

# La estacionalidad en los precios agrarios durante la primera mitad del siglo XIX. Un caso especial: la cebada\*

Miguel A. GUIGÓ PÉREZ

Económetra y Estadístico Facultativo del Estado

## RESUMEN

Un elemento clave para explicar la presencia o ausencia de integración en los mercados es el comportamiento de las series históricas de precios en sus distintas plazas. El análisis pasa tanto por la comparación de las diferentes series como por su estudio por separado y, en particular, el de su componente estacional. La detección de este último a través de dos perspectivas distintas —modelos Box-Jenkins univariantes y análisis espectral— se analiza en estas páginas para el caso del cereal castellano en el siglo XIX, con las series de precios de la cebada.

**Palabras clave:** Estacionalidad, análisis espectral, precios, modelos univariantes.

## Stationality in agrarian prices during the first half of the 19th century. The special case of barley

## ABSTRACT

The study of time series of prices is key in the understanding of their integration. Here we concern ourselves with Castilian cereal markets in the 19<sup>th</sup> century, particularly with the price of barley. Two different approaches are entertained: a separate study of each market, and a comparison of the results in the various markets. The understanding of seasonal behaviour is particularly important in this context. We study seasonal behaviour in two different ways: spectral analysis and univariate Box-Jenkins methods.

**Keywords:** Stationality, spectral analysis, prices, univariate models.

**SUMARIO** 1. Los precios de los cereales en la primera mitad del siglo XIX. Algunas cuestiones. 2. Por qué la cebada. 3. Bibliografía.

## 1. LOS PRECIOS DE LOS CEREALES EN LA PRIMERA MITAD DEL SIGLO XIX. ALGUNAS CUESTIONES

La historia de los precios y, en concreto, la de los precios agrarios, constituye uno de los capítulos que más atención ha merecido dentro de la historia económica; ahí están las meritorias aportaciones de Hamilton, Vilar, Anes, Sánchez Albornoz, UER (Grupo de Estudios de Historia Rural), Llopis, Kondo y tantos otros que les prece-

---

\* Las series de precios me han sido proporcionadas generosamente por T. MARTINEZ VARA.

dieron. Pero etapas cruciales como la primera mitad del siglo XIX, momento en el que se produce el final del Antiguo Régimen, siguen planteando aún muchos interrogantes, pese a los recientes y novedosos trabajos de Barquín, Martínez Vara y Martínez Vara y Guigó. Las fuentes básicas por excelencia de donde extraer esa información necesaria son los libros de cuentas y los registros de precios pagados en los mercados semanales, quincenales y mensuales, esto es, las *mercuriales*, tan justamente ponderadas en su día por Labrousse, Meuvret o Baehrel y recientemente por Llopis y Barquín; por tratarse de operaciones de compraventa llevadas a cabo por corporaciones poderosas, los primeros no suelen recoger los precios corrientes; los segundos, en cambio, sí registran la cotización de cada mercado, el precio a que se vende públicamente al por menor, el precio que importa, en definitiva, a la mayor parte de la gente. En León los *Libros de tomas de razón de precios de granos, que se toman en los mercados públicos que se celebran (... Ciudad de León* —la mercurial leonesa— detallan de manera sistemática los precios habidos en los mercados semanales de los diferentes tipos de grano —trigo, centeno y cebada— entre enero de 1829 y diciembre de 1894; la serie es completa y su calidad excepcional<sup>1</sup>. La información anterior a esta fecha es, en cambio, muy poco fiable, demasiado discontinua, y, por lo que se refiere a la cebada, nula. Las series de precios de los cereales en los mercados de Segovia<sup>2</sup>, Burgos<sup>3</sup> y Medina de Rioseco<sup>4</sup> comienzan antes que las de León. Aunque existen algunas lagunas, su fiabilidad está fuera de toda sospecha, al menos desde finales de la década de los veinte, momento en el que se centra este trabajo. Al estar anotados los precios según unidades monetarias diferentes —reales, escudos y pesetas— y las medidas de capacidad en uso en fanegas y eminas —España no adoptó el sistema decimal hasta finales de los sesenta, si bien en la práctica el viejo duró hasta finales de siglo— fue necesario uniformizar toda la información, lo que se hizo a razón de 55,501 litros la fanega y 18,11 la emina, y 4 y 10 reales la peseta y el escudo respectivamente.

