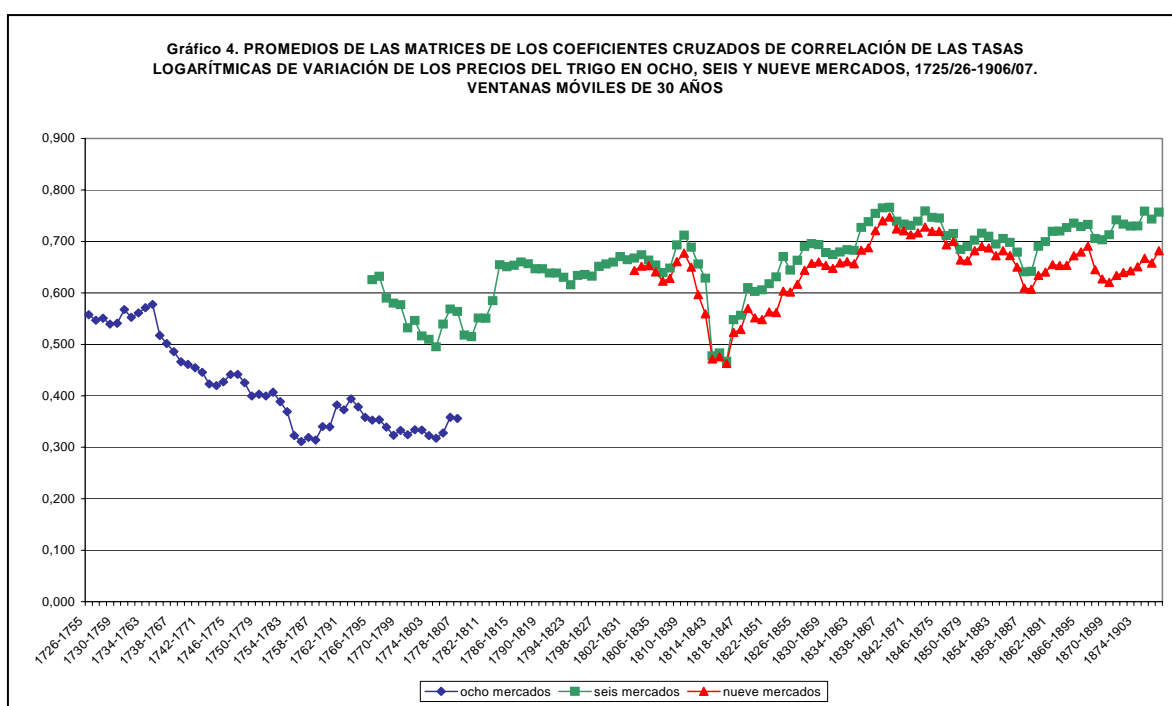
Fuentes: véanse notas 9-17.

En suma, las volatilidades en cada uno de los mercados y la dispersión de los precios en el conjunto de localidades de las muestras empleadas sugieren transformaciones con cronologías muy parecidas: fuerte inestabilidad y elevados diferenciales de precios en las cuatro primeras décadas del siglo XIX y caída de la volatilidad y convergencia en la segunda mitad de dicha centuria. En realidad, los mínimos de inestabilidad y de dispersión del último tercio del siglo XVIII no se volvieron a alcanzar hasta después de 1850. Por consiguiente, estos dos indicadores, volatilidad y convergencia sigma, apuntan a que la primera mitad del siglo XIX, especialmente sus cuatro primeras décadas, fue un período de involución en el proceso de formación del mercado español del trigo.

En el Gráfico 4 hemos reflejado las ventanas móviles de 30 años de los promedios de las matrices de los coeficientes cruzados de correlación de las tasas logarítmicas de variación de los precios del trigo en tres muestras de localidades entre 1725/26 y 1906/07³⁰. Como puede apreciarse, la

³⁰ La muestra de ocho localidades la integran las series de Barcelona, Girona, Lleida, Pamplona, Valencia, Sevilla, Granada y Segovia (las fuentes de las mismas se especifican en Llopis y Sotoca, 2005); la de seis la forman las de Barcelona, Valencia, Granada, Segovia, Medina de Rioseco y Murcia; y la de nueve incluye las seis precedentes más las de Oviedo, Zaragoza y Jerez de la Frontera.

interdependencia entre los distintos mercados españoles no era insignificante a mediados del Setecientos, pero se redujo en el último tercio de dicho siglo. Entre 1765 y 1790, sin embargo, los precios no tendieron a divergir y la volatilidad de los mismos disminuyó en la mayor parte de las localidades con respecto a la de las décadas precedentes. Ese descenso de los coeficientes de correlación ni fue generalizado, ni pudo ser fruto de la desintegración de los mercados, sino del debilitamiento de los lazos entre algunos de ellos en una época en la que se estaban intensificando las relaciones comerciales entre determinados puertos, especialmente el de Barcelona, y distintas plazas extranjeras distribuidoras de granos³¹. De modo que, al integrarse más en el comercio internacional, varias urbes periféricas redujeron algo su grado de dependencia con respecto a los mercados del interior.



Paradójicamente, los coeficientes de correlación registraron una violenta recuperación en la segunda mitad de la primera década del siglo XIX, coincidiendo con las perturbaciones que las guerras napoleónicas generaron en el comercio internacional, y en pocos años rebasaron los máximos anteriores a 1765. El promedio de las matrices de los coeficientes cruzados de correlación se mantuvo bastante estable en un nivel relativamente alto entre 1783/84-1812/13 y 1805/06-1834/35 (fluctuó entre un mínimo de 0,62 y un máximo de 0,67). ¿Entrañó ese ascenso un aumento considerable en el grado de integración de los mercados? Para

³¹ Llopis y Sotoca (2005).

responder a esta cuestión conviene tener presente: 1) en el último tercio del siglo XVIII, todos los pares de mercados de la muestra de ocho localidades estaban integrados en tendencia y, en algunos casos, en ciclo³²; sin embargo, la relación de equilibrio entre los precios desapareció durante el período 1805-1835 (es decir, los mercados dejaron de estar cointegrados); la volatilidad de los precios del trigo, como hemos constatado, registró en todas las localidades una fuerte elevación desde los primeros años del siglo XIX, manteniéndose luego en niveles muy altos hasta finales de la década de 1830; 3) la dispersión de los precios también experimentó una veloz escalada entre mediados de las décadas de 1800 y 1820, registrándose a continuación un movimiento descendente, pero las desviaciones típicas no llegaron a situarse por debajo del promedio de las del último tercio del siglo XVIII hasta mediados de la década de 1840. ¿Cómo fue posible entonces un aumento tan notable del promedio de las matrices de los coeficientes cruzados de correlación en ese periodo? La covarianza de los precios experimentó desde finales de la primera década del siglo XIX, como puede verificarse en el Gráfico 5, un movimiento alcista bastante más intenso aún que el de la volatilidad y el de la dispersión entre los distintos mercados, permaneciendo luego en valores relativamente altos hasta 1840. Este cambio tan fuerte en el nivel de las covarianzas debió de ser fruto del margen más amplio para el arbitraje espacial generado por el fuerte incremento del diferencial de precios entre la periferia y el interior resultante de las dificultades del comercio exterior durante las guerras napoleónicas, primero, y de la política prohibicionista y de la propia expansión del producto triguero en no pocas zonas de la España interior³³, más tarde. Al reducirse las importaciones, los diferenciales y las volatilidades de los precios se incrementaron³⁴, lo que, unido al establecimiento de un sistema prohibicionista en 1820³⁵, generó estímulos en las zonas del interior para incrementar la producción cerealista orientada a los mercados. Sin embargo, éstos funcionaron peor en las cuatro primeras décadas del siglo XIX que en los cincuenta años precedentes: el fuerte incremento de la covariación de los precios vino acompañado de una notable inestabilidad y de una considerable elevación de los diferenciales entre la periferia y la costa. Por consiguiente, las importaciones, en la segunda mitad del siglo XVIII, habían cumplido un

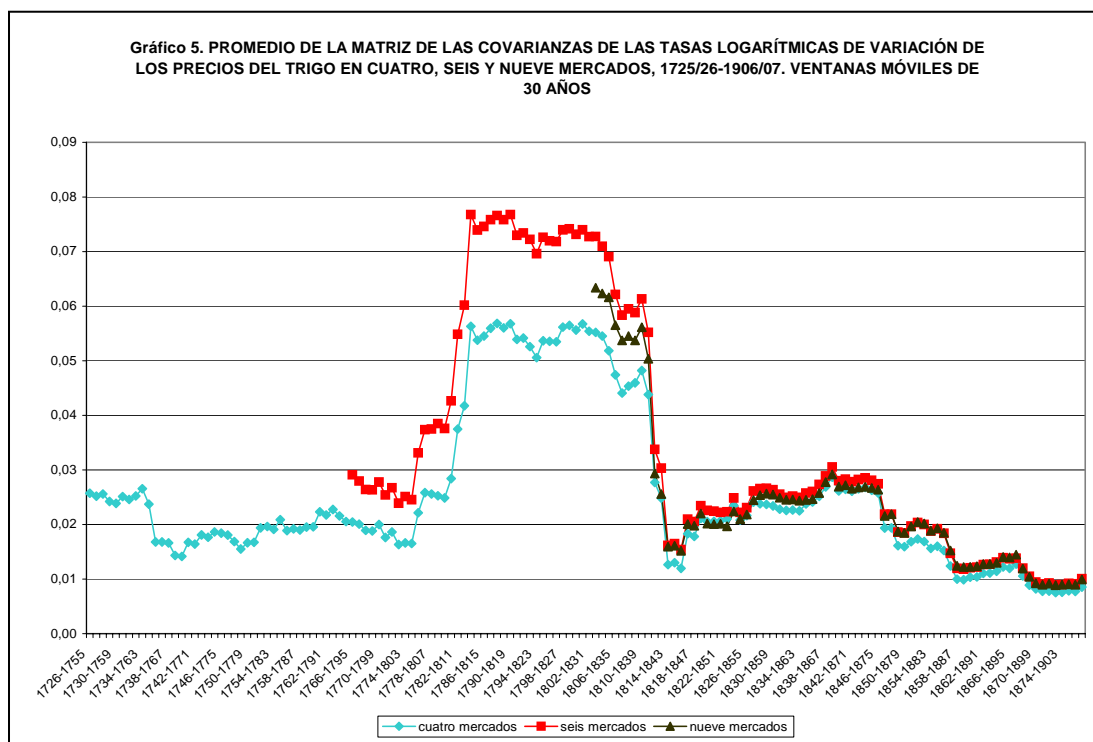
³² Llopis y Sotoca (2005).

