

# APORTACIONES EMPÍRICAS RECIENTES DE LA PARIDAD DEL PODER ADQUISITIVO\*

MARIAM CAMARERO  
*Universidad Jaume I*

En este artículo se pretende realizar una revisión de las últimas aportaciones realizadas al contraste de la Paridad del Poder Adquisitivo (PPA). Los resultados de estos trabajos son notablemente menos pesimistas que los aparecidos hace tan sólo una década, permitiendo la aceptación de la PPA como hipótesis de trabajo, al menos, a largo plazo. En gran medida, el cambio en los resultados se debe a la utilización de nuevas técnicas econométricas, como la cointegración, que son más apropiadas para la especificación de relaciones a largo plazo entre las variables, aunque los resultados dependen del área geográfica objeto de estudio, la moneda o los índices de precios utilizados.

*Palabras clave:* paridad del poder adquisitivo, paridad de intereses descubierta, cointegración.

**D**e acuerdo con Dornbusch (1987), la Paridad del Poder Adquisitivo (PPA) es uno de los postulados más populares de la economía internacional. Desde que a principios de siglo Cassel (1916) le diera nombre, han sido numerosos los trabajos empíricos que han tratado de contrastar su cumplimiento en distintas épocas y con diferentes tipos de datos. Sin embargo, la PPA no sólo tiene valor como regularidad empírica, sino que es uno de los supuestos básicos necesarios para derivar los modelos monetarios de determinación del tipo de cambio, por lo que la validez de los mismos [extensamente criticados a partir de los trabajos de Meese y Rogoff (1983a, 1983b, 1988)] se relaciona con el cumplimiento de la primera.

En el presente artículo se pretende realizar una revisión de las últimas aportaciones aplicadas al contraste de la PPA. Los resultados de las mismas son notablemente menos pesimistas que los aparecidos hace tan sólo una década, permitiendo en muchos casos la aceptación de la PPA como hipótesis de trabajo, al menos, a largo plazo. En gran medida, el cambio en los resultados se debe a la utilización de nuevas técnicas econométricas, como la cointegración, que son

---

\* Este trabajo se inscribe en el proyecto coordinado de la CICYT número SEC92-0980-C02-01 y ha recibido el apoyo de Iberdrola en su programa de financiación de tesis doctorales. Agradezco los comentarios de Leandro García, Ismael Fernández y Cecilio Tamarit, así como los de dos evaluadores anónimos.

más apropiadas para la especificación de relaciones a largo plazo entre las variables.

En este contexto y a pesar de las notables revisiones realizadas sobre los modelos de tipo de cambio y la PPA [desde la clásica de Officer (1976) y las más recientes de MacDonald y Taylor (1992) y Bajo y Sosvilla (1993)], los aspectos empíricos no han recibido la misma atención que los teóricos, si se exceptúa el trabajo de Mussa (1979).

Por ello, el presente artículo pretende recopilar los últimos trabajos empíricos realizados sobre la PPA, según la siguiente estructura: en el apartado 1 se define brevemente la PPA; en el epígrafe 2 se pasa revista a las principales causas por las que el tipo de cambio en un momento determinado se aleja del valor correspondiente a la PPA; en el apartado 3 se detallan las diversas especificaciones realizadas de la teoría y su concreción en hipótesis contrastables, así como la influencia que sobre los resultados tienen los diversos índices de precios utilizados y las técnicas econométricas aplicadas. Finalmente, a modo de conclusión, el apartado 4 intenta sintetizar las principales razones que han llevado a que, con relativa frecuencia, no haya sido posible aceptar el cumplimiento de la PPA, así como los motivos de la sustancial mejora en los resultados de los últimos trabajos sobre la misma.

## 1. LA PPA: ASPECTOS TEÓRICOS

Tradicionalmente, se distingue entre dos versiones o definiciones de la PPA. La primera de ellas es la *versión absoluta o fuerte* que se basa en la “ley de precio único” en un mercado integrado y competitivo. En estas condiciones, el precio de un determinado bien será el mismo en todas partes siempre que esté expresado en la misma moneda [Dornbusch (1987)]:  $p_i = Ep_i^*$ , siendo  $p_i$  y  $p_i^*$  el precio del bien  $i$ -ésimo en la economía doméstica y en el extranjero, formulado en moneda nacional y extranjera, respectivamente, y “E” el tipo de cambio nominal bilateral, que se define como el número de unidades de moneda nacional por unidad de moneda extranjera. Si, además,  $P$  y  $P^*$  son los niveles de precios interno y externo expresados en las respectivas monedas,  $P = f(p_1, \dots, p_i, \dots, p_n)$  y  $P^* = g(p_1^*, \dots, p_i^*, \dots, p_n^*)$ . Además, suponiendo que los precios de cada bien, en dólares, se igualan entre países, y si los mismos bienes entran en la cesta de cada país con las mismas ponderaciones, la PPA absoluta se cumple. En este caso, la ley de precio único se aplica no sólo a precios individuales sino también a niveles de precios agregados. El arbitraje espacial toma la forma de la versión absoluta de la PPA:

$$E = \frac{P}{P^*} = \frac{\text{precio en ptas. de una cesta estándar de bienes}}{\text{precio en moneda extranjera de la misma cesta estándar}} \quad [1]$$

Si  $p_i/p_i^* = k$  para todo  $i$ , entonces  $E = P/P^* = k$ . La implicación directa de la PPA absoluta es que ante cualquier perturbación, ya sea monetaria o real (dado que el arbitraje es instantáneo y no supone costes), los precios de una cesta estándar de bienes en dos países, medidos en moneda común, serán los mismos o, lo que es equivalente,  $P/EP^* = 1$  siempre. O, en logaritmos,  $p - e - p^* = 0$ .

No es posible formular objeciones a la ecuación [1] desde el punto de vista teórico, aunque sí desde un punto de vista empírico: los precios de un bien dado no tienen por qué ser iguales en diferentes lugares en un determinado momento,

dado que existen obstáculos, como los costes de transporte, aranceles y cuotas o la competencia imperfecta. La existencia de diferencias en los precios de bienes homogéneos no significa necesariamente fallos del mercado, sino que estaría simplemente reflejando la dificultad para desplazar bienes instantáneamente y sin costes de un sitio a otro. Sin embargo, estos obstáculos al comercio no impiden que los precios en moneda común de un determinado bien en diferentes lugares estén muy relacionados y que se realice el arbitraje.

Una segunda definición de la PPA es la *versión relativa o débil*, menos restrictiva, ya que permite que el tipo de cambio y los precios relativos difieran:  $E = \Theta/P^*$ , siendo  $\Theta$  una constante que refleja los obstáculos al comercio. Por ello, tan sólo se exige que el logaritmo del tipo de cambio real ( $q$ ) sea constante, y no necesariamente igual a cero.

$$q = e + p^* - p = \ln \Theta \quad [2]$$

La PPA absoluta se establecía en términos de los precios relativos de diferentes monedas y lugares de una cesta dada de bienes idénticos. Sin embargo, la PPA relativa permite evitar los problemas de costes de transporte y otros obstáculos al libre comercio. En la práctica, se utilizan índices particulares, como el Índice de Precios al Consumo (IPC, en adelante), el Índice de Precios al por Mayor (IPM) o deflatores del PIB. En ese caso, las ponderaciones de los diversos bienes en los diferentes índices nacionales puede no ser la misma y los bienes que se incluyen en las cestas de estos índices es posible que no sean idénticos, como ocurre claramente en el caso de los bienes no comercializables.

En estas condiciones, la ley de precio único ya no es la base de la PPA. La PPA sólo puede mantenerse si se justifican las condiciones de homogeneidad postuladas por el modelo monetario. De acuerdo con la condición de homogeneidad, una perturbación puramente monetaria, que no afecte a los precios relativos de equilibrio, llevará a un cambio porcentual proporcional en la oferta monetaria y en todos los precios, incluyendo el tipo de cambio. En este caso concreto, incluso si no se da la ley de precio único, la PPA se cumple. La constancia de las variables reales asegura que, una vez se han ajustado todas las variables, la depreciación del tipo de cambio compensa la inflación producida, de manera que (2) se cumple.

Por ello, para que funcione la PPA como teoría de equilibrio ésta debería ser complementada mediante un *mecanismo de ajuste*. En el caso de bienes que no son idénticos se hace necesario un nivel elevado de sustitución en el comercio internacional, de manera que los precios se mantengan parejos entre países. Otra hipótesis aceptable para formular dicho mecanismo de ajuste sería la inclusión de los factores de índole financiera, como los tipos de interés. Este aspecto se discutirá en las páginas siguientes.

## 2. RAZONES DEL POSIBLE INCUMPLIMIENTO DE LA PPA

Como ya se ha comentado en la sección precedente, desde las primeras formulaciones de la PPA por parte de Cassel (1916, 1918), la misma ha venido recibiendo numerosas críticas. Este apartado se centrará en las razones que, teóricos de la economía internacional, han enumerado como causantes del posible rechazo de la PPA. En el epígrafe siguiente se presentan, de forma detallada, aspectos de índole práctica o empírica: las formas en que se ha contrastado la

PPA, las variables empleadas para ello y las técnicas econométricas utilizadas. Conviene señalar que los resultados de los contrastes han sido sensibles también a estos factores, tal y como se analizará posteriormente. Para facilitar la exposición de ambos tipos de argumentos, se ha recurrido a un cuadro que pretende mostrar, de forma sintética, las principales aportaciones empíricas realizadas en los últimos años sobre la PPA (ver cuadro 1). No obstante, *es necesario señalar la dificultad inherente a la separación del ámbito teórico y el práctico*, puesto que la formulación de la hipótesis de la PPA ha ido habitualmente asociada a su contrastación empírica.