## 2. POR QUÉ LA CEBADA

Factor productivo de una industria cervecera muy modesta, no era, por lo general, un cereal panificable, o lo era únicamente en situaciones extremas; en condiciones normales la población consumía trigo —era el cereal noble por excelencia— y centeno; en los siglos XVIII y XIX los habitantes más humildes del norte, por lo general labriegos, ingerían también pan de maíz (borona o boroña). La patata se abriría camino como alimento de masas sólo cuando se aceptó como producto condimentado y no como susceptible de panificación, según se creyó en un principio. Ha-

---

<sup>1</sup> Archivo Histórico Municipal de León, Caja 365, Libros de tomas de razón de precios de granos, documentos 1-4

<sup>2</sup> Archivo Municipal de Segovia: 984-5 (1805-1836), 1193-25 (1808), 846-8 (1829-1841), 846-9 (1849-1859), 479-3 (1845-1854), 978 (1858-1860) y 1219 (1829-1833)

<sup>3</sup> Archivo Municipal Burgos: 1/133-134, 1/463, 1/471, 1/523, 12/286-367, 12-426, 12/431, 12/453 y 12/1956

<sup>4</sup> Archivo Municipal de Medina de Rioseco: Caja 266.

bitualmente la cebada era utilizada como pienso para alimento del ganado, sobre todo en las tierras del interior castellano. Estamos, pues, ante un cereal considerado en la época de muy segundo orden y como tal ha sido también tratado por los historiadores; de ahí que las series de los precios de la cebada, que casi siempre flanquean a las del trigo, rara vez han sido objeto directo de análisis. Y es impresión generalizada que, si bien la amplitud e intensidad del ciclo de la cebada no coincide enteramente, en cada mercado, con las fluctuaciones del precio del trigo, las divergencias son, sin embargo, poco importantes, como poco importantes son igualmente las diferencias en las fluctuaciones de la cebada en cada uno de los mercados señalados, integrados todos ellos dentro de la misma región. Los perfiles de las series del trigo muestran con meridiana corrección el movimiento tendencial de los precios<sup>5</sup>:

— 1800-1812/13: fase de ascenso muy pronunciado de los precios con alzas espectaculares en los años de crisis de subsistencias de 1803-4 y 1811.

—1812/13-1821/23: fase deflacionista, de descenso vertiginoso o «derrumbe en cascada» que, con sólo algunas oscilaciones, alcanza su sima, según productos y mercados, en el transcurso de la década de los veinte.

—1821/23-1835/36: Fase de contención al bajo nivel alcanzado y presencia de algunas fluctuaciones importantes; ligera recuperación desde 1823 con la política económica del Trienio, nuevo desplome hasta tocar fondo en 1829 y otro repunte de nuevo coincidiendo con la primera guerra civil carlista.

—1835/36-54/60: fase de alza persistente, muy lenta hasta 1845/46, e incluso hasta 1854, momento a partir del que se inicia un alza clara que se prolonga hasta 1875.

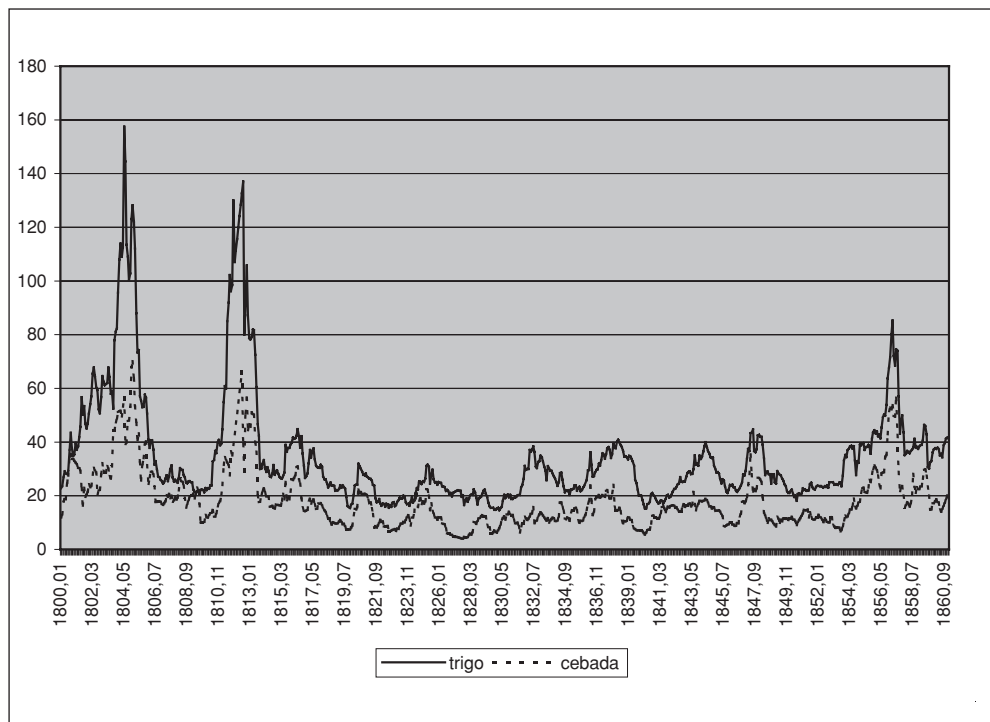
Si se comparan las series del precio del trigo y de la cebada, las tendencias son muy semejantes (Ilustración 1). En este sentido, nada justifica tampoco una descripción individualizada de las fluctuaciones de los precios de la cebada en cada mercado. Las cosas cambian, sin embargo, cuando lo que se analiza es el *ciclo estacional*. Sabemos que las cotizaciones en los mercados casi siempre reflejan —o deben reflejar— el efecto de la estacionalidad; el problema es que estos reflejos no siempre son fáciles de distinguir y menos de explicar, pese a las múltiples metodologías ensayadas.