³³ Llopis (2003), pp. 198-211; Sebastián (2004), pp. 164-172.

³⁴ La disminución de las importaciones también afectó indirectamente a la estabilidad de los precios en las regiones del interior, ya que, cuando no había obstáculos para que la periferia adquiriese granos en el exterior, en los años de malas cosechas fluía poco trigo desde las zonas productoras de Castilla, Aragón o Andalucía hacia las urbes costeras, lo que evitaba que el movimiento alcista de precios cobrase un ritmo aún más vertiginoso.

³⁵ Fradera (1984); Gallego (2004); Montañés (2005).

importante papel estabilizador en los mercados españoles de cereales, sobre todo en los de las zonas costeras, y su reducción, primero, y su práctica desaparición, después de 1825³⁶, debieron ejercer una notable presión alcista sobre el precio del trigo, la harina y el pan en las ciudades marítimas o próximas a la costa.



El promedio de los coeficientes cruzados de correlación descendió abruptamente entre las ventanas 1810/11-1839/40 y 1815/16-1844/45. Luego recuperó el máximo de los años precedentes con celeridad y continuó el movimiento alcista hasta alcanzar el máximo absoluto de todo el arco temporal de esta investigación en 1838/39-1868/69 (véase el Gráfico 4), fenómeno que ya se había puesto de manifiesto en todos los trabajos que habían abordado esta cuestión³⁷. Ese brusco movimiento en forma de "V" respondió a que la covarianza de los precios descendió de un modo brutal en esos años, situándose por debajo del mínimo de 1772/73-1801/02 hasta prácticamente 1826/27-1855/56 (véase el Gráfico 5). La dispersión de los precios tendió a reducirse en la década de 1840, pero esa

³⁶ Pese a la prohibición de 1820, algunas zonas costeras continuaron recibiendo trigos extranjeros en la primera mitad de esa década. Según el Diario de Barcelona, en 1820/21, 1821/22, 1823/24, 1824/25 y 1825/26 se vendieron en dicha urbe trigos foráneos. Después siguió entrando en Barcelona trigo de contrabando vía Mallorca (Barquín (1997), p. 27). Véanse, además, Fradera (1984); Gallego (2004); Montañés (2005). Martínez Vara considera que la presencia del trigo extranjero en la periferia, a partir de la década de 1830, fue puramente testimonial (Martínez Vara (1999), p. 62).

³⁷ Sánchez-Albornoz (1974), p. 177; Martínez Vara (1999), p. 63. Barquín situó ese máximo en fechas anteriores: en torno a 1850 (Barquín (1997), p. 22).

caída no tuvo la fuerza suficiente para contrarrestar el hundimiento de las covarianzas al introducir en las ventanas móviles los registros de la primera mitad de ese decenio. En 1842/43 y 1843/44, los precios del trigo se mantuvieron o descendieron en la periferia mediterránea (Barcelona, Valencia y Murcia) y en Granada y, en cambio, crecieron fuertemente en Castilla la Vieja. No puede descartarse que ese dispar comportamiento obedeciera a que en esos años se llevaron a cabo, pese a la prohibición, importaciones de cierto relieve; lógicamente, esta marcada asincronía provocó un descenso considerable, aunque breve, de las covarianzas y de los coeficientes de correlación.

Al margen de estos intensos movimientos en el corto plazo, la historia de la formación del mercado nacional del trigo entró en una nueva fase desde finales de la década de 1830: la volatilidad y la dispersión de los precios descienden, el promedio de las matrices de los coeficientes cruzados de correlación tiende a elevarse y los precios entre todos los pares de mercados, de 1835/36 a 1864/65, están cointegrados en tendencia, salvo el par Granada-Valencia, y tres cuartas partes también en ciclo (véase el Cuadro 7). De modo que ahora todos los indicadores se mueven en la misma dirección. El avance en la integración de los mercados trigueros parece, pues, incuestionable, pero conviene tener presente que parte de este movimiento consistió en la mera recuperación de los niveles ya alcanzados en el siglo XVIII y que las desviaciones típicas de los logaritmos de los precios no se situaron por debajo de los mínimos del Setecientos hasta mediados de la década de 1850. Varios factores favorecieron esta mayor integración entre los mercados trigueros españoles en las décadas centrales del siglo XIX: 1) el mantenimiento de la política prohibicionista, que no se abandonaría hasta 1867³⁸, obligó a la periferia a abastecerse casi exclusivamente de granos nacionales³⁹; 2) el descenso del coste del transporte terrestre y del transporte marítimo (cabotaje), primero⁴⁰, y el tendido de la red ferroviaria, después⁴¹, permitieron ampliar el radio de los movimientos del trigo y, por ende, abrir nuevas posibilidades al arbitraje espacial; 3) la expansión de los flujos

³⁸ Aunque la supresión del prohibicionismo no llegó hasta la aprobación del Arancel Figuerola de 1869, entre 1867 y 1869 las importaciones de granos estuvieron autorizadas durante 23 meses [Gallego (2005)].

³⁹ Según Domingo Gallego, la autorización de importaciones, de 1830 a 1867, se circunscribió a 1835, 1847 y 1856-1858 [Gallego (2005)].

⁴⁰ Garrabou y Sanz Fernández (1985), pp. 43-51; Barquín (1997), pp. 31-35; Barquín (2004); Martínez Vara (1999), p. 55.

⁴¹ Obsérvese que al incluir en las ventanas móviles los primeros años de la era auténticamente ferroviaria (1863/64-1867/68), el promedio de la matriz de los coeficientes cruzados de correlación se elevó desde 0,66 a 0,75. Tomás Martínez Vara ha señalado, acertadamente, que el ferrocarril dio alas a un proceso que ya estaba en marcha (Martínez Vara (1999), p. 55).

comerciales habría sido imposible sin un simultáneo crecimiento de la producción mercantil en las zonas excedentarias del interior (las dos Castillas, Aragón, Andalucía y Extremadura, fundamentalmente⁴²); y 4) la mayor estabilidad política entre 1840 y 1868.

Los coeficientes cruzados de correlación, como puede constatarse en el Gráfico 5, invirtieron su tendencia alcista a finales de la década de 1860. Entre 1838/39-1868/69 y 1869/70-1899/00, el promedio de los coeficientes de los pares formados por Barcelona y las restantes ocho plazas de la muestra pasó de 0,79 a 0,67, el de los de Segovia de 0,73 a 0,66, el de los de Granada de 0,79 a 0,65, el de los de Valencia de 0,77 a 0,70, el de los de Medina del Rioseco de 0,72 a 0,69, el de los de Murcia de 0,76 a 0,61, el de los de Oviedo de 0,70 a 0,44, el de los de Zaragoza de 0,74 a 0,63 y el de los de Jerez de la Frontera de 0,73 a 0,54 (véanse los Cuadros 3 y 4). De modo que la caída fue general, pero especialmente acusada en las correlaciones de Oviedo (36,9 por 100), de Jerez de la Frontera (26,4 por 100), de Murcia (18,9 por 100) y de Granada (18,2 por 100); en contrapartida, el descenso fue bastante más pequeño en Segovia (9,4 por 100), Valencia (9,4 por 100) y, sobre todo, Medida de Rioseco (4,5 por 100). En general, pues, las interrelaciones de los núcleos próximos a la costa se vieron más afectadas que las del resto, especialmente que las de las localidades de Castilla la Vieja.

Cuadro 3. Coeficientes cruzados de correlación entre las tasas logarítmicas de variación de los precios del trigo en nueve localidades, 1869/1870-1899/1900

	Barce.	Sego.	Grana.	Valen.	Medina	Murcia	Ovie.	Zara.	Jerez
Barcelona	-	0,72	0,81	0,86	0,74	0,84	0,73	0,79	0,81
Segovia		-	0,76	0,67	0,94	0,64	0,80	0,69	0,65
Granada			-	0,86	0,70	0,85	0,72	0,80	0,83
Valencia				-	0,65	0,87	0,57	0,84	0,84
Medina					-	0,58	0,83	0,70	0,60
Murcia						-	0,68	0,78	0,82
Zaragoza							-	0,67	0,61
Oviedo								-	0,66
Jerez									-

Fuentes: véanse las notas 9-17.

⁴² Garrabou y Sanz Fernández (1985), pp. 96-139. Es cierto, no obstante, que la expansión cerealista se topó con crecientes dificultades desde finales de la década de 1850 debido al agotamiento del modelo de crecimiento agrario extensivo (Barquín (1999), capítulos 5 y 6).

Cuadro 4. Coeficientes cruzados de correlación entre las tasas logarítmicas de variación de los precios del trigo en nueve localidades, 1869/1870-1899/1900

	Barce.	Sego.	Grana.	Valen.	Medina	Murcia	Ovie.	Zara.	Jerez
Barcelona	-	0,88	0,55	0,72	0,88	0,56	0,55	0,74	0,46
Segovia		-	0,61	0,64	0,97	0,57	0,36	0,74	0,54
Granada			-	0,84	0,64	0,77	0,41	0,65	0,71
Valencia				-	0,68	0,79	0,60	0,65	0,66
Medina					-	0,59	0,39	0,76	0,57
Murcia						-	0,48	0,56	0,59
Zaragoza							-	0,47	0,28
Oviedo								-	0,47
Jerez									-

Fuentes: véanse las notas 9-17.

Los otros indicadores tradicionales de integración de mercado no evolucionaron, en el último tercio del siglo XIX, en la misma dirección que lo hicieron los coeficientes de correlación: la volatilidad de los precios descendió en todas las plazas y la desviación típica de los logaritmos de los precios de las nueve localidades de la muestra se redujo desde 0,195 en 1860/61-1868/69 a 0,097 en 1890/91-1898/99 (es decir, a la mitad). Por consiguiente, pese al debilitamiento de las conexiones entre la mayor parte de núcleos de la muestra apuntado por la trayectoria de las correlaciones, los mercados trigueros funcionaron mejor en el último tercio del siglo XIX que en las tres décadas precedentes: los precios tendieron a converger y sus fluctuaciones interanuales se suavizaron.