En las diferentes columnas del cuadro 1 aparecen, en primer lugar, los autores y el año de realización del estudio; en la siguiente columna se recogen las moneas empleadas y el período temporal; las variables relevantes (es decir, la formulación concreta de la hipótesis de la PPA), así como el tipo de cambio y los índices de precios empleados, aparecen en la columna tercera; en la cuarta, la técnica econométrica utilizada; la quinta columna resume las características más importantes del trabajo en cuestión; la última recoge los resultados: básicamente, si se acepta o rechaza la hipótesis de la PPA.

La clasificación se ha establecido de acuerdo con un orden cronológico aunque, al mismo tiempo, se ha deseado separar dos tipos de trabajos sobre la PPA. Por un lado, los "clásicos" (hasta mediados-finales de los años ochenta), en los que se utilizan técnicas econométricas tradicionales, basadas en estimaciones mínimo-cuadráticas. Por otro, los trabajos de finales de la década pasada y principios de los noventa, que emplean de forma mayoritaria la técnica de la cointegración. Los llamados "clásicos" servirán como referencia y permitirán determinar hasta qué punto los problemas encontrados en ellos han sido subsanados en otros trabajos más recientes.

En primer lugar, uno de los problemas que entraña la teoría de la PPA es que se supone su cumplimiento para cualquier tipo de bienes. Sin embargo, resulta de gran interés realizar la distinción entre bienes comercializables y no comercializables. *Los bienes comercializables* se someten a la competencia internacional, mientras que *los bienes no comercializables* son aquellos que no pueden ser intercambiados con el exterior obteniendo beneficios, como la construcción y ciertos servicios (restaurantes, peluquerías, etc.). Lo importante de la distinción entre bienes comercializables y no comercializables es que la PPA es más probable que se mantenga en el caso de los primeros, pues el precio de estos bienes se verá afectado por la competencia internacional, mientras que el precio de los bienes no comercializables vendrá determinado por consideraciones de oferta y demanda domésticas.

Balassa (1964) y Samuelson (1964) dieron separadamente una explicación del menor precio relativo de los bienes no comercializables en los países pobres, que es conocida como el *modelo Balassa-Samuelson*<sup>1</sup>. Estos autores parten del hecho de que la *productividad* del trabajo es mayor en los países ricos que en los pobres, siendo esta diferenciación en productividad especialmente significativa en los bienes comercializables<sup>2</sup>, al tiempo que los salarios se suponen iguales en el sector de bienes comercializables y en el de bienes no comercializables, estando

---

(1) Véase, también, Officer (1976) para más información sobre la crítica de Balassa.

(2) Es evidente que son los bienes no comercializables, como los servicios, los que experimentan ganancias en productividad.

Cuadro 1: PRINCIPALES APORTACIONES SOBRE LA VERIFICACIÓN DE LA PPA DURANTE LOS AÑOS 70, 80 Y PRINCIPIOS DE LOS 90

Trabajo	Monedas y periodo	Variables utilizadas	Técnica	Características	Resultado
Frenkel (1978)	FF, \$, £ 1921-1925 Mensuales	$e_t = f(P, P^*)$ $P_t = f(e_t)$ TCN IPM, IPIM, IPA	CAUSAL	Tests PPA absoluta y relativa.  Homogeneidad entre parámetros domésticos y extranjeros.  Causalidad $TC \Rightarrow P$	Fav.  Fav.
Genberg (1978)	Países desarrollados 1TC fijos 1957-72 2TC flexib. 1973-76 Trimestral.	$eP/P^* = f(t)$ TCER IPC	MCO	Compara resultados de PPA con tc fijos y flexibles.  El origen de las desviaciones de PPA es el TC y no P.	Fav. No fav.
Krugman (1978)	DM, FF, \$, £, Lira, FSuizo 1920-25 1973-76 Mensuales	$e_t = f(P, P^*)$ TCN IPM	MCO CORC VI VI con AR(1)	Tests simples.  P y TC endógenos  Existe autocorrelación y el tc se explica por variables omitidas.	No fav. Fav.
Frenkel (1981)	DM, FF, £, \$ 1921-25 1973-79 Mensuales	$e_t = f(P/P^*)$ $\Delta e = f(\Delta P / \text{CORC} \Delta P^*)$  $P = f(eP^*)$  TCN  IPM, IPMA, IPC	MC2E-VI CORC	Tests PPA abs. y relativa: - años 20 - años 70 / \$ - años 70 / CE  Razones: vecindad de la CE y naturaleza de P y TC a la naturaleza de P y TC.  Variabilidad de los precios relativos.  Recomienda política monetaria estable.	Fav. No fav. Fav.
Adler y Lehmann (1983)	Países FMI 1. Anuales 1900-72 1870-1975 2. Mensual 1971-81	$q = e + P^* \cdot P$ $q_t = \sum b q_{t-1}$  $q_t = \text{innovaciones PPa}$  TCN IPC, IPM	MCO EST. F	Si la autocorrelación del TCR es cero $\Rightarrow$ martingala.  No hay tendencia del TCR a volver a su valor de PPA.  Usa estadístico F.	Fav.

Cuadro 1: (Continuación)

Trabajo	Monedas y periodo	Variables utilizadas	Técnica	Características	Resultado
Hakkio (1984)	FF, £, Ca\$, ¥ 1921-25 1973-82 Trimestral	$e = f(P/P^*)$ $e_i = f(P/P_i)$ TCN IPM	MCNL SISTEMA EC. SIM. VI	Estimación simple PPA para un solo país (1,1, - 1) en años 20 y 70.  Existen correlaciones entre países por su influencia mutua (CE) $\Rightarrow$ altas correlaciones.  Estima un sistema para la PPA en CE  Contraste de la homogeneidad.	No fav.   Fav.  Fav.
Miller (1984)	£, FF, DM, \$ Intra-CEE 1973-80 Trimestral Δlogaritmo	TCN Indices DIVISIA	MCG  Desviación acumulada	La PPA falla por la variabilidad de P relativos.  Usando P DIVISIA - CE (vecindad) - USA  Desviaciones persistentes.	  Fav. No fav.
Reig (1988)	Pta./\$, £, DM, FF  1973-1985 Mensuales	$e_t = f(P/P^*)$ $e_i = f(P/P_i)$ $P_t = f(P^*_t)$  TCN, IPC, IPM	SISTEMA EC. SIMUL.  VI	Contraste - PPA absoluta - PPA relativa Frenkel (1978, 81) y Hakkio (1984) para caso España.  Percibe alta variabilidad del TC.	  Fav. No fav.
Taylor (1988)	\$, £, ¥, DM FF, CAN\$ 1973-85 Mensuales	$e_t = f(P/P^*)$ TCN IPMA	RAICES (DF, ADF) COINTEG. (CRADF, CRDW)	Utiliza cointegración para medir PPA absoluta y parámetro $\neq 1$ por costes transporte	No fav.
Taylor y McMahon (1988)	\$, £, DM, FF 1921-25 G: 1921-23 Mensuales	$e_t = f(P/P^*)$ $P/P^*_t = f(e)$ TCN IPM	RAICES (ADF) COINTEG. (CRADF, CRDW) ARIMA MCE	Contrastar si la evidencia en 20s usando cointegración apoya la PPA.  Eliminando 1925, año especulativo  La £ estuvo sobrevaluada.	Fav. excepto \$/£.  Fav.

Cuadro 1: (Continuación)

Trabajo	Monedas y periodo	VARIABLES utilizadas	Técnica	Características	Resultado
Abuaf y Jorion (1990)	Países ricos /\$ 1. Mensual 1973-87 2. Anuales 1900-72	$e_{t+1} = k_0 + k_1 e_t + u_{t+1}$ $e = AR(1) =$ TCR IPC	Sist. de auto-regresiones por MCG (modifica los ADF) SURE MULTI-VAR.	Test de que TCR no es un random walk. Método multivariante que recoja correlaciones cruzadas. Restringe MCG a que todos $k_i = 1$ . P: responsables de desviaciones de PPA.	Fav.
Canarella Pollar y Lai (1990)	CAN\$, DM, ¥, £ /\$. 1974-87 Mensuales	$e = f(P/P^*)$ TCN IPM	RAICES COINTEG. FILTRO DE KALMAN PCT	Importancia de los cambios estructurales en la no estacionariedad de TCR. Posible variabilidad de la relación de cointegración con parámetros no estacionarios es compatible PPA.	Fav.
Corbae y Oullaris (1990)	TCR Australia 1890-1984 Anuales	$qe_t = h + \alpha qe_{t-1}$ $qe = TCR$  IPM, IPC También TCR bilateral.	RAICES (ADF)  PERRON (Cambios estructurales)	Test de PPA absoluta Utilizando el tc efectivo real. Arbitraje de bienes implica estacionariedad de las desviaciones. Usando TCR.	No fav.  No fav.
Kim (1990)	Can\$, FF, ¥, Lira, £, /\$ 1914-87 Anuales	$e_t = f(P/P^*)$ TCR $\approx$ paseo aleatorio TCN IPM, IPC	RAICES (Ph - P) COINTEG. (Ph - P) ECM JOHANSEN	P y TC son I(1) PPA absoluta con IPM TCR como "paseo aleatorio" (p.a.) Estiman un MCE donde $e = f(P/P^*)$ Johansen: 5 contedencias.	Fav.  No fav.
Koedikj y Schotman (1990)	&, £, DM, ¥ 1977-87 Mensuales	"Pooled" data: variables relativas. TCN, TCR IPC, IPM TCR = f (IPC, IPM)	SUR Sistema de Ecuaciones. (MCE)	Utiliza IPC, IPM como determinantes del TCR = q. Cointegración. Estimación de un sistema de variables relativas. Tests sobre los parámetros (homogeneidad). Importancia variables fundamentales.	Fav.  Fav.  No fav.

