

PARIDAD DEL PODER DE COMPRA: UN ANALISIS EMPIRICO*

María PEREZ JURADO

Juan Luis VEGA CROISSIER

Banco de España

En este trabajo se analiza el cumplimiento de la paridad del poder de compra (PPC) a largo plazo, para España y sus cinco principales competidores. Para ello se emplea, primero, una metodología univariante, que arroja resultados ambiguos, y, en segundo lugar, la metodología propuesta por Johansen, con la que se obtienen resultados mucho más concluyentes: a largo plazo, la evolución de los precios industriales, expresados en la misma moneda, tiende a convergir, de forma que los tipos de cambio reales, tanto bilaterales como multilaterales, de este grupo de países, siguen procesos que tienden hacia un equilibrio constante a largo plazo. Utilizando otros índices de precios los resultados son contrarios a la PPC.

1. Introducción

La existencia de un tipo de cambio real de equilibrio es un supuesto adoptado con frecuencia en el análisis económico tanto teórico como práctico. En efecto: en primer lugar, numerosos modelos macroeconómicos teóricos incorporan la paridad del poder de compra (la PPC) como una condición de equilibrio, al menos a largo plazo. Por otro lado, los estudios de coyuntura internacional y competitividad realizan frecuentemente evaluaciones sobre la sobrevaloración o infravaloración de distintas monedas, de acuerdo con las desviaciones de su tipo de cambio real respecto a un supuesto equilibrio, asumiendo, por tanto, el cumplimiento de la PPC, lo que condiciona la orientación de algunas medidas de política económica y las valoraciones de los resultados de las mismas. Finalmente, en la perspectiva del Sistema Monetario Europeo, se entiende que uno de los beneficios que los países pequeños, para los que puede considerarse el precio exterior como dado, pueden obtener de este acuerdo, es el de conseguir que sus precios se ajusten a los de los países donde éstos son más bajos, fijando su tipo de

* Este trabajo se ha beneficiado de los comentarios de J. Ayuso, J. J. Dolado, J. L. Escrivá, S. Fernández de Lis, F. Restoy y A. Revenga. Agradecemos a M. Cordal y J. J. Pacheco por proporcionarnos la base de datos utilizada y especialmente a J. Prado por llevar a cabo el cálculo de las ponderaciones de comercio internacional. Asimismo, nos ha facilitado considerablemente el trabajo disponer de los procedimientos informáticos desarrollados por A. Repilado, para el análisis univariante, y K. Juselius para el multivariante.

cambio frente a los mismos o ajustándolo en menor medida que lo que indicaría la evolución de los precios relativos. Esta afirmación lleva implícito que, cualesquiera que sean los mecanismos de ajuste, éstos van a actuar de forma que se satisfaga la PPC a largo plazo, forzando el mantenimiento del acuerdo cambiario a que dicho ajuste recaiga sobre los precios.

Sin embargo, la contrastación empírica de la paridad del poder de compra no ha dado como resultado una clara evidencia que justifique su amplia utilización, siendo, por el contrario, numerosos los estudios que arrojan una conclusión negativa¹. Ante esto, las vías de continuación del análisis han sido de distinto género. Así, por un lado, se ha buscado una reformulación de la PPC que justificara la ausencia de equilibrio del tipo de cambio real² o la existencia de un equilibrio variable en función de otras magnitudes económicas fundamentales³. Un camino alternativo trataría de mejorar la metodología que ha sido aplicada al análisis empírico de la PPC, solventando sus deficiencias y asumiendo que, en el mejor de los casos, esta condición se cumplirá en términos relativos en el largo plazo, produciéndose amplias y persistentes desviaciones a corto plazo. Por tanto, será necesario utilizar contrastes suficientemente apropiados para distinguir entre la existencia de un proceso de ajuste muy lento hacia el equilibrio y otro en el que no exista tal equilibrio, incluso en el largo plazo.

Esta última es la vía adoptada en este trabajo para intentar reconciliar el amplio uso de la paridad del poder de compra con la evidencia empírica⁴. La metodología utilizada, basada en el procedimiento de Johansen (1988), permite: situar el contraste de forma adecuada en el contexto del largo plazo; no elegir previamente la versión absoluta o la relativa de la PPC; no imponer ningún supuesto sobre la dirección de la relación causal, considerando la posible determinación simultánea de los tipos de cambio y los precios relativos y, finalmente, considerar el problema en un contexto multipaís, teniendo en cuenta la determinación simultánea de dichas variables en los distintos países.

Así, el trabajo revisa la evidencia empírica sobre el cumplimiento a largo plazo de la PPC para España y sus cinco principales competidores: Alemania, Reino Unido, Estados Unidos, Francia e Italia. Dada la ausencia de consenso sobre qué índice de precios es el más apropiado, se ha utilizado un conjunto suficientemente amplio que incluye precios de consumo, precios industriales, costes laborales unitarios del sector manufacturero y precios de exportación. De esta forma, se tienen en cuenta los distintos índices más utilizados tanto en la literatura sobre la PPC como en el análisis de coyuntura internacional y

¹ Véanse, por ejemplo: Roll (1979), Frenkel (1981), Adler y Lehmann (1990) y, para el caso de la peseta, Reig (1988).

² PPC ex-ante contrastada empíricamente en Mishkin (1984), Pippenger, (1986), Haldane y Pradhan (1992) y Moore (1992), entre otros.

³ Blundell-Wignall y Thomas (1987).

⁴ Para otras aplicaciones, véanse, entre otros, Kim (1990), Heri y Theurillat (1990) y, para el caso de la peseta, Ngama y Sosvilla-Rivero (1991).

competitividad. Para los datos referidos a España y los tipos de cambio, se ha utilizado como fuente el banco de datos del Servicio de Estudios del Banco de España, y para el resto, el correspondiente a la OCDE: «Main Economic Indicators». El período analizado es 1970:I-1992:IV, aunque, por no estar disponible esta muestra para el caso de los costes laborales unitarios, el período correspondiente es 1972:I-1992:IV⁵. En la sección 2, se comenta la evidencia que la metodología univariante aporta sobre la hipótesis de la PPC. Ello servirá como punto de comparación de los resultados obtenidos con la metodología multivariante y multi-país, basada en el procedimiento de Johansen, que se presentan en la sección 3. La sección 4 se dedica a las conclusiones. Finalmente, se incluye un apéndice donde se explica con más detalle la metodología multivariante utilizada.