Para explicar el descenso de los coeficientes de correlación entre los precios del trigo en el último tercio del siglo XIX se han esgrimido cinco factores: la segunda guerra carlista y la inestabilidad política en el período que transcurrió entre la Gloriosa y la consolidación de la Restauración, la crisis de la carretería inducida por la política de tarifas de las compañías ferroviarias en la década de 1870 orientada a "matar" a dicho medio tradicional de transporte terrestre, las dificultades del comercio de granos derivadas de la caída de los rendimientos agrícolas fruto del agotamiento del modelo de crecimiento agrario extensivo en las zonas de superávit triguero del interior, y la sustitución, en 1869, del prohibicionismo por un proteccionismo no demasiado intenso⁴³. Barquín ha señalado recientemente que la inestabilidad política y la guerra carlista constituyeron un factor secundario y que la política de tarifas de las grandes compañías ferroviarias no puede explicar una "desintegración tan generalizada". Coincidimos con estas apreciaciones, pero no con las que otorgan una

⁴³ Sánchez-Albornoz (1974), pp. 177-178; Barquín (1997), pp. 40-43; Martínez Vara (1999), p. 63.

escasa influencia a los cambios en la política comercial y un máximo protagonismo al descenso de los rendimientos agrícolas⁴⁴. Es muy probable que éstos disminuyesen algo desde la década de 1860, pero la renta de la tierra continuó aumentando hasta 1880⁴⁵ y la absorción de un creciente porcentaje del producto agrícola bruto por parte de los propietarios territoriales favorecía el incremento del volumen de grano canalizado hacia los mercados. Barquín ha afirmado que el Arancel Figuerola no pudo tener unos efectos notables sobre la integración del mercado triguero, ya que España siguió siendo un país exportador neto de dicho cereal. En favor de la tesis de la notable influencia de la sustitución del prohibicionismo por un proteccionismo no demasiado enérgico, en un contexto de transformaciones importantes en el comercio internacional de cereales⁴⁶, podrían citarse los siguientes argumentos y evidencias: 1) el papel de las importaciones en el abasto de la periferia fue relevante en algunos años del período anterior a 1882 y en un porcentaje aún mayor de años del período 1882-1891⁴⁷; 2) el hecho de que la inversión de la tendencia de los coeficientes de correlación se produjera en el año agrícola 1869/70 no es una prueba inequívoca del peso que tuvo la nueva orientación de la política comercial, pero constituye un indicio que debe tenerse en cuenta; 3) resulta significativo que los promedios de las correlaciones cayesen más en los núcleos cercanos a la costa que en los interiores; y 4) en el supuesto de que el debilitamiento de los lazos entre diferentes localidades nacionales no hubiese venido acompañado de una mayor integración de los núcleos periféricos en el mercado internacional, ¿cómo podría haberse logrado un descenso apreciable de la volatilidad y una reducción a la mitad de la desviación típica del logaritmo de los precios? Si el desarrollo del comercio internacional había tenido efectos importantes sobre la formación del mercado nacional del trigo en el último tercio del siglo XVIII, una centuria después volvemos a toparnos con un fenómeno semejante. En cualquier caso, los tests de cointegración van a aportarnos nueva luz sobre este aparentemente paradójico movimiento a la baja de los coeficientes de correlación en las tres últimas décadas del siglo XIX.

3.2. Contrastes de cointegración

⁴⁴ Barquín (2004).

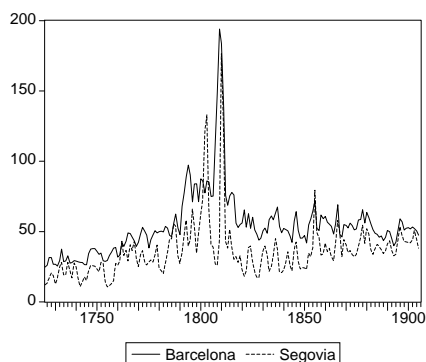
⁴⁵ Robledo (1984).

⁴⁶ De 1868 a 1881, las importaciones de trigo y harina superaron los 120 millones de kilogramos en 1868, 1869 y 1879, cifra suficiente para influir, a nuestro juicio, sobre la dinámica de una parte no insignificante de los mercados periféricos. De 1882 a 1907, dicha cifra de 120 millones únicamente no se alcanzó en 1884, 1898, 1902, 1903 y 1907 (Grupo de Estudios de Historia Rural (1980), pp. 104-105).

⁴⁷ Eijrnaes, Persson y Rich (2004).

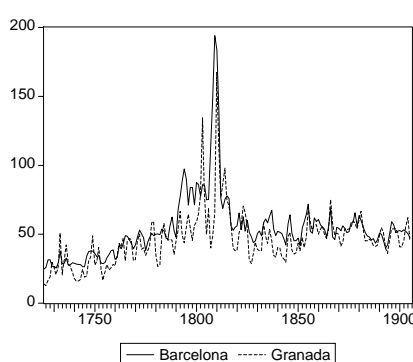
El primer paso en el análisis de cointegración consiste en examinar univariadamente las características de cada una de las series de precios de la muestra. El arco temporal de esta investigación abarca desde 1725/26 hasta 1906/07; sin embargo, la inestabilidad económica en las primeras décadas del siglo XIX fue muy intensa y dio lugar a bruscas oscilaciones de los precios que distorsionan tanto los modelos univariantes como las propiedades estadísticas de los diferenciales de dicha variable entre los distintos pares de localidades. Por ello, en el estudio de cointegración hemos procedido a dividir la muestra en dos submuestras: 1725/26-1807/08 y 1835/36-1906/07. En la primera la tendencia de los precios es claramente ascendente, mientras que en la segunda el suave movimiento al alza en algunos tramos se combina con oscilaciones en torno a una media estable en otros. La fase intermedia no incluida en las submuestras, 1808/09-1834/35, se caracteriza por la fuerte inestabilidad de los precios y por el potente movimiento descendente de los mismos desde 1817/18 ó 1818/19 (véanse los Gráficos 6 y 7 donde se representan a título de ejemplo los casos de Barcelona y Segovia y de Barcelona y Granada).

Gráfico 6. Precios del trigo en Barcelona y Segovia, 1725/26-1906/07 (en reales/fanega)



Fuentes: véanse las notas 9 y 10.

Gráfico 7. Precios del trigo en Barcelona y Segovia, 1725/26-1906/07 (en reales/fanega)



Fuentes: véanse las notas 9 y 11.

En las dos submuestras, la tasa logarítmica de variación de los precios (en tanto por uno) es una variable estacionaria⁴⁸. Es decir, los precios del trigo en nivel y en logaritmo son variables $I(1)$. Aunque en este trabajo no se incorporan por razones de espacio, dichas tasas siguen una estructura estocástica similar a la detectada trabajando con una muestra de precios algo distinta para el período 1725/26-1807/08⁴⁹: un proceso autorregresivo de orden dos con raíces complejas que supone un

⁴⁸ En Llopis y Sotoca (2005) ya habíamos comprobado que esa característica era común a todas las series de precios del siglo XVIII analizadas en dicho trabajo.

⁴⁹ Llopis y Sotoca (2005).

comportamiento cíclico estacionario en el tiempo. La duración del ciclo detectado en las series, tanto en las del período 1725/26-1807/08 como en las del intervalo 1835/36-1906/07, también es robusta y cercana casi siempre a cuatro años. La conclusión de este primer ejercicio es que la modelización univariante de los precios es robusta cuando pasamos de considerar la primera submuestra a examinar la segunda. Eso sí, ha sido necesario excluir del estudio la fase de crisis y desmoronamiento del Antiguo Régimen, ya que en esos años la magnitud de la inestabilidad provoca una gran distorsión no sólo en los modelos univariantes, sino también en estadísticos habituales, como el de Jarque-Bera de normalidad.

La contrastación de la existencia de componentes dinámicas comunes (tendencia (T) y ciclo (C))⁵⁰ se realiza analizando las características de una nueva serie, definida como el diferencial de precios (en log) entre distintos pares de mercados, denotados por d_t^{ij} , donde $d_t^{ij} = \log P_t^i - \log P_t^j$, $\forall j \neq i, i, j = 1, 2, \dots, 8$, siendo P_t^i el precio en el año t de la localidad i -ésima, log el logaritmo neperiano, y considerando los posibles pares resultantes de cruzar los ocho mercados de la muestra⁵¹.

Como en un trabajo anterior analizamos la cointegración de distintas series de precios en el siglo XVIII y nuestro interés no radica en volver sobre ese período, sino en ofrecer una visión a largo plazo de la integración del mercado español de trigo en el Setecientos y en el Ochocientos, aquí nos limitaremos a reproducir en las Tablas A.1 y A.2 del Apéndice los modelos univariantes de los diferenciales de precios para los períodos 1725/26-1764/65 y 1765/66-1807/08 y a comparar los rasgos de los mismos con los correspondientes a las submuestras establecidas para períodos posteriores. La razón de fijar subperíodos en el siglo XVIII obedece al hecho de que la interdependencia entre algunos pares de mercados registró cambios significativos al hilo de la cierta aceleración del crecimiento del comercio internacional en la segunda mitad de dicha centuria y de la parcial liberalización de los tráficó internos y externos de cereales establecida por los Reales Decretos de 16 y 23 de agosto de 1756 y de 9 de noviembre de 1757 y por la Pragmática de 11 de julio de 1765⁵².

Los tests de cointegración del período 1835/36-1906/07 se van a llevar a cabo a partir de una muestra de ocho localidades: Barcelona (BA), Segovia (SG), Oviedo (OV), Zaragoza (ZA), Murcia (MU), Granada (GR),

⁵⁰ Al trabajar con series de frecuencia anual, no puede ser objeto de análisis el componente estacional.

⁵¹ En el estudio de cointegración todavía no hemos incluido en la muestra a Medina de Rioseco.

⁵² Llopis y Sotoca (2005); Castro (1987); Llombart (1992).

Valencia (VA) y Jerez de la Frontera (JE). Las características fundamentales de los modelos de los diferenciales de precios de los intervalos 1725/26-1807/08 y 1835/36-1906/07 se asemejan bastante. Los rasgos más relevantes de los correspondientes al último intervalo son los siguientes (véase la Tabla A.5 del Apéndice):

1) Los diferenciales de precios (en log) son, en todos los casos, variables integradas de orden cero, o $I(0)$. Es decir, la tendencia suavemente alcista de los precios desaparece al combinar los mismos de esta manera.

2) En la mayor parte de los diferenciales, permanece una tendencia determinística no común entre los precios. Esto se traduce en la aparición de un término constante significativo estadísticamente, cuyo signo indica en cuál de los dos mercados el precio (en log) se ha mantenido más alto (o más bajo) en este período.