Cuadro 1: (Continuación)

Trabajo	Monedas y periodo	Variables utilizadas	Técnica	Características	Resultado
Kugler (1990)	SwissF, DM 1976-89 Mensuales	$q = e - p + p^*$  q = término corrección de error.  TCN IPM	COINTEG. MCE	MCE para las tres variables.  Los coeficientes son elasticidades.	Fav.
McNown y Wallace (1990)	¥ , Can \$, £/\$ 1957-87 Dividido por periodos de tipos fijos y flexibles. Mensuales.	$p^* = f(e^*P)$ $e^* = 1/e$ TCN IPM, IPC	RAICES (DF, ADF) COINTEG. (CRADF)	Determina el orden de integrabilidad y la cointegración.  PPA usando IPM: - TC fijos. - TC flexibles.  Reino Unido	Fav. No fav. No fav.
Ardeni y Lubian (1991)	Can\$, FF, DM £, ¥ , Lira, \$  1. Mensual 1957-85 2. Anuales 1878-1985	$P = f(e, P^*)$ $e = f(P, P^*)$  TCN  IPC: mensual IPM: anual	RAICES (ADF) COINTEG. (CRADF) RATIO DE VARIANZA (RV)	Orden de integrabilidad: I(1).  Cointegración para las dos muestras y tipos fijos y flexibles.  Distinguir los componentes estacionarios y paseo aleatorio dominando el estacionario en PPA.  Simetría en los parámetros.	Fav.  Fav.
Choudhry, McNown y Wallace (1991)	Can\$, \$, £ 1950-61 Mensuales - tc fijos - flexibles	$P = f(e, P^*)$  TCN, TCR IPM, IPC Can - USA Can - UK USA - UK	RAICES (ADF) COINTEG. (CRADF)	No hace falta largos periodos para que se cumpla ni alta inflación.  - Cointegración. - Univariantes.  USA/Canadá y UK con IPM.  TCR: no es paseo aleatorio	Fav. Fav.
Florentini (1991)	\$/Lira, DM, FF, £, ¥ , Ca\$ 1973-87 Mensuales Logaritmos	Ex ante PPA $\Delta e_{t+1}^e = \Delta p_{t+1}^e - \Delta p_{t+1}^{*e}$ (1)  $Tb . + (r_t - r_t^*)$  $\epsilon_{t+1} = (1)$  TCN, IPC	Test de si $\epsilon_{t+1}$ es paseo aleatorio. Test Q. SUR ARCH IV	Comprueba si las desviaciones de la PPA son p.a.  SUR: tiene en cuenta la autocorrelación cruzada.  Estima TCR con VI y su tendencia a volver al equilibrio.	No fav.  No fav.

Cuadro 1: (Continuación)

Trabajo	Monedas y periodo	Variables utilizadas	Técnica	Características	Resultado
Fisher y Park (1991)	Países desarrollados. 1973-88 Mensuales	$e_t = f(P, P^*)$ TCN IPC, IPS	RAICES COINTEG. (PARK: $H_0$ cointegración) ECM	Supone cointegración y añade polinomios y hace tests de significatividad  Contrasta PPA relativa IPM con \$.  Contrasta (1,1, - 1) (estacionariedad de TCR).  Estima ECM: Importancia mecanismo ajuste y variables reales.	No fav.  No fav.
Johnson (1991)	\$/Can\$, FF, Lira, ¥, £, DM 1973-88 Mensuales	TCR usando TCN e IPC. Descompone IPC.	RAICES (Ph-P)	Trata de ver si las distintas ponderaciones en el IPC puede llevar a rechazar la PPA al cambiar los p relativos.	No fav.
Mac.-Donald (1991)	\$/Can\$, FF, DM, ¥, £ 1974-90 Mensuales	$q_t = e_t - p_t + p_t^*$ $p_t^* = 0$ (abs.) $e = f(P, P^*)$ TCN IPC, IPM	RAICES (ADF, PP) COINTEG. (JOHANSEN) TESTS	Determinan el orden integrabilidad  Cointeg. PPA relativa (Johansen)  Test homogeneidad  Distinta velocidad ajuste por países.	Fav.  No fav.
Ngama y Sosvilla-Rivero (1991)	pta./\$, DM 1977-88 Mensuales Trimestral	$e_t = \alpha(p - p^*)$ Dif. de p. TCN IPC, IPM	RAICES (Ph-P) COINTEG. (CRADF) PHILLIPS-HANSEN MCE CAUSAL	PPA absoluta entre pta/DM e IPM  Otros casos (IPC)  Estimación por Phillips Hansen cuando hay cointegración  Causalidad: - mensual $p \Rightarrow e, e \Rightarrow p$ - trimestral $p \Rightarrow e$  MCE: estima PPA	Fav.  No fav.  Fav.
Johansen y Juselius (1992)	£ frente a sus socios: e efectivo. 1972-87 Trimestral	VAR de $e, p, p^*, r, r^*$ TCEN (efec.) IPM	COINTEG. (JOHANS) TESTS DE HIPOTESIS (homogeneidad)	PPA absoluta incluyendo diferencial de intereses.  Contraste de homogeneidad (1,1 -1)  PID: es estacionaria por sí sola.	Fav.  Fav.

Cuadro 1: (Continuación)

Trabajo	Monedas y periodo	Variables utilizadas	Técnica	Características	Resultado
Pilbeam (1992)	£, DM, ¥, Li /\$; FF, Li/DM 1972-90 1972-81 1981-90 Trimestral	$e_t = f(P - P^*)$ (absoluta) $\Delta e = f(\Delta P - \Delta P^*)$ (relativa) TCN IPM (comerciables)	MCO	Tests PPA absoluta y relativa  Mejor resultado entre vecinos.  Grandes desviaciones  TC más volátil.  Mejor l.p. e IPM.	Fav.
Sharma, Mathur y Wong (1992)	USA y países industriales. 1967-72 1974-80 1981-87 Mensuales	TCN IPC	CAUSAL (Granger)	Distinguen periodos de tipos fijos y flexibles.  Causalidad $e \Rightarrow p$	No fav.
Taylor (1992)	\$/£ 1920-25 Mensuales	$e = f(P^*)$ TCN IPM	RAICES (Ph - P)  COINTEG. JOHANSEN MCE	P es I (0).  Cointeg. e y P*  Estima MCE.  L f se fijó sobrevaluada.	Fav.
Tootell (1992)	\$/\$ 1967-92 Mensuales	$e = 1$ $q_t = f(P/P^*)$ P: IPC en una zona P*: en otra P, P* USA.	RAICES (ADF) COINTEG. (CRADF)	Comprueba si se cumple PPA entre regiones de USA a través de cointegración entre IPC  Elimina el componente vivienda de los IPC $\Rightarrow$ bienes no comercializables.  Problema movilidad.	No fav.  Fav.
Trozano (1992)	DM/\$, ¥ /\$ /¥ /DM 1955-1990 Trimestral	$e = f(P, P^*)$ $P = f(e, P^*)$  $q_t = f(e, P, P^*)$  TCN, TCR, IPC	RAICES (ADF) COINTEG. (CRADF, CRDW)  AUTO-RREG. RATIO DE VARIANZA (RV)	Utiliza varias técnicas test de la PPA absoluta  \$: caso especial.  Hipótesis paseo aleatorio Excepción: dólar. Usa ratio varianza.	Fav.  No fav.  No fav.

Cuadro 1: (Continuación)

Trabajo	Monedas y periodo	Variables utilizadas	Técnica	Características	Resultado
Whitt (1992)	£, FF, DM, Swissf, ¥ frente \$. 1973-89 Mensuales	$q = P/P^*e$ TCR,TCN IPC,IPM	RAICES - ADF - SIMS	Considera que el test de DF está sesgado hacia la raíz unitaria.  Utiliza el test de Sims que es bayesiano. Hipótesis paseo aleatorio. - Test DF - Test Sims	   Fav. No fav.
Camarero y Tamarit (pendiente de publicación)	Pta frente media MCI 1980-89 Trimestral	VAR de $p, p^*, e, r, r^*$ TCEN (CEE) IPM	RAICES (Ph-P)  COINTEG. (JOHANSEN) CON-TRASTE HIPOTESIS	PPA absoluta frente media CE incluyendo diferencial de intereses.  Hipótesis: (1, -1, -1, 1, -1) (PPA junto a UIP y homogeneidad)	   Fav.  Fav.
Pérez Jurado y Vega (1993)	Pta, DM, FF, £ y Lira frente \$ 1970-92 Trimestral	$q_t = f(P/P^*)$ VAR con los $P/P^*$ y $e$  Ponderación por comercio (TCE) IPC, IPM, PEX, CLU	RAICES (Ph-P)  COINTEG. (JOHANS.) CON-TRASTE HIPOTE.	Estacionariedad $q_t$ : 1. IPC, PEX, CLU 2. IPM  Estimación VAR conjunto con las combinaciones de $P/P^*$ y TCE: 1. IPC, PEX, CLU 2. IPM	   No fav. Fav.  No fav. Fav.

## (1) Monedas y período

FF: franco francés; DM: marco alemán, \$: dólar americano, £: libra esterlina; Can\$: dólar canadiense; SwissF: franco suizo; ¥ : yen japonés.

## (2) Variables utilizadas

Formulas.  $e$ : tipo de cambio nominal bilateral;  $q$ : tipo de cambio real bilateral;  $q_e$ : tipo de cambio efectivo real;  $P$ : índice de precios internos;  $P^*$ : índice de precios extranjeros;  $F$ : tipo de cambio *forward*.

