

# ANÁLISIS DE LA DEFLACIÓN ESPAÑOLA DE LA PRIMERA MITAD DEL SIGLO XIX: UNA COMPARACIÓN INTERNACIONAL\*

PILAR NOGUÉS MARCO  
Institut d'Etudes Politiques de Paris<sup>a</sup>

## RESUMEN

La deflación española de la primera mitad del siglo XIX es una característica destacada en la mayoría de los análisis historiográficos del periodo. Sin embargo, carecemos de estudios que cuantifiquen la intensidad de dicha deflación en relación con la experiencia registrada en otros países. Por ello, el objetivo de este trabajo es la elaboración e interpretación de un índice Laspeyres de precios al consumo en Barcelona para el periodo 1775-1844. El ejercicio se divide en dos partes. La primera parte explica el método de elaboración del índice. La segunda parte analiza la evolución del nivel de precios españoles en relación con el caso internacional.

---

\* Este trabajo es el resultado de la investigación realizada para la obtención del Diploma de Estudios Avanzados del Programa de Doctorado en Historia Económica de la Universitat de Barcelona-Universitat Autònoma de Barcelona (septiembre del 2001). Quiero mostrar mi agradecimiento a los miembros del Departament d'Història i Institucions Econòmiques de la Universitat de Barcelona por el seguimiento del trabajo. Además, quiero agradecer los comentarios que me aportaron los asistentes al Seminari de Recerca en Economia de la Universitat de Barcelona, Seminario del Area de Historia Económica de la Universidad de Zaragoza e International Congress in Premodern Cliometric History (Burgos, 2002) donde tuve la oportunidad de exponer las ideas que aquí presento. La autora participa en el proyecto BEC2002-00423 y es miembro del grupo de investigación 2001 SGR00028. Los posibles errores son exclusivamente responsabilidad mía. Premio Ramón Carande de la Asociación de Historia Económica (2002).

<sup>a</sup> Sciences Po - Chaire Finances internationales, 27 rue Saint-Guillaume, 75007 Paris, Francia. mariadelpilar.noguesmarco@sciences-po.org

**Palabras clave:** índice de precios al consumo, índice Laspeyres, deflación, siglo XIX.

### ABSTRACT

According to historiography, deflation was one of the main features of early 19th century Spanish economy. However, studies that quantify the intensity of this deflation in relation to the experiences in other countries are lacking. For this reason, the purpose of the paper is the construction and the interpretation of a Laspeyres index of consumer prices in Barcelona for the years 1775-1844. The paper is divided into two sections. The first part describes the method used to construct the index. The second section compares the evolution of Spanish prices with other international cases.

**Keywords:** consumer price index, Laspeyres index, 19th century, deflation, Spain.

**JEL Classification:** E31, N13.

### 1. INTRODUCCIÓN

La deflación española de la primera mitad del siglo XIX se destaca en la mayoría de los análisis historiográficos del periodo. Sin embargo, escasean los trabajos que profundicen en el análisis de la magnitud de dicha deflación en relación con la experiencia registrada en otros países.

Esto se debe a las limitaciones de la información cuantitativa existente para el estudio de este periodo. Las interpretaciones tradicionales relativas a la evolución del nivel general de precios en la primera mitad del siglo XIX se han basado en la serie que elaboró Sardà (1948a). Dicha serie, independientemente de los problemas metodológicos que se le han atribuido, se inicia en el año 1812, año atípico, debido al efecto que sobre los precios generó la Guerra de la Independencia<sup>1</sup>. Esto origina distorsiones a la hora de realizar un análisis de la intensidad de la deflación del periodo.

---

<sup>1</sup> El índice de Sardà, además de haber sido ampliamente utilizado, ha sido también muy criticado. Por ejemplo, Bustelo y Tortella (1976, p. 142) remarcan el hecho de que se trata de un índice no ponderado. Segura (1983, pp. 177-178) destaca como inconvenientes, por un lado, la escasa información que Sardà ofrece acerca de la elaboración del índice y, por otro, la tipología de los productos que componen la serie. Prados de la Escosura (1993, p. 41) señala como defecto la composición del índice. Martínez Vara (1997, p. 89) afirma que la serie pierde representatividad porque recoge muchos productos del mercado exterior. Morellà (1997, p. 625) considera como limitaciones del índice el hecho de que no esté ponderado y considere muy pocos productos.

El propósito del artículo es abordar el análisis ampliando el periodo considerado hacia atrás en el tiempo. De este modo, se ofrece una visión de largo plazo de la evolución del nivel de precios, lo que facilita la comparación de la serie en la primera mitad del siglo XIX con los niveles del último cuarto del siglo XVIII.

El trabajo se centra en la elaboración de un índice local, ya que tratar de construir para este periodo un índice de precios de carácter nacional es extremadamente complejo debido a las limitaciones de las fuentes. Además, es poco representativo a causa de la escasa integración del mercado nacional en esta época. Por ello, continuando la línea de trabajo de Sardà (1948a), me he centrado en la ciudad de Barcelona, considerándola uno de los puntos comerciales más importantes y, por lo tanto, representativo de las relaciones de intercambio capitalista del momento.

En la última década se han realizado notables esfuerzos en la elaboración de índices de precios para el periodo considerado. Así, cabe citar la serie de Reher y Ballesteros (1993), para Castilla la Nueva, la de Serrano (1999), para Valladolid, y la de Moreno (2001), para Palencia. Siguiendo el esfuerzo de elaboración de cifras, este trabajo presenta un índice para Barcelona.

El primer apartado muestra el proceso de elaboración y los resultados del índice Laspeyres de precios al consumo para Barcelona en el periodo 1775-1844<sup>2</sup>. El objetivo del segundo apartado es realizar un análisis comparativo internacional de la evolución de los precios, con el fin de ofrecer una primera aproximación sobre la intensidad de la deflación diferencial española con respecto a Europa para la primera mitad del siglo XIX.

## 2. ELABORACIÓN DEL ÍNDICE DE PRECIOS AL CONSUMO

Un índice ponderado de precios al consumo permite observar la evolución del valor monetario de un conjunto de bienes a lo largo del tiempo. Para su elaboración, se requiere dos tipos de información: una que muestre los valores de los bienes durante el periodo estudiado y otra que ofrezca las proporciones que permitan definir la cesta de consumo. Por ello, en primer lugar, se describen las fuentes empleadas para la obtención de los precios de los productos. A continuación, se explican las proporciones utilizadas en la ponderación de la serie. Por último, se presenta el índice de precios al consumo.

En la elaboración de un índice de precios es especialmente relevante realizar una reflexión previa acerca de las fuentes disponibles, ya que la abundancia, fiabilidad o representatividad de las cifras dependerá de la fuente elegida. Por esta razón, se han

<sup>2</sup> Se ha tomado el inicio de la serie, año 1775, como punto de relativa estabilidad, previo a las guerras contra Francia y Gran Bretaña. El final de la serie, año 1844, viene determinado exclusivamente por la disponibilidad de la fuente.

definido tres objetivos para la selección de la fuente. En primer lugar, debe tratarse de una fuente sistemática, es decir, que proporcione datos que abarquen todo el periodo seleccionado con el mínimo posible de lagunas en la muestra. En segundo lugar, debe ser una fuente homogénea para todo el periodo, con el fin de evitar distorsiones en los niveles de las series. Y, en tercer lugar, tiene que ser una fuente representativa, es decir, que contenga un mínimo de productos de consumo que puedan servir como indicador de la evolución general de los precios.

En términos generales, atendiendo a la tipología de los precios, se dispone de dos tipos de datos, que corresponden a los precios al por mayor y los precios de mercado. Estas cifras se hallan en tres tipos de fuentes: los registros de las operaciones de los corredores de comercio recogen los datos al por mayor, los «mercuriales» –precios recogidos por las autoridades municipales en los puntos de venta– las cifras de mercado y los libros contables de instituciones recogen un valor intermedio entre los dos anteriores<sup>3</sup>. Las series elaboradas de precios españoles ofrecen ejemplos de todas ellas. En cuanto al uso de datos al por mayor, está el índice que realizó Sardà (1948a) o las series construidas por Segura (1983). Respecto al empleo de mercuriales, se dispone de las cifras construidas por Anes (1970), Sánchez-Albornoz (1975), Reher y Ballesteros (1993), Ballesteros (1997), Martínez Vara (1997) o Barquín (2001). Sobre la utilización de fuentes de tipo institucional se puede citar a Hamilton (1934), Vilar (1978) o, más recientemente, Moreno (2001).

La elección de una u otra fuente va a venir condicionada por las disponibilidades existentes. Para el caso de Barcelona, en el periodo de estudio seleccionado, no se dispone de mercuriales fiables. Así mismo, los datos al por mayor presentan dificultades. Por este motivo se ha optado por una fuente de tipo institucional<sup>4</sup>.

En concreto, se han tomado los datos de los archivos de contabilidad del Hospital de la Santa Creu. Se utilizan básicamente dos tipos de libros: los *Llibres*

<sup>3</sup> Se puede suponer que, a largo plazo, aunque los niveles difieran, los precios de las distintas fuentes evolucionan siguiendo la misma tendencia. Véase Flinn (1974, p. 402), Williamson (1987, p. 278) y Feinstein (1998, pp. 636-637).

<sup>4</sup> Para el periodo comprendido entre finales del siglo XVIII y principios del siglo XIX escasean los datos de tipo mercurial de la ciudad de Barcelona y, los pocos registros existentes, no son sistemáticos. Vilar (1978, p. 22), Feliu (1991, vol. 1, p. 25). Además, desde 1820 hasta los años cuarenta no se conservan registros de mercuriales (*Arxiu Històric de la Ciutat*). Posteriormente, desde el año 1847 se recopilan, aunque no de forma sistemática, los precios de los productos básicos comercializados en los principales mercados de la ciudad (*Arxiu Municipal Administratiu*). En cuanto al caso de los precios al por mayor, su cotización en Barcelona no aparece en el *Diario de Barcelona* hasta el año 1812. Beltrán (1945, p. 71), Sardà (1948b, p. 353). Se conservan algunos libros de corredores de comercio desde el año 1776, que se van ampliando a partir de principios del siglo XIX. Sin embargo, no son colecciones completas, por lo que pueden aparecer problemas de heterogeneidad. Además, la frecuencia de compra de los distintos productos es variable y difiere en función del corredor que consideremos, lo que puede derivar en un problema de escasez de observaciones (*Arxiu Nacional de Catalunya*).

del *Racional* y los Libros Mayores. Además, la información obtenida se contrasta y completa con los *Llibres de compres de llenya*, *Llibres del vi* y *Llibres de la carn*, que son los únicos registros contables por productos que se conservan para intervalos de tiempo comprendidos dentro del periodo de análisis<sup>5</sup>.

Para el periodo 1775-1833 se emplean los *Llibres del Racional*. Se trata de libros de contabilidad de diario que recogen las partidas de compras, con la finalidad de tener el control de las salidas de dinero. Comprende aproximadamente unos dieciocho mil asientos contables, que hacen referencia a compras, tanto de alimentos como de productos energéticos y manufacturados, coste de mantenimiento y reparación del inmovilizado y pagos de salarios y pensiones. Para el periodo 1834-1844 se han utilizado los Libros Mayores, que equivalen, conceptualmente, a libros de control de almacén. Estos libros recogen, con una frecuencia aproximadamente mensual, tanto las entradas (compras) de mercaderías como las salidas (consumos o ventas). Como en el primer periodo se recogen los precios de compra, en este segundo periodo se anota igualmente el coste de adquisición.

El empalme entre los datos de ambos libros ha resultado fácil. El Libro Mayor valora las salidas de mercancías siguiendo el criterio contable FIFO –*first in, first out* = primera entrada, primera salida. De este modo, el valor de las existencias a principio de año se corresponde con el precio de las últimas adquisiciones llevadas a cabo en el año precedente. Por ello, sólo se ha tenido que comprobar la coincidencia de los precios del *Llibre del Racional* de las últimas compras realizadas de cada producto en el año 1833 con el valor de existencias imputado en el Libro Mayor para el año 1834.