3) Si el diferencial de precios (en log) mantiene una estructura estacionaria de tipo autorregresivo de orden uno, o un $AR(1)$, se interpreta que los precios comparten no sólo una tendencia estocástica (correspondiente a la diferencia regular), sino también el ciclo encontrado de duración máxima de unos cuatro años. Por el contrario, si el diferencial sigue una estructura estacionaria de tipo autorregresivo de orden dos, o un $AR(2)$, sólo podemos decir que los precios comparten la tendencia estocástica a largo plazo, pero no el ciclo.

En suma, como era previsible, todos los pares de precios del intervalo 1835/36-1906/07 están cointegrados en tendencia y un porcentaje significativo también tiene un ciclo común.

La integración de los mercados estaba condicionada por factores institucionales (regulación de los tráficos internos y externos, estructura impositiva, derechos de tránsito, sistemas de propiedad y acceso a la tierra, eficiencia de los mercados, etc.), por factores tecnológicos (tecnología de los transportes y de las comunicaciones, especialmente), por factores económicos (volumen de la producción orientada hacia los mercados, desarrollo del comercio internacional) y por factores políticos (guerras y conflictividad social relacionada con el aprovisionamiento y precios de los víveres). De 1835/36 a 1906/07 se produjeron cambios sustanciales en la política comercial y en la oferta de transportes y

comunicaciones. En la primera el hecho más destacado lo constituyó, probablemente, la sustitución, en 1869, del prohibicionismo por el proteccionismo en materia cerealista; en lo que atañe a la segunda, la principal novedad radicó en el tendido de la red ferroviaria entre mediados de las décadas de 1850 y 1860. Por otro lado, todos los estudios realizados sobre la formación del mercado nacional del trigo en el siglo XIX han detectado cambios significativos en la interdependencia de los precios de las distintas plazas desde finales de los años sesenta. Todo ello nos ha inducido a dividir el período 1835/36-1906/07 en dos subperíodos: 1835/36-1864/65 y 1865/66-1906/07. En las Tablas A.3 y A.4 hemos reflejado los modelos univariantes de los diferenciales de precios (en log) para todos los pares de mercados de esos dos nuevos intervalos.

A continuación utilizaremos algunos elementos de los modelos univariantes de los diferenciales de precios correspondientes a las muestras 1725/26-1764/65 (ó 1765/66-1807/08), 1835/36-1864/65 y 1865/66-1906/07 para intentar captar nueva información referente a las vicisitudes de la formación del mercado nacional del trigo en el muy largo plazo. Prestaremos especial atención a la constante (magnitud del diferencial de precios entre las localidades de cada par), a los componentes comunes (tendencia y ciclo) y a la persistencia del proceso (velocidad a la que se restablece, en su caso, el precio de equilibrio en cada par de mercados).

En el Cuadro 5 hemos sintetizado los elementos fundamentales de los modelos univariantes de los diferenciales de precios de los períodos 1725/26-1764/65 y 1835/36-1864/65⁵³.

Cuadro 5. Resumen de algunas características univariantes de los diferenciales de precios (en log)

Pares de mercados	1725/26- 1764/65 ó 1765/66-1807/08			1835/36-1864/65		
	Constante	Componentes comunes	Persistencia del proceso	Constante	Componentes comunes	Persistencia del proceso
BA-SG	0.24	T	0.54	0.25	T+C	0.49
BA-GR	0.10	T+C	0.49	0.07	T+C	0.65
BA-VA	-0.03	T+C	0.49	0.00	T+C	0.60
SG-GR	-0.16	T+C	0.34	-0.21	T+C	0.32
SG-VA	-0.30	T	0.61	-0.20	T+C	0.58
VA-GR	0.14	T+C	0.44	0.00	-	1,00

Fuentes: veáanse las notas 9-17; y elaboración propia.

⁵³ Únicamente disponemos de registros de precios completos de ambos periodos para los mercados de Barcelona, Segovia, Granada y Valencia.

Las principales conclusiones que se infieren del Cuadro 5 son las siguientes:

1) los diferenciales de precios no decrecen de modo significativo en la mayor parte de mercados en 1835/36-1864/65 con respecto a 1725/26-1764/65. Sólo en dos de los seis casos contemplados se produce una caída apreciable de la constante (SG-VA y VA-GR).

2) En el período 1835/36-1864/65 los mercados de Valencia y Granada no están cointegrados ni siquiera en tendencia, al no rechazar el estadístico aumentado de Dickey y Fuller la existencia de una raíz unitaria. Esto constituye un indicio de desintegración, si bien se trata de un caso atípico, ya que en ningún otro par de mercados se ha rechazado cointegración en tendencia.

3) De los seis casos contemplados en el Cuadro 5, la cointegración en ciclo aparece en cuatro en 1725/26-1764/65 y en cinco en 1835/36-1864/65.

4) La persistencia de los procesos encontrados es muy similar en los pares BA-SG, SG-GR y SG-VA en ambos períodos. Sin embargo, las velocidades del restablecimiento del precio de equilibrio en los pares BA-GR, BA-VA y VA-GR fueron menores en 1835/36-1864/65 que en 1725/26-1764/65⁵⁴.

El tamaño de la muestra del Cuadro 5 es demasiado reducido para extraer conclusiones firmes, pero el estudio de cointegración refuerza las hipótesis inferidas del análisis de volatilidad y de convergencia de precios: los niveles de integración de los mercados alcanzados en el siglo XVIII no se superaron con claridad hasta después de mediados del XIX.

En el período ferroviario, 1865/66-1906/07, todos los pares de mercados comparten una tendencia estocástica y seis de los veintiocho también comparten una tendencia determinística (BA-MU, BA-VA, OV-VA, MU-VA y MU-JE). En cuanto al otro posible componente común, veintidós pares comparten ciclo y seis mantienen un ciclo específico (BA-GR, BA-JE, OV-JE, MU-VA, GR-JE y JE-VA) (véanse los modelos univariantes de los diferenciales de precios de este periodo en la Tabla A.4 del Apéndice).

⁵⁴ Al no estar cointegrado en tendencia el par VA-GR, la persistencia del proceso arroja en este caso el valor estadístico máximo; es decir, 1.

Del Cuadro 6, en el que se resumen las características de los modelos en el período de máxima integración de los mercados en el siglo XVIII (1725/26-1764/65 ó 1765/66-1807/08) y en la época ferroviaria para aquellos pares de localidades comunes en ambas submuestras, se infieren las siguientes observaciones:

Cuadro 6. Resumen de algunas características univariantes de los diferenciales de precios (en log)

Pares de mercado	1725/26- 1764/65 o 1765/66-1807/08			1864/65-1906/07		
	Constante	Componentes comunes	Persistencia del proceso	Constante	Componentes Comunes	Persistencia del proceso
BA-SG	0.24	T	0.54	0.11	T+C	0.55
BA-GR	0.10	T+C	0.49	0.04	T	0.71
BA-VA	-0.03	T+C	0.49	0.00	T+C	0.73
SG-GR	-0.16	T+C	0.34	-0.10	T+C	0.52
SG-VA	-0.30	T	0.61	-0.15	T+C	0.44
VA-GR	0.14	T+C	0.44	0.02	T+C	0.70

Fuentes: veáanse las notas 9-17; y elaboración propia.

1) En 1865/66-1906/07 el diferencial de precios fue sistemáticamente inferior que en el siglo XVIII. En algunos casos la reducción fue cercana o superior al 50 por 100. Da la impresión de que el ferrocarril favoreció la integración en cuanto a compartir una tendencia determinística más que estocástica. Recordemos que ya en el siglo XVIII todos los mercados compartían una tendencia estocástica.

2) El número de pares de mercados que compartían tendencia y ciclo pasó de cuatro en el siglo XVIII a cinco en 1865/66-1906/07. No obstante, considerando exclusivamente las características comunes de los pares de las localidades en ambos períodos no se puede afirmar con rotundidad que la integración del mercado nacional trigüero fuese mayor en el último tercio del siglo XIX que en el XVIII.

3) El factor de persistencia fue mayor en 1865/66-1906/07 que en los períodos de máxima integración del siglo XVIII. Es decir, tras un *shock* en el diferencial de precios se tardaba más tiempo en la época ferroviaria que en el Setecientos en restablecer la relación de equilibrio existente en cada uno de los pares de mercados.

En definitiva, en el último tercio del siglo XIX los diferenciales de precios eran mucho más reducidos, pero las relaciones de equilibrio se

restablecían con mayor lentitud. Se trata de un fenómeno lógico: al haber menguado, probablemente, de forma más acusada los desniveles promedio de los precios que los costes del transporte, tendió a aumentar algo la probabilidad de que las cotizaciones del trigo evolucionaran de una manera independiente en los distintos mercados. De modo que la mayor persistencia del proceso no estaría indicando en este caso un proceso de desintegración, pero sí las dificultades para superar un determinado umbral de integración.

En el Cuadro 7 hemos expresado algunos de los elementos fundamentales de los modelos univariantes de las primeras diferencias logarítmicas de los precios en todos los pares de mercados de la muestra (veintiocho en este caso) para los períodos 1835/36-1864/65 y 1864/65-1906/07.

Cuadro 7. Resumen de algunas características de los diferenciales de precios (en log)

Pares de mercados	Período 1835/36-1864/65			Período 1864/65-1907/07		
	Constante	Componentes comunes	Persistencia del proceso	Constante	Componentes comunes	Persistencia del proceso
BA-SG	<u>0.25</u>	T+C	0.49	<u>0.11</u>	T+C	0.55
BA-OV	0.00	T	0.64	-0.04	T+C	0.54
BA-ZA	<u>0.18</u>	T+C	0.43	<u>0.05</u>	T+C	0.61
BA-MU	0.00	T+C	0.47	0.00	T+C	0.32
BA-GR	<u>0.07</u>	T+C	0.65	<u>0.04</u>	T	0.71
BA-VA	0.00	T+C	0.60	0.00	T+C	0.73
BA-JE	<u>0.06</u>	T+C	0.35	<u>0.04</u>	T	0.66
SG-OV	<u>-0.32</u>	T+C	0.41	<u>-0.11</u>	T+C	0.65
SG-ZA	<u>-0.21</u>	T+C	0.00	<u>-0.06</u>	T+C	0.37
SG-MU	<u>-0.28</u>	T+C	0.42	<u>-0.13</u>	T+C	0.47
SG-GR	<u>-0.21</u>	T+C	0.32	<u>-0.10</u>	T+C	0.52
SG-VA	<u>-0.20</u>	T+C	0.58	<u>-0.15</u>	T+C	0.44
SG-JE	<u>-0.35</u>	T	0.51	<u>-0.11</u>	T+C	0.47
OV-ZA	<u>0.34</u>	T+C	0.00	<u>0.06</u>	T+C	0.72
OV-MU	0.05	T	0.52	0.06	T+C	0.29
OV-GR	<u>0.14</u>	T+C	0.42	<u>0.05</u>	T+C	0.56
OV-VA	0.00	T+C	0.60	0.00	-	1.00
OV-JE	<u>0.13</u>	T	0.60	<u>0.10</u>	T	0.62
ZA-MU	<u>-0.16</u>	T	0.57	<u>-0.07</u>	T+C	0.52
ZA-GR	-0.06	T	0.57	-0.04	T+C	0.64
ZA-VA	<u>-0.12</u>	T+C	0.62	<u>-0.10</u>	T+C	0.42
ZA-JE	<u>-0.14</u>	T+C	0.38	<u>-0.05</u>	T+C	0.54
MU-GR	<u>0.06</u>	T+C	0.61	<u>0.02</u>	T+C	0.37
MU-VA	0.00	T+C	0.73	0.00	T	0.55
MU-JE	<u>0.06</u>	T+C	0.00	<u>0.00</u>	T+C	0.28
GR-VA	0.00	-	1.00	-0.02	T+C	0.70
GR-JE	<u>-0.11</u>	T+C	0.00	<u>0.00</u>	T	0.63
JE-VA	0.00	T+C	0.69	-0.04	T	0.50

Fuentes: veáanse las notas 9-17; y elaboración propia.