Variables: TCN. tipo de cambio nominal bilateral; TCR: tipo de cambio real bilateral; TCER: tipo de cambio efectivo real; IPC: índice de precios al consumo; IPM: índice de precios al por mayor; IPMA: índice de precios de manufacturas; IPS: índice de precios de servicios, IPA: índice de precios de los alimentos; CLU: costes laborales; PEX: precios de exportación.

## (3) Técnica utilizada

Raices: determinación del orden de integrabilidad; DF, ADF: tests de Dickey y Fuller simple, y aumentado; Ph-P: tests de Phillips-Perron; COINTEG.: cointegración; JOHANSEN: cointegración utilizando el método de Johansen; MCO: mínimos cuadrados ordinarios; MCG: mínimos cuadrados generalizados; SURE: regresiones aparentemente no relacionadas; TPC: técnica de parámetros Cambiantes; RV: *ratio* de la varianza. VI: variables instrumentales.

positivamente relacionados con la productividad. Aunque los salarios son los mismos en las dos industrias en cada una de las dos economías, la productividad es más elevada en el sector de bienes comercializables de la economía rica que en el país pobre, lo que eleva los salarios en el sector de bienes no comercializables, aunque no sea más eficiente que el país pobre en este sector. Por tanto, utilizando el tipo de cambio para medir los precios de los bienes no comercializables, éstos son más elevados en los países desarrollados que en los países en desarrollo.

Este problema ha dado lugar a abundante literatura sobre cuál sería el índice de precios más adecuado para contrastar la PPA<sup>3</sup>. Hakkio (1984), en esta línea, sostiene que la PPA puede fallar en presencia de perturbaciones de carácter real si se utilizan índices de carácter agregado en lugar de un índice de productos comercializables, dado que los bienes nacionales y extranjeros pueden ser sustitutos imperfectos, por lo que una perturbación real puede cambiar la demanda relativa de estos productos, precisando una modificación del tipo de cambio real.

En segundo lugar, una de las condiciones establecidas por Cassel para el cumplimiento de la PPA absoluta era la ausencia de *barreras al libre comercio* y *costes de transporte*. Sin embargo, es evidente que ambos existen y que las restricciones al comercio han ido cambiando a lo largo de los años, haciendo difícil su medición dada su menor transparencia, pero afectando significativamente a los intercambios internacionales.

Como señala Frenkel (1981), al comparar los países europeos más importantes con Estados Unidos, la PPA se cumple más frecuentemente entre países cercanos geográficamente y con alto nivel de intercambios. Un resultado semejante obtienen Choudhry, McNown y Wallace (1991) para el caso de Estados Unidos y Canadá. Del mismo modo, a pesar de que los resultados no son del todo concluyentes, Miller (1984) atribuye también los mejores resultados obtenidos entre los países europeos a los menores costes de transporte existentes entre ellos y, en especial, al elemento institucional constituido por la Comunidad Económica Europea, con la consiguiente mayor integración comercial, financiera y monetaria, esta última gracias al SME y, con anterioridad, a la Serpiente Monetaria Europea.

En tercer lugar y relacionado con el tema anterior, en numerosos trabajos se observa que la PPA tiende a rechazarse más frecuentemente cuando se utiliza el *dólar como moneda de referencia*. Se trata del problema de encontrar un estándar adecuado para realizar comparaciones.

Es evidente, atendiendo a lo dicho anteriormente con referencia a las diferencias en productividad entre países desarrollados y países pobres, que Estados Unidos, como país rico, será un mal punto de referencia para países con características estructurales muy diferentes si el índice de precios utilizado es un índice agregado. Por otro lado, la situación geográfica también hace que los costes de transporte sean mayores con relación a los existentes entre los países europeos y el proteccionismo más o menos encubierto que Estados Unidos y la CE vienen manteniendo tradicionalmente son un motivo más para hacer difícil el cumplimiento de la PPA entre los países europeos y Estados Unidos. De forma semejante, Frenkel (1981) se pregunta si las desviaciones persistentes de la PPA son un fenómeno americano. Citando a Gordon (1977), Frenkel señala la importancia de los controles de precios practicados en Estados Unidos a principios de los años

---

(3) No obstante, este tema será discutido con más detalle en el epígrafe 3.2.

70. Continuando en la misma línea argumental, Hakkio (1984) muestra *la insuficiencia de los modelos bilaterales frente a los multilaterales*. Considera de suma importancia las correlaciones entre países, como los europeos, lo que incorpora en un sistema de ecuaciones simultáneas, que arroja mejores resultados (favorables a la PPA), comparados con los meramente bilaterales. Un ejercicio similar fue realizado por Reig (1988) para el caso español, con resultados en el mismo sentido.

En quinto término, otra de las condiciones en las que se basa la PPA es la necesidad de suficiente *competencia internacional* para evitar importantes desviaciones entre los precios de los diferentes países. Sin embargo, la existencia de competencia imperfecta en los mercados es un hecho fácilmente comprobable: así, las multinacionales pueden lograr imponer diferentes precios en los distintos países, segmentando mercados, puesto que existen las condiciones necesarias para lograr discriminación de precios: diferencias en las preferencias por el producto entre los consumidores; capacidad para evitar que se pueda volver a vender el producto desde el mercado a bajo coste hacia el mercado con altos precios y cierto grado de monopolio.

En sexto lugar, dado que la PPA se basa en la comparación de las mismas cestas de productos en dos países, un importante problema que se plantea desde el punto de vista *estadístico* es que cada país asigna distintas *ponderaciones* a las diferentes categorías de bienes y servicios al elaborar los índices de precios. Este factor es especialmente importante cuando se comparan países desarrollados con países en desarrollo, donde la parte de la renta que se gasta en ropa y alimento es mucho mayor que en los países ricos. Incluso entre países desarrollados, problemas derivados de diferencias en la calidad pueden llevar a rechazar la PPA<sup>4</sup>.

Por otro lado, hasta ahora se ha resaltado que la PPA se basa en el concepto de arbitraje de bienes, pero nada se ha dicho sobre el papel que en su cumplimiento puedan jugar los movimientos de capitales. Dornbusch (1976) considera que en un mundo en el que los *mercados de capitales* se hallan muy integrados, mientras que los mercados de bienes muestran ajustes lentos en los precios, puede haber sustanciales desviaciones de los tipos de cambio respecto a la PPA. La idea básica del modelo del *overshooting* es que, en el corto plazo, los precios de los bienes, tanto en la economía doméstica como en el exterior, pueden considerarse fijos, mientras que el tipo de cambio se ajusta rápidamente a la nueva información disponible y a cambios en la política económica. En ese caso, las variaciones del tipo de cambio pueden ser sustanciales y alejarse de la PPA durante periodos de tiempo prolongados.

Genberg (1978) aporta evidencia a este respecto, estudiando la rapidez con la que se transmiten las perturbaciones monetarias en mercados de bienes altamente integrados, comparándola con el relativamente lento ajuste derivado del mecanismo de arbitraje (es decir, la transmisión de variaciones en la relación real de intercambio al volumen de exportaciones e importaciones), tardando éste incluso años en realizarse, mientras que el primero se produce en meses o trimestres. Reig (1988), en el caso español, estima las elasticidades del tipo de cambio respecto a los precios relativos a corto y largo plazo, siendo muy baja a corto plazo y no llegando a la unidad a largo, lo que muestra también la lentitud del ajuste.

---

(4) Este argumento se discutirá con más profundidad en el epígrafe 3.2.

Frenkel (1981) considera este factor uno de los más importantes a la hora de explicar el incumplimiento de la PPA a finales de los setenta. Según Frenkel, los tipos de cambio y los niveles de precios no son comparables. El tipo de cambio puede considerarse el precio de un activo, sobre el cual influyen de manera decisiva las expectativas sobre el futuro, lo que da lugar a la elevada volatilidad de los tipos de cambio en épocas de incertidumbre. Ello puede llegar a ocasionar, a la hora de contrastar la PPA, causalidad en sentido inverso, dado que tanto precios como tipo de cambio pueden ser endógenas. Ejemplos de este caso son Genberg (1978), Krugman (1978), que considera tanto los precios como el tipo de cambio variables endógenas. Los índices de precios agregados no sufren de ese problema de volatilidad. El lento ajuste de los precios de los bienes refleja el coste derivado de la existencia de contratos nominales finitos y la confusión entre *shocks* nominales y reales o entre *shocks* permanentes y transitorios. Hakkio (1984) es de la misma opinión.

Por último, Genberg (1978) compara el cumplimiento de la hipótesis de la PPA en períodos de *tipos de cambio fijos y flexibles*. De acuerdo con este trabajo, las perturbaciones monetarias causarían desviaciones más pronunciadas de la PPA cuando el régimen de tipo de cambio es flexible que cuando es fijo. La balanza de pagos se ve rápidamente afectada por las medidas de política económica, mientras que las influencias sobre el nivel de precios están sometidas a importantes retardos. Con el tiempo, movimientos en los precios relativos restablecerán la PPA, pero este ajuste será algo más corto si el tipo de cambio está fijo. La variable clave que explica esta diferencia es el proceso de formación de expectativas cuando el tipo de cambio es flexible.

### 3. LA PPA: HIPÓTESIS CONTRASTABLES, VARIABLES RELEVANTES Y TÉCNICAS ECONOMETRICAS EMPLEADAS

#### 3.1. Formulación de las hipótesis contrastables

Una vez que se ha pasado revista a las aportaciones teóricas sobre la teoría de la PPA, es importante realizar la formulación empírica de la hipótesis de la PPA, de manera que resulte más fácil comparar las distintas formas en que se ha realizado su contrastación.