2. La evidencia univariante sobre la PPC

Como paso previo y punto de comparación para los resultados del análisis multivariante, en este epígrafe se resumen los resultados de la aplicación de tests de raíces unitarias a los tipos de cambio reales, tanto bilaterales como multilaterales.

2.1. Análisis univariante de la PPC bilateral

La paridad del poder de compra entre dos países implica que el tipo de cambio real bilateral correspondiente sea constante. Por tanto, si lo que se pretende contrastar es el cumplimiento de la PPC a largo plazo, la condición equivalente es la estacionariedad del tipo de cambio real. Tomando esta variable en logaritmos, deberá ser estacionaria en torno a una media nula si se cumple la PPC absoluta, y, en el caso de la versión relativa, esta media podrá tomar cualquier valor. Por el contrario, si el tipo de cambio real sigue un proceso que incorpora una raíz unitaria, las desviaciones de la PPC se acumulan en el tiempo, por lo que no existiría ninguna tendencia a que esta condición se verificase a largo plazo.

Para contrastar la hipótesis nula de existencia de una raíz unitaria frente a las alternativas de estacionariedad en torno a una constante, sea esta nula o no, se ha utilizado el test de Phillips-Perron. Siguiendo a Perron (1988), la estrategia de contrastación parte de la estimación de los modelos alternativos:

$$\text{MODELO 2} \quad Y_t = \hat{\mu}^* + \hat{\alpha}^* Y_{t-1} + \hat{\varepsilon}_t^*$$

$$\text{MODELO 1} \quad Y_t = \hat{\alpha} Y_{t-1} + \hat{\varepsilon}_t$$

A partir de las estimaciones de estos dos modelos (con *dummies* estacionales), se utiliza una serie de contrastes para discriminar cuál es el adecuado

⁵ En el caso de los precios industriales italianos, los datos previos a 1976, al no estar disponibles, se han estimado a partir de la evolución de precios al por mayor. Este es también el caso para los datos previos a 1974 correspondientes a España.

y determinar si, de acuerdo con el mismo, existe una raíz unitaria. Así, se utilizan los tests recogidos en el Cuadro 1.

CUADRO 1

Modelo 2		Modelo 1	
Test	Hipótesis	Test	Hipótesis
$z(\Phi_1)$	$H_0: (\mu^*, \alpha^*) = (0, 1)$	$z(t_{\hat{\alpha}})$	$H_0: \hat{\alpha} = 1$
$z(t_{\alpha^*})$	$H_0: \alpha^* = 1$		
$z(t_{\mu^*})$	$H_0: \mu^* = 0$		

Se comienza con el modelo más general, utilizándose conjuntamente $\mathcal{Z}(\Phi_1)$ y $\mathcal{Z}(t_{\mu^*})$ para determinar si el modelo 2 es el más apropiado. Si éste lo fuera, $\mathcal{Z}(t_{\alpha^*})$ indica si se rechaza o no la raíz unitaria, y, en el caso contrario, lo hará $\mathcal{Z}(t_{\hat{\alpha}})$.

Los resultados se resumen en el Cuadro 2⁶. Dado que la posible existencia de componentes de media móvil con parámetros negativos y con valor absoluto elevado distorsionaría significativamente el tamaño de los tests de raíces unitarias, especialmente el de Phillips-Perron, en los casos en que con este test se rechaza la hipótesis nula de no estacionariedad, se ha llevado a cabo también el test aumentado de Dickey-Fuller.

CUADRO 2

Análisis univariante. Tipos de cambio reales bilaterales estacionarios		
	Phillips-Perron	Dickey-Fuller Aumentado
IPC	Ninguno	Ninguno
IPI	DM/FF** DM/LIT* DM/PTA* FF/LIT** FF/PTA*	DM/LIT** DM/PTA** FF/LIT**
IPX	FF/PTA**	FF/PTA**
CLU	DM/LIT** FF/LIT*** LIT/PTA**	FF/LIT* LIT/PTA*

Nota: Los rechazos de la hipótesis nula de existencia de una raíz unitaria para niveles de significación del 1%, 5% y 10% se señalan con tres, dos y un asteriscos, respectivamente.

⁶ Con el objetivo de resumir el trabajo, no se incluyen las tablas con los resultados. El lector interesado puede recurrir al documento de trabajo 9322 del Servicio de Estudios del Banco de España o, por supuesto, pedir las a los autores.

Así, puede afirmarse que la evidencia univariante apunta hacia la ausencia de cumplimiento de la PPC bilateral a largo plazo. Incluso utilizando índices de precios industriales, con lo que se obtiene el mayor número de tipos de cambio reales estacionarios, sólo se verifica esta condición en tres de los 15 casos, si se atiende a aquellos en los que coincidan los dos tests aplicados. Además, los resultados plantean ciertos problemas de inconsistencia. En efecto: cualquier tipo de cambio que pueda obtenerse como una combinación lineal de los tres mencionados debería aceptarse también como estacionario. A modo de ejemplo, pueden citarse DM/LIT y el DM/PTA, ambos estacionarios, y, sin embargo, el LIT/PTA, que puede obtenerse como combinación lineal de los anteriores, no lo es, según estos resultados.

Finalmente, cabe resaltar que, cuando se obtiene estacionariedad, las estimaciones puntuales reflejan que la reversión a la media se produce con gran lentitud y que dicha media es significativamente distinta de cero. Por tanto, para estos casos, se acepta la PPC relativa a largo plazo, pero no absoluta.

2.2. Análisis univariante de la PPC multilateral

Se entiende por la PPC multilateral la estacionariedad del tipo de cambio efectivo real de un país frente al resto de los considerados (véase Nessén, 1992). Dicho tipo de cambio es una media ponderada de los correspondientes bilaterales, existiendo diversos métodos alternativos para el cálculo de las ponderaciones.