Del mismo deducimos las siguientes conclusiones:

1) Los diferenciales de precios tendieron a descender en el último tercio del siglo XIX con respecto a las tres décadas precedentes, siendo la caída más intensa entre las localidades del interior o entre éstas y las costeras o próximas al litoral. De hecho, la constante se redujo en veinte pares de mercados, se mantuvo constante en cuatro y aumentó, aunque muy poco, en otros cuatro (BA-OV, OV-MU, GR-VA y JE-VA).

2) En ambos períodos, el número de pares de mercados cointegrados en tendencia y ciclo o sólo en tendencia fue el mismo: veintiuno cointegrados en tendencia y ciclo, seis en tendencia y uno no cointegrado (GR-VA en 1835/36-1864/65 y OV-JE en 1864/65-1906/07).

3) En el período 1864/65-1906/07, la velocidad de restablecimiento del equilibrio de precios fue menor en diecisiete pares de mercados y mayor en once que en el período 1835/36-1864/65. Resulta de interés observar la relación existente entre la constante y la persistencia del proceso: de los veinte pares en que el diferencial de precios se redujo en el último tercio del siglo XIX y en los primeros años del XX, en quince se incrementó el tiempo que transcurría entre una perturbación y el restablecimiento del equilibrio.

De modo que este test de cointegración corrobora lo que apuntaban otros indicadores: la gran diferencia entre la etapa ferroviaria y la previa fue el proceso de convergencia de precios, especialmente intenso entre las localidades del interior y entre éstas y las litorales o las cercanas a la costa; ahora bien, la velocidad de restablecimiento del equilibrio de precios en cada par de mercados no aumentó; es más, en promedio fue algo más reducida en 1864/65-1906/07 que en 1835/36-1864/65, lo que sugiere que había factores, como los costes todavía relativamente elevados en el transporte interior, los altos costes de transacción o el cierto grado de ineficiencia de los mercados, que impedían la plena integración del mercado de trigo en la España del último tercio del siglo XIX.

4. Conclusiones y temas pendientes

Las líneas generales del perfil temporal de la integración del mercado español de trigo en los siglos XVIII y XIX constituyen la conclusión más sólida e importante de esta investigación. A este respecto desearíamos señalar: 1) en el segundo cuarto del siglo XVIII, la interdependencia de los precios de bastantes pares de localidades lejanas ya era apreciable; 2) en el último tercio del Setecientos, debido probablemente al mayor peso de las importaciones en el aprovisionamiento triguero de varias ciudades periféricas, los vínculos entre los mercados de éstas y los del resto de plazas se debilitó; 3) la recesión y las perturbaciones del comercio exterior, primero, y el prohibicionismo, después, incrementaron fuertemente, en el primer tercio del siglo XIX, los diferenciales de precios entre el interior y la periferia (y la volatilidad de los mismos en todas las plazas), lo que amplió el margen para que pudiera funcionar el arbitraje espacial y provocó una intensa elevación de las covarianzas (véase el Gráfico 5) y una recuperación de los coeficientes de correlación (véase el Gráfico 4); 4) la reducción de los costes del transporte (mejoras en la carretería y en el cabotaje e introducción, luego, del ferrocarril), el mantenimiento del prohibicionismo⁵⁵ y, probablemente, la mayor eficiencia de los mercados impulsaron el proceso de integración entre finales de las décadas de 1830 y 1860, pero parte de este movimiento consistió en mera recuperación de niveles que ya se habían alcanzado en el siglo XVIII; y 5) las fuerzas desintegradoras (la eliminación del prohibicionismo, sobre todo hasta el Arancel Cánovas de 1891, y la llegada masiva de cereales ultramarinos baratos a los puertos europeos después de 1875 contribuyeron a reducir los diferenciales de precios entre la periferia y el interior y a minorar las probabilidades de que pudiera entrar en funcionamiento el arbitraje entre unas plazas y otras) fueron algo más fuertes que las fuerzas integradoras (descenso de los costes del transporte y, probablemente, mayor eficiencia de los mercados) en las tres últimas décadas del siglo XIX; de ahí que en este periodo el promedio de la matriz de los coeficientes cruzados de correlación fuese algo menor que en la etapa precedente y que la velocidad de restablecimiento del equilibrio de precios disminuyera en la mayoría de pares de localidades de la muestra. En suma, la historia de la integración del mercado nacional del trigo presenta tres rasgos distintivos: se trató de un proceso precoz⁵⁶ (iniciado bastante antes de lo que se ha venido señalando), largo (duró cerca o algo más de dos siglos) y bastante agitado.

⁵⁵ Domingo Gallego, en cambio, sostiene que la periferia, entre 1840 y 1875, también habría sido básicamente abastecida con trigos nacionales en el supuesto de que España hubiese aplicado una política librecambista en dicho período Gallego (2004), p. 80).

⁵⁶ El inicio de la integración del mercado nacional de bienes parece haber precedido al comienzo del de factores. Sobre la formación del mercado nacional de trabajo, véase Rosés y Sánchez Alonso (2004), pp. 404-425.

El desarrollo del comercio internacional de cereales, la política comercial y la evolución de los costes del transporte parecen haber tenido un papel fundamental en la formación del mercado nacional del trigo en los siglos XVIII y XIX, pero para conocer el cometido preciso de cada uno de esos factores en las distintas fases habrá que llevar a cabo nuevas investigaciones sobre los flujos de granos provenientes del extranjero, el contrabando de dichos productos en la época en la que las importaciones estuvieron prohibidas, los precios de las diferentes clases de trigo en las zonas exportadoras europeas y ultramarinas, los fletes, la evolución de los costes del transporte terrestre y del cabotaje en España y la política de tarifas de las compañías ferroviarias con respecto a los cereales.

Si un mercado funciona eficientemente, los diferenciales de precios entre dos plazas han de arrojar un valor muy próximo a la suma de los costes del transporte y de transacción. En nuestro caso, no podemos medir el residuo de esa resta al no conocer con suficiente precisión la trayectoria de los costes del transporte y de transacción. De modo que no estamos en condiciones de determinar en qué medida los cambios que sugieren nuestros indicadores de integración obedecieron a las variaciones en el grado de eficiencia de los mercados (mejor aprovechamiento de las oportunidades de arbitraje en el espacio) y/o a las alteraciones en los costes del transporte o de transacción. Los modelos de corrección de error ("error correction modelling"), en los que, aparte de los precios, se incluyen los costes de transporte, los de transacción y, en su caso, una variable que elimina el sesgo derivado del uso de cotizaciones del trigo de distintas calidades, permiten identificar mucho mejor los cambios en la eficiencia de los mercados⁵⁷. Por consiguiente, la investigación en este campo, en el de la historia de la formación del mercado nacional del trigo, debería proseguir, a nuestro juicio, por la aplicación de tales modelos, lo que requerirá previamente nuevas investigaciones sobre los transportes tradicionales, el transporte ferroviario y los costes de transacción en el comercio triguero.

Las muestras de mercados utilizadas en esta investigación no son plenamente representativas del territorio nacional. De modo que habrá que realizar nuevos trabajos con una base documental más amplia para contrastar las hipótesis provisionales esbozadas en este artículo. Por otro lado, el establecimiento de las tendencias generales en el ámbito nacional

⁵⁷ Ejrnaes y Persson (2000), pp. 149-151; Ejrnaes, Persson y Rich (2004), pp. 3-4.

ha constituido la preocupación esencial de la presente investigación. Sin embargo, sabemos que los cambios en el funcionamiento de los distintos mercados regionales tuvieron diversas cronologías y características. Otros trabajos han de desvelar, pues, estos importantes aspectos que no han sido objeto de atención en las páginas precedentes.

Bibliografía

Actas y Memorias de la Real Sociedad Económica de Amigos del País de la Provincia de Segovia (1793), Segovia, tomo IV.

BARQUÍN, Rafael (1997): "Transporte y precio del trigo en el siglo XIX: creación y ordenación de un mercado nacional", *Revista de Historia Económica*, Año XV, n.º. 1, pp. 17-48.

BARQUÍN, Rafael (1999): *El mercado de trigo español en el siglo XIX*, Tesis Doctoral inédita, Universidad de Burgos, Burgos.

BARQUÍN, Rafael (1999): "Freedom and technology. The integration of the Spanish wheat market", en DENZEL, Markus A., ed., *From Commercial Communication to Commercial Integration. Middle Age to 19th Century*, Stugart, Franz Steiner Verlag.

BUYST, Erik; DERCON, Stefan, y CAMPENHOUT, Björn van (1998): "Market integration in the southern Low Countries in the second half of the 18th century", en NÚÑEZ, C. E., ed., *Integration of commodity markets in history. B4. Proceedings. Twelfth International Economic History Congress*, Sevilla, Universidad de Sevilla, Fundación El Monte y Fundación Fomento de la Historia Económica, pp. 31-42.

BUYST, Erik; DERCON, Stefan, y CAMPENHOUT, Björn van (1999): "Road Expansion and Market Integration in the Austrian in the Second Half of the 18th Century", *Workshop on Historical Market Integration*, Venice International University, Venice, December 1999.

CASALS, José; JEREZ, Miguel, y SOTOCA, Sonia (2000): "Exact smoothing for stationary and no-stationary time series", *International Journal of Forecasting*, 16, pp. 59-69.

