

## UNA MIRADA *INGENUA* SOBRE LAS SERIES DEL SECTOR EXTERIOR, 1869-1999 \*

JOSÉ MARÍA SERRANO SANZ <sup>a</sup>  
Universidad de Zaragoza

MARCELA SABATÉ SORT  
Universidad de Zaragoza

MARÍA DOLORES GADEA RIVAS  
Universidad de Zaragoza

### RESUMEN

Este trabajo propone periodificar el sector exterior de la España contemporánea (1869-1999) con mirada *ingenua*. Es decir, su propuesta es periodificar dejando que sea el análisis estadístico de las nuevas series de Prados (2003), quien establezca etapas y las caracterice. Los resultados así obtenidos permiten afirmar que existieron dos etapas compactas pero diferentes entre sí, separadas por una larga transición. La primera etapa, hasta 1935, fue la de un comercio impredecible, con escasa relación con la evolución de la renta. La transición se prolongó hasta 1960 como un periodo lleno de irregularidades. Ese año se abre una segunda etapa compacta, la de un comercio de madurez, predecible y fuertemente vinculado a la evolución de la renta.

**Palabras clave:** Comercio exterior, Rupturas estructurales, Largo plazo, España

---

\* Received 04/03/2007. Accepted 01/22/2008. Los autores desean agradecer sus comentarios a dos evaluadores anónimos, así como las sugerencias de los editores de la revista. Esta investigación ha disfrutado del apoyo financiero del Ministerio de Ciencia y Tecnología (Proyecto CICYT, SEJ 2006-08432) y de la Diputación General de Aragón (Grupo SEIM, 26984).

<sup>a</sup> Departamento de Estructura e Historia Económica y Economía Pública, Facultad de Ciencias Económicas, Gran Vía, 4. 50005 Zaragoza. [jmss@unizar.es](mailto:jmss@unizar.es), [msabate@unizar.es](mailto:msabate@unizar.es), [lgadea@unizar.es](mailto:lgadea@unizar.es).

### ABSTRACT

This paper adopts an unbiased approach to the evolution of Spanish foreign trade (1869-1999). It aims to characterize the long-run performance of the Spanish external sector by applying a statistical analysis to the new series presented by Prados (2003). We identify two well-defined, clearly distinguished stages separated by a period of transition. The first stage, until 1935, was one of unpredictable trade and little connection with national income. The transition, a volatile period, lasted until 1960. This year marks the beginning of a second stage, characterized by a mature, predictable trade strongly linked with income.

**Key words:** Foreign trade, structural breakings, long-term, Spain.

**Jel Classification:** F10, N73, N74

## 1. INTRODUCCIÓN

La literatura sobre el sector exterior de España en perspectiva histórica es extraordinariamente rica, consecuencia de haber sido uno de los grandes temas de investigación, abundante en polémicas, a menudo fecundas. En general, componen dicha literatura trabajos que contienen interpretaciones sobre las consecuencias de la intervención económica sobre los intercambios y el crecimiento o atraso de la economía española, para periodos determinados por aranceles u otras medidas de política comercial. Ciertamente, se ha escrito tanto que resulta difícil abstraerse de las ideas en circulación<sup>1</sup>. Por eso mismo, creemos que puede resultar interesante alejarse de los textos y acercarse de nuevo a las cifras desnudas con una mirada carente de juicios previos o prejuicios; es decir, con una mirada *ingenua* en el sentido de libre, la acepción original del término de acuerdo con el *Diccionario de la Real Academia Española*. Es, además, una aproximación especialmente oportuna ahora, cuando se dispone de las nuevas series homogéneas de comercio y renta de Prados de la Escosura (2003).

Nuestro propósito es muy concreto: establecer una periodificación del sector exterior de la España contemporánea que nazca de las propias series, de las características estadísticas que, eventualmente, diferencien a

---

<sup>1</sup> Una puesta en común de tales ideas se hizo en el Seminario *Raíces históricas de los problemas del atraso económico español*, organizado por la Real Academia de Ciencias Morales y Políticas en Madrid en 1999. En particular pueden verse las ponencias de Prados de la Escosura (1999) y Serrano Sanz (1999). Otros trabajos de largo plazo son Prados de la Escosura (1982, 1988), Serrano Sanz (1990, 1997) y Tena (1989, 2005).

unas etapas de otras. El período objeto de análisis se extiende desde 1869, año del arancel Figuerola, convencionalmente considerado el comienzo de la modernización del sector exterior de España, hasta 1999, año que supuso el fin de las transacciones internacionales en pesetas. Dentro de tan dilatado horizonte temporal, nuestro interés se centra en las posibles etapas que internamente puedan establecerse mediante procedimientos automáticos (léase estadísticos), en lugar de cifrarse en acontecimientos singulares.

Somos conscientes de que no todos los autores ponen énfasis en la existencia de etapas dentro del sector exterior de la España contemporánea; es una opción razonable, por la que, por ejemplo, se decanta Tena (2005). Aunque otros autores, como Carreras y Tafunell (2003), de modo igualmente aceptable, ven tan singulares y decisivas ciertas etapas del sector exterior que llegan a caracterizar con ellas el conjunto de la economía española<sup>2</sup>. Lo cierto es que hasta la fecha, en los trabajos sobre el sector exterior español, la forma más habitual de enfrentarse a la periodificación, cuando ésta se establece, consiste en adoptar los cambios en política comercial como fronteras entre etapas, cual hace Serrano Sanz (1997). Pero este proceder, en cuanto plantea opciones difusas, pudiera no siempre resultar satisfactorio. Por ejemplo, de una etapa aparentemente nítida como la autarquía se suele aceptar que empezó con el fin de la guerra y acabó con el Plan de Estabilización y Liberalización (PEL) de 1959. Sin embargo, los instrumentos que la definen típicamente, contingentes y licencias, comenzaron a emplearse en España algunos años antes, en 1931. En cuanto al momento final, cabría argumentar como alternativa al PEL de 1959 el nuevo arancel de 1960, e incluso poner el énfasis en el cambio de política comercial de 1951, como hacen Viñas *et al.* (1979) o en el nuevo gobierno de 1957, como hace González (1979).

Los ejemplos podrían multiplicarse con referencia a otros momentos históricos y todas las delimitaciones serían tan legítimas como válidas. Pero también creemos que lo es el dejar hablar a las series con procedimientos de selección endógena de etapas, en busca de imparcialidad. Hasta la fecha, este procedimiento no se ha utilizado para analizar las series del sector exterior a tan largo plazo, aunque Cubel y Palafox (1998) y Pons y Tirado (2006) lo han aplicado a la renta<sup>3</sup>. En nuestro trabajo contrastamos la exis-

<sup>2</sup> Carreras y Tafunell (2003) denominan «El viraje nacionalista» al periodo 1891-1914, «El aislamiento de la economía internacional» a los años 1936-1951, la «Industrialización sustitutiva de importaciones» al decenio de los cincuenta y «La reintegración en la economía internacional» a los sesenta.

<sup>3</sup> Ambos trabajos contrastan la existencia de continuidades y discontinuidades en el crecimiento económico español a largo plazo: los primeros entre 1850 y 1936 y los segundos entre 1870 y 1994. Este tipo de aproximaciones comenzaron a realizarse en la literatura internacional en los años noventa, sobre todo referidos a la evolución de la renta o la producción industrial. Véase, por ejemplo, Crafts, Leybourne y Mills (1989).

tencia de rupturas estructurales, en un sentido estadístico, para que sean ellas, en su caso, las que establezcan las etapas que dividen el periodo. Dado el tamaño de la muestra, hemos elegido un método de contraste muy abierto que permite localizar hasta cinco rupturas estructurales en cada una de las series<sup>4</sup>. Es decir, en potencia, el procedimiento puede identificar numerosas etapas, las suficientes para matizar cuanto sea necesario una época histórica larga y compleja como la que aquí se abarca.

Las series analizadas provienen, como se ha dicho, de Prados (2003). Y esto añade otra novedad de interés a nuestro trabajo, pues, por primera vez, se puede estudiar en el muy largo plazo el comercio de bienes y servicios sin la obligación de limitarse a la balanza de mercancías, menos representativa de lo aconsejable en los últimos decenios. Se analizan tres series principales: exportaciones reales de bienes y servicios (X), importaciones reales de bienes y servicios (M) y coeficiente de apertura exterior, definido como el cociente entre la suma de las anteriores en relación con la renta, siempre en términos reales (XMY)<sup>5</sup>.