En este trabajo, se tiene en cuenta el sistema de doble ponderación utilizado en la actualidad en el Banco de España, así como en diversos organismos internacionales, tales como el FMI, la CE y la OCDE. Dicho sistema tiene la ventaja, frente al que únicamente se basa en el comercio bilateral, de considerar no sólo la importancia relativa de cada mercado para el comercio de un país, sino también la importancia relativa que en ese mercado tienen terceros países. De esta forma, se tiene en cuenta, por ejemplo, que las exportaciones españolas compiten con productos franceses, no sólo en Francia —con la oferta interna francesa—, sino también en terceros mercados, a los que llegan tanto exportaciones españolas como francesas, incluso en mercados no incluidos en el grupo de países considerados, pero donde estos compiten entre sí⁷. Las ponderaciones resultantes se presentan en el Cuadro 3.

⁷ Véase Navascués (1988) para una discusión general de estos índices. En el caso que nos ocupa, la consideración de terceros mercados puede ser especialmente relevante, ya que la estructura de ponderaciones se ha calculado para un conjunto de países que se han elegido por su importancia en el comercio español, pero no en el de los restantes.

CUADRO 3

Indices de posición efectiva real: vectores de ponderaciones						
	EEUU	Alemania	UK	Francia	Italia	España
EEUU	—	,3004	,3612	,2011	,2382	,1868
España	,0509	,0522	,0411	,0731	,0382	—
Alemania	,3496	—	,2876	,3508	,3428	,2988
UK	,2656	,1709	—	,1663	,1214	,1239
Francia	,1802	,2778	,1802	—	,2594	,2733
Italia	,1537	,1987	,1299	,2087	—	,1172
	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000

Fuente: Banco de España. Suboficina de Estadística, Unidad del Sector Exterior.

Antes de comentar los resultados que se resumen en el Cuadro 4⁸, cabe señalar que sólo cinco de los seis tipos de cambio efectivo reales considerados son linealmente independientes, y, dado que no han resultado los tipos de cambio reales bilaterales estacionarios, salvo en algún caso particular, como máximo cuatro de esos cinco multilaterales podrán ser estacionarios. No obstante, sólo en los siguientes casos se rechaza la existencia de una raíz unitaria: el tipo de cambio efectivo real del franco francés con precios industriales y costes laborales unitarios, al 90%, y el correspondiente a la lira italiana con costes laborales unitarios, al 99%. Además, la estacionariedad de estas variables no se ve corroborada por el test de Dickey-Fuller aumentado.

CUADRO 4

Análisis univariante. Tipos de cambio reales multilaterales estacionarios		
	Phillips-Perron	Dickey-Fuller Aumentado
IPC	Ninguno	Ninguno
IPI	FF*	Ninguno
IPX	Ninguno	Ninguno
CLU	FF* LIT***	Ninguno

Nota: Los rechazos de la hipótesis nula de existencia de una raíz unitaria para niveles de significación del 1%, 5% y 10% se señalan con tres, dos y un asteriscos, respectivamente.

En general, los resultados obtenidos en contra de la PPC concuerdan con los obtenidos en otros trabajos ya mencionados que utilizan esta metodología.

⁸ Véase nota 6.

gía univariante. Sin embargo, una crítica habitual de estos tests es su falta de potencia —esto es, la elevada probabilidad de no rechazar la existencia de una raíz unitaria— cuando el parámetro autorregresivo es elevado. Este problema es de especial relevancia en el caso que nos ocupa, en el que se trata de discriminar entre una realidad en la que el tipo de cambio y los precios relativos tiendan a convergir en el largo plazo, pero con una velocidad de ajuste muy lenta y con divergencias elevadas a corto plazo, y otra en la que no converjan ni siquiera en el largo plazo.

En orden a incrementar la potencia de los contrastes, en la sección siguiente se aplican procedimientos de contrastación que permiten relajar la restricción de factor común que los tests desarrollados en esta sección imponen: la igualdad de las respuestas a corto y largo plazo del tipo de cambio (de los precios relativos) a movimientos en los precios relativos (en el tipo de cambio)⁹.

3. La evidencia multivariante sobre la PPC

En esta sección, se aplica el procedimiento propuesto por Johansen (1988) a un vector de variables $X_t = (s_t^1, s_t^2, s_t^3, s_t^4, s_t^5, p_t^1, p_t^2, p_t^3, p_t^4, p_t^5)$, compuesto por cinco tipos de cambio bilaterales respecto del dólar (marco, libra, franco, lira y peseta) y sus correspondientes cinco precios relativos. El análisis se repite para las cuatro definiciones alternativas de los índices de precios¹⁰.

El apéndice desarrolla los detalles técnicos del procedimiento y de los contrastes utilizados en esta sección, limitándonos aquí a una presentación escueta que permita una lectura continuada del trabajo. Básicamente, el procedimiento permite la estimación máximo-verosímil de r vectores cointegrantes entre n variables integradas de orden uno, $I(1)$ ¹¹, que admiten una representación multivariante VAR(k) finita. Cuando existe cointegración, el modelo VAR(k) puede ser reparametrizado en forma de modelo de mecanismo de corrección de error (ECM):

$$\Delta x_t = \sum_{i=1}^{k-1} A_i^* \Delta x_{t-i} - \Pi x_{t-k} + \mu + \varepsilon_t \quad [1]$$

⁹ En el capítulo 7 del libro de Banerjee *et al.* (1993) se puede encontrar una excelente discusión acerca de la restricción de factor común y sus efectos sobre los tests de hipótesis. Igualmente, en el capítulo 8 se comparan los métodos uniecuacionales de estimación de vectores cointegrantes y los multiecuacionales basados en el procedimiento de Johansen.

¹⁰ En Nessén (1992) se realiza un análisis similar para un conjunto de países y de precios relativos distintos a los aquí considerados.

¹¹ Se han aplicado los tests propuestos en Phillips y Perron (1988) a los tipos de cambio y a los precios relativos que componen X_t y en ningún caso puede rechazarse que las variables sean $I(1)$, mientras que sí se rechaza la existencia de dos raíces unitarias (véase nota 6). Estos resultados están en la línea de los obtenidos en otros trabajos, tanto sobre la PPC (Ngama y Sosvilla-Rivero, 1991, y Heri y Theurillat, 1989), como en los numerosos estudios de eficiencia de mercados cambiarios (Ayuso *et al.* 1992, para el caso español).

y la hipótesis de la existencia de r vectores cointegrantes puede formularse como la hipótesis de rango reducido de la matriz Π :

$$H_0: \Pi = \alpha\beta', \text{ siendo } \alpha \text{ y } \beta \text{ matrices } n \times r \quad [2]$$

donde las columnas de β son los vectores cointegrantes y las filas de α los pesos con que cada vector cointegrante entra en una determinada ecuación.

