

LA PESETA Y LA PARIDAD DEL PODER ADQUISITIVO EN EL LARGO PLAZO
(1868-2001).

*SPANISH PESETA AND PURCHASING POWER PARITY IN THE LONG TERM
(1868-2001).*

Gema Fabro
Universidad de Zaragoza
gfabro@unizar.es

José Aixalá
Universidad de Zaragoza
jaixala@unizar.es

Recibido: junio de 2009; aceptado: enero de 2010.

RESUMEN.

El objetivo de este trabajo es contrastar la teoría de la paridad del poder adquisitivo para el caso de la peseta española frente a tres monedas de referencia, como son el dólar, el franco y la libra. El período de contrastación abarca toda la vida de la peseta, lo cual permite realizar un análisis de largo plazo. Se utilizan tanto tipos de cambio bilaterales como multilaterales. Los resultados muestran que la teoría no se cumple cuando se emplean los tipos de cambio oficiales para todo el período, pero sí se cumple cuando se sustituyen los citados tipos de cambio por los cotizados en el mercado libre de Tánger durante las décadas de los cuarenta y cincuenta.

Palabras clave: Paridad del poder adquisitivo; Tipo de cambio; Precios.

ABSTRACT.

The aim of this paper is to contrast the theory of purchasing power parity (PPP) in the case of the Spanish peseta against the dollar, the franc and the pound. The period of study covers the entire life of the peseta, which allows a long-term analysis. We use both bilateral and multilateral exchange rates. The results don't show evidence of PPP when we use the official exchange rates for the whole period, but PPP holds when these are replaced by the exchange rates quoted in the free market in Tangier during the decades of the forties and fifties.

Keywords: Purchasing Power Parity; Exchange Rates; Prices.

Clasificación JEL: E30, F30, F31.



1. INTRODUCCIÓN Y MARCO TEÓRICO.

La teoría de la paridad del poder adquisitivo (PPA), planteada inicialmente por Cassel (1916, 1918), sostiene que el tipo de cambio de una moneda viene determinado por los precios relativos entre países. Está basada en la idea de que, a largo plazo, el poder de compra del dinero medido en dos monedas diferentes ha de permanecer inalterado, y el tipo de cambio de una divisa respecto a otra vendrá determinado por el ratio de poderes adquisitivos de ambas monedas¹. Para el propio Cassel (1924), la PPA aparece asociada a la teoría cuantitativa del dinero, en el sentido de presentar una relación de causalidad desde la oferta monetaria de un país hacia su nivel de precios y después, dado un nivel de precios exterior, hacia el tipo de cambio.

Dicha teoría ha servido de base para determinar la competitividad internacional de un país (Liew et ál., 2005), en el sentido de que un tipo de cambio desviado de la paridad de precios produce ventajas o desventajas competitivas de dicho país frente a sus socios comerciales y frente a terceros que compiten en mercados exteriores comunes. A su vez, el hecho de que la PPA se cumpla o no, condiciona la posibilidad de desarrollar modelos más sofisticados de tipo de cambio, como el modelo monetario de precios flexibles (Liew et ál., 2004).

Una forma usual de contrastar la teoría en la actualidad es comprobar si la serie de tipo de cambio real de una moneda frente a otra u otras varias, que mide las desviaciones de la PPA, contiene una raíz unitaria; es decir, si la serie es o no estacionaria, presentando o no una reversión a la media (Choudhry y Luintel, 2001; Hasan, 2004; Liew et ál., 2005; Cerrato y Satantis, 2006 son algunos trabajos que utilizan esta metodología)². Si existe estacionariedad (reversión a la media), entonces se cumple la teoría y las desviaciones de corto plazo se corrigen con el tiempo, mientras que la PPA no se cumpliría ante la existencia de una raíz unitaria, no existiendo en este caso relación entre el tipo

¹ Un completo panorama sobre los fundamentos de la teoría de la PPA y su evolución a lo largo del tiempo, lo encontramos en Officer (1982).

² Para una revisión sobre cuestiones teóricas y empíricas de la PPA, véase Sarno y Taylor (2002) y Sarno (2005).

de cambio nominal, los precios domésticos y los precios exteriores. Algunos autores (Grilli y Kaminsky, 1991; Hasan y Wallace, 1996) han observado que la volatilidad del tipo de cambio real depende, entre otras cosas, del sistema de tipos de cambio vigente durante el período contrastado, de los acontecimientos monetarios y de las políticas monetarias practicadas. Kanas y Genius (2005) sostienen, en este sentido, que el comportamiento del tipo de cambio real depende de su volatilidad, llegando a la conclusión de que es estacionario durante períodos en los que presenta una baja volatilidad y no estacionario durante períodos de elevada volatilidad. Por su parte, Yoon (2008) señala que los tipos de cambio reales muestran un comportamiento más estacionario en períodos dominados por un contexto institucional de tipos de cambio fijos que durante períodos de tipos de cambio flexibles.