El resto del artículo se organiza como sigue. En el apartado 2, se presentan visualmente las series objeto de estudio y los resultados de aplicarles el análisis de rupturas. El mismo análisis se aplica a otros países con fines comparativos. En el apartado 3, se comprueba cómo los años en que se concentra la única ruptura hallada para las series españolas de comercio exterior (años cuarenta) son también los años que concentran las observaciones de máxima volatilidad. De hecho, un análisis ARIMA de las series localiza todas las observaciones atípicas en el período 1936-1959. En el apartado 4, vuelven a estudiarse las propiedades estadísticas de las series de comercio descontando estos años excepcionales del análisis, y se examinan las relaciones entre comercio y renta en ambas etapas. Resulta que la primera etapa (1869-1935) fue una etapa de comercio *impredecible* y escasa relación con la renta, mientras la segunda (1961-1999) fue una etapa de comercio *maduro*, predecible y fuertemente vinculado a la renta. En este apartado, además, se razonan las antagónicas propiedades estadísticas de cada etapa a partir de los cambios experimentados por la estructura del sector exterior español entre un período y otro. Finalmente, en el apartado 5, se resumen los resultados y se relacionan con el estado de la cuestión en la literatura española sobre sector exterior y crecimiento a largo plazo.

---

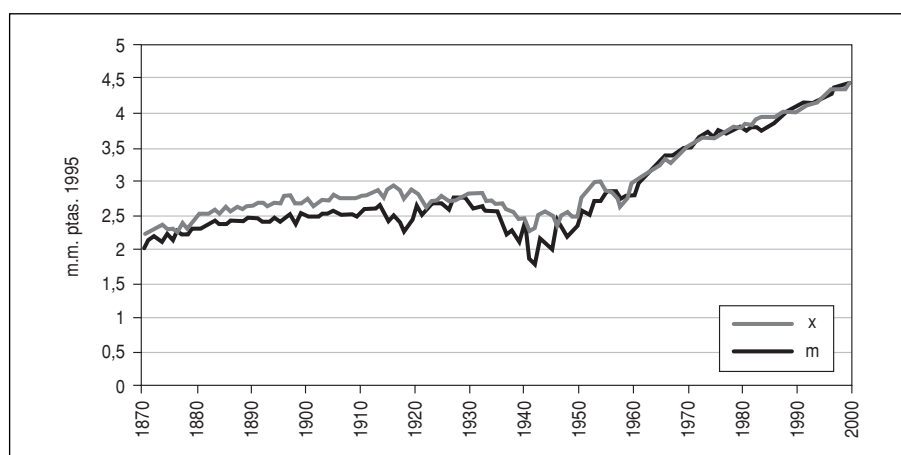
<sup>4</sup> Bai y Perron (1998, 2003a, b).

<sup>5</sup> En el Apéndice 1 se detalla la procedencia de los datos. Además de estas series principales, se han analizado las series de exportaciones e importaciones en relación con la renta y de la tasa de cobertura, definida como la proporción de las exportaciones en relación con las importaciones. Dado que su análisis confirma en lo fundamental los resultados hallados para las series principales, por razones de espacio, no se incluyen en este artículo.

## 2. CONTINUIDAD O DISCONTINUIDAD EN EL SECTOR EXTERIOR

El gráfico 1 ofrece una visión preliminar las dos series primarias, exportaciones (X) e importaciones (M) de bienes y servicios en términos reales. El perfil básicamente coincide: crecimiento suave hasta los años veinte, descenso posterior y, tras tocar fondo a principios de los cuarenta, una nueva etapa de crecimiento mucho más intenso y firme, que llega al presente. En promedio, desde el origen, las exportaciones reales han crecido el 3,92 por cien anual y las importaciones levemente por encima, un 4,24 por cien <sup>6</sup>.

**GRÁFICO 1**  
EVOLUCIÓN DE LAS EXPORTACIONES E IMPORTACIONES (Logaritmos)

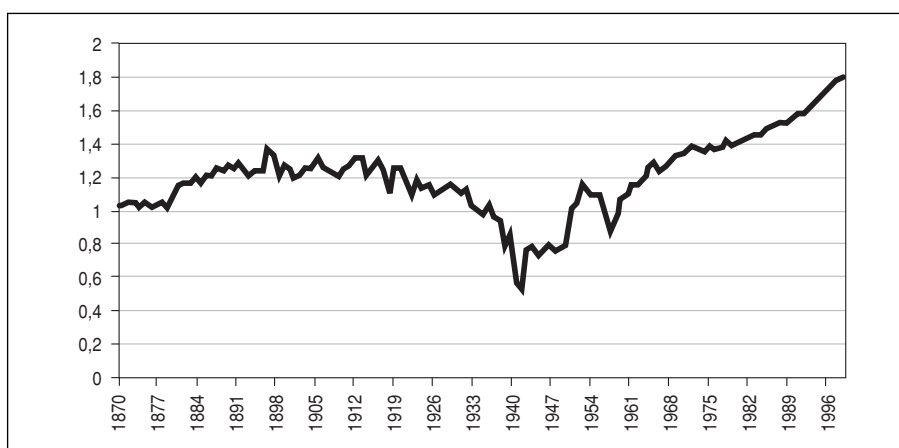


Fuente: Prados (2003).

El gráfico 2 muestra la evolución del coeficiente de apertura (XMY), exportaciones más importaciones sobre el PIB. La condición de ratio explica su perfil más accidentado, aunque a grandes trazos, mantiene el dibujo de las series básicas. El promedio de crecimiento anual es sensiblemente inferior, como consecuencia del efecto producido por los movimientos de la

<sup>6</sup> Un análisis de estadística descriptiva muestra que ambas se hallan lejos de presentar el perfil o las propiedades de una distribución normal. La desviación típica de sus tasas de crecimiento presenta valores moderados, así como el coeficiente de variación de Pearson, que relativiza la desviación típica con la media aritmética para evitar la influencia del tamaño. La curtosis está alejada de los valores de una distribución normal (3), reflejando la existencia de frecuentes observaciones alejadas de media. También el contraste Jarque Bera rechaza la hipótesis de normalidad de la distribución en ambos casos. Ninguna de las dos series tiene una distribución simétrica, aunque las exportaciones tienen un coeficiente positivo, indicativo de que los valores positivos tienen una frecuencia superior a los negativos. Lo contrario sucede en las importaciones, como muestra el signo negativo del coeficiente de asimetría (Apéndice 3, cuadro A.1).

**GRÁFICO 2**  
EVOLUCIÓN DEL COEFICIENTE DE APERTURA REAL (Logaritmos)



Fuente: Prados (2003).

renta, pero aun así tiene signo positivo, mostrando que el comercio ha crecido por encima de la renta en el conjunto del periodo. En otras palabras, ha aumentado el coeficiente de apertura exterior, y esto tanto por una intensificación de la propensión exportadora como por el fuerte ritmo de aumento de las importaciones<sup>7</sup>.

Sobre las tres series, en primer lugar, se aplica un análisis de rupturas estructurales para comprobar si el sector exterior ha tenido un régimen de comportamiento uniforme o cabe distinguir diversos momentos. Una vez identificadas las rupturas, se procede al estudio de cada uno de los periodos delimitados, en busca de factores estadísticos comunes entre exportaciones, importaciones y grado de apertura. Se incluyen además algunas comparaciones internacionales que ilustran la singularidad del sector exterior de España.

### 2.1. En busca de rupturas estructurales

Al objeto de comprobar si a lo largo de los 130 años considerados las series presentan puntos estadísticos de ruptura que permitan hablar de diferentes regímenes del sector exterior, se procede a un análisis de cambio estructural. Para ello, debe antes determinarse la estacionariedad de las

<sup>7</sup> También se halla lejos de parecerse a una distribución normal, tomada en diferencias. Así se desprende del elevado coeficiente obtenido con el contraste Jarque Bera. No es simétrica y tiene una curtosis elevada; es decir, aparecen con frecuencia valores más elevados de lo normal. También el coeficiente de variación de Pearson muestra una cierta volatilidad (Apéndice 3, cuadro A.1).

series, analizando la existencia de raíz unitaria en niveles y diferencias. Los resultados establecen, de forma concluyente, que las tres series en niveles son integradas de orden 1, mientras, tomadas en diferencias aparece con igual claridad un comportamiento de signo contrario, es decir, las series resultan ser estacionarias<sup>8</sup>. Dichos resultados obligan a realizar el análisis de cambio estructural trabajando con las series en diferencias —o equivalentemente, con su tasa de crecimiento—, puesto que los contrastes utilizados requieren la condición de estacionariedad. El procedimiento de contraste es muy abierto y permite localizar hasta un máximo de cinco rupturas, dado el tamaño de la muestra<sup>9</sup>.