Johansen (1988 y 1991) soluciona el problema de la estimación máximo-verosímil del modelo formado por las ecuaciones [1] y [2] y propone contrastes de la ratio de verosimilitudes sobre la existencia de r vectores cointegrantes. Concretamente: el utilizado en este trabajo es el denominado test de la traza, en el que se contrasta la hipótesis nula $H_0: r \leq r_1$ frente a la alternativa $H_0: r = n$. El estadístico resultante no tiene una distribución estándar, y los valores críticos del test se hallan tabulados en Osterwald-Lenum (1992), dependiendo de que en [1] exista un término constante o no, y de cómo éste entra en el modelo. Denominaremos T al contraste de la traza cuando $\mu \neq \alpha\beta_0$ en [1] y T^* cuando $\mu = \alpha\beta_0$. Estas dos últimas hipótesis están relacionadas, respectivamente, con la existencia o no de tendencias lineales en las variables no estacionarias x_t .

Una dificultad del procedimiento radica en que no permite una estimación unívoca de β , esto es, β no está identificado en el sentido econométrico. Para ver esto, basta definir cualquier matriz no singular w de orden $n \times r$ de forma que en [2]:

$$\Pi = \alpha\beta' = \alpha w^{-1} w \beta' = \alpha^* \beta^{*'} \quad [3]$$

Con otras palabras, el problema radica en que cualquier combinación lineal de vectores estacionarios es también estacionaria, de modo que el procedimiento no garantiza que los estimadores $\hat{\beta} = (\hat{\beta}_1, \dots, \hat{\beta}_r)$ se correspondan con nuestras relaciones de interés¹². De hecho, lo que se estima (salvo para el caso trivial en que $r = 1$) es una base del subespacio vectorial generado por las columnas de β , resultando imprescindible realizar contrastes de diversas hipótesis estructurales que permitan identificar β y darle sentido económico.

En este trabajo, se utiliza uno de los contrastes mencionados, que restringe un subconjunto de r_1 vectores cointegrantes, estimando libremente los $r_2 = r - r_1$ restantes¹³. La derivación de este contraste se encuentra en Johansen y Juselius (1991) y su distribución es χ^2 con $(n - s - r_2) r_1$ grados de libertad, siendo $n - s$ el número de restricciones impuestas.

El modelo [1] se ha estimado, para los distintos índices de precios y para $k = 2$, incluyéndose *dummies* estacionales. Ello permite obtener en [1] residuos no autocorrelacionados, si bien los estadísticos de Bera-Jarque detectan proble-

¹² Para una discusión de este punto, puede verse Johansen y Juselius (1992).

¹³ En concreto: se trata de contrastar hipótesis del tipo: $H_0: \beta (H\Phi, \psi)$ siendo H una matriz $n \times s$ conocida.

mas de no normalidad en algunas de las ecuaciones de tipos de cambio, de especial relevancia en los casos de la peseta, la libra y la lira. Estos problemas vienen explicados, en general, por la presencia en la muestra de diversos movimientos bruscos de algunos de los tipos de cambio, frecuentemente asociados a devaluaciones de las monedas y cuyo tratamiento no resulta obvio en el contexto que aquí se desarrolla. De hecho, aunque la inclusión *ad hoc* de variables *dummies* que tuvieran en cuenta algunas de las más importantes devaluaciones resuelve el problema de no normalidad de los residuos, se ha optado por mantener el modelo VAR sin intervenciones.

En el Cuadro 5 se recogen los contrastes de la traza sobre el número de vectores cointegrantes (r) para los modelos estimados con los diferentes índices de precios y en los casos en que existe una constante restringida (T^*) e irrestringida (T).

CUADRO 5

Contrastes de la traza					
$n - r$	r	Precios de consumo		Precios industriales	
		T^*	T	T^*	T
10	0	371,0*	353,3*	412,8*	395,2*
9	1	274,8*	265,6*	306,7*	293,1*
8	2	212,6*	204,0*	228,0*	216,1*
7	3	161,1*	152,6*	171,7*	160,8*
6	4	118,6*	111,7*	121,7*	117,4*
5	5	78,5*	71,6*	85,8*	81,6*
4	6	50,5	44,0	58,1*	54,1*
3	7	30,1	23,7	38,1*	35,1*
2	8	15,5	9,7	20,8*	17,9*
1	9	5,4	4,3	8,3	6,4*

$n - r$	r	Precios de exportación		Costes laborales unitarios	
		T^*	T	T^*	T
10	0	347,3*	330,5*	351,4*	320,8*
9	1	261,9*	254,8*	267,4*	243,8*
8	2	199,4*	192,5*	197,1*	180,3*
7	3	145,1*	138,4*	149,5*	136,3*
6	4	102,8*	99,7*	105,7*	95,9*
5	5	67,8	64,7	73,8	65,9
4	6	40,2	37,4	46,9	40,6
3	7	22,6	20,2	28,9	25,5
2	8	14,6	9,1	13,9	12,6
1	9	5,2	0,1	6,6	5,4

Siguiendo a Johansen (1992), el cuadro ha de ser leído de arriba a abajo y de izquierda a derecha, parándonos en el primer no rechazo de la hipótesis nula. De acuerdo con este criterio, no se pueden rechazar las hipótesis de cinco vectores cointegrantes en los modelos VAR con precios de exportación y costes laborales unitarios, seis en el caso de los precios de consumo y nueve en el de los precios industriales. Además, en todos los casos se aceptaría la presencia de una constante restringida en el modelo, esto es, la ausencia de tendencias lineales en los datos de tipos de cambio y precios relativos. No se reportan los vectores cointegrantes estimados, debido a que, como se ha indicado previamente, no poseen una interpretación estructural directa. No obstante, a continuación, se analiza, en el mismo contexto multivariante, la evidencia empírica sobre diversas hipótesis económicas de interés.

En primer lugar, se contrasta si los tipos de cambio reales bilaterales entre los seis países considerados son estacionarios, esto es, la PPC bilateral. Los contrastes al respecto, condicionados en las anteriores elecciones de r , están recogidos en los cuadros 6.A y 6.B. Los rechazos de las hipótesis nulas para niveles de significación del 1%, 5% y 10% se señalan, respectivamente, con tres, dos o un asteriscos.