El vaciado sistemático de los valores de la muestra se realizó teniendo en cuenta las siguientes consideraciones:

1. Se toma el precio unitario de compra. Se comprueba previamente que no existe descuento implícito por volumen de compra, observando la práctica identidad entre la media aritmética simple y ponderada de varios artículos en tres momentos temporales, al principio, mitad y final de la muestra. Del mismo modo, no se ha tenido en cuenta los descuentos explícitos, para mantener la homogeneidad en el nivel de precios de los productos.
2. La gran cantidad de datos que posee la muestra permite eliminar las variaciones extremas de precios que puedan surgir por cambios puntuales en la tipología del producto, como erratas de transcripción, rebajas o incrementos de precios casuales.

<sup>5</sup> Libros de contabilidad del Hospital de la Santa Creu, depositados en la Biblioteca de Catalunya: *Llibres del Racional o comptador de l'Hospital*, 1775-1833 (BC AH 233 a BC AH 236), *Compres de llenya*, 1773-1820 (BC AH 291), *Llibres del vi*, 1755-1823 (BC AH 286), *Llibres de la carn*, 1806-1820 (BC AH 287). Libros de contabilidad del Hospital de la Santa Creu, depositados en el *Arxiu Històric de l'Hospital de la Santa Creu i Sant Pau*: Libros mayores de la contaduría de los años 1834 a 1844 (HSP 0-1 a HSP 0-10).

3. El *Llibre del Racional* contabiliza los asientos en función del principio contable de pago. Se considera, en principio, la fecha de pago como la de compra. Sin embargo, en aquellas ocasiones en las que el devengo se aleja sustancialmente del pago, se imputa el dato al momento de adquisición de la mercancía, especialmente en momentos de inestabilidad de precios. Además, en aquellas ocasiones en las que el precio corresponde a la provisión de un producto en un intervalo de tiempo, se contabiliza, generalmente, al final del periodo.
4. Los valores obtenidos son una cifra intermedia entre precios a coste de factores y a precios de mercado. Por un lado, no se incluyen en el precio impuestos indirectos como el Derecho de Puertas o el *Dret de cops i mesuradors*<sup>6</sup>. De esta forma, se trata de evitar posibles alteraciones en el nivel de precios como consecuencia de la modificación de impuestos. Pero, por otro lado, sí que se tiene en cuenta el Derecho de Rentas de Aduanas, con la finalidad de evitar la aparición de diferenciales entre los niveles de precios debido al transporte vía terrestre o marítima.

Una vez obtenidas las observaciones muestrales, se dispone de tres tipos de productos, en función de la frecuencia de los datos y los vacíos que presentan. En primer lugar, están los productos que apenas tienen lagunas. Se trata del aceite, carnero, leña, trigo y vino. En segundo lugar, se encuentran los productos para los que se dispone de abundancia de datos, pero que sufren amplias lagunas o no cubren todo el arco temporal de estudio. En este caso estarían los siguientes productos: algarroba, arroz, bacalao, cáñamo, carbón vegetal, fideos, gallinas, huevos, judías, paja, patatas, sémola y tocino. Por último, están los productos cuyo consumo se realizaba con frecuencia irregular, como son el aguardiente, azúcar, cebada, chocolate, habas, jabón, lana, leche, mantas, miel, sábanas, sal y sebo, principalmente.

Del tercer grupo de productos no se puede obtener ningún tipo de información. En cuanto al segundo, tratar de completar las lagunas, ya sea mediante el empleo de otras fuentes o por técnicas estadísticas, puede resultar más distorsionante que explicativo. Hay que tener en cuenta que el objetivo no es establecer una cesta completa de consumo, sino tratar de marcar una pauta de evolución general de los precios. Ampliar el número de productos no modifica los resultados del análisis, por la baja ponderación que tendrían los bienes añadidos. Disponer de una cesta más amplia de productos es, sin duda, más preciso para realizar análisis sobre los niveles de vida (medidos a través de la evolución de los salarios reales), que es el tema para el cual se están realizando en los últimos años las series de precios. Sin embargo, el

---

<sup>6</sup> El *Dret de cops i mesuradors* era un impuesto de la antigua organización administrativa de Barcelona. Este derecho, que afectaba a todas las semillas alimenticias introducidas para el consumo, se satisfizo en especie hasta el año 1836 y en dinero hasta el año 1843. Figuerola (1993, p. 160).

objetivo último de este trabajo es determinar si existió para este periodo una deflación diferencial respecto a Europa. El hecho de añadir productos de ponderación marginal no modifica la evolución agregada de la variable. Para el análisis que se plantea, es más adecuado trabajar con una serie continua (sin empalmes con datos de otras fuentes). Por ello resulta más indicado incluir en el índice únicamente los productos que presentan anotaciones sistemáticas, es decir, aceite, carnero, leña, trigo y vino. Además, puesto que un índice de precios es, ante todo, una herramienta, en el Cuadro A-1 se ofrecen los valores absolutos anuales para cada producto empleado en el índice. El hecho de disponer de los valores de los productos abre la posibilidad de ampliar, manipular o modificar la serie en el futuro, en función de intereses diferentes a los que aquí se plantean.

La principal laguna aparece en los años 1811-1813. Se han cubierto los pequeños vacíos por interpolación lineal<sup>7</sup>. Para confirmar la fiabilidad de los resultados, se han contrastado los datos con las series del mercurial de Figueras de Armengol (1979-80) para el aceite, trigo y vino durante el periodo 1811-1844, los datos de Balcells (1968) de cotización del vino en Sant Pere de Ribes para el periodo 1810-1844, las series de Simón Tarrés (1985) para el mercurial de trigo de Gerona entre 1800 y 1844 y las de Vicedo (1978 y 1983) para los precios de trigo *xeixa* de los registros del *Almodí de Lleida* para el periodo 1775-1844. Se puede observar la comparación en los Gráficos A-1 a A-3. La similitud de las cifras es un indicador de la fiabilidad de los resultados.

Una vez que se dispone de los valores de los productos a lo largo del tiempo, el siguiente paso es definir la cesta de consumo empleada en la elaboración del índice Laspeyres<sup>8</sup>.

<sup>7</sup> Concretamente, los huecos son: en el caso del aceite, el año 1813; en el caso de la leña gruesa, los años 1812 y 1813, para los ramales de leña, los años 1811, 1812 y 1813 y, además, el año 1827 –también los años 1824, 1830 y 1833, pero estos corresponden a años donde no hay variación en el precio de los años anterior y posterior, por lo que se mantiene el valor de estos años para el año donde figura el vacío. Para el trigo no se dispone de ninguna observación para los años 1811, 1812 y 1813 y, en el caso del vino, para los años 1811, 1813, 1830 y 1833.

<sup>8</sup> Los índices de precios complejos ponderados más utilizados en economía pueden resumirse en los índices Laspeyres, Paasche, Edgeworth y Fisher. En el índice Laspeyres la ponderación es fija mientras que en el Paasche cambia de periodo a periodo. Los otros dos índices son una combinación aritmética (Edgeworth) y geométrica (Fisher) de los índices Laspeyres y Paasche. La dificultad para obtener las proporciones de la cesta de consumo en el periodo de análisis aconseja elegir el primero de los índices mencionados. Así, el índice de precios Laspeyres se calcula:

$$I_p(L) = \frac{\sum_{i=1}^n p_{it} \cdot q_{i0}}{\sum_{i=1}^n p_{i0} \cdot q_{i0}}$$

donde  $p_{it}$  es el precio del producto  $i$  en el año  $t$ ;  $p_{i0}$  es el precio del producto  $i$  en el año base y  $q_{i0}$  es la cantidad física del producto  $i$  en el año base. Se toma como  $p_{i0}$  los precios de la serie del Hospital de la Santa Creu en el año base. En el índice Laspeyres  $q_{i0}$  se mantiene constante, lo que implica la aceptación del supuesto de estabilidad en las pautas de consumo a lo largo de todo el periodo de análisis. Parece razonable aceptar dicho supuesto para este periodo, 1775-1844. Ver Simpson (1989, pp. 377-378).

Para ello se establece, en primer lugar, la ponderación de los productos que componen el grupo de alimentos y, a continuación, se relativizan las proporciones entre alimentos y combustible.

Para definir las proporciones de consumo del grupo de alimentos, se toman las cantidades físicas entradas en la ciudad de Barcelona según el Derecho de Puertas y Arbitrios Municipales, que recoge Madoz (1846) para el periodo 1835-1839. Las proporciones de consumo del grupo de productos alimentarios se muestran en el Cuadro 1<sup>9</sup>.

### CUADRO 1

#### CONSUMO DEL GRUPO DE PRODUCTOS ALIMENTARIOS PROMEDIO ANUAL 1835-39

Producto	Cantidad Física anual	Precio unitario <sup>10</sup>	Valor	Proporción (%)
<b>Aceite</b>	746.656,93 <i>quartans</i>	4,275 ptas/ <i>quartà</i>	3.191.977,16 ptas	18,70
<b>Carnero</b>	911.890,54 <i>lliures</i>	1,62 ptas/ <i>lliura</i>	1.477.732,06 ptas	8,65
<b>Trigo</b> <sup>11</sup>	478.449,44 <i>quarteres</i>	20,999 ptas/ <i>quartera</i>	10.047.093,42 ptas	58,85
<b>Vino</b>	138.834,20 <i>cargues</i>	16,974 ptas/carga	2.356.625,27 ptas	13,80

Una vez definido el grupo de alimentación se debe añadir la leña, como único producto del grupo de combustible para el que se dispone de datos. En realidad la adopción de una u otra proporción e incluso su exclusión de la serie, no va a modificar la evolución general del índice. Sin embargo, ya que se trata de un producto de consumo indispensable en este periodo, parece más adecuado incorporarlo a la cesta de consumo.

<sup>9</sup> Para corroborar la fiabilidad de las cifras se dispone de la Estadística de Barcelona de 1849 elaborada por Figuerola (1993). Este documento recoge, en la sección de Estadística Física, entre otros, las cantidades de alimentos básicos consumidos por la ciudad de Barcelona a lo largo del periodo comprendido entre 1835 y 1849. Se tiene en cuenta las del año 1844, para el que hay recogidas cantidades físicas fiables de todos los productos del índice. De este modo, siguiendo con los datos de Figuerola el mismo procedimiento que se ha empleado para las cifras de Madoz, se obtienen las siguientes proporciones de consumo para el año 1844: aceite 19,18%, carnero 11,29%, trigo 54,13% y vino 15,40%. Se puede observar que se trata de unas proporciones similares, aunque para el año 1844 el trigo pierde peso a favor del resto los productos con respecto al quinquenio 1835-1839. Por tanto, una vez contrastada la fiabilidad de los datos, se emplean las cifras de Madoz para establecer las proporciones dentro del grupo de alimentos.

<sup>10</sup> En el caso del trigo también se tiene en cuenta las cantidades físicas de harina, ya que un alto porcentaje de este producto entraba a la ciudad ya molido. Para la conversión de cantidad física de harina a cantidad física equivalente de trigo se utiliza Figuerola (1993, p.159).

<sup>11</sup> Se considera como precios del año base el promedio en el quinquenio 1835-39 de los valores de la serie que he obtenido del Hospital de la Santa Creu.