Un procedimiento muy simple, aunque operativo, consiste en utilizar medidas mensuales de un importante y significativo número de años; la verdad es que este método deja entrever con aceptable aproximación la variabilidad de los precios en el transcurso del año (Ilustración 2). Presenta, claro está, muchos problemas: 1) no

---

<sup>5</sup> A nivel nacional KONDO (1990), p. 171; GARCÍA SANZ (1985), p. 84. Se reproducen las series del mercado de Medina de Rioseco porque son -siempre para la primera mitad del siglo XIX- extraordinariamente indicativas del comportamiento general de los mercados del interior en esas fechas y porque es esta la plaza objeto de análisis.

### Ilustración 1. Evolución de los precios mensuales del trigo y la cebada (reales/fanega) en Medina de Rioseco: 1800/01 - 1860/12



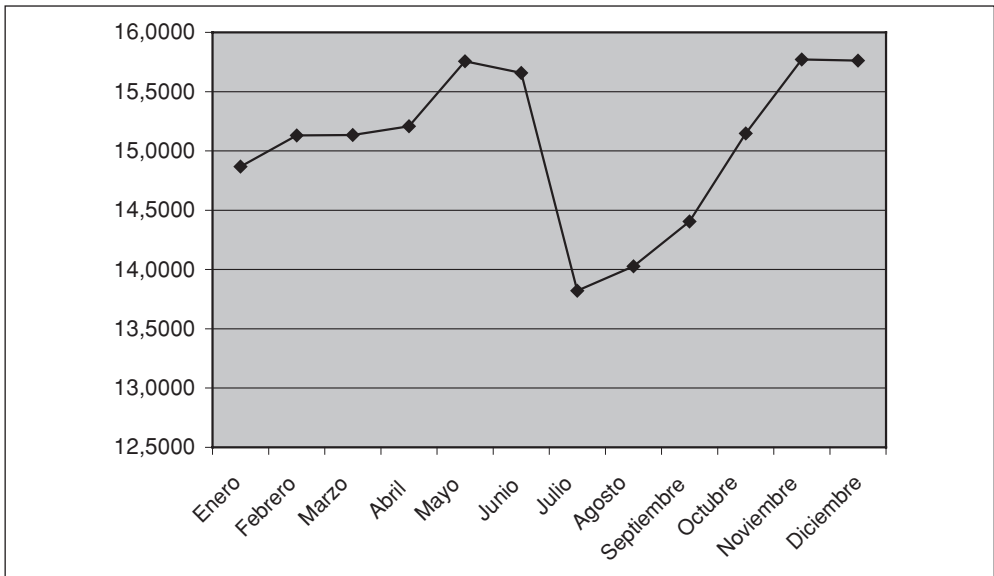
Fuente: Nota 4.

contempla la existencia de tendencia a la hora de sumar o agregar los valores de cada mes; 2) al tratarse de una serie integrada no es estacionaria y, por tanto, no pueden aplicarse los test e hipótesis estadísticas al uso; 3) se verá, lógicamente, muy influida por las observaciones atípicas; 4) y, finalmente, los valores no contemplados simplemente se ignoran.

Técnica más sofisticada para la detección de estos movimientos estacionales es la conocida X-11 que ya fue utilizada en su momento con éxito por el Grupo de Estudios de Historia Rural; reconocieron la existencia de la componente estacional en las series provinciales del trigo, cebada, y aceite de oliva a finales del siglo XIX.

