

## Tipo de cambio y protección. La peseta al margen del Patrón Oro, 1883-1931\*

- JOSÉ MARÍA SERRANO SANZ
  - MARÍA DOLORES GADEA RIVAS
  - MARCELA SABATÉ SORT
- Universidad de Zaragoza

### Introducción

La peseta fue convertida en unidad monetaria oficial de España en octubre de 1868, vinculada al patrón bimetálico de la Unión Monetaria Latina, como es bien conocido. Las dificultades genéricas del bimetalismo, aceleradas por la aparición de nuevos yacimientos de plata y la derrota de Sedán, arruinaron las posibilidades de consolidar esa zona monetaria, sin que se hubiera producido una integración formal de la peseta. El patrón oro se convirtió entonces, decididamente, en eje del sistema de cooperación monetaria internacional, conforme quedó claro con la adhesión de Alemania y más tarde de Estados Unidos. Su época dorada alcanzó hasta la primera guerra mundial, si bien en los años que siguieron al conflicto continuó siendo considerado por muchos la mejor alternativa y grandes países como Gran Bretaña, Francia, e incluso Alemania, volvieron a adoptarlo. La crisis de los treinta lo arrumbó y cabe tomar como símbolo del final de etapa el ejercicio 1931, cuando la libra, la moneda del patrón oro por excelencia, lo abandona<sup>1</sup>.

En España el régimen de la Restauración se planteó tempranamente la cuestión monetaria, pues en 1876 el gobierno solicitó un dictamen a la Junta Consultiva de la Moneda, presidida por el ministro de Hacienda, y la propuesta fue adoptar de

\* Los autores agradecen los valiosos comentarios y sugerencias de dos evaluadores anónimos.

1. Para una reciente panorámica del patrón oro véase Eichengreen (1996).

inmediato el patrón oro<sup>2</sup>. En el Real Decreto de 20 de agosto de ese año se anunció el comienzo de las acuñaciones áureas, aunque se convino en mantener durante un tiempo las de plata, hasta que el oro en circulación fuese considerado suficiente. La caída continua del precio de la plata hizo imposible cumplir dichos planes, como predecía la ley de Gresham, y el oro no alcanzó a ser el centro del sistema monetario español, a pesar de que en 1880 su valor en manos del público superaba a la suma de plata y billetes. Desde esa fecha comenzó a decaer y a mediados de los noventa había desaparecido de la circulación interior.

Un reconocimiento formal de la nueva realidad no llegó a producirse nunca, pero se atribuye cualidad de tal al momento en que el Banco de España dejó de pagar en oro sus billetes<sup>3</sup>, en 1883. Con esta decisión el país se distanciaba de la comunidad internacional, polarizada en torno al patrón oro; la peseta fue, hasta los años treinta, «una isla de patrón fiduciario en un mar de patrón oro»<sup>4</sup>. En la historiografía española el hecho se ha reflejado, principalmente, en forma de controversias suscitadas por dos hipotéticas consecuencias del mismo: el posible aislamiento de los circuitos financieros internacionales<sup>5</sup> y la alteración por un tipo de cambio fluctuante, de los niveles de protección teóricamente establecidos en el arancel. El presente trabajo se ocupa de esta segunda cuestión, en el período comprendido entre la renuncia a que la peseta cumpliera los compromisos del patrón oro, 1883, y la definitiva defección de la libra, en 1931.

La historiografía sobre el asunto transmite, en términos generales, la imagen de una peseta débil, cuya tendencia a la depreciación habría incrementado el proteccionismo arancelario. Esta tesis parte de una visión fragmentaria del período y

2. Acerca del documento opinaba Sardá (1987), p. 169: «no hay ninguna duda de la corrección técnica y científica de este Dictamen». Sobre la creación de la peseta y sus iniciales avatares, pueden verse, además, Barthe (1905), Jiménez y Rodríguez (1905) y Tortella (1974).

3. Aunque la fecha es inequívoca, no hubo una declaración formal del Banco de España sobre tal extremo, según señala Sardá: «De este hecho trascendental en nuestra historia monetaria no hemos podido encontrar rastro oficial ni en las actas del Consejo del Banco de España», Sardá (1987), p. 172.

4. Tortella (1994), p. 331.

5. Fue Martín Aceña (1981) en un conocido estudio sobre el patrón oro, quien responsabilizó a la opción fiduciaria española, del «aislacionismo» de las corrientes internacionales de capital. Los costes de oportunidad que en términos de inversión supuso, tampoco se compensaron, según el mismo autor, con un aprovechamiento de las posibilidades de expansión monetaria propias de un sistema fiduciario; en el período 1883-1914, la desviación del contexto internacional habría tenido nocivos efectos para la economía española. Esta tesis contrasta, en lo que a los años noventa respecta, con la positiva valoración que hicieron autores como Sardá (1987), pp.196-198 y 252, Solé Villalonga (1967), pp. 41-43, y Tortella (1970), de la no convertibilidad oro de la peseta. La expansión monetaria de esta década, imposible con España adscrita al patrón oro, no sólo la habría alejado de la depresión internacional finisecular, sino que hizo posible la financiación a partir de 1895, de los excepcionales déficit de la Hacienda «sin pagar intereses tan altos como sin duda le habrían exigido si hubiese tenido que recurrir exclusivamente a prestamistas y banqueros extranjeros —alternativa irremediable— de no haber contado con el Banco». Tortella (1970), p. 312. En la misma línea se inscriben Herranz y Tirado (1996), p. 28, quienes tras plantear los términos del debate, amparándose en las dificultades estructurales de la balanza comercial española, cuestionan «la conveniencia e incluso la viabilidad de esta práctica cambiaria».

de los ríos de tinta vertidos sobre la depreciación finisecular y sus consecuencias protectoras, que han anegado otros episodios de signo contrario, ocasionalmente mencionados. Aquí se plantea una aproximación distinta, en la que domina una consideración global del período, para dar respuesta a la pregunta de fondo: el papel que tuvo la marginación de la peseta del patrón oro, en orden a alterar los niveles de protección de la economía española. Para analizarlo se propone contrastar la teoría de la Paridad del poder adquisitivo, a fin de poner en relación los movimientos del cambio con la evolución de los precios relativos. La moneda elegida como referencia para la peseta es la libra esterlina, no sólo por su importancia en las relaciones económicas de España con el exterior, sino porque su papel central en el patrón oro y la rigidez de las relaciones en ese esquema de coordinación monetaria, aseguran que lo ocurrido con relación a la libra es representativo de lo que sucedió con las demás monedas del sistema<sup>6</sup>.

El cumplimiento de la Paridad del poder adquisitivo implicaría que los movimientos de precios relativos —en este caso españoles y británicos— condicionaron las oscilaciones del cambio. Esto es, debería aceptarse que a largo plazo, en el horizonte de vigencia del patrón oro, las fluctuaciones nominales de la peseta se limitaron a compensar los desfases en la evolución de precios nacionales y extranjeros, jugando en consecuencia un papel neutral en términos de protección y reserva del mercado interno. Nuestra singular opción monetaria no habría tenido influencia sostenida en las barreras protectoras, ni interferido a largo plazo, por tanto, en los flujos de comercio.

En el próximo epígrafe, se detalla la evolución del cambio peseta-libra y se resumen las posiciones de la historiografía acerca de sus efectos protectores o desprotectores en distintos momentos del período considerado. A continuación, se procede a la contrastación empírica, con una breve referencia a la teoría de la PPA. Para finalizar se interpretan los resultados, y se extraen conclusiones, en relación con los interrogantes formulados al comienzo del artículo.

## Cambio y precios relativos

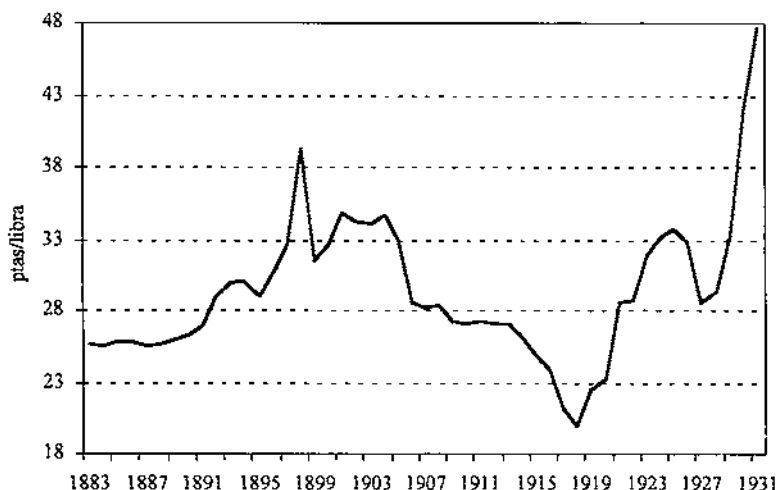
En abierto contraste con los decenios precedentes<sup>7</sup>, la cotización de la peseta frente a la libra esterlina dibuja, en el período 1883-1931, una accidentada trayectoria: salvando ciertos momentos de estabilidad, la fluctuación fue la nota domi-

6. También el Dictamen del Patrón Oro se planteó seleccionar una moneda de referencia para la peseta y eligió la libra esterlina, con un argumento adicional que asimismo es válido aquí: su mayor estabilidad en los momentos de tribulaciones monetarias que siguieron a la Gran guerra. «Aunque afectada fuertemente por la guerra —Dictamen (1929), p. 53—, la libra no ha experimentado colapso alguno semejante a los del franco».