Realizados los correspondientes contrastes, se obtienen tres resultados del máximo interés: primero, las series presentan ruptura; segundo, existe un único punto de ruptura y, finalmente, éste se da en un intervalo reducido, entre 1939 y 1949 (cuadro 1). Es decir, el decenio de los cuarenta divide en dos al sector exterior de la España contemporánea.

El modelo más ambicioso, en términos econométricos, es aquel que busca rupturas simultáneamente en media y autorregresivo. Bajo este supuesto, la ruptura se localiza para las exportaciones en 1948 y para las importaciones en 1939; no aparece, en cambio, ninguna ruptura con este grado de exigencia en la serie de apertura exterior. Si se consideran todas las posibles rupturas —es decir, las que suponen independientemente un cambio en la media, un cambio en la tendencia o bien uno en el autorregresivo— aparece que cada una de las tres series sufrió de nuevo una sola ruptura tanto en media como en autorregresivo y ninguna en tendencia. El

**CUADRO 1**  
ANÁLISIS DE CAMBIO ESTRUCTURAL

	Cambio en media	Cambio en tendencia	Cambio en autorregresivo	Cambio en media y autorregresivo
Exportaciones ( $dx$ )	1945	—	1949	1948
Importaciones ( $dm$ )	1941	—	1945	1939
Coefficiente de apertura exterior ( $dxmy$ )	1941	—	1939	—

Notas: Los cambios en cada uno de los modelos se han seleccionado con un trimming  $\epsilon=0.15$  y un número máximo de 5 rupturas estructurales. La matriz de varianzas y covarianzas ha sido construida usando el método de Andrews (1991).

<sup>8</sup> Los contrastes de raíz unitaria —el ADF de Dickey and Fuller (1981), el PP de Phillips-Perron (1988) y el MZ-GLS de Ng y Perron (2001)— no permiten rechazar la hipótesis nula, mientras el contraste de estacionariedad —el KPSS de Kwiatkowski *et al.* (1992)— la rechaza con holgura, tanto en el caso del modelo con constante como cuando se incorpora constante y tendencia. Apéndice 3, cuadro A.2.

<sup>9</sup> Ver Apéndice 2 para una descripción detallada del mismo.

cambio en las exportaciones se produjo en la segunda mitad de los cuarenta (1945 en media y 1949 en autorregresivo); el cambio en las importaciones se dio en la primera mitad del mismo decenio (1941 en media y 1945 en autorregresivo), mientras el cambio en el coeficiente de apertura exterior fue el más temprano (1941 en media y 1939 en autorregresivo).

Dado el grado de libertad del método elegido, con margen suficiente para detectar hasta cinco rupturas, un primer resultado a destacar es la aparición de un único punto de corte que, además, está situado en un intervalo reducido. En este sentido, la experiencia española difiere parcialmente de la de otras economías, también inicialmente periféricas, como Suecia y Portugal.

Para ambos países se dispone de series homogéneas de exportación e importación de bienes y servicios y renta real en el período 1869-1999, y la comparación con estos países ofrece la ventaja añadida de su no implicación (marginal en el caso portugués) en los dos conflictos mundiales, rasgo que comparten con España. Aplicando el mismo análisis de rupturas, y en similitud con España, se localiza en ambos países una única ruptura en las tres series. Para Suecia la ruptura en exportaciones reales se detecta en 1944, en importaciones en 1945 y en apertura en 1915. Por su parte, en Portugal, la ruptura en exportaciones se localiza en 1948, en importaciones en 1916 y en apertura en 1944. La diferencia, por consiguiente, está en la relevancia de la Gran Guerra en el desenvolvimiento del sector exterior de ambos países. El corte podría asociarse al fin de la conocida como primera etapa de internacionalización, de cuyos efectos no hallamos rastro en España. La ruptura en exportaciones, importaciones y apertura españolas se localiza en un reducido intervalo (años cuarenta) y la coincidencia nos incita a pensar en dos grandes fases en la evolución del sector exterior de la España contemporánea<sup>10</sup>.

## 2.2. Antes y después de la ruptura

La vecindad de las tres rupturas en las series sugiere la existencia de dos fases en el sector exterior de la economía española contemporánea: la primera abarcaría entre 1869 y, *grosso modo*, los años cuarenta y la segunda entre la última fecha y el final del siglo xx. El siguiente paso consiste en verificar si exportaciones, importaciones y apertura comparten rasgos estadísticos en cada una de esas dos fases. En dicho caso, podría hablarse con propiedad de la existencia de dos regímenes de comercio en la España contemporánea.

Empezamos seleccionando para cada serie la ruptura más significativa como fecha de cambio. Esto es, 1948 en las exportaciones y 1939 en las importaciones y coeficiente de apertura. A continuación, procedemos a una

---

<sup>10</sup> Para las fuentes suecas y portuguesa véase Apéndice 1.



estimación univariante de las tres series para cada fase. Los resultados (cuadro 2) correspondientes a la primera etapa muestran semejanzas, pero también algunas diferencias<sup>11</sup>. Para empezar, las exportaciones tienen una tasa de crecimiento muy baja, que es negativa en las importaciones y el coeficiente de apertura. El autorregresivo es siempre negativo, aunque no es significativo en las exportaciones. Tampoco los resultados son rotundamente homogéneos si se analizan las series desde la perspectiva de las propiedades estadísticas de su distribución<sup>12</sup>. Sí aparece claro, en cambio, que todas las series presentan una volatilidad elevada<sup>13</sup>.

En la segunda fase las series comparten una tasa de crecimiento positiva y elevada, unos valores alejados de la distribución normal y una volatilidad reducida. Pero el autorregresivo resulta ser positivo para las exportaciones y el coeficiente de apertura (aunque sólo significativo para las primeras) y vuelve a ser negativo en las importaciones (cuadro 2). De manera que tampoco aquí el período resulta estadísticamente homogéneo, siendo la elevada volatilidad el único rasgo compartido por las tres series. Sobre esta pauta común de volatilidad (elevada para las tres series antes de la ruptura, reducida después) se profundiza a continuación.

**CUADRO 2**  
RESUMEN DE LA ESTIMACIÓN DE LAS FASES DE ANTES Y DESPUÉS DE LAS RUPTURAS

	Media		Autorregresivo	
	Antes	Después	Antes	Después
$dx$	1	7	-	+ *
$dm$	-0.4	11	-*	-
$dxmy$	-2	5	-*	+

Notas: Los términos independientes de cada periodo están expresadas en %. La significatividad del parámetro autorregresivo se indica con \*.

### 3. *NATURA NON FACIT SALTUM*

En los gráficos 3 y 4 se muestra la evolución del índice de volatilidad de las series de exportaciones, importación y apertura<sup>14</sup>. En las tres trayecto-

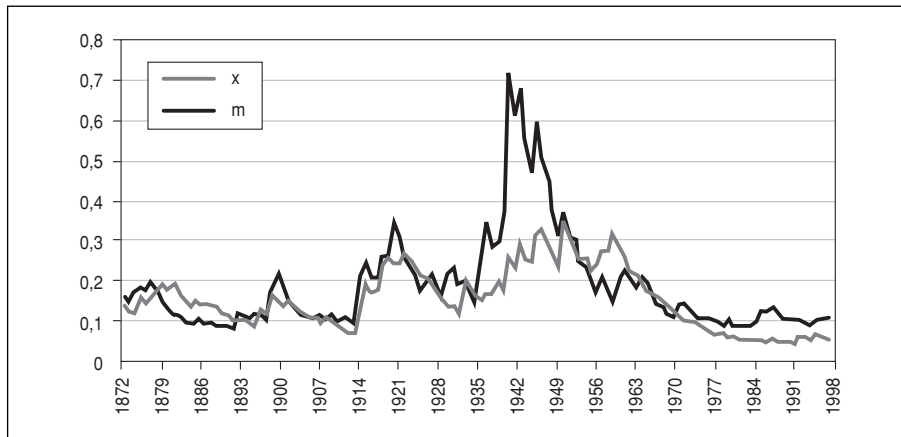
<sup>11</sup> La estimación por periodos se presenta detallada en el Apéndice 3, cuadro A.3, y la estadística descriptiva por etapas en el cuadro A.4.

<sup>12</sup> Apéndice 3, cuadro A.1.