CHARTRES, J. A. (1995): "Market Integration and Agricultural Output in Seventeenth-Eighteenth and early Nineteenth Century England", *The Agricultural History Review*, 43, II, pp 117-138.

CHEVET, Jean-Michel (1996): "National and Regional Corn Markets in France from the Sixteenth to the Nineteenth Century", *The Journal of European Economic History*, 25, pp. 681-703.

CHEVET, Jean-Michel y O'Gráda, Carmac (1999): "Market Degmentation and Famine in Ancien Règime France", *Workshop on Historical Market Integration*, Venice International University, Venice, December 1999.

DICKEY, D. A. y FULLER, W. (1979): "Distribution of Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Journal of the American Statistical Association*, n.º. 74.

El Correo Mercantil de España y sus Indias, Madrid, 1792-1808.

EJRANAES, Mette y PERSSON, Karl G. (2000): "Market Integration and Transport Costs in France, 1825-1903: A Threshold Error Correction Approach to the Law of One Price", *Explorations in Economic History*, 37, pp. 149-173.

EJRANAES, Mette; PERSSON, Karl G., y RICH, Soren (2004): "Feeding the British: Convergence and Market Efficiency in 19th Century Grain Trade", *Discussion Papers*, 04-28, Institute of Economics, University of Copenhagen.

FEDERICO, Giovanni (1999): "On the economic causes of the Italian Risorgimento: market integration in the 19th century", *Workshop on Historical Market Integration*, Venice International University, Venice, December 1999.

FRADERA, Josep M. (1984): "El comercio de cereales y la prohibición de 1820 (el caso del mercado catalán)", *Agricultura y Sociedad*, n.º. 30, pp. 137-168.

GALLEGO, Domingo (2004): "La formación de los precios del trigo en España (1820-1869): el contexto internacional", *Historia Agraria*, n.º. 34, pp. 61-100.

GALLEGO, Domingo (2005): "La formación de los precios del trigo en España (1820-1869): el mercado interior", *Historia Agraria*, n.º. 36 (en prensa).

GARRABOU, Ramón y SANZ FERNÁNDEZ, Jesús (1985): "Introducción. La agricultura española durante el siglo XIX: ¿inmovilismo o cambio?", en GARRABOU, R. y SANZ, J., eds., *Historia agraria de la España contemporánea. 2. Expansión y crisis (1850-1900)*, Barcelona, Crítica.

GIBSON, A. J. S. y SMOUT, T. C. (1995): "Regional prices and marker regions: the evolution of the early modern Scottish grain market", *Economic History Review*, XLVIII, 2, pp. 258-282.

GÓMEZ MENDOZA, Antonio (1989): *Ferrocarril, industria y mercado en la modernización de España*, Madrid, Espasa Calpe.

GRUPO DE ESTUDIOS DE HISTORIA RURAL (1980): *Los precios del trigo y la cebada en España, 1891-1906*, Madrid, Banco de España.

HERNÁNDEZ, Telesforo y PIQUERAS, Juan (1978): "Materiales para la historia de los precios en Valencia durante el siglo XIX", *Estudis*, 7, pp.155-216.

LLOPIS, Enrique (2003): "La agricultura, 1790-1840: de la crisis a la gran oleada roturadora", MORALES, Antonio, coord., *1802: España entre dos siglos. Ciencia y Economía*, Madrid, Sociedad Estatal de Conmemoraciones Culturales.

LLOPIS, Enrique y SOTOCA, Sonia (2005): "Antes, bastante antes: la primera fase de la integración del mercado español de trigo, 1725/26-1807/08", *Historia Agraria*, n.º. 36 (en prensa).

MARTÍNEZ RUIZ, José Ignacio (2005): "El mercado internacional de cereales y harina y el abastecimiento de la periferia española en la segunda mitad del siglo XVIII: Cádiz, entre la regulación y el mercado", *Investigaciones de Historia Económica*, n.º. 1, pp. 45-79.

MARTÍNEZ VARA, Tomás (1987): "Santander y el comercio colonial", BERNAL, Antonio M., coord., *El comercio libre entre España y América Latina, 1765-1824*, Madrid, Banco Exterior, pp. 183-198.

MARTÍNEZ VARA, Tomás (1999): "La integración del mercado del trigo en el Norte y en la Castilla del Duero, 1800-1860. Algunas reflexiones", *Historia Agraria*, n.º. 19, pp. 43-73.

MONTAÑÉS, Enrique (2005): "La consolidación del prohibicionismo en el comercio de trigo (1820-1847)", *VIII Congreso de AEHE. Sesión B.10. Renta de la tierra, comercio, mercados y consumo de productos agrarios, siglos XIII-XX*, Santiago de Compostela, 13-16 de septiembre.

PALOP, José Miguel (1977): *Fluctuaciones de los precios y abastecimiento de la ciudad de Valencia en el siglo XVIII*, Valencia, Institución Alfons el Magnanim.

PEIRÓ, Antonio (1987): "El mercado de cereales y aceites aragoneses (siglos XVII-XIX)", *Agricultura y Sociedad*, nº. 43, pp. 213-279.

PEÑA, Daniel y SÁNCHEZ ALBORNOZ, Nicolás (1983): *Dependencia dinámica entre precios agrícolas. El trigo en España, 1857-1890. Un estudio empírico*, Madrid, Banco de España.

PEÑA, Daniel y SÁNCHEZ ALBORNOZ, Nicolás (1984): "Wheat Prices in Spain, 1857-1890: An Application of the Box-Jenkins Methodology", *Journal of European Economic History*, nº. 2, pp. 353-373.

PERSSON, Karl G. (1999): *Grain Markets in Europe, 1500-1900. Integration and Deregulation*, Cambridge (UK), Cambridge University Press.

ROEHNER, Bertrand M. (1994): "Les mécanismes d'interdépendance spatiale entre marchés du blé aux XIX^e siècle", *Histoire, Economie et Société*, Trezième année, nº. 2, pp. 343-394.

ROSÉS, Joan R. y SÁNCHEZ-ALONSO, Blanca (2004): "Regional wage convergence in Spain, 1850-1930", *Explorations in Economic History*, 41, pp. 404-425.

SÁNCHEZ-ALBORNOZ, Nicolás (1974): "La integración del mercado nacional. España e Italia", en NADAL, Jordi y TORTELLA, Gabriel, eds., *Agricultura, comercio colonial y crecimiento económico en la España contemporánea*, Barcelona, Ariel.

SÁNCHEZ-ALBORNOZ, Nicolás (1975): *Los precios agrícolas durante la segunda mitad del siglo XIX. Volumen I. Trigo y cebada*, Madrid, Servicio de Estudios del Banco de España.

SEBASTIÁN, José Antonio (2004): "La agricultura española y el legado del Antiguo Régimen (1780-1855)", en LLOPIS, Enrique, ed. *El legado económico del Antiguo Régimen en España*, Barcelona, Crítica.

WEIR, David R. (1989): "Markets and mortality in France, 1600-1789", en WALTER, J. y SCHOFIELD, R. eds., *Famine, disease and the social order in early modern society*, Cambridge, Cambridge University Press, pp. 201-233.

APÉNDICE ESTADÍSTICO

Tabla A.1. Modelos univariantes para el diferencial de precios (en log) para todos los pares de mercados en el período 1725/26-1764/65

<i>Período 1725/26-1764/65</i>	<i>Modelo univariante para el diferencial de precios</i>	<i>D. típica residual</i>	<i>ADF</i>
Barcelona-Girona	$(1 - 0.73B)d_t^{BA-GI} = \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.11$	-2.56
Barcelona-Lleida	$(1 - 0.44B)d_t^{BA-LE} = 0.18 + \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.13$	-3.95
Barcelona-Pamplona	$(1 - 0.57B)d_t^{BA-PM} = 0.19 + \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.12$	-3.47
Barcelona-Valencia	$(1 - 0.49B)d_t^{BA-VA} = -0.03 + \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.08$	-3.80
Barcelona-Sevilla	$(1 - 0.55B)d_t^{BA-SV} = 0.11 + \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.22$	-3.41
Barcelona-Segovia	$(1 - 0.81B + 0.34B^2)d_t^{BA-SG} = 0.24 + \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.20$	-
Barcelona-Granada	$(1 - 0.49B)d_t^{BA-GR} = 0.10 + \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.23$	-3.75
Girona-Lleida	$(1 - 0.45B)d_t^{GI-LE} = 0.15 + \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.17$	-3.88
Girona-Pamplona	$(1 - 0.74B)d_t^{GI-PM} = 0.10 + \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.16$	-2.50
Girona-Valencia	$(1 - 0.76B)d_t^{GI-VA} = \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.12$	-2.37
Girona-Sevilla	$(1 - 0.55B)d_t^{GI-SV} = 0.09 + \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.23$	-3.42
Girona-Segovia	$(1 - 0.71B)d_t^{GI-SG} = 0.11 + \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.23$	-2.71
Girona-Granada	$(1 - 0.47B)d_t^{GI-GR} = 0.08 + \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.25$	-3.86
Lleida-Pamplona	$(1 - 0.57B)d_t^{LE-PM} = 0.05 + \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.15$	-3.47
Lleida-Valencia	$(1 - 0.49B)d_t^{LE-VA} = -0.19 + \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.14$	-3.75
Lleida-Sevilla	$(1 - 0.53B)d_t^{LE-SV} = \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.22$	-3.51
Lleida-Segovia	$(1 - 0.80B + 0.30B^2)d_t^{LE-SG} = 0.07 + \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.20$	-
Lleida-Granada	$(1 - 0.48B)d_t^{LE-GR} = -0.06 + \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.21$	-3.78
Pamplona-Valencia	$(1 - 0.43B)d_t^{PM-VA} = -0.28 + \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.14$	-4.01
Pamplona-Sevilla	$(1 - 0.47B)d_t^{PM-SV} = -0.10 + \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.22$	-3.89
Pamplona-Segovia	$(1 - 0.78B + 0.31B^2)d_t^{PM-SG} = \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.19$	-
Pamplona-Granada	$(1 - 0.43B)d_t^{PM-GR} = -0.13 + \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.24$	-4.17
Valencia-Sevilla	$(1 - 0.53B)d_t^{VA-SV} = 0.14 + \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.19$	-3.58
Valencia-Segovia	$(1 - 0.77B + 0.37B^2)d_t^{VA-SG} = 0.30 + \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.19$	-
Valencia-Granada	$(1 - 0.44B)d_t^{VA-GR} = 0.14 + \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.20$	-4.09
Sevilla-Segovia	$(1 - 0.40B)d_t^{SV-SG} = 0.13 + \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.24$	-4.12
Sevilla-Granada	$(1 - 0.15B)d_t^{SV-GR} = \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.15$	-5.39
Segovia-Granada	$(1 - 0.34B)d_t^{SG-GR} = -0.16 + \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.26$	-4.41

ADF es el valor calculado del estadístico de Dickey y Fuller (1979). Un valor menor que -2 rechaza la hipótesis nula de no estacionariedad del diferencial de precios a un nivel de confianza del 95%. Todos los parámetros estimados son individualmente significativos a niveles de confianza comprendidos entre el 85 y el 95%.