7. De acuerdo con Prados de la Escosura (1986), la cotización de la peseta frente a la libra esterlina, se mantuvo entre 1821 y 1883 en torno a los 25 pesetas/libra, con un mínimo de 26,97 en 1848 y un máximo de 23,75 en 1860.

nante (Gráfico 1). Ahora bien, por encima de tan innegables avatares, en los que más adelante se entrará, cabe distinguir tres grandes etapas. De 1883 a 1898 dominó una tendencia a la depreciación, especialmente acusada en la segunda mitad de los noventa, que llevó el cambio de 25,58 pesetas por libra a 39,24; el déficit presupuestario y la crisis agrícola a finales de los ochenta y las dificultades para financiar de forma ortodoxa la guerra antillana, después, proporcionan una explicación sumaria del fenómeno. Tras el 98 comenzó una etapa de apreciación, que permitió alcanzar en 1918 el punto de máximo valor de la peseta respecto a la libra en toda su historia: expresado en términos de cambio medio anual, 19,26 pesetas por libra esterlina<sup>8</sup>. La severa estabilización que siguió a la guerra colonial, la disciplina presupuestaria y monetaria de la década que inició el siglo y la neutralidad en la primera gran guerra, resumen los motivos de tan prolongada trayectoria. Pero si 1918 marcó el máximo, las 47,64 pesetas por libra de 1931 representaron el mínimo valor de la moneda española hasta la guerra civil; los esfuerzos británicos por restaurar el patrón oro tras la guerra mundial a las paridades del año 14, la indisciplina presupuestaria española de los veinte y la inestabilidad política al final del período, son las razones de fondo tras la tendencia<sup>9</sup>.

GRÁFICO 1  
TIPO DE CAMBIO NOMINAL.



Fuente: Apéndice 1.

8. Cambó llega a hablar en ese año de que «el cambio inverosímil de nuestra moneda nos está asfixiando (...), la peseta no es ya una moneda, es una pieza de colección» Cambó (1991), p. 544.

9. Cuando Gran Bretaña renunció a la disciplina del patrón aureo, la peseta comenzó a recuperar su cotización, a pesar de los evidentes problemas económicos y políticos de los primeros años treinta; en 1935 el cambio estaba a 37,10 pesetas/libra.

La agitada trayectoria de la peseta, en oposición a la plácida estabilidad de que gozaron las monedas del patrón oro hasta la Gran guerra —y trataron de recuperar en los veinte—, ha desasosegado a los investigadores de la economía española. Un cierto complejo por los excesos del proteccionismo comercial, ha llevado con facilidad a considerar, por parte de algunos, que la debilidad monetaria había sido una vía, adicional y más oculta, para reforzar la reserva del mercado interior. La economía española habría estado así doblemente aislada de su entorno, con fatales consecuencias a largo plazo, en términos de desarrollo y modernización.

En buena medida, el éxito de esta visión del «proteccionismo cambiario» deriva de un episodio tan concreto como llamativo: la depreciación finisecular asociada a la guerra antillana. Las supuestas consecuencias protectoras de la caída del cambio, llegaron a ser un tópico en los trabajos generales y sectoriales sobre el período, a tal punto que la mayoría de quienes recogían el argumento ni siquiera se veían en la necesidad de ilustrarlo con datos concretos<sup>10</sup>. Una nueva etapa en la discusión del problema se inició a partir del cálculo del tipo de cambio efectivo real de la peseta en Sabaté (1993). De acuerdo con la autora, las depreciaciones de 1896-97 no reforzaron el nivel de reserva del mercado interno sancionado en el Arancel Cánovas de 1891. El cambio ponderado de la peseta frente a las monedas más relevantes, considerando la simultánea evolución de precios relativos, daba una apreciación real para 1896-97, en comparación al tipo de 1892, año de entrada en vigor del nuevo arancel; sólo en 1898 pudo la depreciación real de la peseta complementar el efecto restrictivo de los derechos de aduanas. Cálculos realizados con nuevas series de precios confirman plenamente tales resultados<sup>11</sup>.

Polos de atención menores en el examen de los efectos del cambio de la peseta sobre el proteccionismo en años del patrón oro, lo constituyen los episodios de 1906 y 1927, ambos de signo contrario al comentado hace un momento. En efecto, en tales años la peseta inició sendas etapas de apreciación que han llevado a diversos autores a hablar de un efecto desprotector para la economía española y relacionarlo con un freno a las corrientes migratorias en el primer caso, y con los problemas de balanza de pagos en los años veinte<sup>12</sup>.

10. Entre quienes argumentaban el plus proteccionista desde una perspectiva global; Prados de la Escosura (1982), pp. 29 y 51 y Prados de la Escosura (1988), pp. 188 y 191, Maluquer (1985), p. 221, Tortella (1994), pp. 35 y 122 y Sánchez Alonso (1994), p. 185. Entre quienes usaban el argumento en trabajos sectoriales, González Portilla (1981), p. 16, para la siderurgia, Grupo de Estudios de Historia Rural (1985), pp. 347 y 350, para la agricultura; Ojeda (1985), p. 226 para el carbón, o Gómez Mendoza (1989), pp. 95, 97 y 117-188, para el material ferroviario. Una perspectiva de signo opuesto en Martín Aceña (1981) y Serrano Sanz (1997).

11. Con los precios reflejados en el Apéndice 1 —que son los utilizados en nuestra contrastación de la paridad del poder de compra— el tipo real peseta/libra alcanza los valores 120,6 y 112,5 en 1896 y 97, respectivamente, y sólo en 1898 con un valor 95,4 se apunta una depreciación real. Se ha tomado el valor 100 en 1892 para repetir el ejercicio tal como se hacía en Sabaté (1993).

12. Acerca de las consecuencias «desprotectoras» de la apreciación que siguió a 1906, véase Sánchez Alonso (1994), p. 186, Tortella (1994), p. 35 o Prados de la Escosura y Tena (1994). Sobre los años veinte, Martín Aceña (1983) y Prados de la Escosura y Tena (1994).

A pesar de que existen, como se ve, episodios de signo opuesto, predomina claramente en la literatura la impresión de que la tendencia hacia el proteccionismo cambiario fue la decisiva en el largo plazo. Acaso, simplemente, porque el episodio de fines del XIX ha sido aireado con reiteración y los otros han pasado más inadvertidos, o quizá porque no se ha comparado la entidad de las diversas alteraciones de signo opuesto. Lo cierto es que parece compartida de forma tácita por muchos, la postura expuesta de modo extremo por Fraile (1991): «junto con los aranceles, otra poderosa forma de protección fue la depreciación del tipo de cambio de la peseta en los mercados internacionales hasta el principio de siglo y después de la Primera Guerra Mundial»<sup>13</sup>. Esta impresión más o menos generalizada se apoya en la inexistencia, hasta el presente, de una comprobación precisa de cómo evolucionaron las relaciones entre cambio y precios relativos en el conjunto del período. Subsana esa carencia es precisamente el objeto del presente trabajo. Antes de entrar en el modelo y la estimación, convendrá, no obstante, referirse a la cuestión de los precios, un elemento esencial en el planteamiento del problema y origen de controversias, cuando éstas han existido.

Como queda dicho, el papel que el cambio de la peseta pudo jugar en relación con el grado de protección del mercado español no depende únicamente de los avatares de la cotización, sino de las relaciones entre ésta y los precios relativos. Ahora bien, la cotización es una, pero precios hay muchos y por tanto hay que elegir la serie más apropiada para el tema concreto a explorar<sup>14</sup>. En este caso se trata de conocer la influencia de la cotización en el grado de reserva del mercado, bajo el supuesto de que una peseta infravalorada constituía una barrera adicional, al encarecer artificialmente las importaciones, mientras favorecía, por otro lado, la exportación. El efecto contrario se habría derivado de una sobrevaloración del cambio. De acuerdo con este planteamiento los precios que deben considerarse son los de aquellos productos susceptibles de ser objeto de comercio exterior, pues son ellos los únicos que entran en competencia con los de otros países y sus mercados pueden ser potencialmente afectados por la evolución del cambio.

En economía internacional se acostumbra a distinguir entre sectores que producen bienes comerciables y los productores de no comercializables. Los primeros están sometidos a la disciplina en precios de la competencia internacional, aunque pueden zafarse parcial o totalmente de ella, mediante medidas arancelarias o estrategias cambiarias. Los segundos están al margen de la competencia exterior por su propia naturaleza y sus precios resultan aislados de cualquier referencia internacional, por lo que no pueden ser directamente afectados por aranceles ni por el tipo de cambio. Los sectores productores de bienes comercializables son agricultura e

13. Fraile (1991), p. 210.

14. Una amplia discusión sobre la necesidad de adoptar índices específicos de precios para cada problema y acerca de las ventajas e inconvenientes de las diferentes alternativas en relación con la competitividad internacional de la economía española de utilidad, aunque referida a períodos muy recientes, puede verse en L'Hotellerie (1985) y Maycas (1988).

industria, mientras los no comercializables por excelencia son los servicios<sup>15</sup>, aunque también se considera como tal a la construcción. Desde el punto de vista de lo que aquí interesa, las consecuencias son meridianamente claras: la infravaloración de la peseta no habría podido, en ningún caso, añadir protección a los servicios en España, puesto que no competían en precios con los ofrecidos en otros países; en cambio —de existir— pudo haberla representado para la agricultura o la industria, cuyos productos sí competían, por la vía del comercio, con los provenientes del exterior. Se entiende que otro tanto hubiera ocurrido, en sentido inverso, con una supuesta sobrevaloración. Dicho en otras palabras, no cabe hablar de efectos protectores del cambio sobre los servicios, y por lo tanto, no se deben mezclar los precios de los servicios a la hora de medir las modificaciones en la protección derivadas de alteraciones en el tipo de cambio.

Ese es el motivo por el que no se debe tomar un deflactor general del Producto Interior Bruto para hacer los cálculos, ni un índice de precios al consumo<sup>16</sup>. La utilización de precios al consumo incluye teóricamente servicios y no incorpora bienes de equipo; en cuanto al deflactor, el peso del componente servicios en el PIB distorsiona su evolución, de manera que tampoco puede ser considerado representativo de los bienes comercializables. Debido a este motivo, en las más recientes contrastaciones empíricas de la PPA, cuando se emplean deflatores del PIB, por carecer de precios específicos más adecuados, se introducen variables como las productividades sectoriales relativas o el tamaño del gasto público, al objeto de aislar las interferencias del sector servicios<sup>17</sup>. Nuestra opción ha sido construir directamente un índice de comercializables, excluyendo cualquier posible distorsión de los precios de los servicios, no sometidos a competencia, a partir de los índices utilizados por Prados (1995), Tables D.3 y D.4, en su reconstrucción de las series del PIB español<sup>18</sup>. Precios agrícolas e industriales se ponderan de acuerdo con su participación relativa en el PIB, resultando en consecuencia un índice para bienes comercializables. Este índice, a su vez, se compara con el británico del *Board of Trade* (Mitchell (1988), pp. 728-9), igualmente ponderado y que sólo considera productos primarios y manufacturas<sup>19</sup>.