La literatura ha destacado que la teoría de la PPA se cumple fundamentalmente en el largo plazo (Rogoff, 1996), existiendo determinados factores que pueden impedir su cumplimiento, produciendo en el corto plazo desviaciones del tipo de cambio de mercado sobre el que determinaría la paridad de precios³. En este sentido, restricciones al comercio (que introducen trabas al libre funcionamiento de los mercados de bienes), costes de transporte, intervenciones en los mercados de divisas o controles de cambios (que distorsionan la libre formación del precio de las monedas en el mercado), pueden llevar por un tiempo más o menos prolongado al tipo de cambio nominal fuera de la senda de los precios relativos. Asimismo, la existencia de movimientos internacionales de capital, donde las expectativas juegan un papel fundamental e incorporan a la formación de los tipos de cambio elementos de información de sorpresa, hace que las divisas evolucionen en ocasiones con una alta volatilidad y se produzcan desviaciones de la PPA, al estar basada esta teoría en el enfoque del mercado de bienes, frente al enfoque de mercado de activos aplicable a los movimientos financieros⁴. Incluso la existencia de bienes no comerciados internacionalmente puede hacer, a través de la teoría Balassa-Samuelson, que la PPA no se cumpla ni siquiera en el largo plazo, sobre todo si el índice de precios utilizado en su contrastación contiene una alta proporción de bienes que no son objeto de comercio internacional. Frankel (1986) sostiene que, en ocasiones, se necesita el transcurso de un período de diez años o más para el restablecimiento de la PPA, después de que una perturbación condujera al tipo de cambio fuera de la senda marcada por la línea de los precios relativos. Por ello recomienda la contrastación de la teoría con datos anuales y períodos muy prolongados. Kim (1990), y Ardeni y Lubian (1991) presentan argumentos similares.

³ El propio Cassel (1922) señaló que la vuelta al equilibrio, una vez que se ha salido de él, puede requerir un período de tiempo prolongado, debido a la fuerza de otras variables que inciden en el comportamiento del tipo de cambio a corto plazo.

⁴ Shively (2001) señala que los niveles de precios son relativamente estables; sin embargo, el tipo de cambio nominal fluctúa ampliamente debido a que está sujeto a la volatilidad de los flujos de capital. Por ello, la PPA no se cumple a corto plazo.

A pesar de todas estas restricciones que se acaban de señalar, la evidencia empírica muestra que, a largo plazo, los países más inflacionistas tienden a tener monedas débiles, y la pérdida de valor de su moneda viene determinado fundamentalmente por el diferencial entre la inflación doméstica y exterior.

Este trabajo pretende contrastar la teoría de la PPA, tomado como base la peseta española frente a tres monedas de referencia para las relaciones comerciales y financieras de España, como son la libra esterlina, el franco francés y el dólar estadounidense⁵. El período elegido abarca toda la historia de la peseta, desde su adopción como unidad monetaria en 1868 hasta su desaparición como moneda y su inserción en el euro en 2001⁶. Ello permite realizar un análisis de largo plazo para reforzar el cumplimiento de la PPA, además de contemplar en el análisis una gran variedad de regímenes cambiarios para cada uno de los países implicados: patrón oro, inestabilidad de entreguerras, tipos de cambio fijos y ajustables de Bretton Woods y posterior flotación. Hay que tener en cuenta que la peseta ha permanecido en ocasiones al margen del contexto monetario internacional dominante: nunca llegó a incorporarse al patrón oro, manteniendo un régimen de flotación con las otras tres monedas que sí se instalaron en el patrón metálico, y se incorporó tardíamente al sistema de Bretton Woods, manteniendo un sistema cambiario fuertemente administrado durante los cuarenta y cincuenta del siglo XX. Sólo a partir de 1959 ha participado del contexto institucional vigente a escala internacional: Bretton Woods hasta los primeros setenta y flexibilidad cambiaria a partir de esa fecha, participando finalmente en el Sistema Monetario Europeo y en el proceso de construcción monetaria europea. Así, el propósito es analizar si, en el largo plazo, el comportamiento del tipo de cambio de la peseta con estas tres monedas soporta la teoría de la PPA, a pesar de los distintos regímenes cambiarios y de todas las vicisitudes institucionales que han experimentado las cuatro monedas señaladas a lo largo de más de un siglo y cuarto de historia que, como se ha señalado antes, podrían llevar transitoriamente al incumplimiento de la paridad de precios.

Este trabajo presenta como principal aportación la contrastación de la teoría, no sólo desde una perspectiva bilateral, sino también multilateral, para el tipo de cambio de la peseta con respecto a las tres divisas señaladas.

⁵ Entre los trabajos que han contrastado la teoría de la PPA para el caso de la peseta, para diferentes monedas y períodos, podemos destacar Montañés y Clemente (1999); Sabatè, Gadea y Serrano (2003) y (2005), y Gadea y Sabatè (2004).

⁶ Se ha elegido 2001 como punto final del período contrastado, por ser éste el último año en que la peseta fue la unidad monetaria en España antes de la aparición de euro como moneda en 2002. Así, nuestro período de estudio comienza y termina con el principio y el final de la peseta como unidad monetaria nacional. Los resultados, por lo que al cumplimiento de la teoría de la PPA se refiere, no serían distintos si hubiésemos optado por finalizar el período en 1998 (último año antes de la aparición del euro como divisa), o incluso abarcar hasta la actualidad. La inclusión o no en nuestro análisis de estos pocos años, que corresponden a un período de estabilidad macroeconómica, escasas restricciones al comercio y ausencia de interferencias públicas en los mercados de divisas, no alteran los resultados obtenidos ya que la contrastación se ha realizado para un período de muy largo plazo que abarca 133 años.