CUADRO 6.A

PPC bilaterales con precios de consumo (matriz triangular superior, χ_4^2) y con precios industriales (matriz triangular inferior, χ_1^2).						
	EEUU	España	Alemania	UK	Francia	Italia
EEUU	–	12,72**	16,12***	12,98**	12,91**	13,07**
España	0,43	–	16,06***	12,26**	16,19***	14,36***
Alemania	1,22	2,30	–	14,46***	13,03**	8,13*
UK	0,33	3,75*	4,04**	–	10,82**	13,47***
Francia	2,59	2,02	0,32	2,86*	–	10,83**
Italia	1,94	4,15**	1,39	4,27**	0,04	–

CUADRO 6.B

PPC bilaterales con precios de exportación (matriz triangular superior, χ_5^2) y con costes laborales unitarios (matriz triangular inferior, χ_5^2).						
	EEUU	España	Alemania	UK	Francia	Italia
EEUU	–	14,09***	15,73***	18,02***	10,53*	19,17***
España	13,17**	–	28,02***	20,00***	26,46***	23,81***
Alemania	16,48***	13,03**	–	9,92*	26,43***	12,00**
UK	14,01***	8,61	15,75***	–	9,61*	20,28***
Francia	14,48***	10,70*	20,80***	3,08	–	18,41***
Italia	13,52***	15,23***	10,55*	14,31***	16,62***	–

Para dos países dados, dicha hipótesis se contrasta imponiendo restricciones sobre $r_1 = 1$ de los vectores cointegrantes y estimando libremente los $r_2 = r - 1$ restantes. Así, para contrastar que los tipos de cambio reales peseta-dólar y peseta-marco son estacionarios, formularemos las hipótesis de si el vector $\beta_1 = (0,0,0,0,1,0,0,0,0,-1)'$ o el $\beta_2 = (-1,0,0,0,1,1,0,0,0,-1)'$ pertenecen al espacio de cointegración, respectivamente. En general, la hipótesis de la PPC bilateral impone nueve restricciones sobre uno de los vectores cointegrantes, de modo que los estadísticos contenidos en los cuadros 6.A y 6.B tendrán distribuciones χ_4^2 en el caso de los precios de consumo, χ_1^2 para los precios industriales y χ_5^2 para los precios de exportación y costes laborales unitarios.

A pesar de haber encontrado múltiples relaciones de cointegración entre los diferentes tipos de cambio y precios relativos, las restricciones impuestas por la PPC bilateral –esto es, la estacionariedad de los tipos de cambio reales bilaterales– son rechazadas en todos los casos cuando se utilizan precios de consumo y precios de exportación, y mayoritariamente cuando se utilizan costes laborales unitarios. Sólo la utilización de precios industriales hace posible el no rechazo mayoritario, aunque subsistirían algunos problemas que parecen centrados en el caso de UK con el resto de países distintos de EEUU.

Por otra parte, cuando se contrasta la presencia simultánea de cinco tipos de cambio reales bilaterales –el máximo número de ellos que son linealmente independientes– en el espacio de cointegración¹⁴, esta se ve otra vez fuertemente rechazada cuando se utilizan precios de consumo ($\chi_{20}^2 = 78,07$), precios de exportación ($\chi_{25}^2 = 103,8$) y costes laborales unitarios ($\chi_{25}^2 = 88,94$), y solo marginalmente cuando se utilizan precios industriales ($\chi_5^2 = 12,25$).

En resumen: la evidencia presentada rechaza fuertemente la hipótesis de la PPC bilateral en los casos de precios de consumo, precios de exportación y costes laborales unitarios. Por el contrario, la lectura de los cuadros 6.A y 6.B tiende a no rechazar la PPC bilateral cuando se utilizan precios industriales. En este último caso, subsisten algunos problemas de interpretación de los resultados, ya que el no rechazo de la hipótesis de estacionariedad para cinco tipos de cambio reales bilaterales, en el caso de que estos sean linealmente independientes, debería significar teóricamente el no rechazo para todos los demás, dado que estos últimos podrían expresarse como una combinación lineal de los anteriores. Así, el rechazo de la estacionariedad del tipo de cambio real bilateral libra-marco se contradice con el no rechazo para los tipos de cambio reales dólar-libra y dólar-marco. En todo caso, los rechazos son siempre marginales, favoreciendo la interpretación de no rechazo de la PPC bilateral cuando se utilizan precios industriales. La evidencia adicional que se presenta a continuación apoya esta interpretación.

En segundo lugar, se contrasta la hipótesis de la PPC multilateral, esto es, si el tipo de cambio efectivo real para un país determinado, respecto a los cinco

¹⁴ Esta hipótesis impone cinco restricciones sobre $r_1 = 5$ de los vectores cointegrantes, dejando libres los $r - 5$ restantes.

restantes, es estacionario. Así, por ejemplo, en el caso de EEUU, se contrastará si el vector: $\beta_1 = (.3496, .2656, .1802, .1537, .0509, -.3496, -.2656, -.1802, -.1537, -.0509)$ pertenece al espacio de cointegración, y, para el caso de España, se considerará el vector $\beta_2 = (-.2988, -.1239, -.2733, -.1172, 1, .2988, .1239, .2733, 1.172, -1)$. La distribución de los estadísticos resultantes es χ_4^2 en el caso de los precios de consumo, χ_1^2 para los precios industriales y χ_5^2 para los precios de exportación y costes laborales unitarios.

Antes de analizar los resultados obtenidos, puede ser interesante recalcar varios puntos. Por un lado, de los seis tipos de cambio efectivos reales posibles, sólo cinco son linealmente independientes, ya que sólo hay cinco tipos de cambio reales bilaterales que lo sean. Se realizan, no obstante, contrastes sobre la estacionariedad de los seis, con el objeto de completar al máximo la evidencia empírica presentada y que esta pueda ser comparada con resultados de estudios que no se realizan en este contexto multipaís. Por otro lado, estos contrastes no son independientes de los anteriores sobre la estacionariedad de los tipos de cambio bilaterales. Así, si no se ha rechazado la estacionariedad de estos últimos, se debería seguir de forma trivial la estacionariedad de cualquier índice, independientemente de las ponderaciones utilizadas, construido como combinación lineal de estos. Ello sería así para los índices construidos con precios industriales. Por el contrario, para los casos en que se ha rechazado que los tipos de cambio reales bilaterales sean I(O), la única posibilidad de obtener tipos de cambio efectivos reales estacionarios es que existiera cointegración entre los primeros. En este caso, tendríamos como máximo cuatro tipos de cambio efectivos reales estacionarios, aunque la interpretación económica de esta hipótesis no resulta clara.