Los perfiles de ambas series tienen algunos rasgos comunes, pero también acusadas diferencias, especialmente en los años veinte (Gráfico 2). Hasta finales del

15. No todos los servicios son no comercializables internacionalmente, como queda claro con las actividades turísticas, pero en la época de referencia, esto apenas tiene relieve.

16. Esta es la opción más generalmente escogida por los autores españoles que sugieren un exceso de depreciación. Sin embargo, no cabe hablar a partir de ella, de consecuencias en términos de protección, como se acaba de explicar.

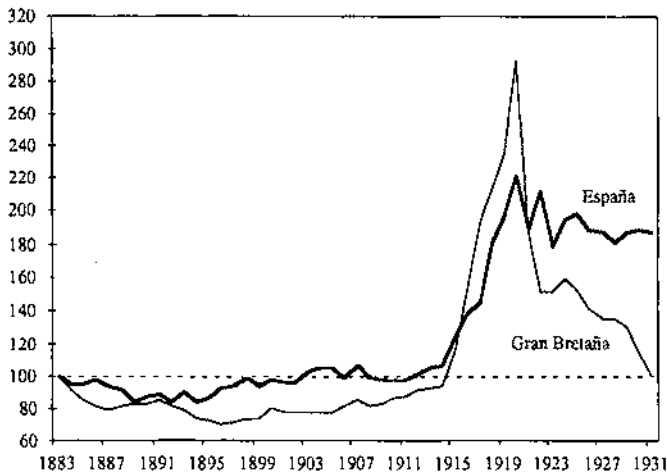
17. Véase al respecto Froot y Rogoff (1995).

18. La utilización alternativa del deflactor general del PIB corregido es imposible por la escasa fiabilidad de los datos sobre productividades en el período, y la dificultad de separar el gasto público que afecte a los servicios.

19. Se puede argumentar, adicionalmente, en defensa de la comparación, que el predominio de artículos semitransformados de que adolece el índice manufacturero inglés, coincide con el sesgo que Prados reconoce al suyo.

XIX los precios ingleses se mueven a la baja como efecto de la gran depresión, mientras los españoles logran sostenerse y suben claramente en la etapa finisecular. La estabilidad monetaria española en contraste con la recuperación británica, aproxima los precios en el primer decenio del presente siglo, hasta que se ven sometidos en ambos países a la violenta tensión de la Gran guerra; entonces y en la inmediata posguerra los índices se cruzan y los precios del país beligerante crecen, lógicamente, más que los del neutral. Acabado el conflicto y su resaca, Gran Bretaña hace un esfuerzo estabilizador asombroso, a fin de retornar al patrón oro con las paridades de preguerra y los precios se desploman; tras una nueva caída a causa del 29, el índice se encuentra en 1931 aproximadamente en el mismo punto que en 1883. A diferencia de ello, los precios en España no habían crecido en proporciones similares durante la guerra, pero tampoco siguieron en los veinte una senda estabilizadora paralela, y finalmente no reflejaron la deflación del 29, de manera que en 1931 los índices de ambos países estaban más alejados que en ningún otro momento anterior.

**GRÁFICO 2**  
**ÍNDICES DE PRECIOS DE ESPAÑA Y GRAN BRETAÑA**



Fuente: Apéndice 1.

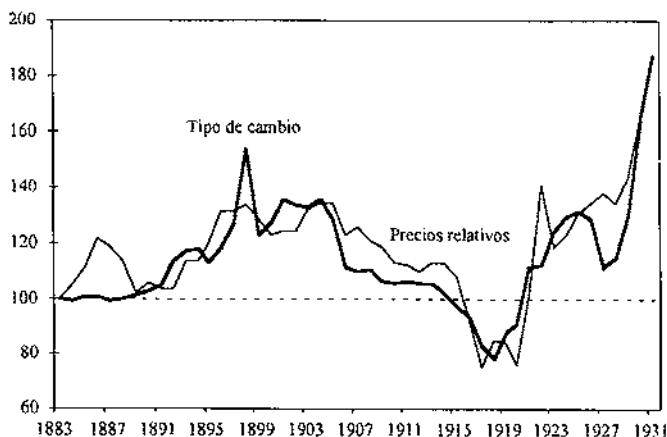
Si se calculan los precios relativos dividiendo los españoles por los británicos, se expresa el resultado en forma de índice y se hace otro tanto con los tipos de cambio, la imagen gráfica obtenida resulta reveladora (Gráfico 3). Los dos índices se entrelazan continuamente y comienzan y terminan en valores muy similares, ilustrando hasta qué punto estaba relacionada la evolución de uno y otro. Precios relativos y tipo de cambio no eran ajenos, sino que se hallaban estrechamente asociados. Es una primera indicación, todavía intuitiva, de que el destino del cambio exterior de la peseta en el largo plazo era inseparable de los precios relativos de



bienes comercializables. Para poder afirmar con rotundidad que existía esa asociación y era decisiva inequívocamente, no basta con un análisis gráfico, sino que es preciso avanzar más. La forma de hacerlo es probar el cumplimiento de la Paridad del poder adquisitivo, tarea abordada en el siguiente apartado.

GRÁFICO 3

ÍNDICES DEL TIPO DE CAMBIO Y LOS PRECIOS RELATIVOS



Fuentes: Elaboración propia con datos del Apéndice 1.

### La Paridad del poder adquisitivo

La teoría de la Paridad del poder adquisitivo en su versión relativa, la habitualmente considerada, sostiene que las alteraciones en el tipo de cambio de dos monedas tienden a compensar, a largo plazo, variaciones habidas entre los niveles de precios de los países considerados<sup>20</sup>. Esto es, postula el cumplimiento de la siguiente expresión:

$$E = C(P/P^*) \quad (1)$$

donde  $E$  representa el tipo de cambio de la moneda nacional contra extranjera,  $C$  es un escalar,  $P$  es el nivel nacional de precios y  $P^*$  el nivel extranjero<sup>21</sup>. En logaritmos, expresada como es tradicional en minúsculas, la relación sería:

20. Un buen resumen actualizado de la teoría de la Paridad del poder adquisitivo y de los resultados que ofrecen múltiples contrastaciones en la literatura internacional, en Froot y Rogoff (1995).

21. Repárese en que con  $C=1$ , nos hallamos frente la versión absoluta de la PPA, de acuerdo con la cual, los niveles de precios, expresados en una misma moneda, coincidirían.

$$e = c + p - p^* \quad (2)$$

De comprobar que dicha expresión describe la evolución a que realmente se ajustaron precios españoles y británicos y el tipo de cambio de la peseta en el período 1883-1931, nos encontraríamos en condiciones de afirmar que los movimientos del cambio no divergieron de los protagonizados por los precios. En lo que aquí interesa, siempre en un enfoque de largo plazo, significaría que los aumentos del cambio (depreciaciones), no se habrían sostenido por encima de la inflación diferencial española, y tampoco los descensos (apreciaciones), por debajo de la deflación diferencial. El tipo de cambio peseta/libra, en otras palabras, no habría añadido ni mermado competitividad al sistema productivo nacional —no habría reforzado ni aliviado el grado de reserva arancelario español— durante el dominio del patrón oro. Y ello, a pesar de las ya comentadas oscilaciones en la cotización de la peseta. Se trata, pues, de contrastar si esa accidentada trayectoria vino o no condicionada, a largo plazo, por el movimiento de precios relativos, a fin de averiguar si la variabilidad de que hace gala el índice de precios, define una relación estable con las oscilaciones del cambio.

En concreto, se intenta probar el cumplimiento de la PPA a través del contraste de la denominada hipótesis de homogeneidad o proporcionalidad con precios relativos<sup>22</sup>. A partir de la relación:

$$e_t = \mu + \beta(p_t - p_t^*) + u_t \quad (3)$$

se aceptará la homogeneidad o proporcionalidad si se cumple la condición  $\beta = 1$ . En ese caso los movimientos del tipo de cambio ( $e$ ) habrán sido compensados por variaciones de los precios relativos ( $p_t - p_t^*$ ), o dicho en otras palabras, se habrá probado el cumplimiento de la Paridad del poder adquisitivo en la relación entre la peseta y la libra esterlina.

Sin embargo, antes de realizar cualquier contraste sobre el valor de  $\beta$ , es preciso garantizar la consistencia de los parámetros estimados, demostrando que existe una relación estable de largo plazo entre cambio y precios relativos y descartando los problemas asociados a las regresiones entre variables no estacionarias<sup>23</sup>. Por fortuna, los desarrollos recientes en la econometría de series temporales ofrecen un bagaje de técnicas más que suficiente para comprobar la existencia o no de un equilibrio estable y tener confianza a la hora de contrastar el valor del parámetro<sup>24</sup>. De entre ellos hemos seleccionado el método ADL (*Autoregressive Distributed Lags*)

22. Lo cual equivale a imponer la restricción de simetría o igualdad en los parámetros que acompañan a ambos precios. Véanse, a modo de ejemplo, Frankel (1981) o Taylor (1988).

23. En este caso, la aplicación de los habituales test de Dickey-Fuller, muestra que las series en logaritmos de tipo de cambio y precios relativos se comportan como procesos integrados de orden 1. Véase Apéndice 2.

24. Llegados a este punto, no estaría de más resaltar la responsabilidad de los avances eco-

y la técnica de cointegración con el enfoque propuesto por Johansen; la utilización simultánea de ambos no sólo permitirá confirmar la robustez de los resultados, también aportará información complementaria de utilidad<sup>25</sup>.

Los resultados de aplicar el método ADL a las relaciones entre tipo de cambio y precios relativos se concretan en la siguiente ecuación de equilibrio a largo plazo<sup>26</sup>:

$$e = 4,53 + 0,90(p - p^*) \quad (4)$$

Los diversos estadísticos estimados (test de Wald, y los F de significatividad de cada variable y sus retardos) ofrecen pocas dudas sobre la capacidad explicativa de los precios relativos en la trayectoria del tipo de cambio (Cuadro 1)<sup>27</sup>. La tendencia al equilibrio en la relación a largo plazo queda probada a través de la significatividad del término de error<sup>28</sup>.