Además, se contrasta para un período de tiempo suficientemente prolongado con el fin que las posibles desviaciones de la PPA, debidas a alguno los factores anteriormente apuntados, hayan podido corregirse. Para ello, en el siguiente epígrafe se planea el modelo y la metodología utilizados, mientras que el epígrafe tercero presenta los principales resultados. Un epígrafe de conclusiones y las referencias bibliográficas cierran el trabajo.

2. MODELO Y METODOLOGÍA.

Como ya se ha señalado, la PPA supone que, a largo plazo, el tipo de cambio nominal entre dos monedas evoluciona para compensar el diferencial de precios nacional y extranjero, y una implicación de esta teoría es que la serie de tipo de cambio real ha de ser estacionaria. Por ello, se va a analizar en este trabajo la estacionariedad del tipo de cambio real de la peseta respecto a las monedas de referencia antes mencionadas, tanto desde el punto de vista bilateral como multilateral.

Con respecto a los tipos de cambio bilaterales, partimos de la expresión del tipo de cambio nominal planteado por la teoría de la PPA:

$$E_t = P_t / P_t^*$$

donde (E) es el tipo de cambio nominal expresado como precio de la moneda extranjera, y (P) y (P*) son, respectivamente, el nivel de precios nacional y extranjero. Tomando logaritmos, queda la siguiente expresión:

$$e_t = p_t - p_t^*$$

Definimos el tipo de cambio real (Q) como el tipo de cambio nominal (E) (expresado como el precio en pesetas de la libra, del marco y del dólar) multiplicado por un índice de precios (P*) inglés, francés o estadounidense y dividido por un índice de precios español (P)⁷:

$$Q_t = E_t \times P_t^* / P_t$$

Expresado en logaritmos, queda la siguiente expresión:

$$q_t = e_t + p_t^* - p_t$$

Las series de tipo de cambio nominal y precios se han obtenido de Aixalá (1999) y del *Boletín Estadístico* del Banco de España. Los índices de precios son al por mayor. En sintonía con lo apuntando anteriormente, y como han

⁷ Así expresado, un incremento de Q supone una depreciación real de la moneda nacional, debido a su depreciación nominal y/o una inflación extranjera superior a la nacional.

señalado algunos autores (Froot y Rogoff, 1995; Shively, 2001; Coakley et ál., 2005), la contrastación de la PPA requiere un índice de precios que incluya una alta proporción de bienes comercializables, y el índice aquí utilizado reúne esta característica, mostrándose por ello superior a un índice de precios al consumo o similar.

Para nuestro propósito, utilizaremos varios tests de raíces unitarias, teniendo en cuenta que el cumplimiento o no de la teoría tiene que ver, en ocasiones, con las características del test utilizado (Chortareas et ál. 2002; Hasan, 2004; Liew, et ál. 2004; Bahmani-Oskooee y Gelan, 2006). Se llevará a cabo la contrastación mediante los test Dickey y Fuller Aumentado (ADF), Phillips-Perron (PP), Dickey-Fuller with Generalizad Least Square Detrending (DF-GLS) y Elliot-Rothenber-Stock Point Optimal Test (ERS). Todos estos tests plantean como hipótesis nula la estacionariedad en diferencias de la serie original; es decir, que la serie tiene una raíz unitaria, frente a la hipótesis de que la variable es estacionaria.

El test ADF (Dickey y Fuller, 1979, 1981) estima mediante mínimos cuadrados ordinarios la hipótesis nula de existencia de una raíz unitaria en la serie a través de un proceso generador de datos del tipo:

$$\Delta X_t = \beta_0 + \beta_1 X_{t-1} + \beta_2 T + \sum_{i=1}^n \beta_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

donde X_t es la serie temporal, T una tendencia temporal lineal y ε_t el término de error con media cero y varianza constante. A partir de la ecuación (1), la hipótesis nula de raíz unitaria es $\beta_1 = 0$. El número de retardos (i) es elegido para que ε_t sea ruido blanco y la hipótesis nula se rechazará para valores suficientemente negativos según el nivel de significatividad.

Dado el problema que supone la elección del número de retardos (i), ya que el test puede ser sensible a esta selección y también a la exclusión de retardos que no resulten significativos, se estima también a través de la variante propuesta por Phillips y Perron (1988) (PP). Se trata de una modificación del t estadístico de Dickey-Fuller que permite autocorrelación y heterocedasticidad en el término de error de la regresión Dickey-Fuller. Esta basado en la estimación de la ecuación (2):

$$\Delta X_t = \alpha_0 + \alpha_1 T + \alpha_2 X_{t-1} + \omega_t \quad (2)$$

donde se excluyen los retardos de las primeras diferencias de la variable. Al no ser ahora necesariamente los residuos ruido blanco, se hace necesaria la corrección de la posible autocorrelación.