Tabla A.2. Modelos univariantes para el diferencial de precios (en log) para todos los pares de mercados en el período 1765/66-1807/08

<i>Período 1765/66-1807/08</i>	<i>Modelo univariante para el diferencial de precios</i>	<i>D. típica residual</i>	<i>ADF</i>
Barcelona-Girona	$(1 - 0.26B)d_t^{BA-GI} = 0.06 + \hat{a}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.08$	-4.96
Barcelona-Lleida	$(1 - 0.28B + 0.30B^2)d_t^{BA-LE} = 0.23 + \hat{a}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.12$	-
Barcelona-Pamplona	$(1 - 0.65B + 0.29B^2)d_t^{BA-PM} = 0.37 + \hat{a}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.17$	-
Barcelona-Valencia	$(1 - 0.50B + 0.27B^2)d_t^{BA-VA} = -0.04 + \hat{a}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.12$	-
Barcelona-Sevilla	$(1 - 0.63B + 0.40B^2)d_t^{BA-SV} = 0.12 + \hat{a}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.25$	-
Barcelona-Segovia	$(1 - 0.69B + 0.30B^2)d_t^{BA-SG} = 0.23 + \hat{a}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.24$	-
Barcelona-Granada	$(1 - 0.55B + 0.33B^2)d_t^{BA-GR} = 0.15 + \hat{a}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.20$	-
Girona-Lleida	$(1 - 0.21B + 0.39B^2)d_t^{GI-LE} = 0.18 + \hat{a}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.14$	-
Girona-Pamplona	$(1 - 0.65B + 0.40B^2)d_t^{GI-PM} = 0.38 + \hat{a}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.18$	-
Girona-Valencia	$(1 - 0.53B + 0.28B^2)d_t^{GI-VA} = -0.10 + \hat{a}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.15$	-
Girona-Sevilla	$(1 - 0.70B + 0.36B^2)d_t^{GI-SV} = \hat{a}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.27$	-
Girona-Segovia	$(1 - 0.73B + 0.33B^2)d_t^{GI-SG} = 0.19 + \hat{a}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.26$	-
Girona-Granada	$(1 - 0.60B + 0.33B^2)d_t^{GI-GR} = 0.08 + \hat{a}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.23$	-
Lleida-Pamplona	$(1 - 0.36B)d_t^{LE-PM} = 0.24 + \hat{a}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.16$	-4.47
Lleida-Valencia	$(1 - 0.24B)d_t^{LE-VA} = -0.21 + \hat{a}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.17$	-5.08
Lleida-Sevilla	$(1 - 0.53B + 0.29B^2)d_t^{LE-SV} = \hat{a}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.32$	-
Lleida-Segovia	$(1 - 0.46B)d_t^{LE-SG} = 0.09 + \hat{a}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.28$	-3.97
Lleida-Granada	$(1 - 0.45B + 0.28B^2)d_t^{LE-GR} = \hat{a}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.25$	-
Pamplona-Valencia	$(1 - 0.75B + 0.29B^2)d_t^{PM-VA} = -0.34 + \hat{a}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.17$	-
Pamplona-Sevilla	$(1 - 0.76B + 0.43B^2)d_t^{PM-SV} = -0.29 + \hat{a}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.30$	-
Pamplona-Segovia	$(1 - 0.76B + 0.25B^2)d_t^{PM-SG} = -0.10 + \hat{a}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.24$	-
Pamplona-Granada	$(1 - 0.77B + 0.42B^2)d_t^{PM-GR} = -0.26 + \hat{a}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.24$	-
Valencia-Sevilla	$(1 - 0.66B + 0.43B^2)d_t^{VA-SV} = 0.16 + \hat{a}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.20$	-
Valencia-Segovia	$(1 - 0.53B)d_t^{VA-SG} = 0.21 + \hat{a}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.16$	-3.62
Valencia-Granada	$(1 - 0.39B)d_t^{VA-GR} = 0.15 + \hat{a}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.15$	-4.40
Sevilla-Segovia	$(1 - 0.69B + 0.45B^2)d_t^{SV-SG} = 0.17 + \hat{a}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.23$	-
Sevilla-Granada	$(1 - 0.35B)d_t^{SV-GR} = \hat{a}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.16$	-4.50
Segovia-Granada	$(1 - 0.69B + 0.24B^2)d_t^{SG-GR} = -0.11 + \hat{a}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.18$	-

Tabla A.2 (continuación). Modelos univariantes para el diferencial de precios (en log) para todos los pares de mercados en el período 1765/66-1807/08

<i>Período 1765/66-1807/08</i>	<i>Modelo univariante para el diferencial de precios</i>	<i>D. típica residual</i>	<i>ADF</i>
Barcelona-Murcia	$(1 - 0.31B + 0.27B^2)d_t^{BA-MU} = 0.08 + \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.15$	-
Barcelona-Oviedo	$(1 - 0.57B + 0.38B^2)d_t^{BA-OV} = 0.40 + \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.18$	-
Barcelona-Medina de Rios.	$(1 - 0.68B + 0.31B^2)d_t^{BA-MD} = 0.40 + \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.27$	-
Girona-Murcia	$(1 - 0.41B + 0.27B^2)d_t^{GI-MU} = \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.19$	-
Girona-Oviedo	$(1 - 0.60B + 0.38B^2)d_t^{GI-OV} = 0.31 + \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.21$	-
Girona-Medina de Rioseco	$(1 - 0.70B + 0.33B^2)d_t^{GI-MD} = 0.36 + \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.29$	-
Lleida-Murcia	$(1 - 0.24B + 0.28B^2)d_t^{LE-MU} = -0.15 + \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.19$	-
Lleida-Oviedo	$(1 - 0.59B + 0.30B^2)d_t^{LE-OV} = 0.18 + \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.20$	-
Lleida-Medina de Rioseco	$(1 - 0.48B)d_t^{LE-MD} = 0.23 + \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.29$	-3.91
Pamplona-Murcia	$(1 - 0.72B + 0.46B^2)d_t^{PM-MU} = -0.37 + \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.20$	-
Pamplona-Oviedo	$(1 - 0.49B)d_t^{PM-OV} = -0.06 + \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.21$	-3.83
Pamplona-Medina de Riose.	$(1 - 0.77B + 0.27B^2)d_t^{PM-MD} = \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.24$	-
Valencia-Murcia	$(1 - 0.27B)d_t^{VA-MU} = 0.10 + \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.11$	-5.02
Valencia-Oviedo	$(1 - 0.64B + 0.43B^2)d_t^{VA-OV} = 0.42 + \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.20$	-
Valencia-Medina de Rioseco	$(1 - 0.51B)d_t^{VA-MD} = 0.34 + \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.19$	-3.74
Sevilla-Murcia	$(1 - 0.59B + 0.29B^2)d_t^{SV-MU} = -0.05 + \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.20$	-
Sevilla-Oviedo	$(1 - 0.65B + 0.43B^2)d_t^{SV-OV} = 0.25 + \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.31$	-
Sevilla-Medina de Rioseco	$(1 - 0.69B + 0.42B^2)d_t^{SV-MD} = 0.35 + \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.26$	-
Segovia-Murcia	$(1 - 0.52B)d_t^{SG-MU} = -0.15 + \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.21$	-
Segovia-Oviedo	$(1 - 0.74B + 0.46B^2)d_t^{SG-OV} = 0.07 + \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.24$	-
Segovia-Medina de Rioseco	$(1 - 0.30B)d_t^{SG-MD} = 0.18 + \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.07$	-4.80
Granada-Murcia	$(1 - 0.38B)d_t^{GR-MU} = -0.07 + \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.13$	-4.35
Granada-Oviedo	$(1 - 0.70B + 0.46B^2)d_t^{GR-OV} = 0.22 + \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.25$	-
Granada-Medina de Rioseco	$(1 - 0.80B + 0.31B^2)d_t^{GR-MD} = 0.23 + \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.20$	-
Murcia-Oviedo	$(1 - 0.53B + 0.44B^2)d_t^{MU-OV} = 0.36 + \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.23$	-
Murcia-Medina de Rioseco	$(1 - 0.65B)d_t^{MU-MD} = 0.33 + \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.23$	-2.35
Oviedo-Medina de Rioseco	$(1 - 0.75B + 0.51B^2)d_t^{OV-MD} = 0.12 + \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.24$	-4.50

ADF es el valor calculado del estadístico de Dickey y Fuller (1979). Un valor menor que -2 rechaza la hipótesis nula de no estacionariedad del diferencial de precios a un nivel de confianza del 95%. Todos los parámetros estimados son individualmente significativos a niveles de confianza comprendidos entre el 85 y el 95%.