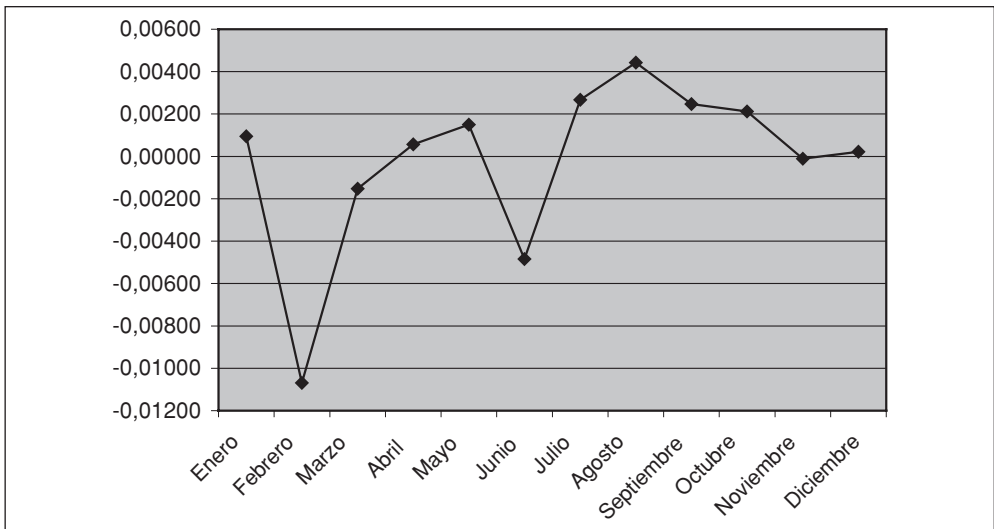
Quienes lo tuvieron menos claro fueron Peña y Sánchez Albornoz (1983), empleando el «enfoque Box-Jenkins»; «en cuanto a las conclusiones de carácter sustantivo —escribían en 1983—, destacaremos, en primer lugar, que las tres series —Valladolid, La Coruña y Zaragoza entre 1857 y 1890— en ningún momento manifiestan estacionalidad. Por mi parte, ensayé con Martínez Vara también con los modelo ARIMA los casos del trigo y del maíz de Oviedo, el trigo de Burgos, el trigo, el maíz

**Ilustración 2. Precio de la cebada en Medina de Rioseco. Media mensual, 1800-1860, de enero a diciembre (serie original)**



Fuente: Nota 4.

**Ilustración 3. Precio de la cebada en Medina de Rioseco. Media mensual, 1800-1860, de enero a diciembre (serie logarítmica diferenciada en la parte regular y en la parte estacional)**



Fuente: Nota 4.

y las alubias de Santander (Martínez Vara y Guigó, 1999). Los resultados no se alejaban mucho de los obtenidos por Sánchez Albornoz y Peña. Nos parecía, desde luego, muy difícil que si tanto las fluctuaciones decenales como las crisis de subsistencias evocaban aún un Antiguo Régimen fortalecido, no se viera con más nitidez el ciclo estacional; la razón de que no apareciese podía deberse, como sugería Morilla (1995), a que el método empleado quizás no fuera el más idóneo y a que las dificultades también eran muchas. Tenemos en nuestras manos un documento que no por antiguo deja de ser expresivo. En 1845 la administración remitió un extenso cuestionario al Consulado de Santander instándole a que respondiera si había «fluctuaciones en el precio en los 12 meses del año». No se olvide que Santander era, por aquellas fechas, el principal y casi único centro redistribuidor de los trigos y harinas castellanos hacia la periferia, Europa y las Antillas. «Las hay constantemente —contesta dicho organismo—, y de cierto puede asegurarse que cada semana (cuando no cada día) suben o bajan los precios del trigo comparados con los de la anterior». Las causas son muchas —añaden—: «el aspecto de la futura cosecha», la venta más o menos favorable que consigue una expedición a las Antillas o la costa de Levante, «el casual aumento de pedidos», «los temporales, que detienen los arrastres», «la falta de comunicación» e «infinitud de causas imprevistas, e imposibles de calcular, de las que cada parte contratante saca partido, influyen sin cesar en el alza y baja de precios, como es natural que suceda a un tráfico, expuesto a innumerables contingencias, y de tal naturaleza, que la previsión humana no alcanza a apreciarlas exactamente». Inteligente y certera descripción sin duda del significado e importancia económica de la componente estocástica o, lo que es lo mismo, enumeración de los muchos problemas que pueden surgir a la hora de detectar ese ciclo que no se acaba de ver con claridad.

Ante esto, decidimos experimentar con el análisis espectral, un método especialmente orientado al análisis de ciclos. Los métodos de análisis espectral han sido empleados con relativa frecuencia en el tratamiento de series temporales de precios agrícolas entre otros por Granger y Elliot (1967), y en España por García Villalón (1967), Morilla (1995) y Álvarez Vázquez (1997). Su propuesta en el terreno teórico es interesante en la medida en que, concibiendo las series temporales como una combinación lineal de componentes incorrelacionados<sup>6</sup>, justamente como lo hacen los modelos tradicionales, modeliza éstos mediante un conjunto (infinito en las argumentaciones teóricas, finito en los modelos prácticos) de ciclos de mayor o menor duración. Para representar estos movimientos cíclicos se emplean las llamadas «frecuencias Fourier», funciones sinusoidales de senos y cosenos. El modelo quedaría en la forma:

$$y_t = \int_{-\infty}^{\infty} [\alpha(\omega)\cos(\omega t) + \delta(\omega)\sen(\omega t)]d\omega$$

siendo  $y_t$  el valor de la serie en el período  $t$ -ésimo, obtenido como una suma de las infinitas funciones sinusoidales que se obtienen mediante el seno y el coseno de cada frecuencia  $\omega$ , fracción de  $2\pi$  que corresponde, por tanto, a la duración de cada ciclo.