El test DF-GLS es más potente que el test Dickey-Fuller. En la regresión del test ADF, la inclusión de constante o constante y tendencia tiene por objeto considerar los componentes determinísticos de los datos. Elliot, Rothenberg y Stock (1996) propusieron una modificación de la regresión ADF en la cual se eliminaba la tendencia de los datos antes de llevar a cabo la prueba de

raíz unitaria, usando las variables explicativas que han quedado fuera de los datos. La ecuación a estimar para contrastar la existencia de raíz unitaria es la siguiente:

$$\Delta y_t^d = \alpha y_{t-1}^d + \beta_1 \Delta y_{t-1}^d + \dots + \beta_p \Delta y_{t-p}^d + v_t \quad (3)$$

donde Δ es el operador de diferencias, y_t^d es el valor mínimo cuadrado generalizado "de-trended" de la variable, α , β_1 y β_p son los coeficientes a estimar y v_t es el término de error independiente e idénticamente distribuido. El contraste de raíz unitaria implica examinar si α es igual a cero en la ecuación (3), utilizando los valores críticos tabulado por Elliot, Rothenberg y Stock (1996)

El test ERS domina a otros test de raíz unitaria cuando la serie temporal tiene una media desconocida o una tendencia lineal. El test se basa en la siguiente regresión en quasi-diferencias:

$$d(y_t|\alpha) = d(x_t|\alpha) \delta(\alpha) + \eta_t \quad (4)$$

donde $d(y_t|\alpha)$ y $d(x_t|\alpha)$ son datos cuasi-diferenciados de y_t y x_t , respectivamente, y η_t es un término de error independiente e idénticamente distribuido. En la ecuación (4) y_t es la variable cuyas propiedades de serie temporal se contrastan, x_t puede contener sólo una constante o constante y tendencia, y $\delta(\alpha)$ es el coeficiente a estimar. Elliot, Rothenberg y Stock recomiendan el uso de $\alpha = \bar{\alpha}$, donde $\bar{\alpha} = 1-7/T$ cuando x_t constante, y $\bar{\alpha} = 1-13.5/T$ cuando x_t contiene constante y tendencia. Las hipótesis nula y alternativa son $\alpha = 1$ y $\alpha = \alpha$, respectivamente. El estadístico para contrastar la hipótesis nula es el siguiente:

$$P_T = \frac{(SSR(\bar{\alpha}) - (\bar{\alpha})SSR(1))}{f_0}$$

donde SSR es la suma de los residuos al cuadrado de la ecuación (4) y f_0 es un estimador de los residuos de frecuencia cero.

Los tests que se acaban de describir, además de aplicarse en este trabajo a los tipos de cambio bilaterales, se aplicarán también a tipos de cambio multilaterales, ya que una moneda puede depreciarse frente a otra y apreciarse frente a una tercera u otras varias, compensándose el efecto conjunto. Por ello, resulta relevante analizar las series de tipo de cambio efectivo real como una versión multilateral de la PPA (Bahmani-Oskooee, 1988; Bahmani-Oskooee y Gelan, 2006). Los test de raíces unitarias para el tipo de cambio efectivo real proporcionan una mejor perspectiva de la PPA, porque indican movimientos en el valor promedio de la moneda de un país más que movimientos frente

a la moneda de un único socio comercial, como hacen las series de tipos de cambio real bilaterales (Bahmani-Oskooee et ál., 2007, 2008). Para ello se han construido las series de índice de tipo de cambio efectivo real de la peseta frente a las tres monedas señaladas. Se ha utilizado la media geométrica ponderada a través de la siguiente expresión:

$$ITCER = 100 \times \prod_{i=1}^n \left[\frac{E_{0it}}{E_{1it}} \right]^{\omega_i} \times \frac{P_t}{\prod_{i=1}^n [P_t^*]^{\omega_i}}$$

donde n es el número de divisas, E_{0it} y E_{1it} son el tipo de cambio de la peseta respecto a la divisa i en $t=0$, y $t=1$, respectivamente, ω_i es la proporción de las transacciones que España realiza en cada una de las divisas, y P_t y P_t^* son el nivel de precios nacional y extranjero, respectivamente⁸.

Se han empleado tres diferentes sistemas de ponderación en función de la importancia del comercio exterior con cada uno de los tres países a lo largo del tiempo: ponderación fija, ponderación fija con actualización y variable con medias móviles. La ventaja de la ponderación variable radica en que permite recoger de forma permanente en la contrastación las variaciones que se han ido produciendo en la estructura geográfica del comercio exterior. Si la ponderación es fija, entonces el índice de tipo de cambio efectivo permitirá observar las variaciones que se han producido sólo como consecuencia de las modificaciones cambiarias, independientemente de la estructura geográfica del comercio. Por último, si queremos recoger el efecto conjunto de las modificaciones cambiarias y de la estructura geográfica del comercio, la ponderación fija con actualización resultará la más adecuada.

3. RESULTADOS.

Con respecto a los tipos de cambio bilaterales, y para las series de tipos de cambio oficiales (Cuadro 1), los diferentes tests utilizados muestran la imposibilidad de rechazar la hipótesis de raíz unitaria en la inmensa mayoría de los casos (sólo el test DF-GLS-c para el caso del dólar y el franco francés presentan evidencia favorable a la PPA, con un nivel de significatividad al 10%). Así, no estamos en presencia de series de tipo de cambio real estacionarias ni en la relación peseta/dólar, ni peseta/franco, ni peseta/libra. Varias son las posibles causas que han podido distorsionar el cumplimiento de la teoría: las barreras arancelarias y las restricciones al comercio

⁸ Así expresado, un aumento del ITCER implica una apreciación real de la moneda nacional, debido a su apreciación nominal y/o una inflación nacional superior a la extranjera.

existentes en España durante buena parte del período analizado, la fuerte intervención en el mercado de cambios que se produjo en España durante la década de los veinte, la existencia de un tipo de cambio administrado y regulado durante los cuarenta y cincuenta, o la introducción de la flexibilidad cambiaria durante los años setenta del siglo XX, con la progresiva integración y liberalización de los mercados internacionales de capital, que favoreció los movimientos especulativos y las expectativas cambiantes.