La estimación por el método de máxima verosimilitud de Johansen, permite comprobar la existencia de una relación de cointegración entre cambio y precios (Cuadro 2) y conduce a una ecuación con idénticas propiedades de equilibrio a largo plazo que la anterior<sup>29</sup>:

$$e = 0,94(p - p^*) \quad (5)$$

nométricos en el renacimiento que a escala internacional ha experimentado la contrastación de la teoría de la paridad adquisitiva en los últimos diez años; el *rebirth* del que hablan Froot y Rogoff (1995), p. 1683, cuando se refieren al auge experimentado por la investigación sobre la Paridad del poder de compra desde mitades de los ochenta.

25. Al trabajar con series temporales su inercia inherente de crecimiento puede dar lugar a relaciones espurias, por lo que es aconsejable utilizar otro tipo de técnicas diferentes a las tradicionales. El método ADL permite superar este problema de correlación espuria, a través de la incorporación de efectos dinámicos. Adicionalmente, su estimación en primeras diferencias y mecanismo de corrección del error, ayuda a confirmar, en su caso, la existencia de equilibrio a largo plazo y a explicar los ajustes a corto. Por su parte, el método de estimación máximo verosímil propuesto por Johansen, tiene gran capacidad para detectar relaciones de cointegración entre las variables y, en consecuencia, la estacionariedad de los residuos. Además, al igual que el ADL, evita el sesgo en la estimación de los parámetros a largo plazo asociado a la técnica de mínimos cuadrados ordinarios que, para estimar el vector de cointegración desarrollaron, en primer lugar, Engle y Granger (1987). No obstante, cualquiera de los métodos mencionados, bajo determinadas condiciones, aseguran la obtención de estimadores consistentes. Al respecto, puede consultarse Banerjee, Dolado, Galbraith y Hendry (1993).

26. La derivación de la ecuación estática de largo plazo a partir del modelo ADL se explica con detalle en el Apéndice 3.

27. El resto de los test (AR, ARCH, Jarque Bera, RESET, COMFAC) ofrecen un buen diagnóstico de la especificación dinámica. Por último, el análisis gráfico del Cusum corrobora la estabilidad estructural.

28. Sin embargo, tanto los test de raíz unitaria del modelo ADL como el t-ratio del término de corrección del error ofrecen una evidencia muy débil a favor de la cointegración, lo que aconseja utilizar otra técnica adicional. Véase Banerjee, Dolado y Mestre (1993).

29. Tanto el test de traza como el de máximo valor propio lo confirman con un nivel de confianza del 95%. La estimación se ha realizado incluyendo los elementos determinísticos de forma no restringida. Esto significa que todos ellos quedan anulados por la cointegración y únicamente aparece la constante fuera de la relación de largo plazo. El número de retardos del VAR seleccionado es de 1. Para más detalle sobre este método véase el Apéndice 4.

**CUADRO 1**  
**ESTIMACIÓN DEL MODELO ADL(1,1)**  
**CON PRECIOS RELATIVOS (1883-1931)**

	Coeficientes estimados	t-ratios
<i>C</i>	1,76	(2,72)
$e_t - 1$	0,61	(4,29)
$p - p^*$	0,49	(3,81)
$(p - p^*)_{t-1}$	-0,13	(-0,98)
$R_2$	0,81	
DW	1,72	
AR(1)	2,40	
AR(2)	2,76	
AR(3)	2,67	
AR(4)	3,33	
ARCH	2,73	
Jarque-Bera	0,27	
RESET	2,56	
Cusum	0,33	

Ecuación de equilibrio a largo plazo (1)

$$e = 4,53 + 0,90 (p - p^*)$$

SE (0,06) (0,18)

(entre paréntesis el error estándar)

Wald test 26,00 (a)

		Test de significatividad de cada variable	Test de raíz unitaria
<i>e</i>	F(1, 45)	18,39 (a)	-2,72
$p - p^*$	F(2, 45)	7,74 (a)	2,61
Test de significatividad de cada retardo			
1	F(2, 45)	9,66 (a)	
Comfac Wald test			
	1	4,26 (b)	

(a) Significativo al 99%

(b) Significativo al 95%

Los dos valores del coeficiente  $\beta$  obtenidos con sendos métodos (0,90 y 0,94, respectivamente) han de ser ahora sometidos al contraste de la hipótesis de proporcionalidad, a fin de determinar si en ambos casos puede aceptarse el cumplimiento de la PPA. Con el método ADL el contraste consiste en el test de la F realizado en el mecanismo de corrección del error<sup>30</sup>. El 0,97 resultante es muy inferior al valor crítico (4,08 en este caso) que permite considerar a  $\beta$  no significativamente

30. Una explicación detallada del proceso figura en el Apéndice 3.

distinta de 1; de manera que la hipótesis de proporcionalidad se acepta con mucha holgura, o, en otras palabras, se cumple la PPA. A partir del contraste propuesto por Johansen se obtiene un valor del estadístico de 0,29, que debe ser comparado con el de una distribución  $\chi^2$ ; en este caso la hipótesis de proporcionalidad se cumpliría<sup>31</sup> siempre que no se superase el valor crítico de 3,84. También aquí se verifica por tanto la hipótesis, cumpliéndose la PPA.

**CUADRO 2**  
ESTIMACIÓN DE LA RELACIÓN DE COINTEGRACIÓN  
CON PRECIOS RELATIVOS (1883-1931)

	Test de máximo valor propio -TLog(1 - $\mu_i$ )	95%	Test de traza -TLog $\Sigma(1 - \mu_i)$	95%
$r = 0$	19,86(a)	14,1	19,92(a)	15,4
$r \leq 1$	0,06	3,8	0,06	3,8
<i>Vector de cointegración normalizado (<math>\beta'</math>)</i>				
	<i>e</i>	<i>p - p*</i>		
	1	-0,94		
<i>Coefficientes normalizados de la matriz de ajuste (<math>\alpha</math>)</i>				
	<i>e</i>	-0,15		
	<i>p - p*</i>	0,50		
<i>Contraste de la hipótesis de proporcionalidad</i>				
	LR-test	$\chi^2(1) = 0,29$		

(a) Significativo al 99%.

En resumen, los similares resultados conseguidos mediante ambos métodos, refuerzan la fiabilidad de las estimaciones y garantizan el funcionamiento de la Paridad del poder adquisitivo en las relaciones peseta/libra durante el período 1883-1931, el tiempo en que la moneda española se mantuvo al margen del patrón oro. En el siguiente apartado se explican estos resultados y se extraen conclusiones en relación con las preguntas planteadas al comienzo del trabajo.

## Conclusiones

El examen fraccionado de las coyunturas cambiarias ha originado dos sesgos en la historiografía española. De una parte, ha generalizado la idea de que la ines-

31. Con una significación al 95%. Aplicaciones de este método en el contraste de la PPA pueden hallarse en Johansen y Juselius (1992) y Juselius (1995).

tabilidad de la peseta tuvo un protagonismo considerable en el grado de reserva del mercado interior, a veces acentuando el proteccionismo y otras limitándolo. En segundo lugar, ha quedado sin aclarar cuál de los dos sentidos era finalmente dominante, aunque muchos autores se han dejado impresionar por la entidad del episodio finisecular y si alguna idea prevalece es la de una peseta débil con excesiva tendencia a la depreciación, responsable, en consecuencia, de cierta acentuación en la reserva del mercado.

El cumplimiento de la Paridad del poder adquisitivo demostrado más arriba, permite despejar algunos de los interrogantes abiertos. En el largo plazo, la peseta fue neutral para la economía española, pues su cambio se limitó a compensar desfases en precios relativos con los países del patrón oro. Conviene reiterar que la representatividad de la moneda británica en aquellos años y la rigidez de las relaciones entre las valutas vinculadas al oro, permiten trascender el hecho de que el ejercicio se haya realizado entre la peseta y la libra esterlina.

El cumplimiento de la Paridad del poder adquisitivo entre peseta y libra durante los años del patrón oro, no debería ser contemplado como un hallazgo extraño y sorprendente. Es consecuencia lógica de la conjunción entre las premisas de la teoría y la realidad de la peseta en aquellos años. La Paridad del poder adquisitivo es una teoría del arbitraje de mercancías y funcionará de un modo más claro si la balanza comercial es decisiva, como de hecho ocurría en la época; servicios y transferencias tenían escasa entidad y los movimientos de capitales eran más erráticos. En esas condiciones el cambio no se puede aislar en el largo plazo de la evolución de los precios relativos de las mercancías sometidas al comercio internacional. La única posibilidad de sostener en forma duradera un tipo de cambio alejado de su posición de equilibrio pasa por una intervención deliberada de la política económica, pero esa situación no era propia de la época, ni existió sino muy al final de nuestro período y aún entonces de forma más esporádica que sistemática.