En primer lugar, en la mayoría de los trabajos empíricos las variables se expresan en logaritmos, dado que mediante esta transformación se linealizan las relaciones, simplificando los cálculos y las conclusiones que se derivan.

A la hora de plantear el contraste de la PPA, es necesario distinguir los tests que utilizan la relación de la PPA como tal y aquellos que intentan determinar el comportamiento de la serie del tipo de cambio real<sup>5</sup>.

Por lo que se refiere a la formulación de la PPA, algunos autores han optado por el contraste de la PPA absoluta y otros por la relativa. La PPA puede ser representada, en logaritmos, como sigue:

$$e_t = \alpha + \beta_1 p_t + \beta_2 p_t^* + u_t \quad [4]$$

(5) Es evidente que existen otros tipos de hipótesis, pero éstas no son sino variantes de las dos anteriores.

donde  $e_t$  es el tipo de cambio *spot*, expresado como unidades de moneda nacional necesarias para adquirir una unidad de moneda extranjera,  $p_t$  es el índice de precios doméstico,  $p_t^*$  es el índice de precios extranjero y  $u_t$  representa el término de error.

Sobre esta relación se puede imponer una serie de restricciones de manera que se adecúe en mayor medida a la formulación teórica:

–  $\alpha=0$ , implica la inexistencia de costes de ajuste, costes derivados del transporte o de otras imperfecciones de los mercados;

–  $\beta_1=-\beta_2$ : restricción de simetría, es decir, que las variables de los dos países presentan el mismo valor para el parámetro de los precios;

–  $\beta_1=-\beta_2 = 1$ : restricción de homogeneidad, significa que además de que se puede aceptar la igualdad de los coeficientes entre los dos países, se produce el cumplimiento de la PPA de manera estricta.

Por lo tanto, la restricción más exigente consiste en  $\alpha=0$  y  $\beta_1 = -\beta_2=1$ . En ese caso, puede aceptarse el cumplimiento de la hipótesis de la PPA en su versión absoluta. En el caso de que  $\alpha \neq 0$ , será la versión relativa de la misma la que se verifique.

No obstante, tradicionalmente se ha contrastado, además de la ecuación [4] lo que algunos autores han considerado PPA relativa<sup>6</sup>:

$$\Delta e_t = \alpha' + \beta'_1 \Delta p_t + \beta'_2 \Delta p_t^* + v_t \quad [5]$$

También en este caso se formularían las hipótesis anteriores de simetría y homogeneidad, así como la hipótesis sobre el valor de  $\alpha'$ .

En algunos casos se han contrastado ambas formulaciones, como Frenkel (1978, 1981), pero normalmente se elige una de las dos opciones. Con frecuencia, la PPA es también formulada de forma que se impone directamente la restricción de que  $\beta = \beta_1 = -\beta_2$ :

$$e_t = \alpha + \beta \left[ \ln \left( \frac{p_t}{p_t^*} \right) \right] + u_t \quad [4a]$$

donde  $p/p^*$  son los precios relativos. Es una forma muy común de realizar el contraste, como se muestra en Frenkel (1981), Hakkio (1984), Taylor (1988), Kim (1990), Canarella, Pollar y Lai (1990) o Pérez Jurado y Vega (1993), por citar algunos ejemplos.

Por lo que se refiere a los contrastes basados en el tipo de cambio real, son también numerosos los autores que han preferido esta aproximación. Siguiendo la misma formulación que en las ecuaciones anteriores, se podría representar de la siguiente manera:

$$E_t = \frac{P_t}{P_t^*} \quad Q_t = \frac{E_t P_t^*}{P_t} \quad [6]$$

donde  $Q_t$  es el tipo de cambio real. En logaritmos, quedaría reducido a:

(6) Aunque en realidad, dicha especificación era el resultado de los problemas de estimación en niveles, frente a la estimación en primeras diferencias. Estos problemas han tendido a desaparecer con el uso de técnicas de cointegración.

$$q_t = e_t - p_t + p^*_t = 0 \quad [7]$$

De acuerdo con la teoría de la PPA, si ésta se cumple, el tipo de cambio real debería ser la unidad. Por lo tanto, los autores que han contrastado la PPA basándose en el tipo de cambio real tratan de averiguar las propiedades estadísticas de dicha serie. Estos contrastes son, en realidad, tests sobre la eficiencia de los mercados financieros.

La formulación de la PPA de esta manera ha cobrado especial relevancia con los recientes desarrollos de la teoría de la cointegración [Engle y Granger (1987)]. De acuerdo con ella, sería equivalente contrastar la hipótesis de cointegración entre las variables que aparecen a la derecha de la igualdad en la ecuación [7] al test de estacionariedad del tipo de cambio real [Corbae y Ourliaris (1990)].

Si se cumple la teoría de la PPA y las variables utilizadas para su contraste son integrables de orden uno, el arbitraje de bienes debe asegurar que el tipo de cambio real sea estacionario alrededor de la unidad. De esta manera, la estacionariedad permite desviaciones temporales de la PPA estricta, es decir, el tipo de cambio real podría sufrir perturbaciones aleatorias en respuesta a perturbaciones reales y monetarias.

Por el contrario, la no estacionariedad del tipo de cambio real implica que no existe una tendencia a que los precios domésticos y extranjeros se igualen a largo plazo ante perturbaciones.

Normalmente, el procedimiento adoptado es obtener una serie para el tipo de cambio real, procedente de la ecuación [6] y contrastar la existencia o no de raíces unitarias en la misma.

### 3.2. Elección de las variables relevantes

Una de las primeras cuestiones que surgen a la hora de realizar la contrastación empírica de la PPA es la elección de la variable relativa al índice de precios. Se ha interpretado que Cassel en sus primeros trabajos (1916, 1918) consideraba que la PPA tenía la característica de reflejar el poder de compra *interno* de la moneda, por lo que el índice de precios relevante sería un índice general, que incluyese tanto bienes comercializables como no comercializables. Aunque no lo identificaba directamente, parece que se referiría a un deflactor del PIB; sin embargo, dificultades de índole práctica han llevado a numerosos autores a la utilización de toda una variedad de índices, siendo los más comúnmente empleados el índice de precios al consumo (IPC) y el índice de precios al por mayor (IPM)<sup>7</sup>.

En primer lugar, existe la creencia generalizada de que resulta muy difícil comparar la evolución de los precios de dos países que, normalmente, emplean diferentes esquemas de ponderación en sus índices. A pesar de haber sido ésta una de las causas que tradicionalmente se han considerado responsables del rechazo de la PPA, recientemente Johnson (1991) ha contrastado esta hipótesis y sus resultados indican que las diferencias en los pesos o los cambios de los precios relativos no causan un sesgo hacia el rechazo de la PPA. De hecho, no afectan a los contrastes de cointegración entre tipo de cambio nominal y precios, resultado que parece de una gran importancia, dado que esta técnica ha ganado

(7) Aunque también se han usado otros, como los precios de exportación o los costes laborales unitarios.

numerosos adeptos y se utiliza en muchos de los trabajos empíricos presentados en el cuadro 1.

Un segundo problema es el que se deriva de la disponibilidad de las series de deflatores del PIB. Con frecuencia, los países desarrollados confeccionan series de la contabilidad nacional trimestralizadas, pero no es posible su desagregación hasta el nivel mensual. Además, en la actualidad, no se dispone de series trimestralizadas de producción ni de deflatores de la producción para todos los países. Por ello, se centrará la discusión en el uso de las series de índices de precios al consumo y de precios al por mayor o de bienes industriales.

A pesar de que, como ha sido indicado con anterioridad, parece que sea más ortodoxo con la teoría el uso de un índice de precios de carácter general, también son conocidos los efectos derivados de la presencia de bienes no comercializables en el IPC sobre la teoría de la PPA (modelo Balassa-Samuelson). Por ello, la utilización del IPC para medir la PPA puede introducir un sesgo y no se recomienda su empleo [Thygesen (1978)]. Sin embargo, el IPM, que mide los precios de la producción comercializable, le da una importante ponderación a los elementos de coste doméstico y, además, incluye no sólo los productos exportados, sino también los bienes que compiten con las importaciones, así como otros productos que son potencialmente comercializables. Thygesen (1978) recomienda su uso y, en concreto, por razones de homogeneidad, los datos suministrados por las estadísticas financieras del FMI.

La evidencia empírica en las décadas de los setenta y los ochenta ha sido más favorable al uso del IPM en lugar del IPC, por lo que puede pensarse que los factores antes citados pueden haber sido muy importantes en los últimos años. Son numerosos los autores que comparan los resultados obtenidos mediante los dos índices de precios: Frenkel (1981), Adler y Lehman (1983) no encuentran evidencia clara, mientras que Corbae y Ouliaris (1990), Kim (1990), Koedijk y Schotman (1990) McNown y Wallace (1990), Choudry, McNown y Wallace (1991), Fisher y Park (1991), obtienen mejores resultados con IPM.

Sin embargo, Tootell (1992) aporta datos de gran interés a este respecto, como ya ha sido citado anteriormente, pues considera que el factor de mayor importancia en el incumplimiento de la PPA dentro de las fronteras de un mismo país es la enorme diferencia existente en los precios de los productos no comercializables<sup>8</sup>, presentes en el IPC, con lo que la eliminación de estos bienes aportaría resultados que apoyan la hipótesis de la PPA.