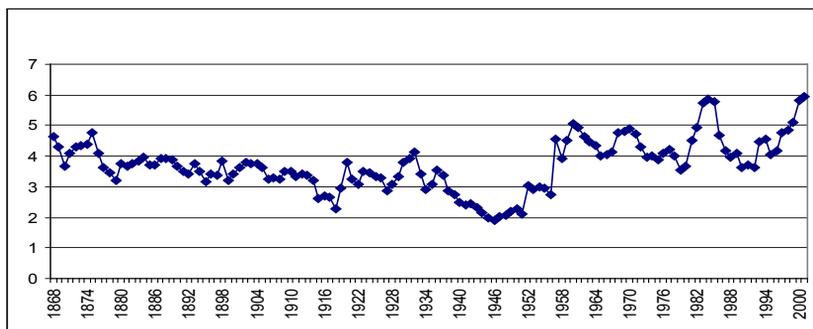
Ahora bien, al observar el perfil de las series (gráficos 1 a 3), se detecta un período de especial divergencia del tipo de cambio real respecto a su valor de equilibrio. Se trata del período que abarca las décadas de los cuarenta y cincuenta del siglo XX, en el cual un complejo entramado de tipos de cambio administrados llevo a la cotización nominal de la peseta a unos niveles que nada tenían que ver con la evolución de los precios relativos. Como se ha señalado con anterioridad, la presencia de un tipo de cambio oficial nominal administrado puede ser una de las causas de incumplimiento de la PPA, y ello a pesar de que, como se observa en los gráficos, el tipo de cambio real vuelve a posiciones de equilibrio a la altura del Plan de Estabilización de 1959.

CUADRO 1: TC BILATERALES.

TESTS	Bilateral (oficial)			Bilateral (Tánger)		
	Dólar	Franco	Libra	Dólar	Franco	Libra
ADF-c	-2.1490	-2.4830	-1.1165	-3.0218**	-3.9346***	-1.7968
ADF-c-t	-2.6282	-2.6232	-1.3938	-3.6779**	-4.1196***	-3.9364**
DF-GLS-c	-1.7785*	-1.6657*	-1.2646	-2.7486***	-2.9961***	-1.9272*
DF-GLS-c-t	-1.9822	-2.5673	-1.4139	-3.0394**	-4.1327***	-2.2581
PP-c	-2.3030	-2.4830	-0.8409	-3.0915**	-2.9566**	-3.3999**
PP-c-t	-2.7559	-2.5085	-1.3938	-3.7582**	-3.0419	-4.0088**
ERS-c	4.2705	5.4805	5.7022	2.0697**	1.0478***	3.6223*
ERS-c-t	12.6500	7.6062	16.5297	6.6251*	2.2331***	4.9176**

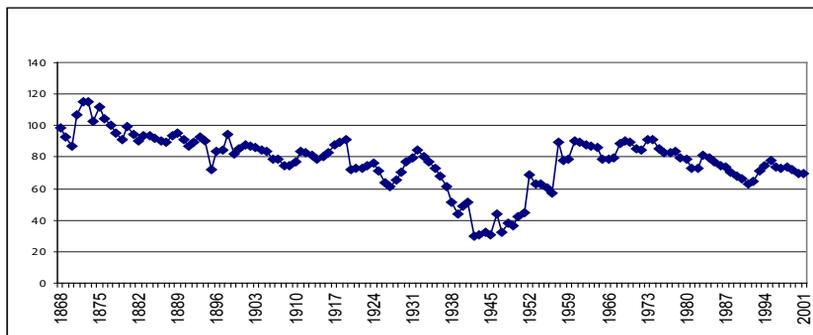
Nota: ADF: Augmented Dickey-Fuller Test; DF-GLS: Dickey-Fuller Test with GLS Detrending; PP: Phillips-Perron Test; ERS: Elliott, Rothenberg and Stock Point Optimal Test; c (constante); c-t (constante y tendencia).

GRÁFICO 1: TCR DÓLAR (OFICIAL).



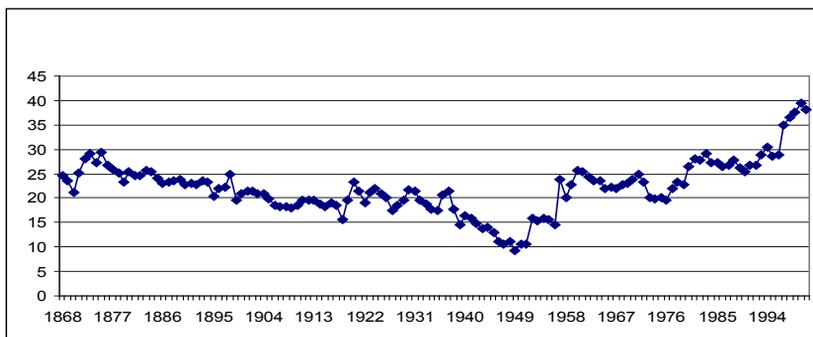
Fuente: Elaboración propia.