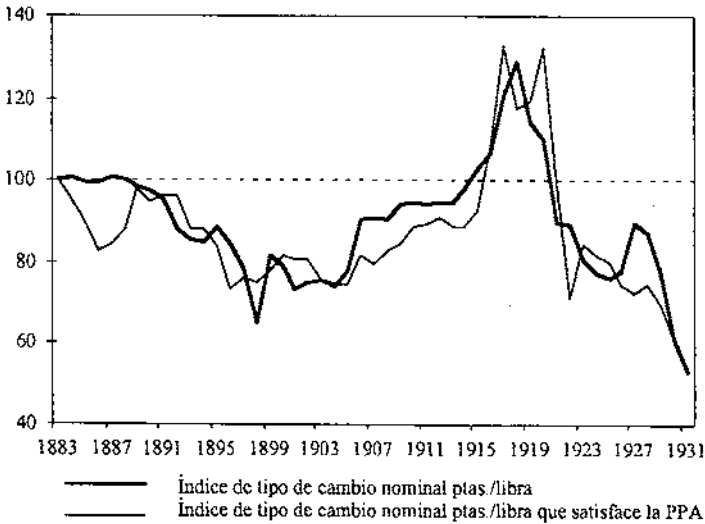
En efecto, si bien en los primeros años del siglo se habían planteado algunas posibles intervenciones en el mercado de cambios, la mejoría de la situación a partir de 1906, hizo que no llegaran a concretarse en medidas efectivas. En 1919 se crearon unas Juntas de Cambios para afrontar los desórdenes monetarios de posguerra, pero resultaron tan poco operativas, que algún autor se ha referido a lo que comenzó entonces, como «antecedentes del control de cambios» en España<sup>32</sup>. La Ley de Ordenación Bancaria de 1921 reguló por vez primera las intervenciones en el mercado de cambios, que habrían de hacerse conjuntamente por el Estado y el Banco de España, pero esta posibilidad apenas se utilizó hasta finales del decenio. En los últimos años veinte se sucedieron diversos organismos: Comité Interventor de Cambios (CIC) entre 1928 y 1929, Centro Regulador de Operaciones de Cambios (CROC) en 1930, y a los pocos meses, el Centro Oficial de Contratación

32. Eguidazu (1978), p. 38.

de Moneda (COCM), que en 1931 heredó además las funciones del anterior. En todos los casos, sin embargo, su actuación estuvo regida por un criterio coyuntural, dadas las perturbaciones monetarias del período, sin plantearse nunca sostener un tipo de cambio artificial por otros motivos. La comparación con la política del Instituto Español de Moneda Extranjera (IEME) en los años cuarenta y cincuenta es ilustrativa de las diferencias entre uno y otro planteamiento. En los decenios de la autarquía sí se mantuvo una intervención sistemática sobre la cotización exterior de la peseta, que la alejó de cualquier equilibrio de largo plazo, apoyada, lógicamente, por un férreo control de cambios<sup>33</sup>.

#### GRÁFICO 4

ÍNDICES DEL TIPO DE CAMBIO NOMINAL Y TIPO PPA, PTA/LIBRA



La ausencia de una política sistemática de intervención durante el período del patrón oro —con las ya mencionadas excepciones, poco significativas, a fines de los veinte—, convirtió al régimen cambiario de la peseta en una flotación escasamente intervenida. En dicho contexto, una divisa flotando frente a un conjunto de monedas cuyo patrón de cambios era muy rígido, resulta lógico desde una perspectiva teórica que su valor a largo plazo tendiera a ajustarse al mercado por la Paridad del poder adquisitivo. Ahora bien, que al tomar el período en su conjunto se verifique la Paridad del poder adquisitivo por una continua tendencia del cambio y los precios relativos a acoplar sus movimientos, no significa que en todos y cada uno de los momentos de la etapa considerada el tipo de cambio coincidiese con el de equilibrio a largo plazo. Lógicamente no ocurrió así y ya Don Antonio Flores

33. Serrano Sanz y Ascensio Castillo (1997).

de Lemus, en el *Dictamen de la Comisión del Patrón oro*, se refería gráficamente a «las ondas del cambio alrededor de su dirección general»<sup>34</sup>.

Varios fueron los desajustes que resultan llamativos entre el tipo de cambio realmente existente y el teórico, éste es, el que satisface la Paridad del poder adquisitivo (Gráfico 4). El primero se produjo al inicio del período, en los ochenta del siglo pasado, cuando la peseta se encontró apreciada en exceso, a consecuencia de la estabilidad del tipo de cambio nominal, en contraste con la acusada deflación diferencial de los precios británicos<sup>35</sup>. El proteccionismo agrario retrasó en España la caída de los precios agrícolas, mientras el correlativo librecambio británico trasladó al interior los menores precios internacionales asociados a la gran depresión; a finales de los ochenta los precios españoles también cayeron y la brecha cambiaria se cerró<sup>36</sup>. El aumento de la protección en el umbral de los noventa, fue seguido en España por la expansión monetaria de la guerra colonial a finales del decenio y los precios volvieron a diverger. Sin embargo, en esta ocasión, la peseta acusó la debilidad de su posición y se depreció significativamente.

Con respecto a esa depreciación, aparte del papel que jugó la inflación diferencial acumulada durante la guerra de Cuba, debe asimismo considerarse, especialmente para el año del Desastre, el influjo de la anticipación de la derrota y las previstas dificultades de liquidación financiera del Tesoro español. En el curso del conflicto, el creciente endeudamiento y subsiguiente riesgo de insolvencia, fue haciendo mella en los poseedores de activos nacionales. Entre 1897 y 1898 se deshicieron muchos tenedores extranjeros de Deuda exterior española y a la liquidación concurrieron masivamente suscriptores nacionales, que deseaban protegerse de una depreciación anticipada, adquiriendo títulos cuyos intereses eran pagaderos en oro. Esas compras obligaban a vender pesetas y demandar divisas, de modo que concluyeron por derrumbar la cotización de la moneda española<sup>37</sup>. La prima de riesgo asignada a los activos nominados en pesetas, vendría a explicar la desviación del cambio en 1898, que aparece depreciado respecto a la paridad determinada por los precios relativos. Sin embargo, las expectativas son mudables con rapidez, y la seriedad y contundencia con que Fernández Villaverde abordó la liquidación de las consecuencias financieras del Desastre, provocó una rápida recuperación de la peseta, apreciada en 1899 respecto a su paridad teórica.

El gran salto adelante en la cotización de la peseta respecto a la libra se produce a partir de 1906. Durante los siguientes diez años la peseta se mantendrá apreciada en exceso, si se toma como referencia el valor que satisfaría la Paridad del poder

34. Dictamen (1929) p. 67.

35. La fecha de 1883 es decisiva en el alejamiento de los precios españoles respecto a las tendencias internacionales. Pardos y Serrano Sanz (1997).

36. Serrano Sanz (1987).

37. Esta es la versión que dio Sardá (1987), p. 218, del episodio de nacionalización de la deuda exterior española, que sigue siendo plenamente aceptada. Roldán de Montaud (en prensa), en una reciente investigación, documenta la compra de moneda extranjera por bancos y particulares en los meses centrales del conflicto.



adquisitivo<sup>38</sup>. En el origen se encontraba, al decir de Olariaga y Flores de Lemus, la normalización de la vida económica a principios de siglo, con la confianza restaurada tras el saneamiento presupuestario: la demanda de pesetas provenía de las reanudadas entradas de capital y de la repatriación de otros capitales procedentes de las colonias. En la intensidad del impulso inicial veían los mismos autores también la mano del ministro Amós Salvador. En la continuidad de esa peseta fuerte, la mejora de la balanza comercial, debida primero al proteccionismo del arancel de 1906 y después a la neutralidad en la guerra europea<sup>39</sup>.

Los años finales de la guerra y la inmediata posguerra fueron tiempos de grandes incertidumbres cambiarias, pues unas monedas habían perdido la seguridad del patrón oro y cuantas se hallaban al margen, como la peseta, la principal referencia. Fueron momentos de flotación generalizada y desórdenes inflacionarios antes desconocidos, con presencia de activas corrientes especuladoras, políticas a menudo divergentes o contradictorias y frecuentes cruces de acusaciones por lo que entonces se denominó «dumping cambiario»<sup>40</sup>. Fue una etapa de continuo desorden, en la que se ensayaron intervenciones efímeras, como antes se explicó, que, en el caso de España, se pueden ilustrar con el sostenimiento del cambio en 1922, pronto abandonado<sup>41</sup>. Todo ello explica el continuo entrelazarse de los tipos real y teórico de la peseta, prolongado hasta mediados de los veinte, cuando el patrón oro vuelve a tener plena vigencia en Francia y Gran Bretaña.

El último episodio llamativo tuvo por escenario el año 1927, y consistió en una intensa y rápida apreciación de la peseta, cuya lógica es bien conocida. Se combinaron algunas razones de fondo con un proceso especulativo de bases débiles, que en poco tiempo cambió de signo y desplomó el cambio. Las razones de fondo eran la mejoría de la balanza comercial, el fin de la guerra de Marruecos y cierta estabilidad política; sin embargo, como insistentemente recordó el *Dictamen de la Comisión del Patrón Oro*, en España no se había producido una deflación seme-

38. Sobre la importancia de esa apreciación excesiva han insistido Sánchez Alonso (1994) y Prados de la Escosura y Tena (1994).

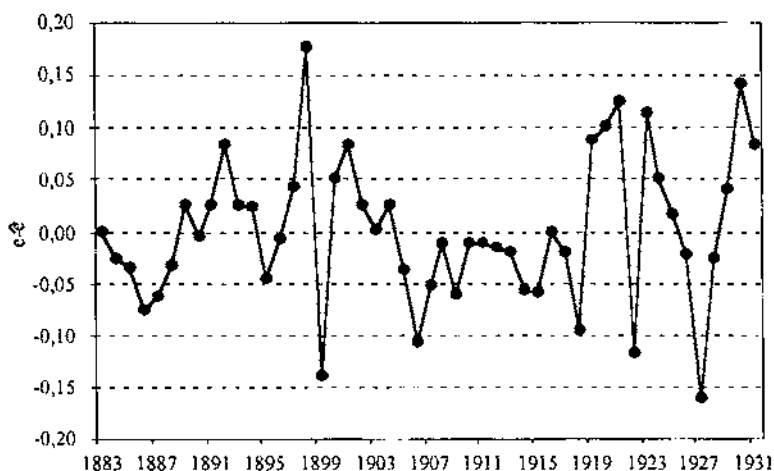
39. Según glosa Olariaga (1933): «En el segundo semestre de 1905 comenzó a mejorar con persistencia la cotización de la peseta, debido a varias favorables circunstancias —repatriación de capitales de las antiguas colonias y entrada de capitales de inversión de países extranjeros—, tendencia que se acentuó más tarde con el nuevo Arancel aduanero de 1906. Y el ministro de Hacienda de entonces, D. Amós Salvador, aprovechó la situación para emprender una activa política de regulación de los cambios, para lo cual logró que fuese votada una ley extendiendo el pago en oro a todos los derechos de Aduana, y a una intervención del mercado por mediación del Banco de España». Olariaga (1933), pp. 110-111. También Flores de Lemus aludió a «una intervención violenta en el cambio exterior para rebajarlo», en 1906; *Dictamen* (1929), p. 63. Y en el mismo texto se afirma: «El refuerzo del proteccionismo tendiendo a limitar las importaciones, coincidió con los efectos naturales del progreso económico desde 1900, y ambos tornaron favorable el cambio: el curso de las divisas extranjeras, que venía manteniéndose por encima de la línea del nivel general de los precios, se sitúa por debajo de ella, y es sostenida así por la mejora de la balanza de comercio.» *Dictamen* (1929), p. 63.