El Cuadro 7 recoge los resultados de la contrastación de la PPC multilateral. En cada una de las filas, la hipótesis que se contrasta es si el tipo de cambio efectivo real de un determinado país respecto de los cinco restantes es estacionario.

CUADRO 7

PPC Multilateral				
	precios consumo (χ_4^2)	precios industriales (χ_1^2)	precios exportación (χ_5^2)	costes laborales unitarios (χ_5^2)
EEUU	14,90***	1,15	16,49***	14,71**
España	14,00***	1,05	23,47***	12,12**
Alemania	14,84***	0,50	15,11***	21,64***
UK	11,66**	2,46	17,00***	12,97**
Francia	11,53**	1,78	9,39*	15,99***
Italia	10,47**	2,89	20,61***	9,44*

La evidencia empírica recogida en este cuadro permite rechazar la estacionariedad para los índices contruidos con precios de consumo, precios de exportación y costes laborales unitarios. Por el contrario, no se rechaza el que los tipos de cambio efectivos reales medidos con precios industriales de las seis monedas sean estacionarios, como cabría esperar a partir de los resultados de los tests de la PPC bilateral¹⁵. Por último, para apoyar aún más la conclusión a favor de la PPC con precios industriales, cabe resaltar que tampoco se rechaza la presencia conjunta de cinco tipos de cambio efectivos reales –nótese que el sexto sería redundante– en el espacio de cointegración ($\chi^2_{10} = 14,93$).

Finalmente, merece la pena hacer una breve recapitulación sobre la metodología empleada en esta sección y los resultados con ella obtenidos. Para contrastar la hipótesis de la PPC, medida con diversos índices de precios, se ha utilizado, en un contexto multivariante y multipaís, el procedimiento de estimación máximo-verosímil propuesto en Johansen (1988). Ello ha permitido soslayar algunos de los problemas con los que tradicionalmente se ha encontrado la contrastación empírica de la PPC. En primer lugar, se formula un modelo estadístico coherente que tiene en cuenta las propiedades de los datos –en particular, qué tipos de cambio y precios relativos no son estacionarios–, investigando la existencia de relaciones de cointegración interpretables como relaciones de equilibrio a largo plazo, que es el contexto en el que debería ser entendido la PPC. En segundo lugar, al contrario que las estimaciones uniecuacionales, evita hacer supuestos no contrastados sobre la exogenidad de precios o tipos de cambio y de la dirección de la relación causal existente entre ambos. Finalmente, el ámbito multipaís permite tener en cuenta también las relaciones cruzadas entre los diversos tipos de cambio bilaterales. Así, por ejemplo, la metodología utilizada abarcaría situaciones en que los tipos de cambio marco-dólar y franco-dólar no fueran estacionarios, pero estuvieran cointegrados de modo que el tipo de cambio franco-marco sí lo fuera.

Con estas bases, la evidencia empírica analizada en esta sección permite rechazar la hipótesis de la PPC, tanto bilateral como multilateral, cuando se utilizan índices de precios de consumo, precios de exportación o costes laborales unitarios. Sólo cuando se utilizan precios industriales la PPC no puede ser rechazada. Esto puede interpretarse como evidencia a favor de que la PPC sea una condición de equilibrio a largo plazo únicamente en el sector de bienes comercializables, de cuyos precios constituye una buena aproximación el índice de precios industriales. Por lo que respecta a los precios de exportación, los problemas metodológicos asociados a la construcción de índices de valor unitario puede ser la explicación más razonable de los resultados obtenidos.

¹⁵ Los resultados en cuanto a PPC multilateral son más vinculantes para el caso español que para los otros cinco países considerados, ya que las ponderaciones dependen del grupo que se ha elegido desde el punto de vista de España. Sin embargo, como se ha comentado, el sistema de doble ponderación minimiza este problema.

4. Conclusiones

En este trabajo se ha presentado evidencia sobre el cumplimiento de la paridad del poder de compra a largo plazo, para España y sus cinco principales competidores, teniendo en cuenta los índices de precios más utilizados, tanto en la literatura empírica sobre la PPC como en los análisis de coyuntura internacional. Para ello se ha empleado, primero, una metodología univariante, que arroja resultados ambiguos, y, en segundo lugar, la metodología multivariante propuesta por Johansen, con la que se han obtenido resultados mucho más concluyentes.

En efecto: mientras que utilizando índices de precios de consumo, a la exportación y de costes laborales de manufacturas los resultados son contrarios a la paridad del poder de compra, la evidencia presentada refleja que, a largo plazo, la evolución de los precios industriales de España, Italia, Francia, el Reino Unido, Alemania y Estados Unidos, expresados en la misma moneda, tiende a convergir, de forma que los tipos de cambio reales, tanto bilaterales como multilaterales, de este grupo de países siguen procesos que tienden hacia un equilibrio constante a largo plazo. Por otra parte, como cabía esperar, se observan desviaciones de la PPC significativas a corto plazo y un proceso de ajuste lento. Estas desviaciones pueden ser fruto de la lentitud del arbitraje que se derivaría de las imperfecciones de los mercados de bienes y pueden también ser, en parte, provocadas por la fijación de objetivos cambiarios con los que se pretenda ejercer un efecto disciplina sobre los precios, precisamente a través de estas desviaciones. Por su parte, la lentitud del ajuste tiene importantes implicaciones de política económica, ya que indica que los desajustes causados por *shocks* nominales pueden tener efectos (costes) en términos reales persistentes.

Sin embargo, a pesar de haber encontrado la PPC a largo plazo, es difícil concluir acerca de si esto se produce gracias al efecto mencionado sobre los precios o a que, aun cuando se fije un objetivo cambiario, este se termina alterando a largo plazo si los precios no se ajustan. Esta distinción es muy relevante, ya que la interpretación de los resultados obtenidos con precios industriales sería radicalmente diferente en un caso y en otro: por ejemplo, de cara a confiar en las posibilidades de que los acuerdos cambiarios puedan favorecer, efectivamente, mecanismos de ajuste hacia la convergencia nominal.