## CUADRO 2

PROPORCIONES DE CONSUMO EMPLEADAS EN  
LA LITERATURA ESPAÑOLA PARA EL SIGLO XIX

Localidad	Castilla la Nueva <sup>a</sup>			España <sup>b</sup>	San-tander <sup>c</sup>	Valladolid <sup>d</sup>			España <sup>e</sup>	Palen-cia <sup>f</sup>
Año base	1800	1837	1848	1861 -1901	1800 -1860	1760	1830	1860	1835 -39	1850 -1853
Alimentación	85%	85%	75%	75,0%	70%	87,9%	87,9%	86,5%	83,7%	77,84%
Combustible	0%	0%	10%	12,5%	15%	7,7%	7,7%	5,6%	8,3%	7,19%
Vestuario	15%	15%	15%	12,5%	15%	4,4%	4,4%	7,9%	8,0%	14,97%

Fuentes:

<sup>a</sup> Reher y Ballesteros (1993). Información dispersa sobre presupuestos familiares.<sup>b</sup> Ballesteros (1997). Testimonios sobre presupuestos familiares.<sup>c</sup> Martínez Vara (1997) basado en Phelps Brown y Hopkins (1956) matizado con Reher y Ballesteros (1993).<sup>d</sup> Serrano (1999) basado en presupuestos familiares y Reher y Ballesteros (1993).<sup>e</sup> Barquín (2001). Derecho de Puertas y Consumos recogido en Madoz (1846).<sup>f</sup> Moreno (2001) basado en García Sanz (1979-80) y Derecho de Puertas.

Para incluir el grupo de combustible en la serie, se revisa brevemente las proporciones que maneja la literatura y, a continuación, se exponen los resultados de la ponderación. El Cuadro 2 recoge un resumen de algunas ponderaciones que se pueden encontrar para series españolas<sup>12</sup>.

Se consideran los siguientes porcentajes: alimentación 75%, combustible 10% y vestuario 15%, que son una media aritmética simple de las proporciones de consumo que ofrece la literatura. Lamentablemente, no se dispone de precios de productos textiles, por lo que, reescalando las proporciones se obtiene: alimentación 88,24% y combustible 11,76%.

Aplicando las proporciones definidas a las cantidades físicas del Cuadro 1, se obtienen las cantidades físicas equivalentes que se utilizan en la elaboración del índice Laspeyres. Dichos valores se muestran en el Cuadro 3.

Una vez descritos tanto los valores de los productos como las proporciones de consumo, se muestran los resultados del Índice Laspeyres de Precios al Consumo. El Gráfico 1 recoge la representación de la serie y el Cuadro A-2 los valores del índice.

La observación de corto plazo de gráfica del IPC muestra una evolución estable de los precios en los primeros años del índice. Sin embargo, el año 1789 quiebra levemente la tendencia, debido al alza coyuntural del nivel de la variable, como consecuencia del estallido de la Revolución Francesa. En este sentido, Anes (1970) consi-

<sup>12</sup> Algunas de estas series incluyen el subgrupo vivienda en la ponderación. Se ha escalado las proporciones teniendo en cuenta, exclusivamente, los tres grupos de productos principales de la cesta de consumo: alimentación, combustible y vestuario.

## CUADRO 3

PROPORCIONES DE CONSUMO DE LOS PRODUCTOS DE LOS GRUPOS DE ALIMENTOS Y COMBUSTIBLE, PROMEDIO ANUAL 1835-39

Producto	Cantidad física anual equivalente	Proporción (%)
<b>Aceite</b>	663.347,76 <i>quartans</i>	16,57
<b>Carnero</b>	847.509,74 <i>lliures</i>	8,02
<b>Trigo</b>	417.583,25 <i>quarteres</i>	51,23
<b>Vino</b>	125.179,68 <i>cargues</i>	12,41
<b>Leña</b>	754.344,47 <i>cargues</i>	11,76

dera que «la crisis de 1789 crea problemas de subsistencias en Madrid, en Barcelona y en otras ciudades importantes»<sup>13</sup>. De 1791 a 1796 se produce una fuerte ruptura en la serie, pasando el nivel de precios de 0,8 en 1791 a 1,3 en 1796. Como causa de este ascenso se destaca la importancia que tiene la emisión de vales reales que, en su función de papel moneda, provocaron inflación en este periodo<sup>14</sup>. A partir de este año, las guerras comerciales de España con Inglaterra sitúan los niveles de precios, con oscilaciones, por encima de 1. El periodo comprendido entre 1802 a 1805 corresponde a un momento de relativa bonanza comercial, desde la firma de la Paz de Amiens en 1802.

Pero, en 1805 se reanudan nuevamente las hostilidades entre España y Gran Bretaña, tras la derrota naval franco-española en la Batalla de Trafalgar, lo que provoca la aparición de un pequeño repunte de precios al alza<sup>15</sup>. En este sentido, Anes (1970) considera este repunte de precios como consecuencia de las malas cosechas de 1803-1804 y 1804-1805, que provocaron graves crisis de subsistencia, debido a la intensa subida de los precios en la España interior; sin embargo, el autor matiza cómo las zonas costeras escaparon a esta crisis debido a su vinculación comercial con el extranjero<sup>16</sup>. Posteriormente, durante el periodo de la Guerra de la Independencia los valores de la serie llegan a multiplicarse casi por 2,5; lo que supuso el agravamiento de los efectos catastróficos de la guerra y produjo gran mortandad<sup>17</sup>.

Pero, una vez finalizada la Guerra, se inicia el ajuste de las cifras. Esta corrección a la baja se verá momentáneamente interrumpida por el alza de precios que provoca la sequía del año 1817, cuyos efectos se arrastran hasta el año 1818<sup>18</sup>. Desde el año

<sup>13</sup> Anes (1970, p. 431).

<sup>14</sup> Vilar (1978, pp. 387-388). Sardà (1948 b, p. 32).

<sup>15</sup> Vilar (1978, p. 396).

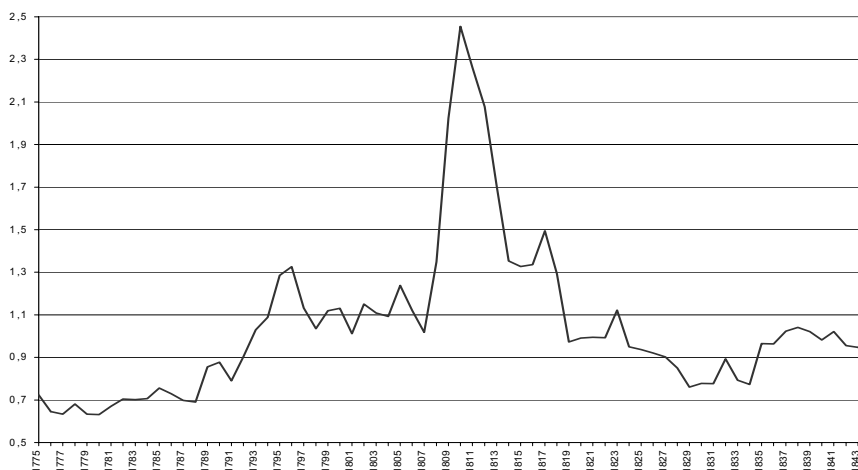
<sup>16</sup> Anes (1970, p. 432).

<sup>17</sup> Anes (1970, p. 432).

<sup>18</sup> La intensidad que el problema climático generó sobre el nivel de precios en el año 1817 se refleja en la Circular del Ministerio de Hacienda de 2 de octubre de 1817; la cual exige que cada Provincia remita al Ministerio de Hacienda el estado del temporal y los precios de los granos, líquidos y carnes. Véase también Segura (1983, p. 180).

## GRÁFICO 1

ÍNDICE LASPEYRES DE PRECIOS AL CONSUMO, 1775-1844 (1835-39=1)



1819 continúa la trayectoria descendente hasta 1831, aunque con una pendiente mucho menos acusada que en los años anteriores de 1810 a 1819. La tendencia a la baja del índice en el periodo que abarca desde el final de la Guerra de la Independencia hasta el año 1831 –en el cual se alcanza un mínimo en el nivel de precios– es la consecuencia del retorno a la normalidad económica, mientras el mundo trata de restablecer la estabilidad política<sup>19</sup>. Esta tendencia sólo se verá interrumpida en los años 1822-23, en los que la elevación de precios se produce a consecuencia de las malas cosechas, cuyo efecto agrava las dificultades generadas por la guerra civil<sup>20</sup>.

A continuación, en el periodo 1835-39, coincidente con la Primera Guerra Carlista, el nivel de precios experimenta un alza, cambiando nuevamente la tendencia a partir del año 1840, desde el cual los niveles descienden, alcanzando un nuevo mínimo en el año 1843<sup>21</sup>.

La visualización gráfica de la serie a largo plazo ofrece ya un resultado importante. En primer lugar, se muestra como la tendencia inflacionista de la segunda mitad del siglo XVIII cambia de signo en la primera mitad del siglo XIX. Sin embargo, el nivel de precios a principios del siglo XIX nunca desciende por debajo del nivel de

<sup>19</sup> Sardà (1948 b, p. 309).

<sup>20</sup> Fradera (1984, p. 157).

<sup>21</sup> Sardà (1948 b, p. 309).

finales del siglo XVIII, exceptuando el periodo de las guerras contra Francia y Gran Bretaña. En segundo lugar, centrandó la atención en el corto plazo, hay que tener en consideración la fortísima elevación de los precios que ocasionó la Guerra de la Independencia. Se trata, como se mostrará en el siguiente apartado, de un punto atípico mucho más intenso que en el caso internacional, originado por los problemas que la guerra generó sobre el abastecimiento. Como se indicaba en la introducción, la medición de la evolución de los precios a partir de series que se inician tras la Guerra de la Independencia puede conducir a sobredimensionar el proceso deflacionario. El rápido descenso de los precios en el periodo inmediatamente posterior a la guerra es más un ajuste del periodo fuertemente inflacionario previo que un proceso de gran deflación. Es decir, no se trata de un decremento del nivel de precios desde un origen de equilibrio, sino desde un valor atípico de intensa alza. Esto es especialmente relevante en este caso, ya que algunos importantes autores de la historiografía tradicional como Sardà (1948b), Vicens Vives (1958) o Fontana (1971, 1979) han empleado el análisis de la evolución del nivel de precios como indicador de la recesión económica del periodo<sup>22</sup>. Es por este motivo que se debe ser cauto a la hora de calificar la intensidad de la deflación de la primera mitad del siglo XIX.

<sup>22</sup> Sardà (1948b, pp. 73-74): «La economía española refleja claramente esta *tendencia depresiva* en varios aspectos. El nivel de precios baja, llegando a su nivel más bajo en el año 1830. El índice de precios se inclina en 32 puntos entre 1824 y 1830. La baja es más rápida que la internacional, debido a que la economía española pasó más rápidamente de una inflación desatada a una deflación violenta. Por lo demás, la *depresión* fue la característica de la época, y la paralización del comercio con América contribuyó a ello». Vicens Vives (1958, pp. 176-177): «El siglo se había iniciado con una coyuntura fuertemente alcista, que arrancaba de la revolución de los precios del bienio 1794-1795. Durante diez años, coronando una onda larga secular, se había llegado a un máximo en la prosperidad, a pesar de la contienda bélica provocada en Europa por las guerras de la Revolución francesa. En 1804 se alcanza la cima absoluta del movimiento expansivo. [...] A partir de 1812 los precios caen en cascada y se *inicia la onda larga semisecular de contracción*, que durará hasta 1854. En Cataluña se refleja enseguida el nuevo estado de las cosas. El descenso de los precios alcanza índices aterradores. Se pasa del índice 200 al 100 y aún menos. [...] El segundo *ciclo depresivo*, que se extiende de 1821 a 1830, comprende oscilaciones gravísimas, como la crisis de 1827, repercusión regional de la crisis europea que sucedió dos años antes. Los precios de mercado continuaron cayendo y el índice se colocó sobre los 80 (224 en 1812)». Fontana (1971, pp. 47-48): «Hacia 1843 termina la larga depresión iniciada en 1812, que viene a coincidir sensiblemente con la crisis del Antiguo régimen español, prolongada por la primera guerra carlista. En las series españolas se advierte la inequívoca existencia de una *fase depresiva* paralela a la crisis de postguerra que se produjo en el resto de Europa, con uno de sus momentos culminantes en los años 1817-1819, cuando los precios españoles llegaron a caer más de un 40 por ciento por debajo del promedio de los cinco años anteriores». Fontana (1979, p. 260): «Uno de los aspectos de que estamos mejor informados es precisamente el que se refiere a los precios, que pueden ser utilizados como *indicadores de la coyuntura económica*. Comenzaremos ofreciendo un gráfico comparativo de la evolución de los precios en diversos países, donde se puede advertir que nos hallamos en la última fase del alza de precios del siglo XVIII, potenciada por las guerras contra la Francia napoleónica, que dio paso, a partir de 1815-1817, a una *prolongada crisis* que afectó sobre todo a los productos agrícolas, y en especial al trigo. Interesa advertir que, en el caso español, la caída resultó mayor y más prolongada, como reflejo de la debilidad con que el país afrontó esta crisis de postguerra».