40. En España se impusieron recargos por depreciación excesiva de algunas monedas extranjeras en junio de 1921. Véase al respecto Serrano Sanz (1986), p. 204.

41. Martín Aceña (1983), p. 74.

jante a la británica y era ilusorio, o muy costoso, pensar en una integración de la peseta en el régimen áureo a la paridad histórica. Siendo ese el motivo último de la especulación, pues el cambio esperado representaba una considerable ganancia respecto al corriente, el castillo de naipes se desmoronó fácilmente<sup>42</sup>. La inestabilidad política de los últimos veinte aún acentuó la desconfianza en la peseta y su depreciación, hasta el extremo de reanudarse la conjunción entre tipo de cambio nominal y tipo teórico, no por vía de la deflación interior, como ilusoriamente habían esperado algunos, sino por la pérdida de valor de la peseta. En ese punto acaba el período considerado.

GRÁFICO 5  
ERRORES DE EQUILIBRIO A LARGO PLAZO (ESTIMACIÓN MÉTODO ADL)



Una vez completado el recorrido por las diversas etapas en que se produjeron discrepancias entre los dos tipos de cambio, convendrá valorarlas en su conjunto, y nada mejor que hacerlo respecto a un punto clave: la duración media de esas desviaciones. La representación de los errores de equilibrio a largo plazo es una primera ilustración intuitiva, por su movimiento en zig zag evidente, de la manifiesta tendencia de las desviaciones a corregirse con cierta presteza (Gráfico 5). Sin embargo, en los trabajos sobre la Paridad del poder adquisitivo se puede precisar la duración media de los desequilibrios, a través del valor que toma el coeficiente

42. Dictamen (1929), pp. 64 y ss. También Olariaga se refirió a la especulación como desencadenante de la fase álgida del proceso: «entraron capitales extranjeros por valor aproximado de unos 700 millones de pesetas, que los bancos españoles recibieron tranquilamente en depósito a corto plazo, y sin que nadie previera las consecuencias que pudieran sobrevenir cuando comenzaran a deshacer posiciones los extranjeros», Olariaga (1933), p. 117.

que acompaña al término  $(e - p + p^*)_{t-1}$  en el mecanismo de corrección del error, interpretado siempre como un índice de la velocidad de ajuste<sup>43</sup>. Su valor aquí, 0,43 (Apéndice 2), indica que, aproximadamente, la mitad de la desviación que el tipo nominal tenía en un período respecto al de equilibrio a largo plazo, se había corregido en el período siguiente y hasta un 90% en los cuatro primeros años. En el contexto de las estimaciones de la PPA son índices de ajuste singularmente rápidos.

Ciertamente, los desajustes entre el cambio corriente y el demandado por la PPA, aunque se corrigieran en promedio con la presteza que acaba de demostrarse, no eran asunto baladí. Y en el análisis de coyunturas concretas habrá de tenerse muy presente si la peseta se encontraba en una posición próxima al equilibrio, apreciada en exceso, o bien depreciada. El tipo de cambio afecta en forma decisiva a los precios relativos de todos los bienes comercializables nacionales y extranjeros en cada momento, de manera que su impacto coyuntural puede ser determinante en los resultados de las empresas y en los incentivos a los agentes. Sin embargo, no es ese análisis pormenorizado el objeto del presente trabajo, sino ofrecer una visión de largo plazo, que constituya un marco interpretativo general para comprender el papel de la peseta en la etapa del patrón oro. Un papel que no es el mero producto de una yuxtaposición de coyunturas con lógicas fragmentadas, sino que, efectivamente, tiene un sentido global, una vez demostrado el cumplimiento de la Paridad del poder adquisitivo. No se debe olvidar que las ondas del cambio de que se hablaba hace un momento, giraron «alrededor de su dirección general», por utilizar de nuevo las brillantes palabras de Don Antonio Flores de Lemus. Y esa «dirección general», aquí mostrada, fue el continuo ajustarse del cambio a los movimientos de precios relativos; en otros términos, su inequívoca tendencia a la neutralidad en cuanto atañe al grado de reserva del mercado español.

Concluiremos ya. Se ha establecido el cumplimiento de la Paridad del poder adquisitivo entre la peseta y la libra esterlina entre 1883 y 1931 y también la existencia de algunas desviaciones pequeñas en media y corregidas con notable presteza por el mercado de ambas monedas. Queda, sin embargo, un punto de interés por aclarar: si el sentido último de tales desviaciones apuntó una tendencia a la apreciación o a la depreciación de la peseta, en cualquier caso muy leve, habida cuenta de que se verifica la Paridad del poder adquisitivo. El coeficiente  $\beta$  de las ecuaciones a largo plazo nos da la respuesta: un valor por debajo de la unidad indicaría que el tipo de cambio no ha llegado a compensar el desfase en precios relativos, en tanto expresaría cierta sobre-reacción del cambio, de situarse por encima. En nuestro caso, los valores obtenidos en ambos modelos (0,90 y 0,94) permiten afirmar que, aun levemente, la tendencia que marcó la evolución del cambio peseta/libra esterlina entre 1883 y 1931, fue de exceso de apreciación,

43. Edison (1987), Lothian y Taylor (1996), Frankel y Rose (1996), y sobre todo, Froot y Rogoff (1995).

pues que en ese sentido se acumularon las principales desviaciones de la Paridad del poder adquisitivo.

Unas desviaciones menores —insistamos en ello— y que no afectan a la conclusión principal del artículo: considerando en conjunto, el período en que la peseta se mantuvo al margen del patrón oro, la evolución de los precios relativos de bienes comerciables condicionó de modo tan completo el cambio, que no cabe hablar de una significativa apreciación o depreciación real de la peseta respecto a la libra esterlina. A largo plazo la influencia de otros factores sobre el cambio tendió a diluirse y con ella la posibilidad de que la cotización de la peseta vulnerase de forma sostenida el nivel de reserva sancionado por el arancel vigente en cada momento. Si algo ocurrió, en promedio, fue lo contrario —una tendencia a la apreciación— pero en unas proporciones tan limitadas, que, en modo alguno, puede ser considerado decisivo. En términos de protección y en el largo plazo, la peseta situada al margen del patrón oro, fue neutral para la economía española.

## Apéndice I: Cambio y precios

	Pesetas/Libra(1)	Índices Precios	
		España(2)	Gran Bretaña(3)
1883	25,58	100	100
1884	25,47	95,41	90,74
1885	25,71	94,79	85,19
1886	25,70	97,65	80,56
1887	25,45	93,20	78,70
1888	25,62	91,52	80,56
1889	25,99	83,97	82,41
1890	26,31	87,07	82,41
1891	26,92	88,42	85,19
1892	29,02	83,56	80,56
1893	29,96	89,43	78,70
1894	30,11	84,06	74,07
1895	28,89	86,45	72,22
1896	30,39	92,23	70,37
1897	32,61	93,51	71,30
1898	39,24	99,10	74,07
1899	31,42	94,19	73,15
1900	32,56	97,74	79,63
1901	34,78	95,59	76,85
1902	34,14	95,57	76,85
1903	33,99	101,75	76,85
1904	34,66	104,65	77,78
1905	32,91	104,71	77,78
1906	28,41	98,77	80,56
1907	28,09	106,05	84,26
1908	28,39	98,33	81,48
1909	27,15	97,85	82,41
1910	27,10	96,94	86,11
1911	27,24	97,88	87,04
1912	26,97	101,13	91,67
1913	27,09	104,78	92,59
1914	26,08	105,76	93,52
1915	24,90	123,25	113,89
1916	23,93	136,96	148,15
1917	21,17	145,12	192,59
1918	19,86	180,91	212,96
1919	22,40	197,11	235,19
1920	23,30	221,30	292,59
1921	28,51	188,93	187,04
1922	28,60	211,99	150,93
1923	31,77	178,67	150,93
1924	33,14	194,24	158,33
1925	33,66	198,08	151,85
1926	32,84	188,61	140,74
1927	28,51	186,65	135,19
1928	29,33	180,13	134,26
1929	33,17	186,58	129,63
1930	41,93	187,80	113,89
1931	47,64	187,36	

Fuentes: (1) Martín Aceña (1989), pp. 390-391.  
(2) Prados de la Escosura (1995). Véase texto.  
(3) Mitchell (1988).

## Apéndice 2: Análisis del orden de integrabilidad de las variables (1883-1931)

Cualquier estudio con datos de series temporales exige, como paso previo, el análisis individual de las variables, para determinar su orden de integrabilidad. El procedimiento utilizado se basa en los contrastes desarrollados por Fuller (1976) y Dickey y Fuller (1981), que permiten conocer el número de veces que hay que diferenciar una variable hasta determinar el orden del proceso ARIMA. Se trata de identificar fundamentalmente aquéllas cuyo orden de integración sea I(1), pues el modelo resultante permitirá estimar una relación a largo plazo cuyo error sea estacionario.

El procedimiento desarrollado empieza contrastando la hipótesis I(3) *versus* I(2) sobre las segundas diferencias de las series; luego I(2) *versus* I(1) sobre la primera diferencia de las series; y finalmente I(1) *versus* I(0) sobre los niveles de las series. La familia de contrastes utilizada parte de tres posibles procesos generadores de datos:

$$y_t = \alpha y_{t-1} + \hat{u}_t \quad (1)$$

$$y_t = \mu^* + \alpha^* y_{t-1} + u_t^* \quad (2)$$

$$y_t = \tilde{\mu} + \tilde{\beta}(t - T/2) + \tilde{\alpha} y_{t-1} + \tilde{u}_t \quad (3)$$

Los valores críticos de la batería de estadísticos están tabulados por Fuller (1976) y por Dickey y Fuller (1981) y permiten formular contrastes sobre uno o varios parámetros.