<sup>13</sup> Como indica la suma de los parámetros  $\alpha$  y  $\beta$ . Este es un resultado que ya anticipaban los valores del coeficiente de variación, especialmente para las importaciones (Apéndice 3, cuadro A.5). Véase Apéndice 2 para una descripción de la metodología utilizada.

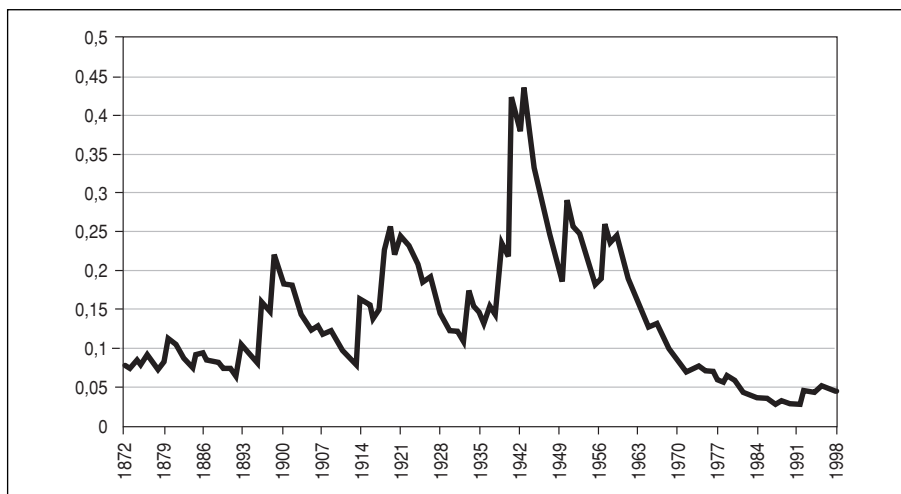
<sup>14</sup> Este índice se calcula a partir de la varianza condicional de un modelo GARCH. Véase Apéndice 2.

**GRÁFICO 3**  
**ÍNDICE DE VOLATILIDAD DE EXPORTACIONES E IMPORTACIONES**



Fuente: Prados (2003).

**GRÁFICO 4**  
**ÍNDICE DE VOLATILIDAD DEL COEFICIENTE DE APERTURA**



Fuente: Prados (2003).

rias se aprecia un comportamiento peculiar en los años cercanos a las rupturas, cuando el índice alcanza sus máximos. Más importante, la excepcionalidad de esos años se confirma al realizar un análisis formalizado de las observaciones atípicas mediante un modelo ARIMA. Al estimar un modelo

**CUADRO 3**  
AÑOS ATÍPICOS (*OUTLIERS*) EN CADA SERIE

	<b>Modelo ARIMA</b>	<b>AO</b>	<b>LS</b>
$dx$	(0,0,1)	1951	
$dm$	(3,0,0)	1936, 1941, 1951	
$dxmy$	(0,0,1)	1941, 1943, 1951	1959

Notas: El análisis de *outliers* se ha realizado con el programa TRAMO-SEATS Gómez y Maravall (1996). AO son *outliers* de tipo aditivo representados por una variable ficticia que toma el valor 1 en el momento de producirse un valor anormal y cero en el resto. Los LS son cambios en niveles.

ARIMA para el periodo completo, 1870-1999, resulta que todas las observaciones atípicas detectadas caen entre 1936 y 1959 (cuadro 3), el período que concentra todas la rupturas. En otras palabras, el período que se extiende entre el comienzo de la guerra civil y el PEL lo constituyen años de violentas oscilaciones que difícilmente encajan con las trayectorias anterior y posterior de las series.

En coherencia con lo anterior, se observa que en esos años la volatilidad promedia su máximo. Calculando el porcentaje de años en los cuales se supera una, dos o tres veces la desviación típica de la serie se llega a que entre 1869 y 1935, el año previo al comienzo de las observaciones atípicas, la variabilidad promedio es moderada. Entre 1936 y 1959, las fechas en las cuales comienzan y acaban las observaciones atípicas, la variabilidad es altísima. Por el contrario, la variabilidad resulta ser apenas existente desde 1960 a 1999 (cuadro 4)<sup>15</sup>. En resumen, hay una larga transición entre 1936 y 1959 que, marcada por una volatilidad muy elevada, concentra todas las observaciones extremas.

Falta por investigar si la excepcionalidad de estos años deja a ambos lados dos etapas, 1869-1935 y 1960-1999, estadísticamente coherentes. O en otras palabras, aceptando el lema que Alfred Marshall inscribió al frente de

**CUADRO 4**  
PORCENTAJE DE AÑOS QUE SUPERAN LA DESVIACIÓN TÍPICA

	<b>Una vez</b>	<b>Dos veces</b>	<b>Tres veces</b>
1869-1935	26,01	6,31	0,25
1936-1959	44,44	17,36	6,25
1960-1999	2,44	0,41	0,00

Notas: Porcentaje de observaciones —en promedio para todas las series en diferencias—.

<sup>15</sup> La representación gráfica de la desviación típica condicionada estimada a partir del modelo GARCH, muestra la evolución detallada de la volatilidad a lo largo de todo el periodo y confirma los resultados obtenidos con el sencillo ejercicio anterior.

sus *Principios de Economía Política* en plena efervescencia evolucionista, «*Natura non facit saltum*», faltaría repetir el análisis para las etapas delimitadas por unos años (1936-1959), que bien podrían ser de *transición* entre regímenes.

#### 4. DEL SECTOR EXTERIOR IMPREDECIBLE AL DE MADUREZ

Los resultados del análisis univariante aplicado a las etapas 1869-1935 y 1960-1999 (cuadro 5), ahora sí ofrecen una gran consistencia estadísticamente hablando y, además, resultan profundamente diferentes. En la primera etapa (1869-1935), exportaciones, importaciones y grado de apertura comparten sus principales características: la tasa de crecimiento es baja en el comercio y nula en la apertura y el parámetro autorregresivo es negativo y significativo en los tres casos. Esto indica que en las series se han sucedido frecuentes *shocks* positivos y negativos que han acabado configurando una trayectoria impredecible. En decir, se trata de una etapa en que el comercio o el grado de apertura de un año concreto es el mero resultado de la acumulación de perturbaciones aleatorias en el pasado. Las series carecen de memoria y por ello nos referimos al régimen de comercio entre 1869 y 1935, como el *de los años impredecibles*. La notable volatilidad hallada para la etapa previa a las rupturas a que se ha hecho alusión antes, es una manifestación perfectamente coherente con esta categorización de comercio *impredecible*.

En cuanto a la segunda etapa (1960-1999), también las series de exportaciones, importaciones y grado de apertura comparten rasgos estadísticos, constituyendo un régimen igualmente compacto. Los rasgos comunes, sin embargo, son antagónicos a los de la primera etapa. Comienzan por presentar una trayectoria fuertemente ascendente y su estimación proporciona una media de crecimiento elevada y significativa. También el autorregresivo es significativo, pero ahora su signo es positivo. Es decir, frente a lo que

**CUADRO 5**  
RESUMEN DE LA ESTIMACIÓN DE LOS PERIODOS SIN LA ETAPA DE TRANSICIÓN PROLONGADA

	1869-1935		1960-1999	
	Media	Autorregresivo	Media	Autorregresivo
<i>dx</i>	2	.*	9	+*
<i>dm</i>	2	.*	9	+*
<i>dxmy</i>	-0	.*	5	+*

Notas: Los términos independientes de cada periodo están expresadas en %. La significatividad del parámetro autoregresivo se indica con \*.

ocurría antes de 1935, el valor de una serie en un año concreto se puede predecir a partir de los valores que tenía en los años precedentes; en términos técnicos, ahora las series tienen memoria. Incluso desaparecen por completo los comportamientos erráticos y su manifestación más visible, la volatilidad. Es el sector exterior propio de una economía asentada, lo que nos permite referirnos al régimen de comercio entre 1960 y 1999, como el de *los años de madurez*.