En el caso español, aunque la evidencia empírica no es concluyente, Reig (1988) deriva resultados muy semejantes a los de Hakkio (1984) respecto al tipo de cambio peseta-marco y peseta-libra: la PPA se acepta con más facilidad cuando se utilizan IPM. No obstante, los resultados son buenos cuando se dota de mayor eficiencia a la estimación siguiendo la técnica de Hakkio (1984) e incorporando los efectos de varios países en un modelo multilateral. Al tener en cuenta la correlación transversal de la perturbación aleatoria, no se puede rechazar el cumplimiento de la PPA usando como precios relativos los respectivos IPC. Ngama y Sosvilla (1991) han hallado evidencia a favor del cumplimiento de la PPA entre España y Alemania utilizando un índice de bienes comercializables, IPM. No

(8) Debidas no sólo a diferencias en la productividad de los factores, sino también a problemas de movilidad de los factores trabajo y capital entre estados (generando desempleo persistente y afectando al tipo de cambio real entre estados del mismo país).

ocurre lo mismo cuando se emplean los precios al consumo. Finalmente, Camarero y Tamarit (pendiente de publicación) y Pérez Jurado y Vega (1993)<sup>9</sup> obtienen también resultados semejantes, los primeros entre España y una media ponderada del Mecanismo de Cambios e Intervención (MCI) y los segundos en un contexto multipaís.

Ello se explica, en gran medida, por el hecho de que el IPC español incorpora productos no comercializables que han resultado ampliamente inflacionistas en los últimos años, como son los servicios, un sector con alto peso específico en la economía española y con baja productividad relativa. Por ello, la economía española sería candidata a una especificación de la PPA utilizando índices de precios al por mayor. Son numerosos los trabajos que han elegido esta misma opción, como Krugman (1978), Hakkio (1984), Taylor y McMahon (1988), Caranella, Pollar y Lai (1990), Kugler (1990), Johansen y Juselius (1992) o Whitt (1992), generalmente con buenos resultados.

Por lo que se refiere al tipo de cambio relevante, normalmente se han empleado tipos de cambio nominales. Sin embargo, en ese caso, restaría aún elegir entre un tipo de cambio efectivo y uno bilateral. Las razones que pueden aconsejar el uso del tipo efectivo son que, en primer lugar, evita el problema del país de referencia, pues son conocidos los inconvenientes asociados a la utilización del dólar para la estandarización [Frenkel (1981), Hakkio (1984), Trozano (1992), entre otros]. En segundo lugar, estos autores destacaron la existencia de mejores resultados entre países que se encuentran en áreas geográficas cercanas, puesto que entre ellos son menores los obstáculos al libre comercio. En el caso español, tanto Camarero y Tamarit (pendiente de publicación) como Pérez Jurado y Vega (1993) utilizan tipos de cambio efectivos que ponderan el comercio, con los socios comunitarios o con los principales competidores, respectivamente.

### 3.3. Técnicas econométricas y el contraste de la PPA

Como puede apreciarse en el cuadro-resumen 1, son múltiples las técnicas econométricas utilizadas a la hora de contrastar si la PPA se cumple empíricamente como predice la teoría.

Si se observan los cambios producidos en dichas técnicas en orden cronológico, se puede apreciar que los trabajos realizados en los años setenta y primera mitad de los ochenta utilizan métodos tradicionales, basados en los *mínimos cuadrados*, ya sean ordinarios, como en el caso de Frenkel (1978), Genberg (1978) o Adler y Lehman (1983), o corregidos de sus problemas de autocorrelación mediante el método de Cochrane-Orcutt, como en el caso de Krugman (1978) o Frenkel (1981), que también utilizan la estimación en dos etapas y la inclusión de variables instrumentales para evitar problemas de endogeneidad y mutua causalidad de las variables. Del mismo modo, Hakkio (1984) emplea mínimos cuadrados no lineales y estima un sistema de ecuaciones simultáneas.

Los trabajos posteriores a estas fechas utilizan de forma mayoritaria las técnicas de cointegración, que resultan especialmente apropiadas al caso. Algunos de ellos realizan el estudio de las características univariantes de las series, llevando a cabo el contraste de la PPA a través del comportamiento del tipo de cambio real. En estos estudios, se contrasta, como se ha explicado anteriormente, si esta variable presenta un comportamiento que la lleva a no alejarse de su senda

---

(9) Ambos trabajos utilizan la metodología de cointegración multivariante desarrollada por Johansen.

de equilibrio a largo plazo, es decir, es estacionaria. El estadístico más utilizado ha sido el test de Dickey Fuller Aumentado (ADF) que realiza una corrección de la autocorrelación mediante una representación autorregresiva. No obstante, el bajo poder de este último estadístico, de acuerdo con Abuaf y Jorion (1990), lleva a que sea difícil distinguir entre un proceso AR(1) con un coeficiente mayor de 0,9 y un paseo aleatorio. Este argumento es el que hace que Abuaf y Jorion estimen un sistema de autorregresiones multivariante, de manera que recoja las autocorrelaciones cruzadas del tipo de cambio real. En realidad, no están sino aumentando la potencia del contraste mediante una versión multivariante del test de Dickey y Fuller (por mínimos cuadrados generalizados), siendo los resultados más favorables a la hipótesis de estacionariedad del tipo de cambio real. Del mismo modo, Koedijk y Schotman (1990) realizan una estimación del tipo de cambio real mediante variables relativas, aprovechando la propiedad de que entre  $N$  monedas sólo existen  $N-1$  tipos de cambio independientes. Mediante esas relaciones no se prescinde de las influencias mutuas entre países cercanos geográficamente y comercialmente y, al mismo tiempo, el modelo agregado le permite también obtener mejores resultados sobre la estacionariedad del tipo de cambio real.

Finalmente, Whitt (1992) también considera que el test de Dickey y Fuller está sesgado hacia la aceptación de la hipótesis nula, ya que su potencia estadística es baja. Ello se puede resolver mediante la utilización del test de Sims, que es *bayesiano*. En este caso, el tipo de cambio real es estacionario, aunque de lento ajuste.

Según algunos autores puede ser más adecuado otro tipo de estadísticos, como el test de Phillips y Perron, [Phillips (1987), Phillips y Perron (1988) y Perron (1986, 1988)]. Este test supone una estrategia diferente para convertir los residuos en independientes e idénticamente distribuidos (i.i.d.). La estructura de corrección en este caso tiene una forma no paramétrica, aplicándose los mismos valores críticos que en el caso del estadístico ADF. A pesar de ello, Schwert (1987) considera que el estadístico de Phillips y Perron puede rechazar la hipótesis nula de existencia de una raíz unitaria con demasiada frecuencia cuando la serie objeto de estudio sigue un proceso de media móvil de primer orden.

Dado que el comportamiento a largo plazo del tipo de cambio real puede verse afectado por retardos mucho más largos de lo que normalmente se supone [MacDonald (1991)] y, teniendo en cuenta que si las variaciones del tipo de cambio real están correlacionadas de manera negativa, éste tendrá un comportamiento "mean reverting", aunque se utilizara el test ADF puede surgir el problema de que la ecuación sea especificada con un número de retardos limitado.

Una forma de tener en cuenta los efectos de los retardos lejanos es el procedimiento de la *ratio* de la varianza. Este procedimiento es empleado en diversos trabajos, como Ardeni y Lubian (1991) y Trozano (1992). Su principal característica es que permite separar los componentes deterministas y estacionarios de las series, de manera que sea posible establecer cuál de los mismos prevalece. En estos trabajos se ha demostrado que la hipótesis de estacionariedad del tipo de cambio real recibe un mayor apoyo, al eliminar el sesgo introducido por los tests de ADF.

Otros estudios comprueban la PPA, ya sea en su versión absoluta o relativa, en términos de ecuaciones de la tipo [4], [4a] o [5]. En estos casos, lo relevante es encontrar una relación a largo plazo entre el tipo de cambio y los precios domésticos y extranjeros cuyos residuos sean estacionarios.

Ya ha sido comentado anteriormente que, con el desarrollo de las nuevas técnicas econométricas derivadas de los trabajos de Engle y Granger (1987) sobre cointegración, ha retornado el interés de los economistas por el estudio de relaciones a largo plazo entre las variables. La teoría económica desarrolla, basándose en una serie de supuestos restrictivos, modelos de comportamiento de las variables económicas, formulados en términos de relaciones de equilibrio más o menos a largo plazo. Sin embargo, no suele existir una especificación precisa de la dinámica a corto plazo de dichas relaciones. En este caso, la teoría de la PPA es un ejemplo típico de este tipo de modelos. La teoría establece un comportamiento a largo plazo de precios y tipo de cambio, aunque no realiza predicciones acerca de la velocidad de ajuste hasta ese equilibrio, si es que a corto plazo existe algún tipo de desviación del mismo. Sin embargo, este punto de equilibrio es estacionario, puesto que existen fuerzas que tienden a empujar a la economía hacia el equilibrio cuando se aleja del mismo. Así pues, desde el punto de vista econométrico, existen problemas a la hora de especificar empíricamente el modelo debido, fundamentalmente, a la falta de conocimientos sobre el esquema dinámico de las relaciones económicas. La técnica de la cointegración permite, por un lado, estimar las relaciones del largo plazo o de *cointegración*, al tiempo que el modelo dinámico que recoge el comportamiento a corto plazo de las variables.

De todos los trabajos que, mediante la cointegración, estiman el largo plazo entre el tipo de cambio y los precios, algunos de ellos, como en Taylor (1988), McNown y Wallace (1990), Ardeni y Lubian (1991), Choudhry, McNown y Wallace (1991) o Trozano (1992), se interesan tan sólo por la especificación del equilibrio de las variables, sin realizar la estimación de un mecanismo de corrección de error.