GRÁFICO 2: TCR FRANCO (OFICIAL).



Fuente: Elaboración propia.

GRÁFICO 3: TCR LIBRA (OFICIAL).



Fuente: Elaboración propia.

Con el fin de comprobar si, efectivamente, la no estacionariedad de las series oficiales de tipo de cambio detectada con anterioridad puede ser debida al efecto producido durante los cuarenta y cincuenta por la presencia de tipos de cambio administrados, hemos aplicado los mismos tests a las series corregidas con la introducción de los tipos de cambio que durante esas dos décadas se estaban cotizando en el mercado de divisas libre de Tánger. Los resultados obtenidos (Cuadro 1) cambian radicalmente, en el sentido de que ahora para todas las series se puede rechazar la presencia de raíz unitaria con diferentes niveles de significatividad, en la mayoría de los casos superiores al 5%. Ello supone la evidencia de estacionariedad del tipo de cambio real y, por tanto, el cumplimiento de la teoría de la PPA.

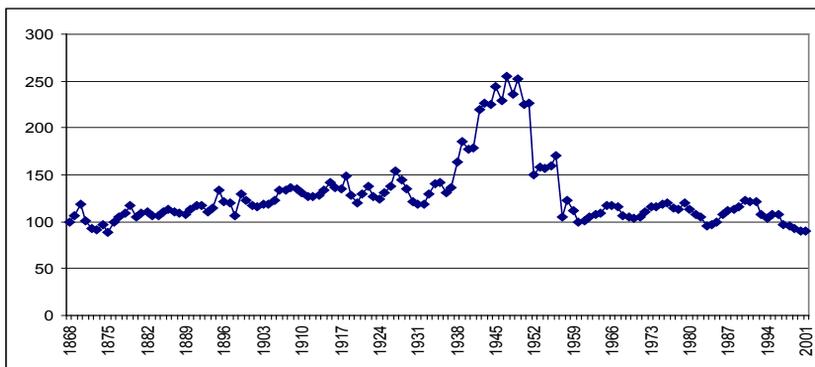
Si atendemos ahora a los tipos de cambio multilaterales (Cuadro 2), una vez más la serie de tipo de cambio efectivo real construida con tipos de cambio oficiales muestra, en general, la imposibilidad de rechazar la existencia de raíz unitaria en ninguno de los tres tipos de ponderación (sólo los tests DF-GLS-c y ERS-c presentan evidencia favorable a la PPA para las tres monedas, con un nivel de significatividad del 10%). De nuevo, los gráficos de las series (gráficos 4 a 6) ponen claramente de manifiesto que son los años cuarenta y cincuenta del siglo XX los que producen una divergencia del tipo de cambio efectivo real con respecto a su nivel de equilibrio, nivel al que vuelve con el inicio de la década de los sesenta. Así, como se ha hecho con los tipos de cambio bilaterales, cuando sustituimos para estas dos décadas los tipos de cambio oficiales por los tipos de cambio en el mercado libre de Tánger para construir la serie de tipo de cambio efectivo real, de nuevo los diferentes tests ponen de manifiesto la estacionariedad de las series, independientemente del tipo de ponderación utilizada, con niveles de significatividad superiores al 5% en la mayoría de los casos.

CUADRO 2: TC MULTILATERALES.

TESTS	Multilateral (oficial)			Multilateral (Tánger)		
	Ponderación fija	Ponderación fija con actualización	Ponder. variable medias móviles	Ponderación fija	Ponderación fija con actualización	Ponder. variable medias móviles
ADF-c	-2.0866	-2.0936	-2.0897	-3.0619**	-2.8852**	-2.8671*
ADF-c-t	-2.0381	-2.0178	-2.0109	-3.1851*	-2.9071	-2.8902
DF-GLS-c	-1.8204*	-1.8213*	-1.8128*	-2.4975**	-1.9619**	-1.9593**
DF-GLS-c-t	-1.9335	-1.9444	-1.9414	-2.7840*	-2.7370*	-2.6063
PP-c	-2.1379	-2.0728	-2.0641	-3.4806***	-3.6206***	-3.8258***
PP-c-t	2.0701	-1.9803	-1.9694	-3.5182**	-3.8710**	-3.8314**
ERS-c	4.1394*	4.1457*	4.1930*	1.3461***	2.0330**	1.7508***
ERS-c-t	12.4730	12.2571	12.3030	4.3521**	6.4673*	5.6363***

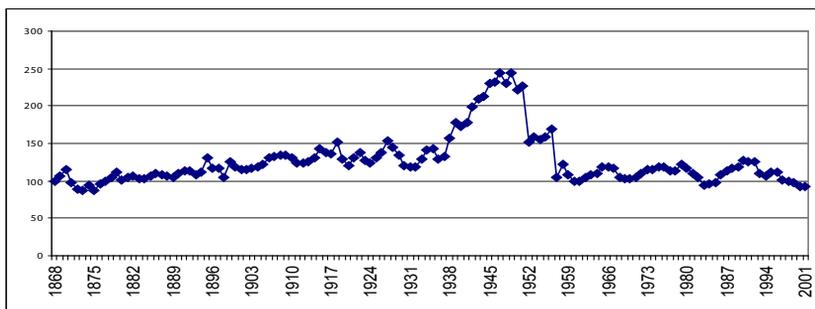
Nota: ADF: Augmented Dickey-Fuller Test; DF-GLS: Dickey-Fuller Test with GLS Detrending; PP: Phillips-Perron Test; ERS: Elliott, Rothenberg and Stock Point Optimal Test; c (constante); c-t (constante y tendencia).