En cualquier caso, lo mismo para el primer que para el segundo régimen, hay que indagar en la estructura del sector exterior para racionalizar las antagónicas propiedades de las series. Para empezar, las razones que están detrás de la condición de *impredecible* del sector exterior de España en la primera etapa hay que buscarlas, dado el predominio casi completo del comercio de bienes, en su composición. Cerca del 80 por cien de las exportaciones y aproximadamente la mitad de las importaciones eran productos primarios, esto es, alimentos, minerales y metales y materias primas. El peso de los alimentos en la balanza era abrumador: más de la mitad de las exportaciones y, aproximadamente, una cuarta parte de las importaciones. Aunque estas proporciones se mantuvieron muy estables, la composición interna de unas y otras era cambiante y esto daba una elevada variabilidad a la balanza agraria, con efectos a corto sobre el equilibrio externo y hasta sobre el cambio de la peseta, conforme Gadea y Sabaté (2004) ilustran. La influencia de las cosechas propias y ajenas y la vulnerabilidad ante interferencias de política comercial explican esa variabilidad.

Por otra parte, de acuerdo con Gallego (2001), la agricultura española tenía un grado de apertura más elevado que el conjunto de la economía, pero estancado desde los noventa del XIX hasta la guerra civil. Las exportaciones no siguieron el ritmo de crecimiento de aquellos países entonces especializados en el agro de exportación y las importaciones fueron contenidas, según Sabaté (1996) y Gallego (2001), por un proteccionismo pensado sobre todo como política de rentas. En Pinilla (2001) se achacan las limitaciones exportadoras agrarias a la escasa relevancia en el comercio internacional de los productos en los que España tenía ventaja, como vino, aceite y frutas. También se ha hecho responsable al proteccionismo, al propio, que según Pardos y Serrano Sanz (1998) restó competitividad, y al ajeno, según Pinilla (2001), debido a la vulnerabilidad de los productos españoles. En cuanto al comercio de minerales, por su dependencia de las dotaciones factoriales nacionales y extranjeras, así como del progreso tecnológico, con preferencias cambiantes en el largo plazo por unos u otros minerales o metales, también incorporaba cierta inestabilidad.

En suma, las dificultades de la agricultura y la minería, así como la falta de capacidad de la industria para abrirse paso decidido en los mercados internacionales, acabaron conformando un sector exterior bastante plano y en algún grado inestable. Un sector en el que no se perciben huellas de la denominada primera etapa de internacionalización que tuvo lugar entre

finales del diecinueve y el comienzo de la gran guerra. Las limitaciones de la especialización productiva española, la política comercial y, según Serrano Sanz (2004), acaso la política cambiaria, mantuvieron a España al margen de aquel proceso.

En cuanto a las razones que explican las propiedades de las series en la etapa *de madurez*, al igual que para la etapa anterior, y además ahora por contraste, debe recurrirse a la estructura del sector exterior. En primer lugar, aunque sigue predominando la balanza comercial, no puede ignorarse ya, cual señala Tena (2005), el peso de los servicios en el sector exterior, muy destacadamente el turismo. Dentro de la balanza comercial, la composición de exportaciones e importaciones se ha invertido desde la primera etapa: a partir de los sesenta el predominio de manufacturas y productos intermedios es notorio y en los últimos años, abrumador, pues alcanza a superar el 80 por cien. En la misma medida ha ido diluyéndose el comercio de productos primarios: las exportaciones de minerales y metales casi han desaparecido y el comercio de alimentos es una pequeña parte del total. El hecho de que el comercio de manufacturas sea mucho más regular en términos internacionales que el de productos primarios, con una nítida trayectoria al alza en los últimos decenios, dada la nueva especialización de la economía española en el comercio, explicaría según Buisán y Gordo (1997), la estabilidad de las series y su tendencia al crecimiento. También el turismo ha mostrado una clara tendencia a la estabilidad en el largo plazo, destaca Buisán (1997), por encima de accidentes coyunturales.

Sin duda, la apertura progresiva de los últimos decenios de la política comercial, así como la inserción cada vez más comprometida en mecanismos de cooperación monetaria, han impulsado esa transformación y han dado lugar a una etapa radicalmente distinta del sector exterior. Si España no participó de la primera internacionalización, un siglo después está haciéndolo de forma destacada en la actual ola de integración comercial y financiera, lo cual, a su vez, encajaría a la perfección con el radical cambio registrado por las relaciones entre sector exterior y crecimiento si se comparan *los años de comercio impredecible* (1869-1935) con los *de madurez* (1960-1999).

A fin de establecer las posibles interrelaciones entre las series de exportaciones, importaciones y renta se ha estimado un sistema VAR estacionario<sup>16</sup>. A partir de las estimaciones del sistema se realizaron dos *tests* de causalidad. El primero es el contraste de ratio de verosimilitud, que permite conocer la influencia de cada variable sobre el resto (causalidad en sentido de Granger). El segundo contraste es la Descomposición de la Varianza del Error de Predicción (DVEP), que calcula la contribución de cada variable en la evolución futura del resto.

<sup>16</sup> Véase Apéndice 2 para el detalle metodológico.

**CUADRO 6**  
ANÁLISIS DE CAUSALIDAD

	<b>dx</b>	<b>dm</b>	<b>dy</b>
1869-1935	7.81 (0.099)*	9.09 (0.059)*	1.93 (0.748)
1960-1999	22.44 (0.000)***	13.34 (0.010)**	9.31 (0.054)*

Los resultados del análisis de causalidad (cuadro 6) indican que en el periodo 1869-1935 existen relaciones de causalidad desde las exportaciones e importaciones hacia cada una de las demás variables, pero son relaciones débiles. En cuanto a la contribución de cada una al crecimiento de las demás, los resultados de la DVEP, tomando un horizonte de veinte años, indican una influencia tenue desde las importaciones hacia las exportaciones y una levemente más fuerte en sentido inverso. Pero lo más significativo es una acusada exogeneidad de la renta, prueba de que la contribución del sector exterior al crecimiento fue, en estos años, muy escasa. Se trata de un resultado coherente con el de Balaguer y Cantavella-Jordá (2001), quienes ceñidos a la balanza comercial en la primera mitad del siglo xx, no hallan relación de causalidad alguna entre comercio y crecimiento.

El contraste es grande, en consecuencia, cuando se considera el periodo 1960-1999, para el que se hallan fuertes vínculos entre exportaciones, importaciones y renta. La causalidad en el sentido de Granger es muy significativa entre las tres variables, aunque destaca por su intensidad la que va desde las exportaciones al resto del sistema (cuadro 6). Este influente papel de las exportaciones se confirma cuando se analiza la contribución de cada variable al crecimiento de las demás. Las exportaciones son la variable más exógena, apenas reciben una débil influencia de las importaciones y ninguna de la renta; en cambio, las importaciones dependen fuertemente de exportaciones y renta y ésta de las dos vertientes del comercio. Nuestros resultados son aquí de nuevo consistentes con los hallados por Balaguer y Cantavella-Jordá (2001, 2004) para igual período, aunque con diferente metodología y referidos únicamente al comercio de mercancías.

## 5. CONCLUSIONES

El objeto de este trabajo ha sido periodificar el sector exterior de la España contemporánea, por medio de un tratamiento estadístico de las series de exportaciones, importaciones y coeficiente de apertura. Empezamos con un análisis de rupturas estructurales que indica la existencia de discontinuidades en todas las series alrededor de los años cuarenta del siglo xx, que son los años, además, que concentran la máxima volatilidad de las series. De hecho, un análisis ARIMA localiza todas las

observaciones atípicas entre 1936 y 1959. Antes de esos años de transición, es decir, entre 1869 y 1935, hay una etapa compacta, en la cual las series comparten unas mismas propiedades estadísticas. Nosotros la hemos caracterizado como de comercio *impredecible* porque las series carecen de memoria y responden a continuos *shocks* de carácter contrario que resultan en una volatilidad moderada. Esos vaivenes son, en realidad, fluctuaciones alrededor de una trayectoria estable con crecimientos, reflejo de una economía atrasada, con un sector exterior de estructura igualmente atrasada. Nos referimos a una estructura con escaso peso de los servicios, mientras los productos primarios dominan el comercio. Podría decirse que entonces, reflejo del atraso relativo de la economía española, la especialización en productos primarios y la servidumbre de una política comercial reactiva, marcaron la evolución del sector exterior español, sin que éste llegara a influir sobre el crecimiento.