Otros autores, como Taylor y McMahon (1988), Kim (1990), Kugler (1990), Fisher y Park (1991), Ngama y Sosvilla-Rivero (1991) o Taylor (1992), también estiman la dinámica a corto plazo mediante un modelo de corrección de error basándose en sus resultados previos de cointegración.

La utilización de la cointegración ofrece otras ventajas sobre técnicas más tradicionales, como las basadas en estimaciones mínimo-cuadráticas. En primer lugar, como recientemente Johnson (1991)<sup>10</sup> ha demostrado, cuando se contrasta la existencia de la PPA utilizando técnicas de cointegración, los resultados son invariantes a las ponderaciones concretas asignadas por cada país a los distintos productos integrantes del índice de precios elegido.

Por otro lado, otro de los motivos que se apuntaban como causa del fracaso de la PPA era la endogeneidad de precios y tipos de cambio. Algunos autores, como Taylor y McMahon (1988) o McNown y Wallace (1990) y Choudhry, McNown y Wallace (1991) lo han tenido en cuenta al realizar sus estimaciones. Sin embargo, la utilización del método de estimación máximo verosímil de un sistema VAR, formulado por Johansen (1988, 1989) y Johansen y Juselius (1990), no impone restricciones de exogeneidad sobre ninguna de las variables, lo cual le confiere mayor flexibilidad. Asimismo, con este procedimiento también se elimina la restricción que imponen los mínimos cuadrados ordinarios de existencia de un único vector de cointegración. Además, la formulación de las relaciones entre las variables se basa en un vector autorregresivo (VAR) que incorpora no

---

(10) En el epígrafe anterior se han descrito los problemas de orden estadístico y la discusión sobre la neutralidad de los índices.

sólo el comportamiento a largo plazo de las variables, sino también la dinámica a corto plazo, recogiendo de esta manera, los vectores estimados los efectos del corto plazo. Johansen y Juselius (1990) formulan una serie de hipótesis contrastables sobre los vectores de cointegración, que permiten introducir restricciones sobre los parámetros estimados.

Todo lo anterior concede a la cointegración y, en especial, a este último método ventajas a la hora de comprobar la validez empírica de la teoría de la PPA, puesto que permite, una vez calculados los vectores de cointegración, contrastar las restricciones de simetría y homogeneidad de los precios relativos.

En el cuadro 1, Kim (1990), Taylor (1992), MacDonald (1991) y Johansen y Juselius (1992), Camarero y Tamarit (pendiente de publicación), Juselius (1993) y Pérez Jurado y Vega (1993) utilizan este procedimiento para contrastar la PPA en el largo plazo. Excepto los dos primeros, los restantes trabajos incorporan el contraste de hipótesis, con resultados modestos en cuanto a las restricciones introducidas en el caso de MacDonald (1991) y mayor éxito en los demás.

Por último, cabe citar el trabajo de Caranella, Pollard y Lay (1990), que incorporan a la cointegración la posibilidad de que algunos parámetros varíen con el tiempo. Aunque a primera vista pueda pensarse que ello entra en contradicción con la teoría de la cointegración, no es así si el parámetro que sufre cambios estructurales es la constante. De esta manera, se aíslan aquellas desviaciones de la PPA que no provengan de las variables relevantes precios y tipo de cambio, siendo compatible una constante no estacionaria con la existencia de una relación a largo plazo representativa de la PPA.

#### 4. CONCLUSIONES: RAZONES DE LA FALTA DE EVIDENCIA EMPÍRICA DECISIVA A FAVOR DE LA PPA

Tras el repaso efectuado a las últimas aportaciones realizadas para el contraste empírico de la PPA, se hace necesario recapitular e intentar explicar la falta de acuerdo acerca de la validez de la PPA como teoría a largo plazo.

En apartados anteriores se ha visto que son muy diversos los motivos de índole teórica que explican desviaciones, al menos a corto plazo, de la PPA. En primer lugar, el modelo Balassa-Samuelson destaca la diferencia en productividad entre los sectores de bienes comercializables y no comercializables en los distintos países y su efecto sobre los tipos de cambio reales. Este efecto se ve confirmado empíricamente cuando se comparan los resultados obtenidos mediante índices generales de precios e índices que agrupan tan sólo productos comercializables. Por otro lado, existen múltiples barreras al libre comercio internacional, lo que contradice uno de los supuestos necesarios para el cumplimiento de la PPA. La competencia imperfecta en los mercados internacionales y los nuevos impedimentos al comercio dificultan también el mantenimiento de la paridad de compra.

Ello ha llevado, desde el punto de vista empírico, a una amplia discusión sobre la elección del índice de precios apropiado, así como del tipo de cambio relevante. Por un lado, los índices de precios que representan productos comercializables son susceptibles de producir mejores resultados, al eliminarse la evolución diferente y distorsionadora de productos no comercializables, como los servicios o la vivienda. Por otro lado, dado que entre países vecinos y con elevado comercio se han obtenido tradicionalmente mejores resultados, el tipo de cambio que parece más apropiado sería el tipo efectivo nominal, que refleja el patrón de comercio

del país analizado y evita la elección de un solo país como estándar para realizar el estudio.

Trozano (1992) realiza la contrastación de la PPA con varios métodos econométricos no encontrando diferencias entre ellos: los tests en los que participa el dólar dan peores resultados que los de otras monedas, como las europeas o el yen. Además de las diferencias en productividad "en el sentido de Balassa", cita como factor explicativo de este comportamiento la especulación que ha afectado al dólar durante los ochenta, con la posible aparición de burbujas especulativas en la última década.

En este mismo ámbito, son ya numerosos los trabajos que apuntan a la necesidad de considerar, a la hora de contrastar la PPA, un número amplio de países como referencia en lugar de uno solo, generalmente los Estados Unidos. No sólo Hakkio (1984), sino que también trabajos más recientes y con técnicas diferentes, como la cointegración, han obtenido mejores resultados con modelos multilaterales. En concreto, los trabajos ya citados de Reig (1988), Camarero y Tamarit (pendiente de publicación) y Pérez Jurado y Vega (1993), apuntan a que el caso español es un ejemplo de economía pequeña en proceso de integración que ha logrado, con el aumento de la competencia internacional, igualar precios internos y externos de los productos comercializables en la misma moneda.

Asimismo, se ha argumentado que las diferencias de carácter estadístico, provenientes de las distintas ponderaciones utilizadas a la hora de elaborar los índices de precios en cada país puede ser causante de las desviaciones e incluso el rechazo de la PPA. Sin embargo, Johnson (1991), desde el punto de vista de la teoría de la cointegración, concluyó que, usando estos métodos, estas potenciales diferencias no eran motivo que provocase el rechazo de la teoría.

Por todo ello y de acuerdo con la evidencia empírica examinada, la PPA tendería a verificarse en las siguientes circunstancias:

1. Cuando los países implicados tienen un nivel de desarrollo económico semejante.

2. Entre países cuya situación geográfica es cercana y con importantes vínculos de carácter comercial. Este factor, que se puede denominar "vecindad", se hace especialmente importante para el caso de áreas económicas integradas, como la CE o Canadá-Estados Unidos.

3. Relacionado con lo anterior, los resultados son mejores cuando el índice de precios elegido se refiere a bienes comercializables y cuando la técnica empleada tiene en cuenta las relaciones entre un grupo de países o el área en su conjunto.

4. Cuando se tiene en cuenta la diferente naturaleza de precios de bienes y tipos de cambio y, por tanto, la distinta velocidad de ajuste de los mismos. En efecto, el tipo de cambio se comporta a corto plazo como el precio de un activo, variable que suele experimentar ajustes inmediatos ante "noticias" sobre cambios en las expectativas, mientras que los precios de los bienes domésticos y extranjeros experimentan ajustes mucho más lentos.

5. Derivado del punto anterior, la mayor movilidad de capitales que caracteriza a los cada vez más integrados mercados financieros internacionales, es un factor que influye de manera significativa sobre el nivel de los tipos de cambio, lo cual introduce un nuevo elemento, el diferencial de interés entre dos países, que es susceptible de ser una variable influyente en los desajustes de la PPA a corto e incluso a largo plazo.

6. Cuando se tiene en cuenta el mecanismo de ajuste, a pesar de que éste sólo se dé, normalmente, en el largo plazo.

7. Por último, cabe decir que la utilización desde finales de los años ochenta de nuevas técnicas econométricas en el ámbito de la cointegración ha aportado más evidencia favorable sobre la verificación de la PPA. Dichas técnicas han ampliado el campo de aplicación de los contrastes, al estimar no sólo el largo, sino también permitir incorporar el corto plazo en una misma especificación. No obstante, no hacen sino validar la propia teoría y los hechos estilizados que Mussa (1979) ya describiera casi dos décadas atrás.



#### REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Abuaf N., Jorion P. (1990): "Purchasing Power Parity in the Long Run", *The Journal of Finance*, vol. XLV, págs. 157-174.
- Adler M., Lehmann B. (1983): "Deviations from Purchasing Power Parity in the Long Run", *The Journal of Finance*, vol. XXXVIII, págs. 1471-1487.
- Ardeni P.G., Lubian D. (1991): "Is there a trend reversion in purchasing power parity?", *European Economic Review*, vol. 35, págs. 1035-1055.
- Bajo, O. y S. Sosvilla (1993): "Teorías del tipo de cambio: una panorámica", *Revista de Economía Aplicada*, 2, vol. I, págs. 175-205.
- Balassa B. (1964): "The Purchasing Power Parity Doctrine: A Reappraisal", *Journal of Political Economy*, December.
- Camarero, M. y C. Tamarit (pendiente de publicación): "Cointegration and the PPP-UIP Hypotheses. An application to the Spanish integration in the EC", *Open Economies Review*, vol. 1, n. 1.
- Caranella G., Pollard S.K., Lai K.S. (1990): "Cointegration between exchange rates and relative prices: another view", *European Economic Review*, vol. 34, págs. 1303-1322.
- Cassel G. (1916): "The Present Situation of the Foreign Exchanges", *Economic Journal*, vol. XXVI, 62-65, págs. 319-23.
- Cassel G. (1918): "Abnormal Deviations in International Exchanges", *Economic Journal*, vol. XXVIII, págs. 413-415.
- Choudhry T., McNown R., Wallace M. (1991): "Purchasing Power Parity and the Canadian Float in the 1950's", *The Review of Economics and Statistics*, págs. 558-563.
- Corbae D., Ouliaris S. (1990): "A Test of Long-run Purchasing Power Parity Allowing for Structural Breaks", *The Economic Record*, March, págs. 26-33.
- Dornbusch, R. (1976): "Expectations and exchange rate dynamics", *Journal of Political Economy*, vol. 84, no. 6, págs. 1161-1176.
- Dornbusch R. (1987): "Purchasing Power Parity", en J. Eatwell, M. Milgate y P. Newman (eds.): *The New Palgrave. A Dictionary of Economics* (vol. 3), Macmillan, Londres, págs. 1075-1085.
- Engle, R.F. y C.W.J. Granger (1987): "Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing", *Econometrica*, vol. 55, n.º 2, págs. 251-276.
- Florentini, R. (1991): "Ex Ante Purchasing Power Parity: An Empirical Note", *Weltwirtschaftliches Archiv*, vol. CXXVII, págs. 343-355.
- Fisher E., Park J.Y. (1991): "Testing Purchasing Power Parity under the Null Hypothesis of Co-integration", *The Economic Journal*, 101, págs. 1476-1484.
- Frenkel J.A. (1978): "Purchasing Power Parity. Doctrinal perspective and evidence from the 1920s", *Journal of International Economics*, vol. 8, págs. 169-191.
- Frenkel J.A. (1981): "The Collapse of Purchasing Power Parities During the 1970's", *European Economic Review*, vol. 16, págs. 145-165.

- Genberg H. (1978): "Purchasing Power Parity under Fixed and Flexible Exchange Rates", *Journal of International Economics*, vol. 8, págs. 247-276.
- Gordon R.J. (1977): "Can the inflation of the 1970's be explained?", *Bookings Papers in Economic Activity*, n.º 1, págs. 253-277.
- Hakkio C.S. (1984): "A Re-Examination of Purchasing Power Parity. A multi-country and multi-period study", *Journal of International Economics*, vol. 17, págs. 265-277.
- Johansen, S. (1988): "Statistical Analysis of cointegrating vectors", *Journal of Economics, Dynamics and Control*, vol. 12, págs. 231-254.
- Johansen, S. (1989): "Estimation and Hypotheses Testing of Cointegrating Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models", *Preprint 31/1989*, Institute of Mathematical Statistics, University of Copenhagen.
- Johansen, S. and K. Juselius (1990): "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration - with Applications to the Demand for Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 52, págs. 169-210.
- Johansen S., Juselius K. (1992): "Testing Structural Hypotheses in a Multivariate Cointegration Analysis of the PPP and the UIP for UK", *Journal of Econometrics*, vol. 53, págs. 211-244.
- Johnson P.A. (1991): "Aggregate price indexes, cointegration, and tests of the purchasing power parity hypothesis", *Economics Letters*, vol. 36, págs. 305-309.
- Juselius, K. (1993): "Do purchasing power parity and uncovered interest parity hold in the long run? An example of likelihood inference in a multivariate time-series model", Mimeo, University of Copenhagen.
- Kim Y. (1990): "Purchasing Power Parity in the Long Run: A Cointegration Approach", *Journal of Money, Credit, and Banking*, vol. 22, págs. 491-503.
- Koedijk K., Schotman P. (1990): "How to beat the Random Walk. An Empirical Model of Real Exchange Rates", *Journal of International Economics*, vol. 29, págs. 311-332.
- Krugman P. (1978): "Purchasing Power Parity and Exchange Rates. Another look at the evidence", *Journal of International Economics*, vol. 8, págs. 397-407.
- Kugler P. (1990): "The Adjustment of Exchange Rates and Prices to PPP". *Prospects*, Swiss Bank Corporation, N. 4. August/September.
- MacDonald R. (1991): "Long run Purchasing Power Parity: Is it for real?", *Discussion Paper*, Department of Ec. and Management, Dundee Univ. 29.
- MacDonald, R. y M.P. Taylor (1992): "Exchange Rate Economics. A Survey," *IMF Staff Papers*, 39, n. 1, págs. 1-57.
- Meese, R. y K. Rogoff (1983a): "Empirical Exchange Rate Models of the Seventies. Do they fit out of sample?", *Journal of International Economics*, vol. 14, págs. 3-24.
- Meese, R. y K. Rogoff (1983b): "The Out-of-Sample Failure of Empirical Exchange Rate Models: Sampling Error or Misspecification?" en Frenkel, J.A. (ed.) *Exchange Rates and International Macroeconomics*, págs. 67-105.
- Meese, R. y K. Rogoff (1988): "Was it Real? The Exchange-Rate Interest Differential Relation, over the modern float period", *The Journal of Finance*, vol. 43, 4, págs. 933-948.
- McNown R. y Wallace M.S. (1990): "Cointegration tests of purchasing power parity among four industrial countries: results for fixed and flexible rates", *Applied Economics*, vol. 22, págs. 1729-1737.
- Mussa, M. (1979): "Empirical regularities in the behavior of exchange rates and theories of the foreign exchange market", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, vol. 11, págs. 9-57.
- Miller S. (1984): "Purchasing Power Parity and Relative Price Variability. Evidence from the 1970's", *European Economic Review*, vol. 26, págs. 353-367.
- Ngama Y.L. y Sosvilla-Rivero S. (1991): "An Empirical Examination of Absolute Purchasing Power Parity: Spain 1977-1988", *Revista Española de Economía*, 8, págs. 285-311.
- Officer L.H. (1976): "The Purchasing-Power-Parity Theory of Exchange Rates: A Review Article", *IMF Staff Papers*, vol. 36, págs. 1-60.

- Pérez Jurado, M. y J.L. Vega (1993): "Paridad del Poder de Compra: Un Análisis Empírico", *Documento de Trabajo* n. 9322, Banco de España.
- Perron, P. (1986): "Tests of joint hypotheses for time series regression with unit root", *Cahier 2086*, Université de Montréal.
- Perron, P. (1988): "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series. Further Evidence form a New Approach", *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 12, págs. 297-332.
- Phillips, P.C.B. (1987): "Time series regression with a unit root", *Econometrica*, vol. 55, n.º 2, págs. 277-301.
- Phillips, P.C.B. y P. Perron (1988): "Testing for a unit root in time series regression", *Biometrika*, vol. 75, págs. 335-346.
- Pilbeam K. (1992): *International Finance*, Macmillan.
- Reig E. (1988): "Tipo de cambio y paridad del poder adquisitivo: una contrastación para el caso español", en J. Velarde, J.L. García Delgado y A. Pedreño (eds.). *El Sector Exterior de la Economía Española. Doce estudios*, Cap. 11, págs. 303-342.
- Samuelson P.A. (1964): "Theoretical Notes on Trade Problems", *Review of Economics and Statistics*, págs. 145-154.
- Sharma, S.C., I. Mathur y J.P.H. Wong (1992): "Causality in Purchasing Power Parities", *Quarterly Review of Economics and Business*, vol. 31, págs. 81-90.
- Schwert, G.W. (1987): "Effects of model specification on tests for unit roots in macroeconomic data", *Journal of Monetary Economics*, vol. 20, págs. 73-103.
- Taylor M.P. (1988): "An empirical examination of long-run purchasing power parity using cointegration techniques", *Applied Economics*, vol. 20, págs. 1369-1381.
- Taylor, M.P. (1992): "Dollar-Sterling Exchange Rate in the 1920's: Purchasing Power Parity and the Norman Conquest of \$4.86", *Applied Economics*, vol. 24, págs. 803-811.
- Taylor M.P., McMahon P.C. (1988): "Long-run purchasing power parity in the 1920s", *European Economic Review*, vol. 32, págs. 179-197.
- Thygesen N. (1978): "Inflation and exchange rates. Evidence and policy guidelines for the European Community", *Journal of International Economics*, vol. 8, págs. 301-317.
- Tootell G.M.B. (1992): "Purchasing Power Parity within the United States", *New England Economic Review*, July/August, págs. 15-24.
- Trozano M. (1992): "Long-Run Purchasing Power Parity and Mean-Reversion in Real Exchange Rates: a Further Assessment", *Economia Internazionale*, vol. XLV, págs. 77-100.
- Whitt J.A. (1992): "The Long-Run Behavior of the Real Exchange Rate: A Reconsideration", *Journal of Money, Credit, and Banking*, vol. 24, págs. 72-82.

*Fecha de recepción del original: Abril, 1994*  
*Versión final: Enero, 1995*

#### ABSTRACT

The latest empirical studies related to Purchasing Power Parity (PPP) are reviewed in this article. A common feature of most of them is the non-rejection of the PPP hypothesis, at least in the long-run. The use of new econometric techniques, such as cointegration methodology, allowing for specifications including both the short-run dynamics and the long-run relationships among the variables are, in part, responsible for the improvement in the empirical results. However, these results are sensitive to the specific countries, currency and price indexes used in the analysis.

*Keywords:* purchasing power parity, uncovered interest parity, cointegration.