<sup>6</sup> Más exactamente, como elementos ortogonales; ver HAMILTON (1993), pp. 309 y ss.

Los parámetros  $\alpha(\omega)$  y  $d(\omega)$  —dos, por tanto, para cada frecuencia— servirían para ponderar la amplitud del ciclo .

El método, sin embargo, no es novedoso y presenta ciertas carencias a la hora de desarrollar el modelo. La descomposición espectral tiene representaciones alternativas (como ocurre tantas veces con los modelos estadísticos) más eficaces. Concretamente, si planteamos el modelo como:

$$y_t = \sum_{j=0}^{T/2} [\alpha_j \cos(\omega_j \cdot t) + \delta_j \text{sen}(\omega_j \cdot t)] + \varepsilon_t$$

siento  $T$  el número total de observaciones,  $\varepsilon_t$  la perturbación aleatoria y  $\omega_j$  la frecuencia  $j$ -ésima, en la que  $j$  corresponde al número de observaciones comprendidas en un ciclo si tomamos  $\omega_j = 2\pi / j$ , podemos entonces estimar los parámetros  $\alpha_j$  y  $d_j$  mediante mínimos cuadrados, lo que equivale a una regresión lineal en el que las variables explicativas (ortogonales) son precisamente las oscilaciones cíclicas. Desgraciadamente, esto debe hacerse una vez que la serie es completamente estacionaria; de lo contrario, nuestros estimadores serán inconsistentes .

Los resultados obtenidos con esta técnica fueron altamente indicativos (Martínez Vara y Guigó, 1999). Por mi parte, decidí volver sobre los propios pasos y experimentar de nuevo con el enfoque Box-Jenkin y con el modelo espectral, *sólo que referidos al caso de la cebada*, cereal que, por su condición no panificable, era menos comercializado de manera que no le afectaban, o le afectaban menos, los problemas enumerados por los miembros del consulado santanderino. Esta es la razón de su elección. Y, como era de esperar, la fluctuación estacional aparece en todas las series de los precios de la cebada con mucha más claridad y rotundidad que en las series del trigo. En el Apéndice I expongo los periodogramas correspondientes a las series de León y Burgos y en el II los resultados del modelo ARIMA aplicado a la excepcional serie de Medina de Rioseco, capital cerealícola de Tierra de Campo.

El modelo Box-Jenkins que aparece en este último se obtuvo, previo análisis de intervención, estimando primero por mínimos cuadrados con retrovisión y con una estimación posterior por máxima verosimilitud exacta. A la vista de los resultados y puesto que los parámetros son significativamente distintos de cero, se puede concluir que la serie presenta una componente estacional sin género de dudas. Ahora bien, y como la teoría nos indica, descomponiendo el factor MA estacional y obteniendo sus raíces —en pares imaginarios—, el propuesto ha de ser un modelo en el que pueden observarse ciclos de período 2, 3, 4 y 6. En otras palabras, si trasladamos nuestro resultado al dominio de las frecuencias, el periodograma ha de mostrar necesariamente esos ciclos, síntoma inequívoco de la presencia de movimientos estacionales en el precio.

Así ocurre en los periodogramas expuestos en el Apéndice I, tanto para la serie analizada, como para las de Burgos y León, en las que, invirtiendo el proceso, el modelo univariante Box-Jenkins generaría resultados similares —previa depuración de la señal detectando los no escasos valores anómalos—.

Sería deseable extender la muestra a otros lugares representativos del país y establecer las correspondientes comparaciones de los resultados. Pero esto es algo que se



sale del objetivo buscado en el presente trabajo: la detección del ciclo estacional en el segundo cereal en importancia del país y durante una época difícil de analizar por la escasez y poca calidad de las fuentes conservadas al respecto