Muy otra es la nueva etapa compacta, la que va desde 1960 hasta 1999. Es la etapa que hemos llamado de *madurez* porque las series ahora acumulan memoria, de manera que el comercio de cada año puede predecirse a partir de la trayectoria anterior, en consistencia con lo cual, la volatilidad prácticamente desaparece. Aquí de nuevo, la composición del sector exterior explica el diferente comportamiento de las series. El predominio creciente de los productos manufacturados a partir de los años cincuenta acabó por ser absoluto desde los setenta, sin que haya interferencia de factores exógenos en el corto plazo, pues la competitividad relativa los sustituye como determinante. Se impone la regularidad y la volatilidad se relega a recuerdo del pasado. A ello también contribuye, sin duda, el marco de política económica, tanto internacional como española. A partir de la segunda guerra mundial, la liberalización del comercio internacional ha proporcionado un entorno de apertura, lento al principio pero firme en los últimos decenios, decisivo para un progreso de los intercambios, particularmente industriales. Superadas las iniciales opciones del régimen franquista, la política española se adaptó a ese entorno con los grandes impulsos del PEL y la integración europea. Otro tanto ha ocurrido con una política cambiaria, marcada desde 1959 por una voluntad de compromiso con las monedas vecinas que ha culminado con la adopción del euro. El resultado ha sido el de una especialización en manufacturas dentro de un entorno de progresiva liberalización, que ha impulsado un avance del sector exterior español, capaz a su vez de estimular el crecimiento.

En este sentido, nuestras conclusiones pueden relacionarse con las obtenidas en trabajos previos, bien sea sobre el sector exterior o sobre el desarrollo a largo plazo de la España contemporánea. Por una parte, en el ámbito del sector exterior, con otras series y una metodología diferente, nuestros resultados confirman la estabilidad básica del periodo que va del arancel Figuerola a la guerra civil, ya señalada antes en Serrano Sanz (1997) y, para un periodo más reducido, en Herranz y Tirado (1996). Esto signifi-



ca que las polémicas modificaciones de política arancelaria y cambiaria del período no alteraron radicalmente la marcha del sector exterior. Una idea además, perfectamente coherente con la estabilidad que Cubel y Palafox (1998) asignan a las series de producción españolas entre 1870 y 1935, en cuanto respalda sus conclusiones en el muy controvertido terreno del sector exterior. Nuestros resultados son también congruentes con los que obtienen Pons y Tirado (2006) en su análisis de las series de PIB entre 1870 y 1994, dónde igualmente localizan la discontinuidad en los años cuarenta, tal y como antes, aunque con una aproximación diferente, sostuviera Carreras (1997).

En definitiva, parece que una mirada *ingenua* sobre el sector exterior de la España contemporánea retrata la imagen de una primera etapa (1869-1935) en que éste, estable en un entorno económico igualmente estable, fue incapaz de influir en la evolución de la renta, contra la imagen de una segunda etapa (1960-1999), en que, mostrándose expansivo en un entorno igualmente expansivo, impulsa el crecimiento. Podría decirse que, contemplado en el largo plazo, el sector exterior español adquiere la doble cara de Jano: la de factor condicionante del desarrollo, pero, asimismo, la de espejo donde el desarrollo, de haberlo, queda reflejado.

## BIBLIOGRAFÍA

- ANDREWS, D. (1991): «Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix Estimation». *Econometrica*, 59, pp. 817-858.
- BAI, J., y PERRON, P. (1998): «Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes». *Econometrica*, 66, pp. 47-78.
- (2003a): «Critical values of Multiple Structural Change Tests». *Econometrics Journal*, 6, pp. 72-78.
- (2003b): «Computation and analysis of multiple structural-change models». *Journal of Applied Econometrics*, 18, pp. 1-22.
- BALAGUER, J., y CANTAVELLA-JORDÁ, M. (2001): «Examining the export-led growth hypothesis for Spain in the last century». *Applied Economics Letters*, 8, pp. 681-685.
- (2004): «Structural change in exports and economic growth: cointegration and causalita análisis for Spain (1961-2000)». *Applied Economics*, 36, pp. 473-477.
- BANERJEE, A.; DOLADO, J.; GALBRAITH, J. W., y HENDRY, D. F. (1993): *Co-integration, Error-Correction and the Econometric Analysis of Non-Stationary Data*. Oxford: Oxford University Press.
- BATISTA, D.; MARTINS, C.; PINHEIRO, M., y REIS, J. (1997): *New Estimates for Portugal's GDP, 1910-1958*. Lisboa: Banco de Portugal.
- BOLLERSLEV, T. (1986): «Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity». *Journal of Econometrics* 31, pp. 307-327.
- BUISÁN, A. (1997): «Exportaciones de turismo y competitividad». *Revista de Economía Aplicada* 13, pp. 65-81.
- BUISÁN, A., y GORDO, E. (1997): *El sector exterior*. Madrid: Banco de España.
- CARRERAS, A. (1997): «La industrialización: una perspectiva a largo plazo». *Papeles de Economía Española*, 73, pp. 35-60.

- CARRERAS, A., y TAFUNELL, X. (2003): *Historia económica de la España contemporánea*. Barcelona: Crítica.
- CRAFTS, N.; LEYBOURNE, S., y MILLS, T. (1996): «Trends and cycles in British industrial production, 1700-1913». *Journal of the Royal Statistical Society*, 152, pp. 43-60.
- CUBEL, A., y PALAFOX, J. (1998): «La continuidad del crecimiento económico en España, 1850-1936». *Revista de Historia Económica*, 3, pp. 619-642.
- DICKEY, D. A., y FULLER, W. A. (1981): «Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root». *Econometrica*, 49, pp. 1057-1072.
- ENGEL, R. F. (1982): «Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of U.K. inflation». *Econometrica*, 50, pp. 987-1008.
- GADEA, M. D., y SABATÉ, M. (2004): «The European periphery in the era of the Gold Standard». *Open Economies Review*, 15, pp. 63-85.
- GALLEGO, D. (2001): «Historia de un desarrollo pausado: integración mercantil y transformaciones productivas de la agricultura española (1800-1936)», en VV.AA., *El pozo de todos los males*. Barcelona: Crítica.
- GÓMEZ, V., y MARAVALL, A. (1996): *Programs TRAMO and SEATS*. Madrid: Banco de España.
- GONZÁLEZ, M. J. (1979): *La Economía política del franquismo, 1940-1970*. Madrid: Tecnos.
- HERRANZ, A., y TIRADO, D. (1996): «La restricción exterior al crecimiento económico español (1870-1913)». *Revista de Historia Económica*, 1, pp. 11-49.
- ISLAM, M. (2004): «The long run relationship between openness and government size: evidence from bounds test». *Applied Economics*, 36, pp. 995-1000.
- KRANZ, O., y SCHÖN, L. (en prensa): *Swedish Historical National Accounts, 1850-2000*. Lund: Almqvist and Wiksell International.
- KWIATKOWSKI, D.; PHILLIPS, P. C. B.; SCHMIDT, P., y SHIN, Y. (1992): «Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root: How Sure Are We that Economic Time Series Have a Unit Root?». *Journal of Econometrics*, 54, pp. 159-178.
- LAINS, P. (2006): *Los progresos del atraso. Una nueva historia económica de Portugal, 1842-1992*. Zaragoza: PUZ.
- (en prensa): «Growth in a protected environment: Portugal, 1850-1950». *Research in Economic History*, 24.
- McKENZIE, M. (1999): «The impact of exchange rate volatility on international trade flows». *Journal of Economic Surveys*, 13, pp. 71-106.
- McKINNON, J. G. (1996): «Numerical Distribution Functions for Unit Roots and Cointegration Test». *Journal of Applied Econometrics*, 11, pp. 601-618.
- NEWBY, W., y WEST, K. (1994): «Automatic Lag Selection in Covariance Matrix Estimation». *Review of Economics Studies*, 61, pp. 631-653.
- NG, S., y PERRON, P. (1995): «Unit root test in ARMA models with data dependent methods for the selection of the truncation lag». *Journal of the American Statistical Association*, 90, pp. 268-281.
- (2001): «Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power». *Econometrica*, 69, pp. 1519-54.
- PARDOS, E., y SERRANO SANZ, J. M. (1998): «Proteccionismo y exportaciones en la Restauración». *Revista de Economía Aplicada*, 15, pp. 5-29.
- PHILLIPS, P. C. B., y PERRON, P. (1988): «Testing for a unit root in time series regression». *Biometrika* 75, pp. 335-346.
- PINHEIRO, M. (ed.) (1997): *Séries Longas para a Economia Portuguesa*. Lisboa: Banco de Portugal.