Lo que sí puede concluirse es que, según estos resultados, para un país con la dimensión y las características estructurales de España, que tome el precio exterior como dado y que se plantee un objetivo cambiario, el ajuste, por esta vía, de sus precios industriales a los del otro u otros países, parece relativamente factible, mientras que en el caso de los costes laborales o de los precios de consumo en general, es mucho más difícil. Ello parece apuntar, por un lado, a la existencia de un sector importante de bienes no comercializables a los que la influencia externa no llega, y, por otro, a que, en los sectores donde esta sí es efectiva, la carga del ajuste —la presión de la competencia internacional— no se produce sobre los costes laborales, sino más bien sobre otros costes y/o sobre los márgenes empresariales.

Así, la evidencia presentada favorece la consideración del índice de precios industriales como una buena aproximación, comparativamente, para medir la evolución de los precios de los bienes comercializables. Por el contrario, no favorece la obtención de conclusiones acerca de la sobrevaloración o infravaloración de una moneda sobre la base de las desviaciones observadas del tipo de cambio real respecto a un nivel de equilibrio pasado, cualquiera que sea la forma en que este se calcule –pueden citarse como ejemplos frecuentes una media del tipo de cambio real de un largo período de tiempo o el observado en un período de saldo exterior nulo–, si se está utilizando cualquiera de los índices aquí considerados distintos del de precios industriales, ya que no es posible determinar empíricamente un nivel de equilibrio constante a largo plazo.

Apéndice. El procedimiento de Johansen

Johansen (1988) considera un proceso n -dimensional $x_t' = (x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt})$, integrado de orden uno, y que admite una representación VAR (k) finita. Esto es:

$$A(L)X_t = \mu + \emptyset D_t + \varepsilon_t; \varepsilon_t \sim iid N(0, \Sigma) \tag{A.1}$$

donde $A(L) = A_1 L - A_2 L^2 \dots - A_k L^k$ es una matriz de polinomios de retardos.

Cuando las variables de x_t están cointegradas, con rango cointegrador r , el Teorema de Representación de Granger afirma que existe una representación de (A.1) en forma de mecanismo de corrección de error:

$$A^*(L) \Delta x_t = -\alpha \beta' x_{t-k} + \mu + \emptyset D_t + \varepsilon_t \tag{A.2}$$

con $A^*(0) = I_n$; α y β matrices de orden (n, r) ; $A(1) = \alpha \beta'$ y $\text{rang}[A(1)] = r$. Las columnas de β son los vectores cointegrantes, mientras las filas de α indican el peso con que cada vector entra en una determinada ecuación.

La ecuación (A.2) puede reescribirse como:

$$\Delta x_t = \sum_{i=1}^{k-1} A_i^* \Delta x_{t-i} - \Pi x_{t-k} + \mu + \emptyset D_t + \varepsilon_t \tag{A.3}$$

y la hipótesis de que existen r -vectores cointegrantes puede formularse como:

$$H_0 : \Pi = \alpha \beta' \tag{A.4}$$

El método de estimación propuesto por Johansen consiste en concentrar la función de verosimilitud respecto de los parámetros A_i^* , efectuando las regresiones:

$$\Delta x_t / \Delta x_{t-1}, \Delta x_{t-2} \dots \Delta x_{t-(k-1)}, \mu, D_t \tag{A.5}$$

$$x_{t-k} / \Delta x_{t-1}, \Delta x_{t-2} \dots \Delta x_{t-(k-1)}, \mu, D_t \quad [\text{A.6}]$$

Si denominamos $R_{o,t}$ y $R_{k,t}$, respectivamente, a los residuos de [A.5] y [A.6], tenemos:

$$R_{o,t} = \Pi R_{k,t} + \varepsilon_t \quad [\text{A.7}]$$

cuya función de verosimilitud es:

$$L(\alpha, \beta, \Lambda) = C |\Lambda|^{T/2} \text{EXP} \left[-\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (R_{o,t} + \alpha \beta' R_{k,t})' \Lambda^{-1} (R_{o,t} + \alpha \beta' R_{k,t}) \right] \quad [\text{A.8}]$$

expresión que puede maximizarse para β conocido, efectuando la regresión de $R_{o,t}$ sobre $-\beta' R_{k,t}$, de modo que:

$$\hat{\alpha}(\beta) = -S_{ok} \beta (\beta' S_{kk} \beta)^{-1} \quad [\text{A.9}]$$

$$\hat{\Lambda}(\beta) = S_{oo} - \hat{\alpha}(\beta) \beta' S_{ko} \quad [\text{A.10}]$$

siendo:

$$S_{ij} = \frac{1}{T} \sum_1^T R_{it} R_{jt}' \quad (i, j = 0, k) \quad [\text{A.11}]$$

Sustituyendo [A.9] y [A.10] en (A.8), el logaritmo de la función de verosimilitud resulta ser:

$$\log L(\beta) = -\frac{T}{2} + \log |\Lambda(\beta)| \quad [\text{A.12}]$$

La condición de primer orden del problema de maximización de [A.12], una vez establecida la usual normalización $\beta' S_{kk} \beta = \mathbf{I}$, es:

$$|\lambda S_{kk} - S'_{ko} S_{oo}^{-1} S_{ok}| = 0 \quad [\text{A.13}]$$

o, alternativamente:

$$|\lambda \mathbf{I} - C^{-1} S'_{ko} S_{oo}^{-1} S_{ok} C^{-1}| = 0 \quad [\text{A.14}]$$

siendo C una matriz triangular no singular definida por la descomposición de Cholesky de S_{kk} , i.e., $S_{kk} = CC'$.

El estimador máximo verosímil de β viene dado por $\hat{\beta} = (\hat{\beta}_1, \dots, \hat{\beta}_r)$, $\hat{\beta}_t = C'^{-1} \hat{v}_t$, siendo: $\hat{v} = (\hat{v}_1, \dots, \hat{v}_r)$ los r autovectores asociados a los r mayores autovalores. A partir de (A.9), el estimador máximo verosímil de α será: $\hat{\alpha} = -S_{ok} \hat{\beta}$.