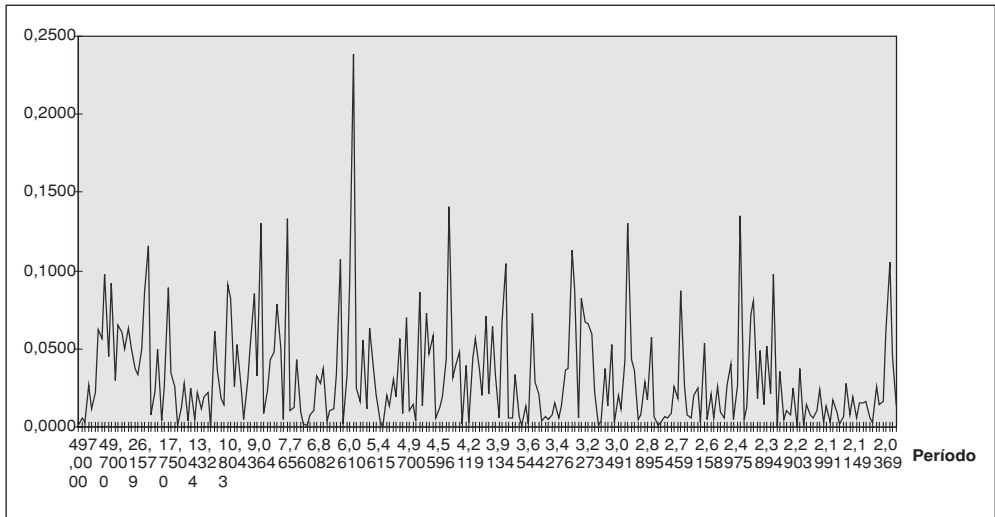
## BIBLIOGRAFÍA

- ALVAREZ VAZQUEZ, N. (1997): «El análisis cuantitativo de ciclos económicos: Aplicaciones a la economía gallega», en *Los ciclos económicos en la historia económica*, UNED, Pontevedra.
- ANES, G. (1970): *Las crisis agrarias en la España moderna*, Madrid, Taurus
- BARQUIN, R. (1997): «Transporte y precio del trigo en el siglo XIX. creación y reordenación del mercado nacional», en *Revista de Historia Económica*, XV, 1, pp. 17-48.
- BARQUIN, R. (1999): «El precio del trigo en España (1814-1883)», en *Historia Agraria*, 17, pp. 177-218.
- BARQUIN GIL, R. (2001): *Precios de trigo e índices de consumo en España. 1765-1883*, Universidad de Burgos.
- ESCRIVA, J.L. Y LLOPIS, E. (1987): «La integración del mercado triguero en la Castilla la Vieja- León del Antiguo Régimen: avance y estancamiento», en *Hacienda Pública Española*, 108/109, pp. 117-131.
- GARCIA SANZ, A. Y GARRABOU, R. (1985): *Historia agraria de la España contemporánea. I. Cambio social y nuevas formas de propiedad (1800-1850)*, Barcelona, Crítica.
- GARCIA VILLALON, J.J. (1967): *Análisis espectral de series temporales en economía*. Madrid, Góngora.
- GRANGER, C.W.J. y C.M. ELLIOT (1967): «A fresh look at wheat prices and markets in the eighteenth century», en *Economic History Review*, XX, 2, 20, pp. 257-265.
- GRUPO DE ESTUDIOS DE HISTORIA RURAL (1981): *Los precios del trigo y la cebada en España 1891-1907*, Banco de España.
- HAMILTON, D.J. (1993): *Time series analysis*. Princeton, Princeton University Press
- KONDO, A.Y. (1990): *La agricultura española del siglo XIX*, Madrid, Nerea, Ministerio de Agricultura, Pesca y Alimentación.
- KOOPMANS, T.H. (1974): *The spectral analysis of time series*. New York, Academic Press.
- JUNTA DE COMERCIO DE SANTANDER (1845): «Apéndice», en L.M. DE LA SIERRA: *Cuestión de Harinas*, Santander.
- MARTINEZ VARA, T. y M. GUIGO (1999): «Fluctuaciones e integración de mercados en Santander y Castilla durante la primera mitad del siglo XIX», en *Studio Histórica*, N.º 13.
- MORILLA, J. (1995): «Las lecciones del periodograma y del modelo sinusoidal en la reconstrucción de los precios agrarios de Andalucía en la segunda mitad del siglo XIX». En: *VII Congreso de Historia Agraria*, Baeza.
- PEÑA, D. y SANCHEZ ALBORNOZ, N. (1983): *Dependencia dinámica entre precios agrícola. El trigo en España, 1857-1890. Un estudio empírico*, Madrid, Servicio de Estudios del Banco de España.
- SANCHEZ ALBORNOZ, N. (1963): *Las crisis de subsistencias de España en el siglo XIX*, Rosario.
- SANCHEZ ALBORNOZ, N. (1975b): *Los precios agrícolas durante la segunda mitad del siglo XIX. Volumen I. Trigo y cebada*, Banco de España.