- (2000): *Séries Longas para a Economia Portuguesa*. Lisboa: Banco de Portugal.
- PINILLA, V. (2001): «El comercio exterior en el desarrollo agrario de la España contemporánea: un balance». *Historia Agraria*, 23, pp. 13-37.
- PONS, J., y TIRADO, D. (2006): «Discontinuidades en el crecimiento económico en el periodo 1870-1994: España en perspectiva comparada». *Revista de Economía Aplicada*, 40, pp. 137-156.
- PRADOS DE LA ESCOSURA, L. (1982): *Comercio exterior y crecimiento económico en España, 1826-1913: Tendencias a largo plazo*. Madrid: Banco de España.
- (1988): *De Imperio a Nación, Crecimiento y atraso económico en España (1780-1930)*. Madrid: Alianza Universidad.
- (1999): «Integración internacional y atraso en España: Lecciones del siglo XIX». *Real Academia de Ciencias Morales y Políticas*, mimeo.
- (2003): *El progreso económico de España 1850-2000*. Madrid: Fundación BBVA.
- SABATÉ, M. (1996): *El proteccionismo legitimado. Política arancelaria española a comienzos de siglo*. Madrid: Civitas.
- SERRANO SANZ, J. M. (1990): «La apertura exterior de la economía española en perspectiva (1901-1980)», en J. L. GARCÍA DELGADO y J. M. SERRANO (coords.), *Economía española, cultura y sociedad. Homenaje a Juan Velarde Fuertes*. Madrid: Eudema, pp. 433-451.
- (1997): «Sector exterior y desarrollo en la economía española contemporánea». *Papeles de Economía Española*, 73, pp. 308-335.
- (1999): «De gusano a mariposa o la protección y el desequilibrio exterior». *Real Academia de Ciencias Morales y Políticas*, mimeo.
- (2004): *El oro en la Restauración*. Madrid: Real Academia de Ciencias Morales y Políticas.
- TENA, A. (1989): «El comercio exterior español 1821-1985», en A. CARRERAS (ed.), *Estadísticas históricas de España, siglos XIX y XX*. Madrid: Fundación Banco Exterior.
- (2005): «Sector exterior», en A. CARRERAS y X. TAFUNELL (coords.), *Estadísticas históricas de España, siglos XIX y XX*. Madrid: Fundación BBVA.
- VIÑAS *et al.* (1979): *Política comercial exterior de España (1931-1975)*. Madrid: Banco Exterior.

## APÉNDICE 1. LAS SERIES

Las series de exportación (X) e importación (M) de bienes y servicios en pesetas de 1995 provienen de Prados (2003), y se obtienen deflactando las series de exportación e importación en pesetas corrientes, cuadro A.13.1, pp. 655-662, con los respectivos deflatores, cuadro A.13.6, pp. 686-693. La serie de renta (Y) en pesetas de 1995 proviene también de Prados (2003), cuadro A.13.5, pp. 681-685.

Para el caso sueco trabajamos con la recientísima reestimación de Kranz y Schön (en prensa). Para el caso portugués, hemos enlazado las series de Lains (en prensa) para 1870-1910, con las de Batista *et al.* (1997) para 1910-1958, suponiendo que las exportaciones de bienes y servicios en 1870-1910, cual suponen Batista *et al.* (1997), evolucionan igual que el comercio de bienes. Las series así obtenidas, siguiendo a Lains (2006), se enlazan con las de Pinheiro (1997) para 1953-1992, posteriormente extendidas hasta 1995

en Pinheiro (2000), para el enlace con las del Instituto Nacional de Estadística portugués.

En el tratamiento estadístico se considera el siguiente vector  $Z_t = \{Z_{it}\}$ , donde  $i = 1 \dots 6$ , recoge las series analizadas ( $x$ ,  $m$ ,  $xmy$ ) y  $t$  varía desde 1869 a 1999. Cuando se toman logaritmos se nombra a las series en minúsculas  $z_{it}$  y se calculan las diferencias logarítmicas como  $dz_{it} = \log(Z_{it} / Z_{it-1}) = z_{it} - z_{it-1}$ <sup>17</sup>.

## APÉNDICE 2. CUESTIONES METODOLÓGICAS

### Análisis de cambio estructural

El método utilizado ha sido el propuesto por Bai y Perron (BP) (1998, 2003a, b) para múltiples rupturas estructurales, basado en la minimización de la suma del cuadrado de los residuos, que es capaz de determinar de forma consistente el número de puntos de cambio en todas las posibles particiones. Considerando  $m$  rupturas ( $m+1$  regímenes) en un modelo general del tipo:

$$z_t = \beta' x_t + \delta_j' z_t + u_t \quad [5]$$

dónde  $z_t$  es la variable dependiente;  $x_t$  ( $px1$ ) e  $y_t$  ( $qx1$ ) son vectores de variables independientes, de modo que el primero permanece invariable y el segundo cambia;  $\beta$  y  $\delta_j$  ( $j=1, \dots, m+1$ ) son los correspondientes vectores de coeficientes; y  $T_1, \dots, T_m$  son los puntos de ruptura detectados endógenamente en el modelo.

Usando este método, Bai y Perron (1998) desarrollan tres tipos de contrastes. El primero  $supF_T(k)$ , contrasta la nula de que no existe ninguna ruptura ( $m=0$ ) frente a la alternativa de que hay  $m=k$  cambios. El segundo,  $supFT(l+1/l)$ , contrasta la hipótesis nula de  $l$  rupturas frente a la alternativa de  $l+1$ . Finalmente, los llamados contrastes dobles,  $UDmax$  y  $WDmax$ , que contrastan la nula de la no existencia de cambio estructural frente a la alternativa de un número desconocido de cambios.

Para seleccionar el número de rupturas seguimos la recomendación de Bai y Perron (2003b) de usar el método secuencial basado en la aplicación de  $supF_T(l+1/l)$ . Si no se detecta ningún cambio sugieren aplicar el  $UDmax$  y  $WDmax$  para comprobar si al menos existe una ruptura, para luego seguir con una aplicación secuencial del  $supF_T(l+1/l)$ . Esta es la estrategia seguida en la obtención de los resultados que se presentan de forma resumida en el cuadro 1.

<sup>17</sup> Mediante una sencilla transformación y puesto que  $\log(1+x) \approx x$  para valores pequeños de  $x$ , esta expresión equivale a la tasa de crecimiento.

Para cada serie  $dz_{it}$  se han planteado tres modelos alternativos a partir de la siguiente especificación autorregresiva:

$$dz_{it} = \alpha_i + \rho_i dz_{it-1} + \zeta_{it} \quad [6]$$

de modo que se contrastan dos modelos de cambio parcial, bien en la constante bien en el autorregresivo y un tercero de cambio puro, donde tanto la constante como el parámetro autoregresivo pueden ser diferentes entre regímenes. De acuerdo con el tamaño muestral,  $T=131$  se considera un número máximo de 5 posibles rupturas con un  $\varepsilon=0.15$ <sup>18</sup>. El procedimiento permite que el proceso  $\zeta_t$  presente autocorrelación y heterocedasticidad, usando un método habitual de corrección no paramétrica.

### Volatilidad

La volatilidad se analiza a través de la estimación de un modelo AR(1)-GARCH (1,1). Los modelos GARCH (*Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity*)<sup>19</sup> permiten relajar el supuesto de varianza constante e introducir el de varianza condicional, de modo que ésta varía de acuerdo con la información pasada. Una opción que parece adecuada a la vista de la elevada volatilidad de la serie —gráficos A.3.1-A.3.2— y de los resultados obtenidos con anterioridad en el análisis descriptivo. Una expresión habitual para un modelo AR(1)-GARCH(1,1) sería:

$$dz_t = \delta + \phi_1 dz_{t-1} + \zeta_t \quad [7]$$

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha \zeta_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 \quad [8]$$

donde la serie  $dz$  es expresada como un proceso autorregresivo con un termino de error que presenta una varianza condicional, que a su vez es la variable dependiente en el modelo en función de una constante, la volatilidad del periodo previo —el termino ARCH— y la predicción de la varianza condicional en el periodo previo —termino GARCH—. La suma de los parámetros  $\alpha + \beta$  es una medida de la persistencia de los shocks de volatilidad, de modo que un valor muy cercano a la unidad indicaría una elevada inercia de los mismos. La estimación de la varianza condicional ofrece también una medida de volatilidad que permite analizar su evolución por periodos<sup>20</sup>.

<sup>18</sup> Este parámetro, conocido como *trimming*, representa el porcentaje de muestra al principio y al final que se elimina para llevar a cabo el análisis de rupturas.

<sup>19</sup> Este tipo de modelos, introducido por Engel (1982) y Bollerslev (1986), ha sido ampliamente utilizado en series financieras.