### 3. ANÁLISIS DEL ÍNDICE DE PRECIOS. UNA COMPARACIÓN INTERNACIONAL

El estudio de la intensidad de la deflación española en términos relativos exige abrir el análisis a un contexto internacional. Para ello, se han tomado las series europeas de Silberling (1923) para Gran Bretaña y Mitchell (1998) para Alemania y Francia. Los índices de precios británicos citados con mayor frecuencia en la literatura son los de Silberling (1923), Tucker (1936), Rousseau (1938), Gayer-Rostow-Schwartz (1953) y, más recientemente, Williamson (1987) y Feinstein (1995 y 1998).

De todos ellos se ha seleccionado la serie de Silberling, porque es la más próxima al intervalo temporal y la que presenta más similitud con la serie catalana, tanto en la tipología de los productos que presenta como en la composición de la cesta de consumo<sup>23</sup>. Se trata de una serie ponderada de alimentos, combustible y materias primas de productos textiles. Para los casos de Alemania y Francia, Mitchell no describe la composición de los índices<sup>24</sup>. Además, se ha considerado EE.UU. como ejemplo extraeuropeo. La serie norteamericana corresponde a Hansen (1925) y es un índice ponderado de productos alimentarios y algodón en rama<sup>25</sup>.

Por último, dada la escasa integración del mercado español en este periodo, es de gran utilidad comparar la serie de Barcelona con un índice del interior de la península. Tal y como afirma Anes (1970):

«Las fluctuaciones de los precios de los productos agrícolas, al menos las de los precios de los cereales, en los mercados de las ciudades de la periferia estaban atenuadas por las importaciones, y por ello son las fluctuaciones del comercio exterior las que determinan el movimiento de los precios [...]. Por tal motivo, las cotizaciones de los granos en los puertos del litoral cantábrico, atlántico y mediterráneo seguían más las fluctuaciones de un hipotético precio europeo o internacional que las de la España interior, ligadas estas últimas, casi mecánicamente, a las variaciones de las cosechas»<sup>26</sup>.

Así, una comparación del litoral y el interior nos ofrece una imagen más completa de la evolución de los precios en España. Para el caso de la España interior se dispone de los índices de Reher y Ballesteros (1993), Serrano (1999) y Moreno (2001). En los casos de Reher y Ballesteros y Serrano no figuran los índices de precios desglosados por grupos de productos (alimentación, vestido, combusti-

<sup>23</sup> Silberling (1923, p. 235).

<sup>24</sup> Los índices de Alemania y Francia corresponden a Mitchell (1998, p. 856).

<sup>25</sup> La serie de EE. UU. de Hansen (1925, p. 200) presenta dos vacíos, que corresponden a los años 1796 y 1800. Se han cubierto dichos huecos por interpolación lineal.

<sup>26</sup> Anes (1970, pp. 201-202).

ble y vivienda), sino que figura el índice agregado. Por ello, se ha tomado como ejemplo la serie de precios de alimentos para Palencia de Moreno, que es la más homogénea<sup>27</sup>. Además, la ciudad de Palencia es en este periodo el centro de uno de los ejes de desarrollo basado en la exportación agrícola más dinámicos de la España interior –eje Valladolid-Palencia-Santander–, por lo que es muy sugerente contrastar la evolución de sus precios con los de Barcelona<sup>28</sup>.

Parece que la forma más lógica de comparar la evolución del nivel de precios para los distintos países es el empleo de tasas de variación anual acumulativas. Sin embargo, la fuerte variabilidad de los datos desaconseja el empleo de esta técnica matemática, ya que los resultados obtenidos son extremadamente sensibles a la periodificación preestablecida. Esto obliga a buscar una metodología que permita obtener niveles medios de precios en subperiodos establecidos de forma endógena.

Se ha acudido a los desarrollos generados en el campo de la econometría. En los últimos años han proliferado las investigaciones centradas en la detección de puntos de rupturas de modelos univariantes de series temporales. Desde los estudios pioneros de Perron (1989, 1990) y Rappoport y Reichlin (1989) cabe destacar, entre otros, los trabajos de Andrews, Lee y Ploberger (1996), García y Perron (1996), Lumsdaine y Papell (1997), Vogelsang (1997), Ben-David y Papell (2000) o Wang y Zivot (2000)<sup>29</sup>.

La metodología propuesta por Bai y Perron (1998; 2003) es la que mejor se ajusta a las necesidades del análisis. El objetivo de la aplicación de este método es determinar simultáneamente los momentos temporales donde las series sufren rupturas en los niveles y el valor medio de dichos niveles para cada uno de los subperiodos definidos a partir de los puntos de ruptura. El Apéndice B recoge, en primer lugar, una breve explicación del método empleado y, a continuación, los principales resultados del modelo econométrico. El Cuadro 4 resume los puntos de ruptura y los niveles medios de precios para cada uno de los países. El Gráfico 2 muestra el caso español: Barcelona versus Palencia y el Gráfico 3 visualiza los resultados obtenidos en la comparación internacional.

El método que presentan Bai y Perron (1998; 2003) determina los puntos donde las series presentan cambios en niveles, así como el nivel estocástico medio de cada índice en cada uno de los subperiodos temporales. El Cuadro 4 muestra los intervalos temporales establecidos a partir de los puntos de ruptura que determina el modelo. También se ofrece el nivel medio de los precios para cada uno de estos intervalos, calculado a través del valor del coeficiente que corresponde al

---

<sup>27</sup> Moreno (2001, pp. 28-29).

<sup>28</sup> Domínguez (2001, pp. 2-3).

<sup>29</sup> Para obtener una visión general sobre el análisis de series temporales económicas sujetas a cambios estructurales véase Clements y Hendry (1999).

## CUADRO 4

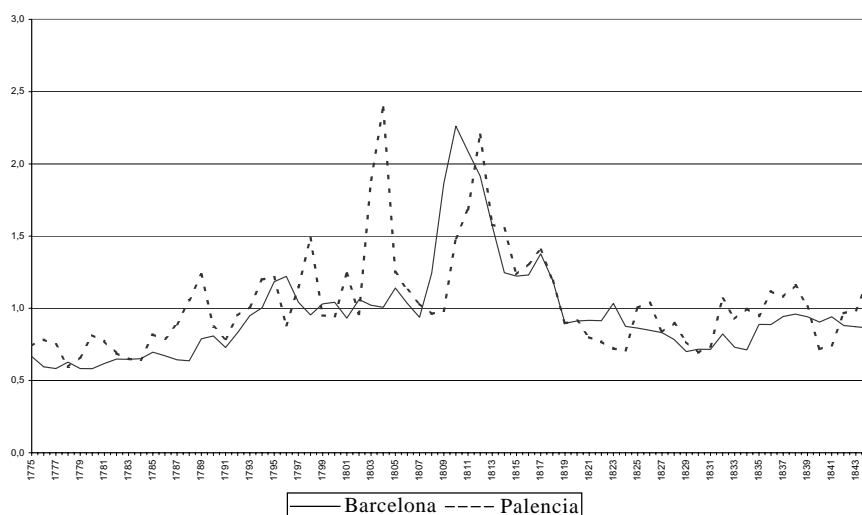
NIVELES MEDIOS DE PRECIOS POR SUBPERIODOS PARA ALEMANIA,  
BARCELONA, EE.UU., FRANCIA, GRAN BRETAÑA Y PALENCIA  
1775-1844 (1818-1820=1)

ALEMANIA (1818-1820=1)				
<b>Periodo</b>	[1792-1798]	[1799-1809]	[1810-1819]	[1820-1844]
<b>Media</b>	1,00	1,35	1,15	0,73
<b>Desviación típica</b>	0,05	0,07	0,06	0,01
BARCELONA (1818-1820=1)				
<b>Periodo</b>	[1775-1792]	[1793-1808]	[1809-1818]	[1819-1844]
<b>Media</b>	0,67	1,05	1,60	0,86
<b>Desviación típica</b>	0,06	0,02	0,50	0,04
EE.UU. (1818-1820=1)				
<b>Periodo</b>	[1791-1811]	[1812-1819]	[1820-1834]	[1835-1844]
<b>Media</b>	0,96	1,27	0,74	0,91
<b>Desviación típica</b>	0,04	0,07	0,01	0,35
FRANCIA (1818-1820=1)				
<b>Periodo</b>	[1798-1806]	[1807-1813]	[1814-1820]	[1821-1844]
<b>Media</b>	1,03	1,44	1,07	0,79
<b>Desviación típica</b>	0,04	0,05	0,10	0,01
GRAN BRETAÑA (1818-1820=1)				
<b>Periodo</b>	[1779-1789]	[1790-1798]	[1799-1819]	[1820-1844]
<b>Media</b>	0,63	0,78	1,09	0,76
<b>Desviación típica</b>	0,02	0,08	0,05	0,02
PALENCIA (1818-1820=1)				
<b>Periodo</b>	[1775-1787]	[1788-1802]	[1803-1818]	[1819-1844]
<b>Media</b>	0,74	1,06	1,46	0,91
<b>Desviación típica</b>	0,04	0,05	0,17	0,06

ajuste de una forma funcional lineal de pendiente nula. Dichos coeficientes permiten comparar los niveles de precios de cada subperiodo en cada una de las series. Además, tomando el año base para todos los países en el periodo 1818-1820 –intervalo donde se produce una ruptura de la serie en todos los países sujetos a contraste–, se puede comparar de una forma homogénea los niveles de precios de los distintos países para los años comprendidos entre 1818-20 y 1844. Por último, el Cuadro muestra la desviación típica robusta para cada uno de los niveles medios de precios. Un valor más elevado de la desviación típica indica una mayor variabilidad de los datos respecto al valor medio estimado.