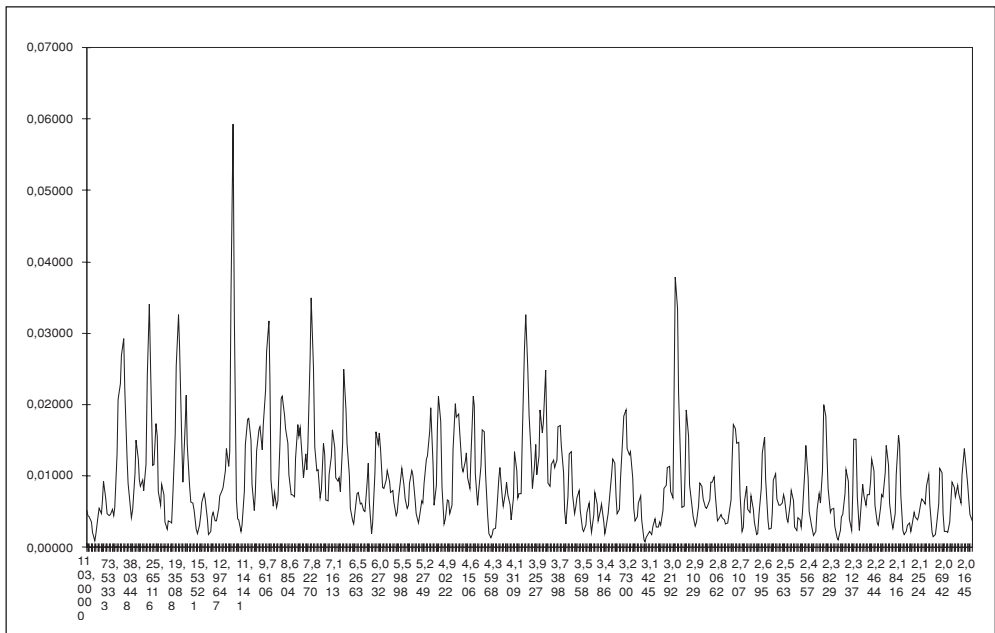


**APÉNDICE I**

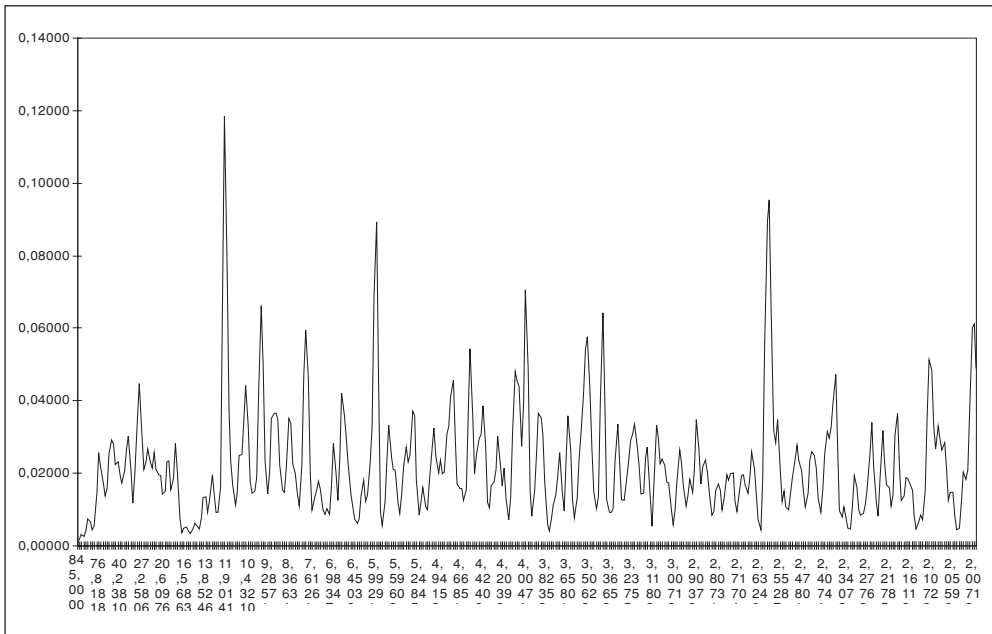
**Figura 1. Periodograma de la serie de precios mensuales de la cebada en Medina de Rioseco, 1800-1860**



**Figura 2. Periodograma de la serie de precios mensuales de la cebada. Burgos, 1800-1860**



**Figura 3. Periodograma de la serie de precios mensuales de la cebada.  
León, 1800-1860**



## APÉNDICE II

### MODELO UNIVARIANTE (BOX-JENKINS) PARA LOS PRECIOS DE LA CEBADA EN MEDINA DE RIOSECO

SERIE:	MCEB <i>Precio de la Cebada en Medina de Rioseco (al por menor)</i>
Unidad de medida:	<i>Reales / Fanega</i>
Periodicidad:	<i>Mensual</i>
Período de la muestra:	<i>1/1820 - 12/1861</i>
Número de datos:	<i>504</i>
Fuente:	<i>Mercuriales del Ayuntamiento de Medina de Rioseco.</i> (Precio máximo y mínimo de la carga de cebada en el mercado semanal. 1 carga = 4 fanegas). Recopilados por el Prof. Tomás Martínez Vara.
Presentación:	<i>Media aritmética mensual de los datos semanales.</i> El precio semanal es la media aritmética del precio máximo y el precio mínimo.