<sup>20</sup> Esta medida de volatilidad —la desviación típica condicional— de frecuente aplicación en series financieras, ha sido usada en economía internacional por McKenzie (1999) para el tipo de cambio y por Islam (2004) para los términos de comercio.

### Análisis de causalidad

El análisis de causalidad en el sentido de Granger se realiza a partir de un modelo VAR estacionario (Vector Autorregresivo), que permite estudiar simultáneamente las relaciones entre todas las variables analizadas sin establecer *a priori* su naturaleza exógena o endógena en el modelo. En su forma general un VAR de orden  $p$  se expresa de la siguiente forma:

$$Z_t = \sum_{i=1}^p \gamma_i Z_{t-i} + \alpha D_t + \varepsilon_t \quad [9]$$

donde es un vector de variables endógenas y  $D_t$  incluye los elementos determinísticos. En este caso, se incluye una constante, trabajamos con tres variables ( $k=3$ ) y el orden ( $p=2$ ) se ha determinado de acuerdo con criterios de información. La especificación quedaría del siguiente modo:

$$dx_t = \sum_{i=1}^p \gamma_i dx_{t-i} + \sum_{i=1}^p \mu_i dx_{t-i} + \alpha D_t + \varepsilon_t \quad [10]$$

$$dm_t = \sum_{i=1}^p \lambda_i dm_{t-i} + \sum_{i=1}^p \delta_i dm_{t-i} + \beta D_t + \xi_t \quad [11]$$

$$dy_t = \sum_{i=1}^p \gamma_i dy_{t-i} + \sum_{i=1}^p \mu_i dy_{t-i} + \alpha D_t + \psi_t \quad [12]$$

## APÉNDICE 3. CUADROS COMPLEMENTARIOS

**CUADRO A.1**  
ESTADÍSTICA DESCRIPTIVA

	Media	Desv. típica de Variación	Coficiente	Simetría	Curtosis	Normalidad (Jarque Bera)
Exportaciones ( $dx$ )	3,92%	0,16	4,13	0,20	5,02	22,98(0,000)
Importaciones ( $dm$ )	4,24%	0,22	5,30	-0,40	10,72	326,59(0,000)
Coficiente de apertura exterior ( $dxmy$ )	1,36%	0,14	10,19	-0,47	9,09	205,92(0,000)

Notas: La simetría se calcula con el momento de orden 3, siendo 0 para el caso normal. La curtosis se calcula con el momento de orden 4, siendo 3 en el caso de una normal, p-valores entre paréntesis.

**CUADRO A.2**  
CONTRASTES DE RAÍZ UNITARIA Y ESTACIONARIEDAD

Con constante y tendencia	ADF	PP	MZt-GLS	KPSS( $\eta_c$ )
x	-0,50	-0,47	-0,73	0,28**
m	-0,68	-0,75	-0,95	0,29**
xmy	-1,18	-0,81	-1,17	0,25**
Con constante	ADF	PP	MZt-GLS	KPSS ( $\eta_\mu$ )
x	0,94	1,00	2,57	1,06**
m	0,86	0,83	2,16	1,05**
xmy	-0,44	-0,30	0,02	0,47*
dx	-10,70**	-10,69**	-5,64**	0,36
dm	-5,84**	-13,40**	-2,86**	0,33
dxmy	11,91**	-11,93**	-5,68**	0,27

Notas: \*\*, \* Significativo al 1 por cien y 5 por cien respectivamente. Los valores críticos del ADF y PP se encuentran en McKinnon (1996). El número de retardos del contraste ADF se selecciona de acuerdo con el método de Ng and Perron (1995), y en el contraste MZt-GLS usando el criterio SBIC. En el contraste PP, la ventana de Bartlett ha sido usada como estimador del kernel, eligiendo el bandwidth tanto en el PP como en el KPSS de acuerdo en el método de Newey and West (1994).

**CUADRO A.3**  
ESTIMACIÓN POR PERIODOS

	Primer Periodo		Segundo Periodo	
	Media ( $\alpha_1$ )	Coefficiente autorregresivo ( $\rho_1$ )	Media ( $\alpha_2$ )	Coefficiente autorregresivo ( $\rho_1$ )
<b>Exportaciones (dx)</b>				
Cambio en media T1=1945	0,003 (0,845)		0,09 (0,000)	
Cambio en autorregresivo T1=1949	0,03 (0,074)	-0,15 (0,179)		0,38 (0,007)
Cambio en media y autorregresivo T1=1949	0,007 (0,666)	-0,14 (0,210)	0,07 (0,010)	0,25 (0,106)

(Continúa)

**CUADRO A.3** (Continuación)

	Primer Periodo		Segundo Periodo	
	Media ( $\alpha_1$ )	Coefficiente autorregresivo ( $\rho_1$ )	Media ( $\alpha_2$ )	Coefficiente autorregresivo ( $\rho_1$ )
<b>Importaciones (<i>dm</i>)</b>				
Cambio en media T1=1941	-0,001 (0,729)		0,11 (0,000)	
Cambio en autorregresivo T1=1945	0,03 (0,117)	-0,28 (0,003)		0,31 (0,125)
Cambio en media y autorregresivo T1=1939	-0,004 (0,859)	-0,46 (0,000)	0,11 (0,001)	-0,08 (0,430)
<b>Apertura exterior (<i>dmxy</i>)</b>				
Cambio en media T1=1941	-0,016 (0,319)		0,05 (0,005)	
Cambio en media y autorregresivo T1=1939	-0,02 (0,264)	-0,31 (0,020)	0,05 (0,012)	0,07 (0,517)

Notas: p-valores en paréntesis,  $\alpha_1$  y  $\alpha_2$  representan la media del primer y segundo periodo respectivamente, y  $\rho_1$  y  $\rho_2$  sus coeficientes autoregresivos.

**CUADRO A.4**  
ESTADÍSTICA DESCRIPTIVA POR PERIODOS

	Media	Desv. típica De Variación	Coefficiente	Simetría	Curtosis	Normalidad (Jarque Bera)
Exportaciones ( <i>dx</i> )						
1869-1948	0,90%	0,17	19,09	0,06	3,76	1,89 (0,387)
1949-1999	8,05%	0,14	1,71	0,86	7,99	60,42 (0,000)
Importaciones ( <i>dm</i> )						
1869-1939	0,20%	0,17	84,86	0,00	3,24	1,16 (0,920)
1940-1999	8,80%	0,25	3,01	-0,82	11,60	195,27 (0,000)
Coef. aper. ( <i>dxmy</i> )						
1869-1939	-0,80%	0,12	15,53	-0,27	3,80	2,71 (0,257)
1940-1999	3,81%	0,15	3,98	-0,78	12,15	218,86 (0,000)

Notas: La simetría se calcula con el momento de orden 3, siendo 0 para el caso normal. La curtosis se calcula con el momento de orden 4, siendo 3 en el caso de una normal, p-valores entre paréntesis.



**CUADRO A.5**  
ESTIMACIÓN POR PERIODOS DE LA VOLATILIDAD

<b>Modelo AR(1)-GARCH(1,1)</b>	$\delta$	$\phi$	$\omega$	$\alpha$	$\beta$
Exportaciones ( <i>dx</i> )					
1869-1999	0,06 (0,000)	0,12 (0,252)	0,00 (0,315)	0,22 (0,001)	0,79 (0,000)
1869-1948	0,02 (0,235)	-0,20 (0,166)	0,00 (0,400)	0,24 (0,176)	0,68 (0,013)
1949-1999	0,08 (0,000)	0,32 (0,004)	0,00 (0,419)	0,05 (0,329)	0,84 (0,000)
Importaciones ( <i>dm</i> )					
1869-1999	0,04 (0,001)	-0,08 (0,445)	0,00 (0,092)	0,31 (0,001)	0,66 (0,000)
1869-1939	0,01 (0,385)	-0,27 (0,046)	0,00 (0,396)	0,37 (0,042)	0,66 (0,000)
1940-1999	0,09 (0,000)	0,07 (0,494)	0,00 (0,593)	-0,11 (0,028)	1,00 (0,000)
Coef. Apertura ( <i>dxmy</i> )					
1869-1999	0,04 (0,000)	0,02 (0,868)	0,00 (0,399)	0,29 (0,000)	0,77 (0,000)
1869-1939	0,00 (0,941)	-0,21 (0,076)	0,00 (0,439)	-0,08 (0,179)	1,08 (0,000)
1940-1999	0,05 (0,000)	0,11 (0,347)	0,000 (0,079)	-0,12 (0,087)	1,03 (0,000)

Notas: p-valores en paréntesis.