	I(3) <i>versus</i> I(2)		I(2) <i>versus</i> I(1)		I(1) <i>versus</i> I(0)	
	$\Delta^2 e$	$\Delta^2(p - p^*)$	$\Delta e$	$\Delta(p - p^*)$	$e$	$(p - p^*)$
$\phi_3$	57,46	42,22	14,69	17,02	0,85	1,04
$t_{\hat{\alpha}}$	-10,84	-10,07(b)	-5,54(a)	-5,92(a)	-0,06(a)	-1,20
$t_{\tilde{\mu}}$	-0,30	-0,52	-0,44	-0,27	0,65	0,50
$t_{\tilde{\beta}}$	0,53	0,69	0,99	0,77	1,25	1,03
$\phi_2$			9,80	11,35	0,94	0,90
$t_{\alpha^*}$			-5,45(a)	-5,91(a)	-0,51(a)	-1,07
$t_{u^*}$			0,91	0,85	0,54	1,40
$\phi_1$			0,01	0,00	0,56	0,31
$t_{\hat{\alpha}}$			-5,39(a)	-5,87(a)	1,05	0,29

(1) En todos los casos las regresiones utilizadas en los contrastes superan los test de autocorrelación (Q y DW) y heterocedasticidad (ARCH). Se señala, también, la presencia de no normalidad al 1% (a) y al 5% (b).

(2) Entre paréntesis se indica el número de retardos introducidos en el test ADF. El parámetro de truncamiento (k) se elige de acuerdo con la significatividad (según el t-ratio) del último retardo incluido en diferencias. Se parte de un *knax* que estaría en torno a la raíz cúbica de T, en este caso 4.

### Apéndice 3: Método de estimación ADL

De acuerdo con la técnica ADL, a partir de la especificación general dinámica  $(n, n)$ :

$$e_t = \mu + \sum_{i=1}^n \alpha_i e_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_i (p - p^*)_{t-i} + \epsilon_t \quad (1)$$

la ecuación de equilibrio a largo plazo se deduce del siguiente modo:

$$e = \frac{\mu}{1 - \sum_{i=1}^n \alpha_i} + \frac{\sum_{i=0}^n \beta_i}{1 - \sum_{i=1}^n \alpha_i} (p - p^*) \quad (2)$$

La técnica ADL, además de realizar análisis dinámico y de factores comunes, permite también contrastes de significatividad y test de raíz unitaria. Los primeros plantean las habituales hipótesis nulas<sup>44</sup>:

En el caso de la variable a explicar:  $\alpha_1 = \dots = \alpha_i = \dots = \alpha_n = 0$

En el de las explicativas:  $\beta_0 = \dots = \beta_i = \dots = \beta_n = 0$

En cuanto a los test de raíz unitaria las hipótesis a contrastar serían las siguientes:

Para la variable endógena:  $\alpha(L) = 0$  o bien  $\sum_{i=1}^n \alpha_i - 1 = 0$

Para los regresores:  $\beta(L) = 0$  o bien  $\sum_{i=0}^n \beta_i = 0$

Si la hipótesis sobre la variable endógena es rechazada podemos pensar en la existencia de cointegración entre las variables en niveles. Por otra parte, si  $B(L) = 0$  no puede ser rechazada, cabe concluir que no existe un efecto significativo a largo plazo de dicha variable en niveles<sup>45</sup>.

44. Al introducir retardos de las variables conseguimos que la endógena sea estacionaria por diferenciación y aumentamos las posibilidades de conseguir un conjunto de variables cointegradas. En consecuencia, es posible utilizar los tests  $t$ - y  $F$ - y las tablas habituales para realizar inferencia. Véase Banerjee, Dolado, Galbraith y Hendry (1993).

45. Los valores críticos de estos test están integrados en el programa PC-Give 8.0 y han sido derivados del trabajo de Banerjee, Dolado y Mestre (1993).

Además, la ecuación (1) tiene su equivalente en forma de mecanismo de corrección del error, que podemos obtener mediante una sencilla transformación<sup>46</sup>. Por simplicidad se presenta para el caso particular (1, 1):

$$\Delta e_t = \mu + \beta_0 \Delta(p - p^*)_t - (1 - \alpha_1) \left[ e_{t-1} - \frac{\beta_0 + \beta_1}{1 - \alpha_1} (p - p^*)_{t-1} \right] + \epsilon_t \quad (3)$$

Reparametrizando, se obtiene el modelo original en primeras diferencias con el desequilibrio del periodo anterior, tal que:

$$\Delta e_t = \mu + \beta_0 \Delta(p - p^*)_t - [\alpha e_{t-1} - \beta(p - p^*)_{t-1}] + \epsilon_t$$

En dicha expresión, de cumplirse la PPA en su versión relativa ( $e - p + p^* = k$ ), la desviación del equilibrio en el período anterior (entre corchetes), debería verificar que:

$$\alpha = -\beta \quad \Rightarrow \quad \alpha + \beta = 0$$

Este contraste equivale a:

$$(1 - \alpha_1) = \beta_0 + \beta_1 \quad \Rightarrow \quad \alpha_1 + \beta_0 + \beta_1 = 1$$

poniéndose de relieve cómo la proporcionalidad a largo plazo puede ser reproducida en un equilibrio estático a partir del modelo de corrección del error<sup>47</sup>. El haber optado aquí por la contrastación de la hipótesis de proporcionalidad en el mecanismo de corrección del error, responde a un criterio de simplicidad, debido a que en el largo plazo se trata de un modelo no lineal en los parámetros<sup>48</sup>.

46. Véase Charemza y Deadman (1992).

47. Doornick y Hendry (1994).

48. Un ejemplo de contraste de la PPA sobre el modelo de corrección del error es el de Edison (1987). Si bien ésta no es la única ventaja del mecanismo, el cual, aparte de facilitar el contraste, proporciona información útil sobre las elasticidades en el corto plazo y la velocidad del ajuste. En el cuadro adjunto en este Apéndice figuran los resultados de haber estimado el mecanismo de corrección del error y efectuar el contraste. Una vez aceptada la hipótesis se estima de nuevo el modelo con el objeto de precisar el valor del parámetro asociado al término  $(e - p + p^*)_{t-1}$ .



ESTIMACIÓN DEL MECANISMO DE CORRECCIÓN DEL ERROR (1883-1931)

$c$	2,23	(2,91)
$\Delta e_{t-1}$	0,25	(0,17)
$\Delta p - p^*$	0,44	(3,30)
$\Delta(p - p^*)_{t-1}$	-0,02	(-0,12)
$e_{t-1}$	-0,49	(-2,90)
$(p - p^*)_{t-1}$	0,41	(2,56)
$R^2$	0,30	
Contraste de la hipótesis de proporcionalidad		
F(1,42)	-0,97	
Estimación del modelo una vez introducida la restricción de proporcionalidad		
$\Delta e = 1,96 + 0,21\Delta e_{t-1} + 0,46\Delta(p - p^*) + 0,04\Delta(p - p^*)_{t-1} - 0,43(e - p + p^*)_{t-1}$		
(t) (2,74) (1,27) (3,40) (-0,30) (-2,73)		
$R^2 = 0,28$		

### Apéndice 4: Método Johansen

El método propuesto por Johansen trata de dar solución a los principales problemas de otras técnicas de cointegración, como la de Engle y Granger, en lo referente a la estimación de parámetros a largo plazo —por sesgo en muestras pequeñas y exclusión de efectos dinámicos— y a la posible falta de exogeneidad de las variables utilizadas como regresores. El punto de partida del método Johansen son los modelos VAR, que eliminan cualquier división *a priori* entre variables endógena y exógenas, y trabajan con un vector de variables  $Z_t$  ( $Z_{1t}, Z_{2t}, \dots, Z_{nt}$ ) dónde todas son, en principio, consideradas endógenas:

$$Z_t = \sum_{i=1}^k A_i Z_{t-i} + \epsilon_t \quad (1)$$

A partir de (1), un modelo VAR ( $k$ ) donde cabe incluir términos determinísticos, por medio de la oportuna transformación —«transformación de cointegración»— se obtiene un modelo en primeras diferencias con mecanismo de corrección del error:

$$\Delta Z_t = \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta Z_{t-i} + \Pi Z_{t-k} + \epsilon_t \quad (2)$$

donde

$$\begin{aligned} \Gamma_i &= -I + A_1 + \dots + A_i \\ \Pi &= -(I - A_1 - \dots - A_k) \end{aligned}$$

El análisis del término  $\Pi Z_{t-k}$  es el que permitirá detectar la existencia de combinaciones lineales estacionarias, y por tanto, relaciones de cointegración entre las variables. El método de estimación trata, en primer lugar, de determinar el rango de la matriz  $\Pi = \alpha\beta'$ , lo que equivale a hallar el número de relaciones o vectores de cointegración que hay en el sistema; después se procede a la estimación de los valores de  $\alpha$  y  $\beta$ . Las columnas de  $\beta$  son los vectores cointegrantes y después de la normalización pueden ser interpretados como los parámetros de largo plazo. Las columnas de  $\alpha$  (matriz de ajuste), representan el peso con que cada vector cointegrante entra en una determinada ecuación y ofrecen información sobre la exogeneidad de cada variable.

Una vez garantizada la existencia de cointegración a partir de los test de traza y máximo valor propio, y estimados los valores de  $\beta_1$ , que relacionan cambio y precios relativos, el contraste de la hipótesis de proporcionalidad, consiste en comprobar si el vector  $\beta_1(1, -1)$  pertenece al espacio de cointegración. El estadístico resultante tendrá una distribución  $\chi^2$  cuyos grados de libertad dependerán de las restricciones impuestas.