### Modelo univariante con estimación de parámetros por Máxima Verosimilitud Exacta

$$\begin{aligned}
 \text{MCEB}_t^{(0)} = & \quad .50 x_t^{S, 5/28} & - .31 x_t^{S, 4/29} & - .43 x_t^{S, 1/38} & + (.43 + .24B) x_t^{S, 7/40} + \\
 & (.08) & (.07) & (.08) & (.07) \quad (.07) \\
 + (-.27 - .35B) x_t^{S, 3/48} & + .35 x_t^{S, 3/49} & + (-.34 - .29B - .34B^2) x_t^{S, 6/57} + \\
 & (.07) (.07) & (.07) & (.08) (.09) (.08) \\
 + (.40 - .21B) x_t^{S, 7/58} & + (-.20 - .33B) x_t^{S, 8/59} & + .27 x_t^{I, 5/36} + \\
 & (.08) (.07) & (.07) (.07) & (.06) \\
 + & N_t \\
 \text{---}_{12} N_t = & (1 + .20 B) (1 - .93 B^{12}) a_t \\
 & (.05) \quad (.03)
 \end{aligned}$$

TODOS los parámetros son significativos  
 $\log L = 391.47$

#### DIAGNOSIS RESIDUOS

$$\begin{aligned}
 \bar{\hat{\alpha}} &= .0049 & \hat{\sigma}_{\hat{\alpha}}^2 &= .0084 \\
 & (.0044)
 \end{aligned}$$

Media NULA    Aparenta Homocedasticidad

ANOMALOS ( $\pm 3\hat{\sigma}_{\hat{\alpha}}$ ) Esperados entre 1 y 2

8/31	3.33
7/32	-3.67
4/34	3.18
8/34	-3.31
4/39	-3.02
6/47	-3.17
1/53	-3.24

#### Variabes deterministas

$$\begin{aligned}
 H_0: w_0 &= w_1 & \text{en } x_t^{S, 7/58} \\
 w_0 - w_1 &= .19 \\
 \hat{\sigma}_{\hat{g}}^2 &= .01 & t_{\text{exp}} = 1.67 & \text{Rechazo } H_0
 \end{aligned}$$

#### Media móvil anual

$$H_0: Q = 1$$

$$\text{Contraste } t \quad t_{\text{exp}} = (1 - .93) / .03 = 2.45$$

### Contraste de RAZON DE VEROSIMILITUD

$$\log L(\hat{\Theta}) = 391.47$$

$$\log L(Q = 1) = 390.10$$

Valor del estadístico: 2.74 (Puedo rechazar la hipótesis con más del 95% de confianza)

### Modelo Estacional Generalizado

$$MCEB_t^{(0)} =$$

$$= .48 x_t^{S, 5/28} \quad -.30 x_t^{S, 4/29} \quad -.44 x_t^{S, 1/38} \quad + (.42 + .24B)x_t^{S, 7/40} \quad +$$

(.03) (.04) (.03) (.03) (.03)

$$+ (-.27 -.35B) x_t^{S, 3/48} \quad + .35 x_t^{S, 3/49} \quad + (-.32 -.25B -.33B^2) x_t^{S, 6/57} \quad +$$

(.03) (.03) (.03) (.04) (.04) (.03)

$$+ (.44 -.20B) x_t^{S, 7/58} \quad + (-.19 -.34B) x_t^{S, 8/59} \quad + .27 x_t^{1, 5/36} \quad +$$

(.05) (.05) (.03) (.03) (.06)

$$+ .007 (-1)^t \quad + \quad (.02 \cos 2p^2/_{12} t - .045 \sin 2p^2/_{12} t) \quad +$$

(.002) (.014) (.013)

$$+ (.009 \cos 2p^2/_{12} t - .032 \sin 2p^2/_{12} t) \quad + (-.014 \cos 2p^3/_{12} t + .012 \sin 2p^3/_{12} t) \quad +$$

(.007) (.007) (.004) (.004)

$$+ (.011 \cos 2p^4/_{12} t - .006 \sin 2p^4/_{12} t) \quad + (-.018 \cos 2p^5/_{12} t + .003 \sin 2p^5/_{12} t) \quad +$$

(.003) (.003) (.002) (.002)

$$+ N_t$$

$$(1 - B) (1 -.55 B + .1 B^2) N_t \quad -0.0044 = (1 + .37 B)$$

(.02) (.0048) (.03)

$$\log L = 428.93$$

### DIAGNOSIS RESIDUOS

$$\bar{\hat{\alpha}} = -9.7 \cdot 10^{-6} \quad \hat{\sigma}_\alpha^2 = .0084$$

(.0044)

ANOMALOS ( $\pm 3\hat{\sigma}_\alpha$ ) Esperados entre 1 y 2

5/25	-3.09
8/31	3.43
7/32	-3.95
4/34	3.41
6/47	-3.09
1/53	-3.14