El máximo de la función de verosimilitud se obtiene, bajo H_0 , para:

$$L^*(H_0) = k - \frac{T}{2} \sum_{i=1}^r \log(1 - \hat{\lambda}_i) \quad [\text{A.15}]$$

y resulta sencillo computar tests sobre el número de vectores de cointegración. Johansen propone dos. Por un lado, el denominado test de la traza, en el que se contrasta la hipótesis nula $H_0: r = r_1$ frente a la alternativa $H_1: r = n$. Por otro, el denominado test del máximo, en el que se contrasta H_0 frente a $H_2: r = r_1 + 1$.

A partir de [A.15], podemos computar $L^*(H_1)$ y $L^*(H_2)$, de modo que los contrastes de la *ratio* de verosimilitud serán:

$$LR(H_1, H_0) = 2[L^*(H_1) - L^*(H_0)] = -T \sum_{r_1+1}^n \log(1 - \hat{\lambda}_i) \quad [\text{A.16}]$$

$$LR(H_2, H_0) = 2[L^*(H_2) - L^*(H_0)] = -T \log(1 - \hat{\lambda}_{r_1+1}) \quad [\text{A.17}]$$

Estos estadísticos no tienen una distribución estándar, y los valores críticos del contraste se encuentran tabulados recientemente en Osterwald-Lenum (1992).

Referencias

- Ayuso, J.; Dolado, J. J. y Sosvilla-Rivero, S. (1992): «¿Es el tipo forward un predictor insegado del tipo spot futuro? El caso del tipo de cambio peseta/dólar reconsiderado», *Revista Española de Economía*, monográfico: «Mercados financieros españoles», pp. 111-134.
- Adler, M. y Lehmann, B. (1983): «Deviations from Purchasing Power Parity in the Long Run», *Journal of Finance* 38, pp. 1471-1487.
- Banerjee, A.; Dolado, J. J.; Galbraith, J. W. y Hendry, D. (1993): *Cointegration, Error-Correction and The Econometric Analysis of Non-Stationary Data*, Oxford University Press.
- Blundell-Wignall, A. y Thomas, M. (1987): «Deviations from Purchasing Power Parity: The Australian Case», Reserve Bank of Australia, Research Discussion Papers.
- Frenkel, J. A. (1981): «The Collapse of Purchasing Power Parities during the 1970s», *European Economic Review* 16, pp. 145-165.
- Haldane, A. G. y Pradhan, M. (1992): «Testing Real Interest Parity in the European Monetary System», Discussion Paper 2, Bank of England.
- Heri, E. W. y Theurillat, M. J. (1990): «Purchasing Power Parities for the DM: a Cointegration Exercise», *Kredit und Kapital heft* 323, pp. 333-350.
- Johansen, S. (1988): «Statistical Analysis of Cointegration Vectors», *Journal of Economic Dynamics and Control* 12, pp. 231-254.
- Johansen, S. (1991): «Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models», *Econometrica* 59, pp. 1551-1580.
- Johansen, S. (1992): «Determination of Cointegration Rank in The Presence of a Linear Trend». *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 54, pp. 383-397.
- Johansen, S. y Juselius, K. (1991): «Testing Structural Hypotheses in a Multivariate Cointegration Analysis of The PPP and UIP Relations Between Denmark and Germany». *Journal of Econometrics* 53, pp. 211-244.

- Johansen, S. y Juselius, K. (1992): «Identification of the Long-Run and Short-Run Structure, an Application to the IS-LM Model». Discussion Paper, University of Copenhagen.
- Kim, Y. (1990): «PPP in the Long Run: A Cointegration Approach», *Journal of Money, Credit and Banking* 22, pp. 491-503.
- Mishkin, F. S. (1984): «Are Real Interest Rates Equal Across Countries? An Empirical Investigation of International Parity Conditions», *The Journal of Finance* 39, pp. 1345-1357.
- Moore, M. J. (1992): «Covered Purchasing Power Parity, ex-ante PPP and Risk Aversion», Centre for Economic Policy Research, Discussion Paper 635.
- Navascués, M. (1988): «Un índice de la posición efectiva de la peseta, con la consideración de la competencia en terceros mercados (sistema de doble ponderación)». Banco de España, *Boletín Económico*, septiembre, pp. 23-36.
- Nessén, M. (1992): «Common trends in Prices and Exchange Rates, Tests of Long-Run Purchasing Power Parity», presentado en el Congreso de la Econometric Society, Bruselas, 1992.
- Ngama, Y. L. y Sosvilla-Rivero, S. (1991): «An Empirical Examination of Absolute Purchasing Power Parity», *Revista Española de Economía*, 8, pp. 285-311.
- Osterwald-Lenum, M. (1992): «A Note with Quantiles of The Asymptotic Distribution of The Maximum Likelihood Cointegration Rank Statistics». *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 54, pp. 461-472.
- Perron, P. (1988): «Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series», *Journal of Economic Dynamics and Control* 12, pp. 297-332, North-Holland.
- Phillips, P. C. B. y Perron, P. (1988): «Testing for Unit Roots in Time Series Regression», *Biometrika* 75, pp. 335-346.
- Pippenger, J. (1986): «Arbitrage and Efficient Markets Interpretations of Purchasing Power Parity: Theory and Evidence», *Economic Review*, Federal Reserve Bank of San Francisco 1, winter, pp. 31-47.
- Reig, E. (1988): «Tipo de cambio y paridad del poder adquisitivo: una contrastación para el caso español», en Velarde, J.; García Delgado, J. L. y Pedreño, A., (eds.): «El Sector exterior de la economía española», pp. 303-342.
- Roll, R. (1979): «Violations of Purchasing Power Parity and their Implications for Efficient International Commodity Markets» en Sarnat, M. y Szego, G. P., (eds.) «*International Finance and Trade*», 1, cap. 6, Cambridge, Mass., Ballinger Publishing Company.

Abstract

This paper examines the empirical validity of long-run Purchasing Power Parity (PPP) for Spain and its five main competitors. We use first a univariate methodology which yields ambiguous results. Second, we use the Johansen methodology which offers a clearer conclusion. In the long-run, industrial prices converted to the same currency converge; as a result, real exchange rates –bilateral and multilateral– for this group of countries follow processes that tend to a constant long-run equilibrium. On the contrary, when using other price indices PPP is rejected.

Recepción del original, diciembre de 1993

Versión final, septiembre de 1994