**GRÁFICO 2**

**ÍNDICE DE PRECIOS AL CONSUMO PARA BARCELONA Y PALENCIA  
1775-1844 (1818-1820=1)**



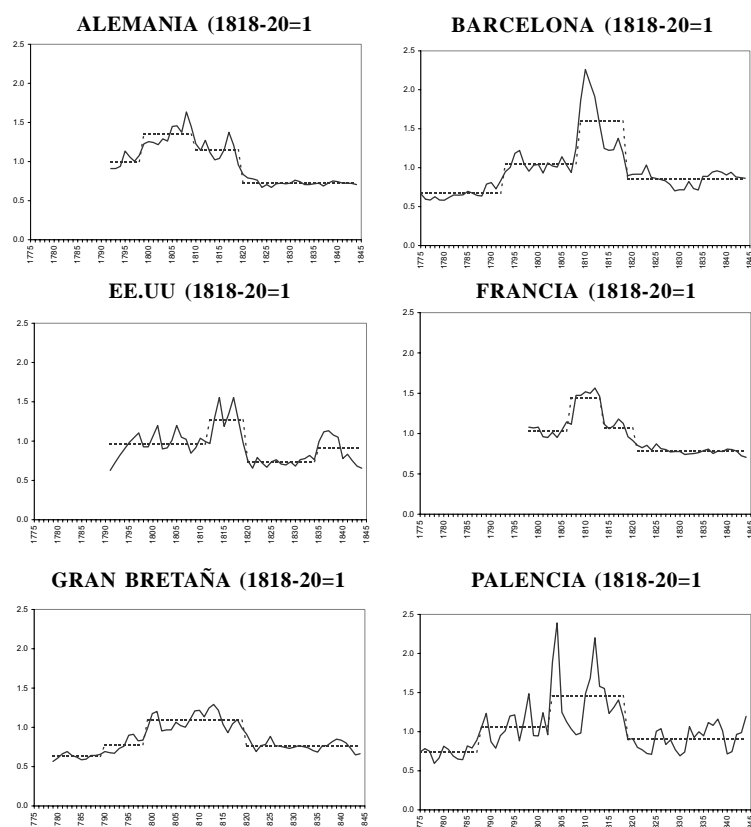
Se comprueba, que el nivel de precios en Barcelona para el periodo 1819-1844 nunca desciende por debajo del nivel de 1775-1792, al igual que ocurre en el caso británico –que es la única serie internacional para la que se disponen datos del primer periodo de análisis. Sin embargo, si se comparan los niveles del periodo 1819-1844 con los del periodo anterior, 1809-1818, se observa como el descenso de los precios es muy intenso, siendo éste mucho mayor que en el caso internacional. Pero, esto es debido a que en el periodo 1809-1818 los niveles de precios de Barcelona son mucho más elevados que en el resto de los casos. Por tanto, es lógico que el ajuste posterior sea más intenso. Este hecho es el que ha podido llevar a la historiografía a sobredimensionar la intensidad de la deflación española de la primera mitad del siglo XIX.

La intensidad de dicha deflación debe ser considerada teniendo en cuenta la evolución de los precios del resto de países. De este modo, si se analizan los resultados de la serie catalana en relación con el contexto internacional, se comprueba como, en todos los casos, la periodificación del inicio del proceso deflacionario es muy similar. Se sitúa entre los años 1818 y 1820 y se prolonga hasta el final del periodo, salvo en el caso de EE.UU. donde los niveles de precios ascienden a partir del año 1834. Así, tomando como año base el periodo 1818-1820, se observa como el nivel de precios en Barcelona está en consonancia con



## GRÁFICO 3

NIVELES MEDIOS DE PRECIOS POR SUBPERIODOS PARA ALEMANIA, BARCELONA, EE.UU., FRANCIA, GRAN BRETAÑA Y PALENCIA 1775-1844 (1818-1820=1)



la pauta internacional. Es decir, a la vista de los resultados obtenidos, no hay evidencia para considerar una deflación diferencial del caso catalán respecto a los países europeos. Además, si se analiza el caso de Palencia, se ve que el resultado obtenido de la comparación internacional se mantiene también para el interior peninsular. Por último, cabe destacar que, aunque no hay diferencias significativas en el nivel medio de precios para el periodo 1818-20 a 1844, se observa una variabilidad superior en los precios para el caso español –en Barcelona y, más aún, en Palencia– que para el resto de los países sujetos a comparación.

La heterogeneidad de las series sometidas al análisis puede hacer cuestionar la fiabilidad de los resultados obtenidos. Por ello, se han realizado varios contras-

tes que tratan de testar la sensibilidad de las conclusiones a las cifras empleadas. Para tratar de homogeneizar los datos se hacen tres comparaciones entre Barcelona y Gran Bretaña, que cubren desde el índice más sencillo hasta el más completo que se puede construir, desde el punto de vista del número de productos que componen el índice. De este modo, en primer lugar, debido a que el trigo es el bien que adquiere mayor peso en la elaboración de índices de precios al consumo de este periodo, se contrasta la serie del precio del trigo obtenida para Barcelona con la que ofrece Mitchell (1962) de Gran Bretaña para el periodo completo, 1775-1884<sup>30</sup>. En segundo lugar, se compara la serie de precios de alimentos de Barcelona –excluyendo la partida de combustible– con la serie británica de productos alimentarios de Rousseaux (1938) para el periodo 1800-1844<sup>31</sup>. Por último, se incluye el valor del algodón en rama de Beltrán (1945) en el índice de Barcelona para el periodo 1812-1844<sup>32</sup>. Así, se obtiene una aproximación del subgrupo de tejidos para la serie de Barcelona, que la hace más homogénea con la serie británica de Silberling. Los resultados del modelo econométrico de las tres comparaciones se recogen en el apéndice B.

Si se analiza, en primer lugar, la comparación de los precios del trigo en Barcelona y Gran Bretaña, se observa que el modelo no altera significativamente la detección de los puntos de ruptura –aunque en el caso del trigo británico no se acepta la ruptura del año 1789. El análisis de los coeficientes no muestra ninguna evidencia que pueda hacer suponer que, en el caso del precio del trigo, Barcelona sufre una deflación diferencial respecto a Gran Bretaña en el periodo 1817-1819 a 1844. Además, si se realiza la comparación con un grupo más amplio de productos alimentarios, se muestra el mismo resultado. En este caso Barcelona mantiene aproximadamente los puntos de ruptura, aunque acepta uno adicional –correspondiente al año 1813. Esto es debido a que, para esta comparación, se ha reducido el periodo de análisis desde 1775 hasta 1800, porque la serie británica de alimentos se inicia en este año. En el caso de Gran Bretaña, hay una única ruptura comprendida dentro de este intervalo temporal, que se sitúa en el año 1819. Nuevamente, los coeficientes de este último ajuste no permiten sostener la presencia de una deflación diferencial del caso español para la primera mitad del siglo XIX. Por último, incluyendo en la composición de la serie catalana el valor del algodón en

<sup>30</sup> Mitchell (1962, p. 488).

<sup>31</sup> Se ha construido la serie de alimentos de Barcelona con los datos del cuadro A-1 y las ponderaciones del cuadro 1. Para la serie británica se emplea Rousseaux (1938, p. 266). Esta serie se inicia en el año 1800, por lo que se realiza la comparación para el periodo 1800-1844.

<sup>32</sup> A partir del año 1812 se considera la siguiente ponderación: 75% alimentos, 10% combustible y 15% textil. Se reponderan los componentes del grupo de alimentos siguiendo las proporciones del cuadro 1. Se aproxima el grupo de textil con la serie de algodón en rama de Beltrán (1945, p. 66). Se incluye el grupo de textil desde el año 1812 porque es el momento en el que se inicia la serie de Beltrán. Dicha serie presenta un vacío para el año 1814. Se considera el valor de septiembre de 1813 en su lugar.

rama para el periodo 1812-1844, se puede comparar dicha serie de una forma homogénea con la serie británica de Silberling (1923), ya que este índice también está elaborado considerando el precio de las materias primas de los productos textiles. Observando las cifras de este último contraste se extrae que, pese a incluir en el índice una aproximación del grupo de tejidos, los resultados no varían. Para Barcelona, se mantiene el año 1818 como punto de inicio del proceso deflacionario y, una vez más, al contrastar los niveles medios de precios entre Barcelona y Gran Bretaña, se observa que la caída de los niveles de precios tras la guerra fue superior en España porque partía de un nivel más elevado, pero que, igualando niveles al inicio del proceso deflacionario, el nivel medio de precios para el periodo 1818-19 a 1844 nunca es inferior en el caso español respecto al caso inglés. Es decir, la inclusión de productos textiles en el índice no modifica los resultados obtenidos en el análisis.

Por tanto, realizando la comparación internacional con cifras lo más homogéneas posible se mantiene el resultado obtenido. No hay evidencia empírica que lleve a suponer que España se ve sumida en la primera mitad del siglo XIX en un proceso deflacionario más intenso que en el resto de los casos sometidos al análisis.

#### 4. CONCLUSIÓN

Al inicio de este trabajo se planteaba la importancia que la historiografía española ha otorgado al proceso deflacionario de la primera mitad del siglo XIX. No se ha tratado en este trabajo, sin embargo, de indagar en las posibles causas que pudieron originar dicha deflación. El artículo se centra en analizar este hecho en sí mismo.

Se construye un índice Laspeyres de precios al consumo para Barcelona durante el periodo 1775-1844, con los datos obtenidos de los libros de contabilidad del Hospital de la Santa Creu. Este índice presenta una carencia principal, que es la ausencia de productos textiles. Sin embargo, la intención no es establecer una cesta completa de consumo, sino definir una pauta de evolución general de los precios. En este sentido, los contrastes realizados al final del último apartado del trabajo muestran que la inclusión de productos textiles y/o la ampliación de productos alimentarios en la serie completarían el IPC pero, en ningún caso, modificarían substancialmente los resultados obtenidos en el análisis.

Una vez que se dispone del índice, el objetivo es contrastar la evolución de los precios de Barcelona con series internacionales, para enmarcar la situación española dentro del contexto europeo. Se ha empleado el método de Bai y Perron (1998) que permite identificar endógenamente los puntos donde las series sufren cambios en niveles y, a partir de los intervalos definidos por dichos puntos de ruptura, establecer niveles medios de precios para cada uno de los subperiodos.

El análisis indica que el proceso deflacionario español del periodo 1819-1844 no es tan intenso en términos absolutos como ha remarcado la historiografía de nuestro país cuando se amplía el periodo temporal de análisis, lo que permite descontar el efecto inflacionario del periodo 1793-1818. El nivel de precios de la primera mitad del siglo XIX (1819-1844) nunca desciende por debajo del nivel de finales del siglo XVIII (1775-1792). Asimismo, la característica más remarcable del trabajo es que el brusco descenso de los niveles de precios que se produce desde el final de la Guerra de la Independencia hasta principios de los años veinte no debe ser interpretado como una «gran deflación» sino como el ajuste que se produce desde un valor atípicamente elevado. Esto se ve claramente cuando se contrasta la serie española con otras series internacionales. El análisis comparativo europeo muestra que no hay evidencia para sostener la existencia de una deflación diferencial relativa para el caso de Barcelona en relación con el contexto internacional. Por tanto, la deflación de este periodo no es una característica específica de España, sino genérica de toda Europa y, en este sentido, España se enmarca dentro de la pauta internacional.

#### BIBLIOGRAFÍA

- ALSINA, C., FELIU, G. y MARQUET, L. (1990): *Pesos, mides i mesures dels Països Catalans*. Barcelona: Curial.
- ANDREWS, D. W. K. (1991): «Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix Estimation». *Econometrica* 59, pp. 817-58.
- ANDREWS, D. W. K., LEE, I. y PLOBERGER, W. (1996): «Optimal Changepoint Test for Normal Linear Regression». *Journal of Econometrics* 70, pp. 9-38.
- ANDREWS, D. W. K. y MONAHAN, J. C. (1992): «An Improved Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix Estimator». *Econometrica* 60, pp. 953-66.
- ANES, G. (1970): *Las crisis agrarias en la España Moderna* Madrid: Taurus.
- ARMENGOL, D. (1979-80): «La agricultura en el Alto Ampurdán a mediados del siglo XIX». Separata dels *Annals de l'Institut d'Estudis Empordanesos*, pp. 109-25.
- BAI, J. y PERRON, P. (1998): «Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes». *Econometrica* 66, pp. 47-78.
- , — (2003): «Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models». *Journal of Applied Econometrics* 18 (1), pp. 1-22.
- BALCELLS, A. (1968): *El problema agrari a Catalunya (1890-1936). La qüestió rabassaire*. Barcelona: Nova Terra.
- BALLESTEROS, E. (1997): «Una estimación del coste de la vida en España (1861-1936)» *Revista de Historia Económica* XV (2), pp. 363-95.
- BARQUÍN, R. (2001): «Primera aproximación al coste de la vida en España, 1815-1860», en C. Sudrià y D. A. Tirado (eds.), *Peseta y protección. Comercio exterior, moneda y crecimiento económico en la España de la Restauración*. Barcelona: Edicions de la Universitat de Barcelona.