GRÁFICO 4: TCER (OFICIAL; PONDERACIÓN FIJA).



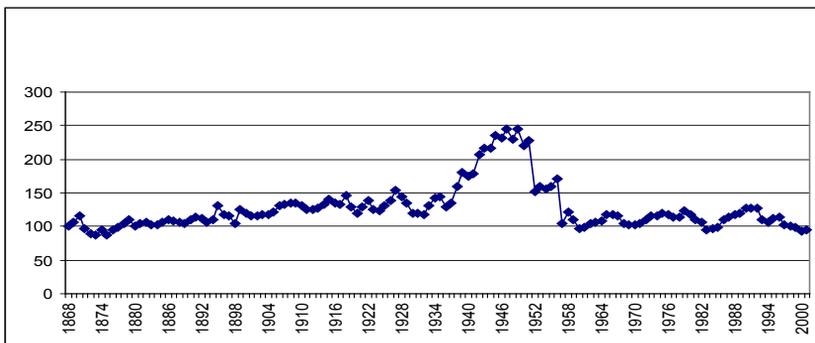
Fuente: Elaboración propia.

GRÁFICO 5: TCER (OFICIAL; PONDERACIÓN FIJA CON ACTUALIZACIÓN).



Fuente: Elaboración propia.

GRÁFICO 6: TCER (OFICIAL; PONDERACIÓN VARIABLE MEDIAS MÓVILES).



Fuente: Elaboración propia.

4. CONCLUSIONES.

Se ha pretendido en este trabajo contrastar la teoría de la paridad del poder adquisitivo, tanto desde el punto de vista bilateral con las series de tipo de cambio real como desde el punto de vista multilateral a través de las series de tipo de cambio efectivo real frente a la libra esterlina, al dólar estadounidense y al franco francés, utilizando diferentes ponderaciones del comercio exterior de España con los tres países en cuestión. Se ha contrastado para un período que abarca toda la vida de la peseta, desde su adopción como unidad monetaria nacional en 1868 hasta su extinción e incorporación al euro al final del año 2001.

Los resultados, cuando se han utilizado las series de tipos de cambio nominal oficiales, no permiten rechazar la hipótesis de raíz unitaria para el tipo de cambio real, ni para las relaciones bilaterales de la peseta con las tres divisas señaladas ni para la contrastación de la PPA multilateral a través del índice de tipo de cambio efectivo real, lo cual llevaría a rechazar el cumplimiento de la teoría. Las causas de este incumplimiento, de acuerdo con la teoría, han podido ser varias: restricciones al comercio, movimientos financieros internacionales a corto plazo, intervención en los mercados de divisas para reducir sus fluctuaciones, o mantenimiento de tipos de cambio fuera de mercado a través de organismos de intervención administrativa. El perfil de las series muestra que fue durante los años cuarenta y cincuenta del siglo XX cuando el tipo de cambio real se ha alejado en mayor medida de las posiciones de equilibrio. Por ello, dejando incluso actuar al resto de las causas que se han señalado, se ha eliminado una de ellas: se han sustituido los tipos de cambio oficiales por los tipos de cambio cotizados en el mercado libre durante las dos décadas que presentan un mayor grado de intervención administrativa en el régimen cambiario español. Las nuevas series permiten aceptar, en todos los casos, el cumplimiento de la teoría. Ello nos lleva a la conclusión de que, si bien es cierto que una serie de factores pueden llevar al incumplimiento de la PPA en el corto o medio plazo, la teoría acaba por cumplirse si se permite actuar a los tipos de cambio y a los precios durante un período de tiempo suficientemente prolongado.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS.

- Aixalá, J. (1999): *La peseta y los precios. Un análisis de largo plazo (1868-1995)*, Prensas Universitarias, Zaragoza.
- Ardeni, P. G. y Lubian, D. (1991): "Is There Trend Reversion in Purchasing Power Parity?", *European Economic Review*, 35 (5), 1035-1055.
- Bahmani- Oskooee, M. y Gelan, A. (2006): "Testing the PPP in the Non-linear STAR Framework: Evidence from Africa", *Economics Bulletin*, 6(17), 1-15.
- Bahmani-Oskooee, M. (1988): "Do Exchange Rates Follow a Random Walk Process in Middle Eastern Countries?," *Economics Letters*, 58, 339-344.