## BIBLIOGRAFÍA

- BANERJEE, A., J. DOLADO, J.W. GALBRAITH y D. HENDRY (1993), *Co-integration, Error-correction, and the Econometric Analysis of Non-stationary Data*, Oxford University Press, Oxford.
- BANERJEE, A., J. DOLADO y R. MESTRE (1993), *On Some Simple Test for Cointegration: the Cost of Simplicity*, Documento de Trabajo núm. 9302, Banco de España.
- BARTHE, A. (1905), *Estudio crítico de la crisis monetaria*, Real Academia de Ciencias Morales y Políticas, Tip. J. Rates, Madrid.
- CAMBÓ, F. (1991), *Discursos parlamentarios*, Alpha, Barcelona.
- CHAREMZA, W.W. y D. DEADMAN (1992), *New Directions in Econometrics Practice*, Edward Elgar, Aldershot.
- DICKEY, D.A. y W.A. FULLER (1981), «Likelihood Ratio Statistic for Autorregressive Time Series with a Unit Root», *Econometrica*, 49, pp. 1057-72.
- DICTAMEN de la Comisión nombrada por Real Orden de 9 de enero de 1929, para el estudio de la implantación del patrón oro, *Información Comercial Española*, n.º 318, 1960, pp. 51-83.
- DOORNIK, J. y D.E. HENDRY (1994), *PcGive 8.0. An Interactive Econometric Modelling Systems*, International Thomson Publishing, London.
- EDISON, H.J. (1987), «Purchasing Power Parity in the Long Run: A test of the Dollar/Pound Exchange Rate (1890-1978)», *Journal of Money, Credit and Banking*, 19, 3, pp. 376-387.
- EDISON, H.J. y J.T. KLOVLAND (1988), «A Quantitative Reassessment of the Purchasing Power Parity Hypothesis: Evidence from Norway and the United Kingdom», *Journal of Applied Econometrics*, vol. 2, n. 4, pp. 309-333.
- EGUIDAZU, F. (1978), *Intervención monetaria y control de cambios en España, 1900-1977*, ICE, Madrid.
- EICHENGREEN, B. (1996), *Globalizing Capital: A History of the International Monetary System*, Princeton University Press.
- ENGLE, R.F. y C.W.J. GRANGER (1987), «Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing», *Econometrica*, 55, pp. 251-276.
- FOREMAN-PECK, J. (1985), *Historia de la economía mundial*, Ariel, Barcelona.
- FRAILE, P. (1991), *Industrialización y grupos de presión. La economía política de la protección en España 1900-1950*, Alianza, Madrid.
- FRANKEL, J.A. (1981), «The Collapse of Purchasing Power Parities During the 1970's», *European Economic Review*, 16, pp. 145-165.
- FRANKEL, J.A. y A.K. ROSE (1996), «A Panel Project on Purchasing Power Parity: Mean Reversion Within and Between Countries», *Journal of International Economics*, 40, pp. 209-224.
- FROOT, K.A. y K. ROGOFF (1995), «Perspectives on PPP and Long-run Real Exchange Rates» en GROSSMANN, G.M. y K. ROGOFF (eds.), *Handbook of International Economics*, vol. 3. North-Holland, Amsterdam, pp. 1647-1688.

- FULLER, W.A. (1976), *Introduction to Statistical Time Series*, John Wiley, New York.
- GRUPO DE ESTUDIOS DE HISTORIA RURAL (1985), «Los precios del trigo y de la cebada, 1874-1906», en GARRABOU, R. y SANZ, J. (eds.), *Historia agraria de la España contemporánea. 2. Expansión y crisis (1850-1900)*, Crítica, Barcelona, pp. 321-368.
- GÓMEZ MENDOZA, A. (1989), *Ferrocarril, industria y mercado en la modernización de España*, Espasa Calpe, Madrid.
- GONZÁLEZ PORTILLA, M. (1981), *La formación de la sociedad capitalista en el País Vasco (1876-1913)*, Vol II, Haramburu Editor, San Sebastián.
- HERRANZ, A. y D.A. TIRADO (1996), «La restricción exterior al crecimiento económico español (1870-1913)», *Revista de Historia Económica*, n.º, pp. 11-49.
- JIMÉNEZ y RODRÍGUEZ, J.M. (1905), *Estudio crítico de la crisis monetaria*, Real Academia de Ciencias Morales y Políticas, Tip. J. Rates, Madrid.
- JOHANSEN, S. y K. JUSELIUS (1992), «Testing Structural Hypotheses in a Multivariate Cointegration Analysis of the PPP and the UIP for UK», *Journal of Econometrics*, 53, pp. 211-24.
- JUSELIUS, K. (1995), «Do Purchasing Power Parity and Uncovered Interest Rate Parity Hold in the Long Run? An Example of Likelihood Inference in a Multivariate Time-series Model», *Journal of Econometrics*, 69, pp. 211-240.
- L'HOTELLERIE, P. (1985), «Los índices de competitividad. Comentarios sobre su aplicación al caso de España», *Boletín Económico*, Banco de España (junio).
- LOTHIAN, J.R. y M.P. TAYLOR (1996), «Real Exchange Rate Behavior: The Recent Float from the Perspective of the Past Two Centuries», *Journal of Political Economy*, 104, 3, pp. 488-509.
- MALUQUER, J. (1985), «La revolución industrial en Cataluña», en SÁNCHEZ ALBORNOZ, N. (comp.), *La modernización económica de España 1830-1930*, Alianza Editorial, Madrid, pp. 199-225.
- MARTÍN ACEÑA, P. (1981), «España y el patrón-oro, 1880-1913», *Hacienda Pública Española*, n.º 64, pp. 267-290.
- (1983), «El tipo de cambio de la peseta, 1920-1929: teoría y evidencia empírica», *Revista de Historia Económica*, 7, 2, pp. 323-338.
- (1989), «El sistema financiero» en CARRERAS, A. (coord.), *Estadísticas históricas de España. Siglos XIX-XX*, Banco Exterior de España, Madrid, pp. 363-394.
- MAYCAS, J. (1988), «Los índices de tipo de cambio efectivo: aspectos metodológicos e índices comparados de la peseta», *Boletín Económico*, Banco de España (julio-agosto).
- MITCHELL, B.R. (1988), *British Historical Statistics*, Cambridge University Press, Cambridge.
- OLARIAGA, L. (1933), *La política monetaria en España*, Reimpresión de 1977 de la Banca Más Sardá, Barcelona.
- OJEDA, G. (1985), *Asturias en la industrialización española, 1833-1907*, Siglo XXI, Madrid.
- PARDOS, E. y J.M.ª SERRANO SANZ (1997), «Proteccionismo y exportaciones en la Restauración», *Revista de Economía Aplicada*, n.º 15, vol. V.
- PRADOS DE LA ESCOSURA, L. (1982), *Comercio exterior y crecimiento económico en España, 1826-1913: Tendencias a largo plazo*, Servicio de Estudios del Banco de España, Madrid.

- (1986), «Una serie anual del comercio exterior español (1821-1913)», *Revista de Historia Económica*, I, IV, pp. 103-150.
  - (1988), *De Imperio a Nación. Crecimiento y atraso económico en España (1780-1913)*, Alianza, Madrid.
  - (1995), *Spain's Gross Domestic Product, 1850-1993: Quantitative Conjectures. Appendix*, Universidad Carlos III, Working Papers, Madrid.
  - y A. TENA (1994), «Protectionism in Spain, 1869-1930» en LINDERT, P.H., J.V. NYE, y J.M. CHEVET (eds.), *Political Economy of Protectionism and Commerce, Eighteenth- twentieth Centuries*, Proceedings of Eleventh International Economic History Congress, Università Bocconi, Milano, pp. 63-76.
- ROLDÁN DE MONTAUD, I. (en prensa), *Guerra y finanzas en la crisis de fin de siglo: 1895-1900*, Banco de España, Madrid.
- SABATÉ, M. (1993), «Tipo de cambio de la peseta y protección a principios de siglo», *Revista de Economía Aplicada*, I, pp. 67-86.
- SÁNCHEZ ALONSO, B. (1994), *Las causas de la emigración española 1880-1930*, Alianza, Madrid.
- SARDÁ, J. (1987), *Escritos (1948-1980)*, Banco de España, Madrid.
- SERRANO SANZ, J.M.<sup>a</sup> (1986), «La política arancelaria española al término de la primera guerra mundial: proteccionismo, arancel Cambó y tratados comerciales», en GARCIA DELGADO, J.L. (ed.), *La crisis de la Restauración. España ante la primera guerra mundial y la II República*, Siglo XXI, Madrid, pp. 199-223.
- (1987), *El viraje proteccionista en la Restauración. La política comercial española 1875-1895*, Siglo XXI, Madrid.
  - (1997), «Sector exterior y desarrollo en la economía española contemporánea», en *Papeles de Economía Española*, n.º 73.
- SERRANO SANZ, J.M.<sup>a</sup> y M.<sup>a</sup>J. ASENSIO CASTILLO (1997), «El ingenierismo cambiario. La peseta en los años del cambio múltiple, 1948-1959», *Revista de Historia Económica*, XV, 3, otoño-invierno, pp. 545-573.
- SOLÉ VILLALONGA, G. (1967), *La reforma fiscal de Villaverde, 1899-1900*, Editorial de Derecho Financiero, Madrid.
- TAYLOR, M.P. (1988), «An empirical examination of long-run purchasing power parity using cointegration techniques», *Applied Economics*, 20, pp. 1369-1381.
- TORTELLA, G. (1970), «El Banco de España entre 1829- 1929. La formación de un banco central» en *El Banco de España. Una historia económica*, Banco de España, Madrid, pp. 261-313.
- (1974), «Las magnitudes monetarias y sus determinantes», en TORTELLA G. (dir.): *La Banca española en la Restauración. I. Política y finanzas*, Servicio de Estudios del Banco de España, Madrid, pp. 457-521.
  - (1994), *El desarrollo de la España contemporánea. Historia económica de los siglos XIX y XX*, Alianza Universidad Textos, Madrid.



*Exchange rate and protection. The peseta outside the gold standard, 1883-1931*

ABSTRACT

*This paper analyzes the role played by the peseta outside the gold standard, between 1883-1931, in altering the levels of tariff protection enjoyed by the Spanish economy, a controversial theme in modern economic history. We test the compliance of purchasing power parity between the peseta and the pound sterling to determine the relationship between the exchange rate and relative prices. The test of the homogeneity or proportionality hypotheses is carried out on the basis of the parameters estimated by the ADL method and also through the cointegration technique proposed by Johansen. The results of both models prove the compliance of long-run purchasing power parity and confirm that the situation of the peseta outside the gold standard was neutral in terms of protection for the Spanish economy. The deviations produced in the short-run tended to be compensated for or corrected quite quickly.*