- BELTRÁN, L. (1945): «La evolución del precio del algodón en rama en España durante los siglos XIX y XX». *Anuario de la Industria Textil Española*, pp. 66-76.
- BEN-DAVID, D. y PAPELL, D.H. (2000): «Some evidence on the continuity of the growth process among the G-7 countries». *Economic Inquiry* 38 (2), pp. 320-30.
- BUSTELO, F. y TORTELLA, G. (1976): «Monetary Inflation in Spain, 1800-1970». *Journal of European Economic History* 5 (1), pp. 141-50.
- CLEMENTS, M. P. y HENDRY, D.F. (1999): *Forecasting Non Stationary Economic Time Series*. Cambridge: MIT Press.
- DOMÍNGUEZ, R. (2001): «El debate empieza ahora: a propósito de ‘precios de subsistencias, salarios nominales y niveles de vida en la Castilla Vieja, Palencia, 1751-1861’ de Javier Moreno». Documentos de Trabajo, Asociación de Historia Económica, nº 0101a.
- FELIU, G. (1991): *Precios y salarios en la Cataluña moderna*. Madrid: Servicio de Estudios del Banco de España, Estudios de Historia Económica.
- FEINSTEIN, C. (1995): «Changes in nominal wages, the cost of living and real wages in the United Kingdom over two centuries, 1780-1870», en P. Scholliers y V. Zamagni (eds.), *Labour's Reward: Real Wages and Economic Change in 19th and 20th Century Europe*. Aldershot: Edward Elgar.
- (1998): «Pessimism perpetuated: real wages and the standard of living in Britain during and after the Industrial Revolution». *Journal of Economic History* LVIII (3), pp. 625-58.
- FIGUEROLA, L. (1993): *Estadística de Barcelona en 1849*. Barcelona: Alta Fulla.
- FLINN, M. W. (1974): «Trends in Real Wages, 1750-1850». *Economic History Review* XXVII (3), pp. 395-413.
- FONTANA, J. (1971): *La quiebra de la Monarquía Absoluta, 1814-1820*. Barcelona: Ariel.
- (1979): *La crisis del Antiguo Régimen, 1808-1833*. Barcelona: Crítica.
- FRADERA, J. M. (1984): «El comercio de cereales y la prohibición de 1820 (el caso del mercado catalán)». *Agricultura y Sociedad* 30, pp. 137-67.
- GARCÍA, R. y PERRÓN, P. (1996): «An Analysis of the Real Interest Rate under Regime Shifts». *Review of Economics and Statistics* 78, pp. 111-25.
- GARCÍA SANZ, A. (1979-80): «Jornales agrícolas y presupuesto familiar campesino en España a mediados del siglo XIX». *Anales del CUNEF*, pp. 50-71.
- GAYER, A.; ROSTOW, W. y SCHWARTZ, A. J. (1953): *The Growth and Fluctuation of the British Economy*. Oxford: Clarendon Press.
- HAMILTON, E. J. (1934): *American Treasure and the Price Revolution in Spain, 1501-1650*. New York: Octagon Books.
- HANSEN, A. H. (1925): «The effect of price fluctuations on agriculture». *Journal of Political Economy* 33, pp. 196-216.
- LUMSDAINE, R. L. y PAPELL, D. H. (1997): «Multiple Trend Breaks and the Unit Root Hypothesis». *Review of Economics and Statistics* 79, pp. 212-18.
- MADOZ, P. (1846): *Diccionario geográfico-estadístico-histórico de España y sus posesiones de Ultramar*, vol. 3, Madrid: Est. Literario-Tipográfico de P. Madoz y L. Sagasti.
- MARTÍNEZ VARA, T. (1997): «Una estimación del coste de la vida en Santander, 1800-1860». *Revista de Historia Económica* XI (1), pp. 87-124.
- MITCHELL, B. R. (1962): *Abstract of British Historical Statistics*. Cambridge: Cambridge University Press.
- (1998): *European Historical Statistics 1750-1993*. Londres: Macmillan.

- MORELLÀ, E. (1997): «Un índice ponderado de precios industriales, 1874-1913». *Revista de Historia Económica* XV (3), pp. 625-34.
- MORENO, J. (2001): «Precios de las subsistencias, salarios nominales y niveles de vida en Castilla la Vieja. Palencia, 1751-1861». Documentos de Trabajo, Asociación de Historia Económica, n. 0101.
- PERRON, P. (1989): «The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hipótesis». *Econometrica* 57, pp. 1361-401.
- (1990): «Testing for a Unit Root in Time Series with a Changing Mean». *Journal of Business and Economic Statistics* 8, pp. 153-62.
- PHELPS BROEN, E. H. y HOPKINS, S. V. (1956): «Seven Centuries of the Prices Consumables, Compared with Builders' Wages Rates». *Economica* XXIII (96), pp. 289-306.
- PRADOS DE LA ESCOSURA, L. (1993): «La pérdida del imperio y sus consecuencias económicas», en L. Prados de la Escosura y S. Amaral (eds.), *La independencia americana: consecuencias económicas*. Madrid: Alianza Universidad.
- RAPPOPORT, P. y REICHLIN, L. (1989): «Segmented Trends and Non-Stationary Time Series». *Economic Journal* 99, pp. 168-77.
- REHER, D. S. y BALLESTEROS, E. (1993): «Precios y salarios en Castilla la Nueva: la construcción de un índice de salarios reales, 1501-1991». *Revista de Historia Económica* XI (1), pp. 101-51.
- ROUSSEAU, P. (1938): *Les mouvements de fond de l'économie anglaise, 1800-1913*. Bruselas: L'édition universelle, Université Catholique de Louvain.
- SÁNCHEZ ALBORNOZ, N. (1975): *Los precios agrícolas durante la segunda mitad del siglo XIX*. Madrid: Servicio de Estudios del Banco de España, Estudios de Historia Económica.
- SARDÀ, J. (1948a): «Spanish Prices in the Nineteenth Century». *Quarterly Journal of Economics* LXII, pp. 143-59.
- (1948b): *La política monetaria y las fluctuaciones de la economía española en el siglo XIX*. Madrid: Instituto de Economía Sancho de Moncada.
- SEGURA, A. (1983): «El mercat de cereals i llegums a Barcelona, 1814-1868», *Recerques* 14, pp. 177-212.
- SERRANO, R. (1999): «Los salarios reales en Valladolid, 1760-1875. Resultados e interrogantes», en J. Torras y B. Yun (dirs.), *Consumo, condiciones de vida y comercialización: Cataluña y Castilla, siglos XVII-XIX*. Valladolid: Junta de Castilla y León-Consejería de Educación y Cultura.
- SILBERLING, N. J. (1923): «British prices and business cycles, 1779-1850». *Review of Economic Statistics* V, supplement 2. Nueva York: Kraus Reprint Corporation (1963), pp. 223-61.
- SIMÓN TARRÉS, A. (1985): *La crisis del Antiguo Régimen en Girona*. Barcelona: Universidad Autónoma de Barcelona.
- SIMPSON, J. (1989): «La producción agraria y el consumo español en el s. XIX». *Revista de Historia Económica* VII (2), pp. 355-88.
- TUCKER, R. S. (1936): «Real wages of artisans in London, 1729-1935». *Journal of the American Statistical Association* 31, pp. 73-84.
- VICEDO, E. (1978): «El preu dels cereals durant el segle XVIII en un mercat de l'interior: l'Almodí de Lleida», en *Ir Colloqui d'Història Agrària*, 13-15 d'octubre de 1978. Barcelona: Institució Alfons el Magnànim-Diputació de València, pp. 327-46.

- (1983): «Els preus dels cereals al mercat de Lleida durant la primera meitat del segle XIX». *Recerques* 14, pp. 167-77.
- VICENS VIVES, J. y LLORENS, M. (1958): *Industrials i Politics del segle XIX*. Barcelona: Ed. Teide.
- VILAR, P. (1978): *Cataluña en la España moderna*. Barcelona: Crítica.
- VOGELSANG, T. J. (1997): «Wald-type tests for detecting shifts in the trend function of a dynamic time series». *Econometric Theory* 13 (6), pp. 818-49.
- WANG, J. y ZIVOT E. (2000): «A Bayesian Time Series Model of Multiple Structural Changes in Level, Trend and Variance». *Journal of Business and Economic Statistics* 18 (3), pp. 374-86.
- WILLIAMSON, J. G. (1987): *Capitalismo y desigualdad económica en Gran Bretaña*. Madrid: Ed. Ministerio de Trabajo y Seguridad Social.

## APÉNDICE A

## CUADRO A-1

PRECIOS ANUALES POR PRODUCTO, 1775-1844<sup>33</sup>

AÑO	ACEITE	CARNERO	LEÑA <sup>34</sup>	TRIGO <sup>35</sup>	VINO <sup>36</sup>
	ptas/ <i>quartà</i>	ptas/ <i>lliura carnissera</i>	ptas/carga	ptas/ <i>quartera</i>	ptas/carga
1775	3,8938	0,7973	1,5957	13,8763	15,7295
1776	3,1762	0,7968	1,7193	12,8196	11,7925
1777	3,4710	0,7788	1,6785	11,6167	12,9410
1778	3,0951	0,7788	1,7981	12,9372	16,2367
1779	3,1836	0,7927	1,7021	13,0635	9,3774
1780	3,3412	0,8084	1,7188	13,3132	7,3257
1781	3,5489	0,8678	1,6854	13,7723	9,6635
1782	3,6601	0,8956	1,6354	14,8495	10,2188
1783	3,6713	0,8900	1,6848	14,3775	11,1258
1784	3,9454	0,8789	1,9107	13,7563	11,1634
1785	3,5155	0,9044	2,3029	15,3333	12,2160
1786	4,0050	0,9262	2,3863	14,3574	8,6266
1787	4,0273	0,9762	2,1527	13,3024	8,9351
1788	3,3709	1,0593	2,1715	13,6510	9,5382
1789	3,5656	1,0668	2,2139	18,4609	14,5355
1790	3,5767	1,0124	2,2751	18,1356	18,4223
1791	3,7005	1,0513	2,2751	13,6695	20,6883
1792	4,0435	1,0805	2,1972	14,8611	30,4248

<sup>33</sup> Para obtener la equivalencia entre unidades de capacidad y peso catalanas y unidades estándar véase Alsina (1990).

<sup>34</sup> La fuente ofrece dos tipologías de este producto: leña gruesa de pino, roble y encina y ramales de leña, es decir, leña de horno. Se considera la media aritmética simple de los promedios anuales entre las dos clases de leña.

<sup>35</sup> Principalmente, se trata de trigo de tipo *candéal*. Con anterioridad a la prohibición de importar trigo del año 1820, predomina el trigo procedente de Francia, Italia, Holanda, Países Bálticos, Polonia y Rumania. Desde 1821, aunque continúan apareciendo apuntes de importación, principalmente de los Países Bálticos y Francia, comienza a figurar paulatinamente el suministro de Aragón, puertos del norte peninsular y litoral mediterráneo.

<sup>36</sup> Se eliminan las variedades extremas, es decir, el vinagre y el vino griego. Aunque el archivo no especifica siempre la tipología, hace referencia principalmente a vino tinto, salvo en 1799-1809, años en los que predomina el *claret*. Este producto procede del extrarradio de la Barcelona de la época, del sudoeste de la ciudad –principalmente del Vallès Occidental, Anoia, Baix Llobregat, Alt Penedès y Garraf–, de la zona Tarragonès-Baix Camp y, eventualmente, de la costa del Baix Empordà.