Tabla A.3. Modelos univariantes para el diferencial de precios (en log) para todos los pares de mercados en el período 1835/36-1864/65

Período 1835/36-1864/65	Modelo univariante para el diferencial de precios	D. típica residual	ADF
Barcelona-Segovia	$(1-0.49B)d_t^{BA-SG} = 0.25 + \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.18$	-3.39
Barcelona-Oviedo	$(1-0.72B+0.41B^2)d_t^{BA-OV} = \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.12$	
Barcelona-Zaragoza	$(1-0.43B)d_t^{BA-ZA} = 0.18 + \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.11$	-3.58
Barcelona-Murcia	$(1-0.47B)d_t^{BA-MU} = \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.10$	-3.25
Barcelona-Granada	$(1-0.65B)d_t^{BA-GR} = 0.07 + \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.11$	-2.52
Barcelona-Valencia	$(1-0.60B)d_t^{BA-VA} = \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.07$	-2.76
Barcelona-Jerez	$(1-0.35B)d_t^{BA-JE} = 0.06 + \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.11$	-3.77
Segovia-Oviedo	$(1-0.41B)d_t^{SG-OV} = -0.32 + \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.16$	-3.48
Segovia-Zaragoza	$d_t^{SG-ZA} = -0.21 + \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.19$	
Segovia-Murcia	$(1-0.42B)d_t^{SG-MU} = -0.28 + \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.19$	-3.57
Segovia-Granada	$(1-0.32B)d_t^{SG-GR} = -0.21 + \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.16$	-4.18
Segovia-Valencia	$(1-0.58B)d_t^{SG-VA} = -0.20 + \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.19$	-2.91
Segovia-Jerez	$(1-0.47B+0.27B^2)d_t^{SG-JE} = -0.35 + \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.17$	
Oviedo-Zaragoza	$d_t^{OV-ZA} = 0.34 + \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.15$	
Oviedo-Murcia	$(1-0.45B+0.26B^2)d_t^{OV-MU} = 0.05 + \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.11$	
Oviedo-Granada	$(1-0.42B)d_t^{OV-GR} = 0.14 + \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.14$	-3.72
Oviedo-Valencia	$(1-0.60B)d_t^{OV-VA} = \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.15$	-2.76
Oviedo-Jerez	$(1-0.28B+0.36B^2)d_t^{OV-JE} = 0.13 + \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.13$	
Zaragoza-Murcia	$(1-0.78B+0.33B^2)d_t^{ZA-MU} = -0.16 + \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.09$	
Zaragoza-Granada	$(1-0.84B+0.33B^2)d_t^{ZA-GR} = -0.06 + \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.09$	
Zaragoza-Valencia	$(1-0.62B)d_t^{ZA-VA} = -0.12 + \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.11$	-2.99
Zaragoza-Jerez	$(1-0.38B)d_t^{ZA-JE} = -0.14 + \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.13$	-3.67
Murcia-Granada	$(1-0.61B)d_t^{MU-GR} = 0.06 + \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.09$	-2.74
Murcia-Valencia	$(1-0.73B)d_t^{MU-VA} = \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.09$	-2.21
Murcia-Jerez	$d_t^{MU-JE} = 0.06 + \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.10$	
Granada-Valencia	$(1-0.89B)d_t^{GR-VA} = \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.10$	<u>-1.43</u>
Granada-Jerez	$d_t^{GR-JE} = -0.11 + \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.11$	
Jerez-Valencia	$(1-0.69B)d_t^{JE-VA} = \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.12$	-2.39

ADF es el valor calculado del estadístico de Dickey y Fuller (1979). Un valor menor que -2 rechaza la hipótesis nula de no estacionariedad del diferencial de precios a un nivel de confianza del 95%. Todos los parámetros estimados son individualmente significativos a niveles de confianza comprendidos entre el 90 y el 95%.

Tabla A.4. Modelos univariantes para el diferencial de precios (en log) para todos los pares de mercados en el período 1864/65-1906/07

Período 1864/65-1906/07	Modelo univariante para el diferencial de precios	D. típica residual	ADF
Barcelona-Segovia	$(1 - 0.55B)d_t^{BA-SG} = 0.11 + \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.09$	-3.81
Barcelona-Oviedo	$(1 - 0.54B)d_t^{BA-OV} = -0.04 + \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.08$	-3.61
Barcelona-Zaragoza	$(1 - 0.61B)d_t^{BA-ZA} = 0.05 + \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.09$	-3.28
Barcelona-Murcia	$(1 - 0.32B)d_t^{BA-MU} = \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.08$	-4.67
Barcelona-Granada	$(1 - 0.66B + 0.50B^2)d_t^{BA-GR} = 0.04 + \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.08$	
Barcelona-Valencia	$(1 - 0.73B)d_t^{BA-VA} = \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.06$	-2.63
Barcelona-Jerez	$(1 - 0.59B + 0.43B^2)d_t^{BA-JE} = 0.04 + \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.11$	
Segovia-Oviedo	$(1 - 0.65B)d_t^{SG-OV} = -0.11 + \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.12$	-3.11
Segovia-Zaragoza	$(1 - 0.37B)d_t^{SG-ZA} = -0.06 + \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.08$	-4.60
Segovia-Murcia	$(1 - 0.47B)d_t^{SG-MU} = -0.13 + \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.12$	-4.03
Segovia-Granada	$(1 - 0.52B)d_t^{SG-GR} = -0.10 + \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.11$	-3.82
Segovia-Valencia	$(1 - 0.44B)d_t^{SG-VA} = -0.15 + \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.10$	-4.09
Segovia-Jerez	$(1 - 0.47B)d_t^{SG-JE} = -0.11 + \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.14$	-4.04
Oviedo-Zaragoza	$(1 - 0.72B)d_t^{OV-ZA} = 0.06 + \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.11$	-2.67
Oviedo-Murcia	$(1 - 0.29B)d_t^{OV-MU} = 0.06 + \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.09$	-4.84
Oviedo-Granada	$(1 - 0.56B)d_t^{OV-GR} = 0.05 + \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.10$	-3.46
Oviedo-Valencia	$(1 - 0.86B)d_t^{OV-VA} = \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.07$	<u>-1.88</u>
Oviedo-Jerez	$(1 - 0.55B + 0.39B^2)d_t^{OV-JE} = 0.10 + \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.13$	
Zaragoza-Murcia	$(1 - 0.52B)d_t^{ZA-MU} = -0.07 + \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.11$	-3.67
Zaragoza-Granada	$(1 - 0.64B)d_t^{ZA-GR} = -0.04 + \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.10$	-3.11
Zaragoza-Valencia	$(1 - 0.42B)d_t^{ZA-VA} = -0.10 + \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.09$	-4.21
Zaragoza-Jerez	$(1 - 0.54B)d_t^{ZA-JE} = -0.05 + \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.15$	-3.58
Murcia-Granada	$(1 - 0.37B)d_t^{MU-GR} = 0.02 + \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.07$	-4.44
Murcia-Valencia	$(1 - 0.47B + 0.30B^2)d_t^{MU-VA} = \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.07$	
Murcia-Jerez	$(1 - 0.28B)d_t^{MU-JE} = \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.11$	-4.88
Granada-Valencia	$(1 - 0.70B)d_t^{GR-VA} = -0.02 + \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.07$	-2.94
Granada-Jerez	$(1 - 0.34B + 0.40B^2)d_t^{GR-JE} = \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.09$	
Jerez-Valencia	$(1 - 0.70B + 0.25B^2)d_t^{JE-VA} = -0.04 + \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.11$	

ADF es el valor calculado del estadístico de Dickey y Fuller (1979). Un valor menor que -2 rechaza la hipótesis nula de no estacionariedad del diferencial de precios a un nivel de confianza del 95%. Todos los parámetros estimados son individualmente significativos a niveles de confianza comprendidos entre el 90 y el 95%.

Tabla A.5. Modelos univariantes para el diferencial de precios (en log) para todos los pares de mercados en el período 1835/36-1906/07

Período 1835/36-1906/07	Modelo univariante para el diferencial de precios	D. típica residual	ADF
Barcelona-Segovia	$(1 - 0.68B)d_t^{BA-SG} = 0.11 + \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.15$	-4.05
Barcelona-Oviedo	$(1 - 0.47B)d_t^{BA-OV} = -0.04 + \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.09$	-5.57
Barcelona-Zaragoza	$(1 - 0.69B)d_t^{BA-ZA} = 0.07 + \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.10$	-3.63
Barcelona-Murcia	$(1 - 0.40B)d_t^{BA-MU} = \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.09$	-5.50
Barcelona-Granada	$(1 - 0.83B + 0.22B^2)d_t^{BA-GR} = 0.04 + \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.10$	
Barcelona-Valencia	$(1 - 0.66B)d_t^{BA-VA} = \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.07$	-3.85
Barcelona-Jerez	$(1 - 0.56B + 0.34B^2)d_t^{BA-JE} = 0.04 + \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.11$	
Segovia-Oviedo	$(1 - 0.68B)d_t^{SG-OV} = -0.13 + \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.14$	-3.74
Segovia-Zaragoza	$(1 - 0.33B)d_t^{SG-ZA} = -0.09 + \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.12$	-6.91
Segovia-Murcia	$(1 - 0.61B)d_t^{SG-MU} = -0.13 + \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.16$	-4.36
Segovia-Granada	$(1 - 0.47B)d_t^{SG-GR} = -0.13 + \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.14$	-5.38
Segovia-Valencia	$(1 - 0.67B)d_t^{SG-VA} = -0.12 + \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.15$	-3.96
Segovia-Jerez	$(1 - 0.51B)d_t^{SG-JE} = -0.14 + \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.17$	-5.14
Oviedo-Zaragoza	$(1 - 0.58B)d_t^{OV-ZA} = 0.12 + \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.13$	-4.70
Oviedo-Murcia	$(1 - 0.28B)d_t^{OV-MU} = 0.06 + \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.11$	-6.47
Oviedo-Granada	$(1 - 0.57B)d_t^{OV-GR} = 0.07 + \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.12$	-4.58
Oviedo-Valencia	$(1 - 0.72B)d_t^{OV-VA} = \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.11$	-3.45
Oviedo-Jerez	$(1 - 0.43B + 0.37B^2)d_t^{OV-JE} = 0.11 + \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.13$	
Zaragoza-Murcia	$(1 - 0.64B)d_t^{ZA-MU} = -0.07 + \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.11$	-4.05
Zaragoza-Granada	$(1 - 0.64B)d_t^{ZA-GR} = -0.04 + \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.10$	-4.11
Zaragoza-Valencia	$(1 - 0.66B)d_t^{ZA-VA} = -0.08 + \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.10$	-3.97
Zaragoza-Jerez	$(1 - 0.55B)d_t^{ZA-JE} = -0.07 + \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.15$	-4.59
Murcia-Granada	$(1 - 0.68B)d_t^{MU-GR} = 0.03 + \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.08$	-3.70
Murcia-Valencia	$(1 - 0.70B)d_t^{MU-VA} = \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.08$	-3.58
Murcia-Jerez	$d_t^{MU-JE} = 0.04 + \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.11$	
Granada-Valencia	$(1 - 0.81B)d_t^{GR-VA} = -0.02 + \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.09$	-2.77
Granada-Jerez	$(1 - 0.40B)d_t^{GR-JE} = -0.02 + \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.10$	-5.57
Jerez-Valencia	$(1 - 0.59B)d_t^{JE-VA} = -0.03 + \hat{\alpha}_t$	$\hat{\sigma}_a = 0.12$	-4.34

ADF es el valor calculado del estadístico de Dickey y Fuller (1979). Un valor menor que -2 rechaza la hipótesis nula de no estacionariedad del diferencial de precios a un nivel de confianza del 95%. Todos los parámetros estimados son individualmente significativos a niveles de confianza comprendidos entre el 90 y el 95%.