- Bahmani-Oskooee, M.; Kutan, A. M. y Zhou, S. (2007): "Testing PPP in the Non-linear STAR Framework", *Economics Letters*, 94(1), 104-110.
- Bahmani-Oskooee, M.; Kutan, A. M. y Zhou, S. (2008): "Do Real Exchanges Rates Follow a Non-Linear Mean Reverting Process in Developing Countries?," *Southern Economic Journal*, 74 (4), 1049-1062.
- Cassel, G. (1916): "The Present Situation of Foreign Exchanges". *The Economic Journal*, 26, 62-65.
- Cassel, G. (1918): "Abnormal Deviations in International Exchanges". *The Economic Journal*, 28, 413-415.
- Cassel, G. (1922): *Money and foreign exchange after 1914*, Constable and Co, Londres.
- Cassel, G. (1924): "The Purchasing Power Parity". *Skandinaviska Kreditaktiebolaget*, 68-70.
- Cerrato, M. y Santantís, N. (2006): "Nonlinear Mean Reversion in Real Exchange Rates: Evidence from Developing and Emerging Market Economies", *Economics Bulletin*, 6(7), 1-14.
- Chortareas, G. E.; Kapetanios, G. y Yongcheol, S. (2002): "Nonlinear Mean Reversion in Real Exchanges Rates", *Economics Letters*, 77, 411-417.
- Choudhry, T. y Luintel, K. B (2001): "The Long-run Behaviour of the Real Exchange Rate: Evidence from Colonial Pennsylvania", *Economics Letters*, 74, 25-30.
- Coakley, J; Kellard, N. y Snaith, S. (2005): "The PPP Debate: Price Matters!". *Economics Letters*, 88, 209-213.
- Dickey, D. A. y Fuller, W. A. (1979): "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427-431.
- Dickey, D. A. y Fuller, W. A. (1981): "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Econometrica*, 49, 1057-1072.
- Elliott, G.; Rothenberg, T. J. y Stock, J. H. (1996): "Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root", *Econometrica*, 64, 813-836.
- Frankel, J. A. (1986): "International Capital Mobility and Crowding-out in the U.S. Economy: Imperfect Integration of Financial Markets or of Goods Markets?" Hafer, R. W. (ed.): *How Open is the U. S. Economy?*, Lexington, Mass, Lexington Books, 33-67.
- Froot, K. A. y Rogoff, K. (1995): "Perspectives on PPP and Long-run Real Exchange rates", *Handbook of International Economics*, 3, Elsevier, Amsterdam, 1647-1688.
- Gadea, M. D. y Sabaté, M. (2004): "The European Periphery in the Era of the Gold Standard: The Case of the Spanish Peseta and the Pound sterling from 1883 to 1931", *Open Economics Review*, 15(1), 63-85.

- Grilli, V. y Kaminsky, G. (1991): "Nominal Exchange Rate Regimes and the Real Exchange Rate", *Journal of Monetary Economics*, 27, 191-212.
- Hasan, M. S. (2004): "Univariate Time Series Behaviour of the Real Exchange Rate: Evidence from Colonial India", *Economics Letters*, 84, 75-80.
- Hasan, S. y Wallace, M. (1996): "Real Exchange Rate Volatility and Exchange Rate Regimes: Evidence from Long-term Data", *Economics Letters*, 52(1), 67-73.
- Kanas, A. y Genius, M. (2005): "Regime (non) Stationarity in the US/UK Real Exchange Rate", *Economics Letters*, 87, 407-413.
- Kim, Y (1990): "Purchasing Power Parity in the Long Run: A Cointegration Approach", *Journal of Money, Credit and Banking*, 22(4), 491-503.
- Liew, V. K.; Lim, K.; Lau, E. y Choong, C. (2005): "Exchange Rate- Relative Price Nonlinear Cointegration Relationship in Malaysia", *Economis Bulletin*, 6(11), 1-16.
- Liew, V. K.; Baharumshah, A. Z. y Chong, T. T. (2004): "Are Asian Real Exchange Rates Stationary?" *Economics Letters*, 83, 313-316.
- Montañés, A. y Clemente, J. (1999): "Real Exchange Rates and Structural Breaks: Evidence for the Spanish Peseta", *Applied Economics Letters*, 6 (6), 349-352.
- Officer, L. H. (1982): *Purchasing Power Parity and Exchange Rates: Theory, Evidence and Relevance*, Jai Press, Greenwich/Londres.
- Phillips, P y Perron, P. (1988): "Testing for a Unit Root in Time Series Regression", *Biometrika*, 75, 335-346.
- Rogoff, K. (1996): "The Purchasing Power Parity Puzzle". *Journal of Economic Literature*, 34, 647-668.
- Sabaté, M.; Gadea, M. D. y Serrano, J. M. (2003): "PPP and Structural Breaks: The Peseta-Sterling Rate, 50 Years of a Floating Regime", *Journal of International Money and Finance*, 22(5), 613-627.
- Sabaté, M.; Gadea, M. D. y Serrano, J. M (2005): "The Spanish Peseta versus the Pound Sterling, the French Franc and the US Dollar (1870-1935). A Long Floating Experience", *Applied Financial Economics Letters*, 2, 95-99.
- Sarno, L (2005): "Viewpoint: Towards a Solution to the Puzzles in Exchange Rate Economics: Where Do We Stand?", *Canadian Journal of Economics*, 38(3), 673-708.
- Sarno, L. y Taylor, M. P. (2002): "Purchasing Power Parity and the Real Exchange Rate", *IMF Staff Papers*, 49(1), 65-105.
- Shively, P. A. (2001): "A Test of Long-run Purchasing Power Parity", *Economics Letters*, 73, 201-205.
- Yoon, G. (2008): "Are Real Exchange Rates More Likely to Be Stationary During the Fixed Nominal Exchange Rate Regime?", *Applied Economics Letters*, 16(1), 17-22.