## CUADRO A-1

PRECIOS ANUALES POR PRODUCTO, 1775-1844<sup>33</sup>

AÑO	ACEITE	CARNERO	LEÑA <sup>34</sup>	TRIGO <sup>35</sup>	VINO <sup>36</sup>
	ptas/ <i>quarta</i>	ptas/ <i>lliura carnissera</i>	ptas/carga	ptas/ <i>quartera</i>	ptas/carga
1793	5,2480	1,1570	2,2563	21,1307	19,3366
1794	4,5849	1,7411	2,8244	21,6378	21,7021
1795	4,6475	1,9691	3,1553	27,3144	25,4258
1796	5,0174	1,5130	3,1595	27,1001	32,7353
1797	6,0158	1,2279	3,2332	21,0803	22,8410
1798	5,9630	1,1535	3,2749	19,2640	16,3899
1799	5,9241	1,1653	3,1831	22,4873	17,5795
1800	5,4068	1,1681	3,1706	23,3992	18,8777
1801	4,2720	1,2349	3,1247	19,9676	20,0987
1802	5,2427	1,2182	3,0747	21,8296	27,9516
1803	4,4083	1,2988	3,1470	22,9790	21,8606
1804	5,7294	1,5241	3,3528	22,7430	10,7634
1805	8,3438	1,6910	3,3959	24,5600	9,0947
1806	6,0075	1,6312	3,4835	23,5740	8,7818
1807	5,6661	1,4435	3,0795	19,7225	13,3284
1808	6,4933	1,9680	2,7446	26,7758	28,4939
1809	10,3429	2,6250	3,7068	39,7350	45,7463
1810	10,1389	1,7953	3,8214	56,0556	55,4767
1811	9,2375	1,8356	3,4828	45,8088	70,3423
1812	6,8413	2,0915	3,3177	37,4351	85,2080
1813	7,0702	2,1360	3,1629	30,5921	57,1989
1814	7,2991	1,9524	3,0177	25,0000	29,1899
1815	7,3494	1,8926	2,7922	24,4948	28,8360
1816	7,0500	1,8023	2,4849	24,3750	34,4586
1817	8,6963	1,7105	2,4969	29,0833	32,0400
1818	8,0720	1,5353	2,4568	22,6416	31,0276
1819	5,4419	1,4685	2,4719	17,6394	18,7583
1820	4,8792	1,5019	2,3821	19,3767	18,6834
1821	4,4125	1,7105	2,1026	17,5506	28,0175
1822	4,1371	1,8690	2,1861	18,1786	25,6138
1823	4,4041	1,8891	2,1694	18,5108	40,4549
1824	3,5404	1,4629	2,3780	17,3061	27,4700
1825	3,4821	1,4574	2,4030	18,7592	21,0713
1826	3,8628	1,5121	2,7970	19,9056	10,2295
1827	2,6617	1,5454	2,7124	18,7086	18,5125

## CUADRO A-1

PRECIOS ANUALES POR PRODUCTO, 1775-1844<sup>33</sup>

AÑO	ACEITE	CARNERO	LEÑA <sup>34</sup>	TRIGO <sup>35</sup>	VINO <sup>36</sup>
	ptas/ <i>quartà</i>	ptas/ <i>lliura</i> carnissera	ptas/carga	ptas/ <i>quartera</i>	ptas/carga
1828	2,7630	1,4838	2,4482	16,9164	18,9222
1829	3,1998	1,4282	2,3112	15,0870	11,8444
1830	3,1581	1,5422	2,4493	14,8814	13,4222
1831	3,0371	1,4407	2,4038	14,8294	15,0000
1832	3,9855	1,3684	2,4038	17,3968	17,5833
1833	3,1098	1,4757	2,4038	15,8463	13,2431
1834	3,7095	1,4277	2,4038	15,4886	8,9028
1835	5,1516	1,4388	2,4853	19,2080	14,1563
1836	3,9835	1,5979	2,4069	19,8802	17,2465
1837	3,9453	1,7281	2,5314	21,8922	17,2153
1838	4,3675	1,5987	2,6556	22,6932	14,9311
1839	3,9274	1,7390	3,2624	21,3228	14,5104
1840	4,1114	1,9116	3,4385	18,9151	13,9792
1841	4,7516	1,8134	3,8193	19,4147	12,5938
1842	3,7978	1,7005	3,7412	18,9329	11,6667
1843	4,1093	1,5158	3,7412	17,9768	13,2917
1844	3,5127	1,4946	3,7412	16,6875	19,5625

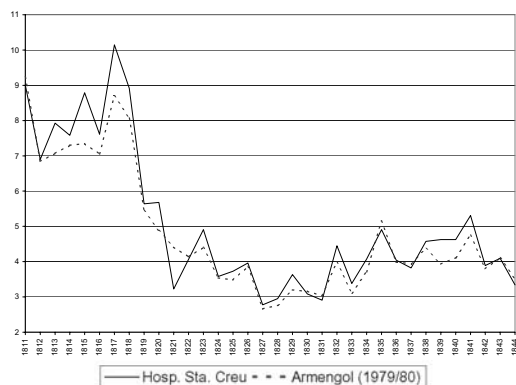
**CUADRO A-2**

ÍNDICE LASPEYRES DE PRECIOS AL CONSUMO, 1775-1844 (1835-39=100)

AÑO	IPC	AÑO	IPC	AÑO	IPC	AÑO	IPC
1775	72,332	1795	128,506	1815	132,665	1835	96,462
1776	64,538	1796	132,573	1816	133,534	1836	96,275
1777	63,301	1797	113,191	1817	149,429	1837	102,280
1778	68,063	1798	103,532	1818	129,257	1838	104,130
1779	63,284	1799	111,873	1819	97,223	1839	102,117
1780	63,153	1800	113,015	1820	99,018	1840	98,150
1781	66,982	1801	101,118	1821	99,386	1841	102,077
1782	70,407	1802	115,036	1822	99,244	1842	95,542
1783	70,149	1803	110,818	1823	112,130	1843	94,680
1784	70,671	1804	109,249	1824	94,942	1844	93,691
1785	75,537	1805	123,791	1825	93,648		
1786	72,871	1806	112,046	1826	91,977		
1787	69,788	1807	101,814	1827	90,230		
1788	69,021	1808	134,852	1828	85,015		
1789	85,595	1809	202,342	1829	76,078		
1790	87,714	1810	245,419	1830	77,763		
1791	79,040	1811	226,267	1831	77,616		
1792	90,340	1812	207,732	1832	89,232		
1793	102,992	1813	170,513	1833	79,288		
1794	108,857	1814	135,284	1834	77,303		

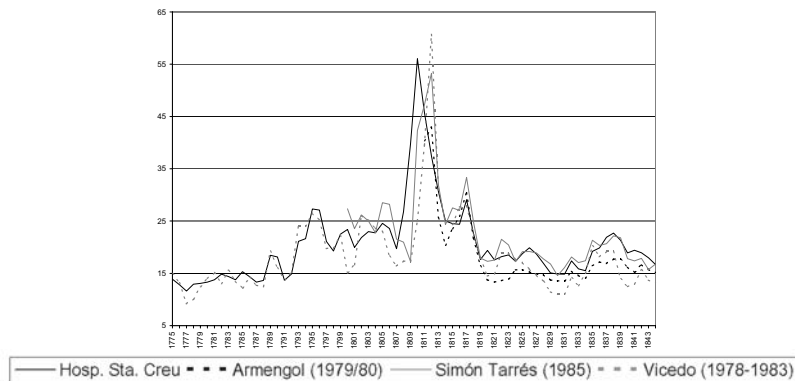
### GRÁFICO A-1

COMPARACIÓN DEL PRECIO DEL ACEITE EN BARCELONA Y FIGUERAS (PTAS/QUARTÀ), 1811-1844<sup>37</sup>



### GRÁFICO A-2

COMPARACIÓN DEL PRECIO TRIGO EN BARCELONA, FIGUERAS, GERONA Y LERIDA (PTAS/QUARTERA), 1775-1844<sup>38</sup>

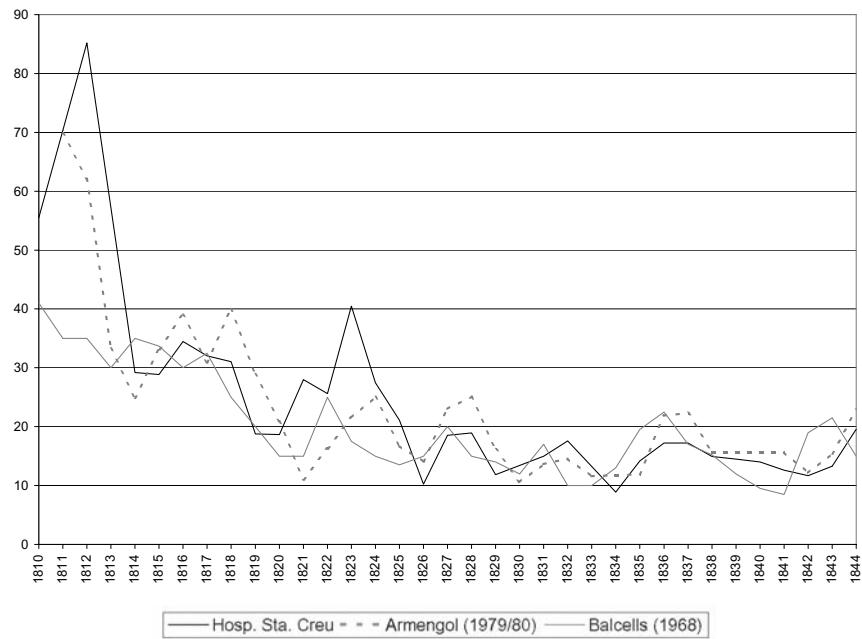


<sup>37</sup> En la serie del Hospital de la Santa Creu el dato de 1813 es estimado. En la serie de Armengol los datos correspondientes al año 1811 y al periodo 1821-1825 aparecen marcados con un interrogante; el año 1822 es estimado.

<sup>38</sup> En la serie del Hospital de la Santa Creu los datos correspondientes a los años 1811, 1812 y 1813 son estimados. Es por esta razón que en este intervalo las observaciones se encuentran ligeramente desplazadas a la izquierda respecto al resto de las series de la comparación. Sin embargo, en ningún caso, dicha estimación afecta a los resultados globales. En la serie de Armengol los valores de los años 1811, 1821 y 1823 aparecen como dudosos; el dato de 1822 es estimado.

**GRÁFICO A-3**

**COMPARACIÓN DEL PRECIO DEL VINO EN BARCELONA, FIGUERAS Y SANT PERE DE RIBES (PTAS/CARGA), 1810-1844<sup>39</sup>**



<sup>39</sup> En la serie del Hospital de la Santa Creu los valores de los años 1811 y 1813 son estimados. En la serie de Armengol los datos del año 1811 y del periodo 1821 a 1825 figuran con interrogante; el año 1822 es estimado.

APÉNDICE B

Análisis de modelos de cambios estructurales múltiples de Bai y Perron (1998; 2003)

Se considera un modelo lineal con  $m$  puntos de ruptura ( $m+1$  regímenes):

$\beta$

$$y_t = x_t' \beta + z_t' \delta_j + u_t \quad t = T_{j-1} + 1, \dots, T_j, \text{ para } j = 1, \dots, m+1$$

$y_t$  es la variable dependiente observada en el momento  $t$

$x_t$  y  $z_t$  son los vectores de parámetros de dimensión  $(p \times 1)$  y  $(q \times 1)$  respectivamente

$\beta$  y  $\delta_j$  ( $j=1, \dots, m+1$ ) corresponden a los vectores de coeficientes

$u_t$  es el término de perturbación en el momento  $t$ .

Los puntos de ruptura ( $T_1, \dots, T_m$ ) se consideran desconocidos (por convenio  $T_0 = 0$  y  $T_{m+1} = T$ ). El objetivo es estimar los coeficientes junto con los puntos de ruptura cuando se dispone de  $T$  observaciones de  $(y_t, x_t$  y  $z_t)$ . Para ello, los autores proponen un algoritmo eficiente para la obtención de mínimos globales en la estimación MCO.

El propósito de mi caso de estudio es determinar la presencia de cambios estructurales en la media para series que presentan problemas de correlación. Para ello, se propone un modelo de cambio estructural puro ( $p=0$ ) con  $z_t = \{1\}$ , es decir, se considera sólo una constante como regresor<sup>40</sup>. Se trata de un modelo aditivo, en el que la transición hacia el nuevo régimen se produce de manera inmediata; es decir, de un periodo a otro. La posible correlación se ajusta por vía no paramétrica. Por tanto, el componente dinámico queda contenido dentro del término de perturbación aleatoria<sup>41</sup>.

El método propuesto por Bai y Perron (1998; 2003) permite realizar los siguientes contrastes para la detección de los puntos de ruptura<sup>42</sup>:

- Estadístico sup F ( $k$ ): contrasta la hipótesis nula de no ruptura ( $m=0$ ) frente a la hipótesis alternativa de un número fijo  $k$  de rupturas ( $m=k$ )
- Estadístico sup F ( $l+1|l$ ): contrasta la hipótesis nula de  $l$  rupturas frente a la hipótesis alternativa de  $l+1$  rupturas

<sup>40</sup> Para realizar la estimación se considera en todos los casos un *trimming* de 0,15 ( $0,15 \cdot T < T_j < 0,85 \cdot T$ ) y un número máximo de rupturas igual a 5.

<sup>41</sup> Los autores aplican la matriz de varianzas y covarianzas consistente con heterocedasticidad y autocorrelación de Andrews (1991) y Andrews y Monahan (1992).

<sup>42</sup> Los valores críticos de los estadísticos sup F ( $k$ ) y sup F ( $l+1|l$ ) se encuentran tabulados en Bai & Perron (1998).

Tomo como regla de selección de modelo el criterio BIC (Bayesian Information Criterion).

Resultados obtenidos del modelo de cambios estructurales de Bai y Perron (1998, 2003)

ALEMANIA. 1792-1844. 1818-1820=1. Mitchell (1998)

Estadísticos<sup>43</sup>:

Sup F(1)	Sup F(2)	Sup F(3)	Sup F(4)	Sup F(5)
35,50*	42,06*	53,66*	44,12*	34,47*
Sup F(2 1)	Sup F(3 2)	Sup F(4 3)	Sup F(5 4)	
9,62*	3,88	0,25	0,59	

Número de rupturas seleccionado: BIC: 3 (años 1798, 1809 y 1819)

Estimación del modelo<sup>44</sup>:

$\delta_1$	$\delta_2$	$\delta_3$	$\delta_4$
1,00	1,35	1,15	0,73
(0,05)	(0,07)	(0,06)	(0,01)

R<sup>2</sup>: 0,894

F(4,49): 103,858

Durbin-Watson: 1,428

BARCELONA. 1775-1844. 1818-1820=1.

Estadísticos:

Sup F(1)	Sup F(2)	Sup F(3)	Sup F(4)	Sup F(5)
2,72	1,78	12,35*	10,06*	50,11*
Sup F(2 1)	Sup F(3 2)	Sup F(4 3)	Sup F(5 4) <sup>45</sup>	
1,98	22,93*	1,24	—	

Número de rupturas seleccionado: BIC: 3 (años 1792, 1808 y 1818)

Estimación del modelo:

$\delta_1$	$\delta_2$	$\delta_3$	$\delta_4$
0,67	1,05	1,60	0,86
(0,06)	(0,02)	(0,50)	(0,04)

R<sup>2</sup>: 0,760

F(4,66): 52,126

Durbin-Watson: 0,623

<sup>43</sup> \*significa la aceptación de la hipótesis alternativa al nivel de significación del 5%.

<sup>44</sup> En todos los casos figura entre paréntesis la desviación típica robusta para  $\delta_i$ .

<sup>45</sup> Dada la posición de los puntos de ruptura no es posible insertar una ruptura adicional con un *trimming* de 0,15.

EE.UU. 1791-1844. 1818-1820=1. Hansen (1925)

Estadísticos:

Sup F(1)	Sup F(2)	Sup F(3)	Sup F(4)	Sup F(5)
3,99	9,28*	24,49*	22,56*	19,74*
Sup F(2 1)	Sup F(3 2)	Sup F(4 3)	Sup F(5 4)	
13,12*	1,54	1,54	—	

Número de rupturas seleccionado: BIC: 3 (años 1811, 1819 y 1834)

Estimación del modelo:

$\delta_1$	$\delta_2$	$\delta_3$	$\delta_4$
0,96	1,27	0,74	0,91
(0,04)	(0,07)	(0,01)	(0,35)

R<sup>2</sup>: 0,583

F(4,50): 17,496

Durbin-Watson: 1,142

FRANCIA. 1798-1844. 1818-1820=1. Mitchell (1998)

Estadísticos:

Sup F(1)	Sup F(2)	Sup F(3)	Sup F(4)	Sup F(5)
5,90 1	5,03*	56,84*	44,07*	43,32*
Sup F(2 1)	Sup F(3 2)	Sup F(4 3)	Sup F(5 4)	
13,30*	13,30*	12,45*	0,14	

Número de rupturas seleccionado: BIC: 3 (años 1806, 1813 y 1820)

Estimación del modelo:

$\delta_1$	$\delta_2$	$\delta_3$	$\delta_4$
1,03	1,44	1,07	0,79
(0,04)	(0,05)	(0,10)	(0,01)

R<sup>2</sup>: 0,905

F(4,43): 101,880

Durbin-Watson: 1,902

GRAN BRETAÑA. 1779-1844. 1818-1820=1. Silberling (1923)

Estadísticos:

Sup F(1)	Sup F(2)	Sup F(3)	Sup F(4)	Sup F(5)
3,38	19,34*	28,61*	25,79*	21,25*
Sup F(2 1)	Sup F(3 2)	Sup F(4 3)	Sup F(5 4)	
20,31*	2,60	0,88	0,32	

Número de rupturas seleccionado: BIC: 3 (años 1789, 1798 y 1819)

Estimación del modelo:

$\delta_1$	$\delta_2$	$\delta_3$	$\delta_4$
0,63	0,78	1,09	0,76
(0,02)	(0,08)	(0,05)	(0,02)



R<sup>2</sup>: 0,822  
 F(4,62): 71,478  
 Durbin-Watson: 1,067

PALENCIA. 1775-1844. 1818-1820=1. Moreno (2001)

Estadísticos:

Sup F(1)	Sup F(2)	Sup F(3)	Sup F(4)	Sup F(5)
11,83*	4,58	12,18*	9,72*	9,95*
Sup F(2 1)	Sup F(3 2)	Sup F(4 3)	Sup F(5 4)	
6,76	24,93*	3,03	—	

Número de rupturas seleccionado: BIC: 3 (años 1787, 1802 y 1818)

Estimación del modelo:

$\delta_1$	$\delta_2$	$\delta_3$	$\delta_4$
0,74	1,06	1,46	0,91
(0,04)	(0,05)	(0,17)	(0,06)

R<sup>2</sup>: 0,536  
 F(4,66): 19,074  
 Durbin-Watson: 1,245

BARCELONA. 1775-1844. 1817-1819=1. Trigo

Estadísticos:

Sup F(1)	Sup F(2)	Sup F(3)	Sup F(4)	Sup F(5)
3,79	1,26	18,54*	13,69*	15,47*
Sup F(2 1)	Sup F(3 2)	Sup F(4 3)	Sup F(5 4)	
2,24	52,27*	0,41	—	

Número de rupturas seleccionado: BIC: 3 (años 1792, 1807 y 1817)

Estimación del modelo:

$\delta_1$	$\delta_2$	$\delta_3$	$\delta_4$
0,62	0,98	1,47	0,79
(0,03)	(0,04)	(0,42)	(0,04)

R<sup>2</sup>: 0,679  
 F(4,66): 34,866  
 Durbin-Watson: 0,841

GRAN BRETAÑA. 1775-1844. 1817-1819=1. Mitchell (1962). Trigo

Estadísticos:

Sup F(1)	Sup F(2)	Sup F(3)	Sup F(4)	Sup F(5)
9,93*	10,03*	11,28*	8,94*	7,91*
Sup F(2 1)	Sup F(3 2)	Sup F(4 3)	Sup F(5 4)	
8,62*	2,13	0,20	0,36	

Número de rupturas seleccionado: BIC: 2 (años 1798 y 1819)

Estimación del modelo:

$\delta_1$	$\delta_2$	$\delta_3$
0,57	1,02	0,68
(0,06)	(0,08)	(0,05)

R<sup>2</sup>: 0,598

F(3,67): 33,173

Durbin-Watson: 1,140

BARCELONA. 1800-1844. 1819=1. Alimentos

Estadísticos:

Sup F(1)	Sup F(2)	Sup F(3)	Sup F(4)	Sup F(5)
1,63	1,49	12,23*	10,18*	18,23*
Sup F(2 1)	Sup F(3 2)	Sup F(4 3)	Sup F(5 4)	
5,48	1,61	4,01	2,43	

Número de rupturas seleccionado: BIC: 3 (años 1807, 1813 y 1819)

Estimación del modelo:

$\delta_1$	$\delta_2$	$\delta_3$	$\delta_4$
1,12	2,12	1,37	0,94
(0,02)	(0,21)	(0,12)	(0,05)

R<sup>2</sup>: 0,822

F(4,41): 47,287

Durbin-Watson: 1,492

GRAN BRETAÑA. 1800-1844. 1819=1. Rousseaux (1938). Alimentos

Estadísticos:

Sup F(1)	Sup F(2)	Sup F(3)	Sup F(4)	Sup F(5)
47,07*	28,70*	25,07*	22,40*	14,78*
Sup F(2 1)	Sup F(3 2)	Sup F(4 3)	Sup F(5 4)	
0,88	0,06	0,11	0,52	

Número de rupturas seleccionado: BIC: 1 (año 1819)

Estimación del modelo:

$\delta_1$	$\delta_2$
1,11	0,79
(0,04)	(0,02)

R<sup>2</sup>: 0,752

F(2,43): 65,266

Durbin-Watson: 1,351

BARCELONA. 1775-1844. 1818-1819=1. Incluye algodón en rama de Beltrán (1945) para el periodo 1812-1844.

Estadísticos:

Sup F(1)	Sup F(2)	Sup F(3)	Sup F(4)	Sup F(5)
2,33	2,36	11,67*	9,98*	45,05*
Sup F(2 1)	Sup F(3 2)	Sup F(4 3)	Sup F(5 4)	
1,90	22,67*	1,87	—	

Número de rupturas seleccionado: BIC: 3 (años 1792, 1808 y 1818)

Estimación del modelo:

$\delta_1$	$\delta_2$	$\delta_3$	$\delta_4$
0,57	0,90	1,44	0,75
(0,06)	(0,02)	(0,31)	(0,04)

R<sup>2</sup>: 0,808

F(4,66): 69,648

Durbin-Watson: 0,822

GRAN BRETAÑA. 1779-1844. 1818-1819=1. Silberling (1923)

Estadísticos:

Sup F(1)	Sup F(2)	Sup F(3)	Sup F(4)	Sup F(5)
3,38	19,34*	28,61*	25,79*	21,25*
Sup F(2 1)	Sup F(3 2)	Sup F(4 3)	Sup F(5 4)	
20,31*	2,60	0,88	0,32	

Número de rupturas seleccionado: BIC: 3 (años 1789, 1798 y 1819)

Estimación del modelo:

$\delta_1$	$\delta_2$	$\delta_3$	$\delta_4$
0,60	0,75	1,04	0,73
(0,02)	(0,08)	(0,05)	(0,02)

R<sup>2</sup>: 0,822

F(4,62): 71,478

Durbin-Watson: 1,067

