

BANCO DE ESPAÑA

PARIDAD DEL PODER DE COMPRA:
UN ANÁLISIS EMPÍRICO

María Pérez Jurado y Juan Luis Vega

SERVICIO DE ESTUDIOS
Documento de Trabajo nº 9322

BANCO DE ESPAÑA

PARIDAD DEL PODER DE COMPRA: UN ANÁLISIS EMPÍRICO

María Pérez Jurado y Juan Luis Vega (*)

(*) 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. Estamos agradecidos a M. Cordal y a 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.

SERVICIO DE ESTUDIOS
Documento de Trabajo n.º 9322

El Banco de España al publicar esta serie pretende facilitar la difusión de estudios de interés que contribuyan al mejor conocimiento de la economía española.

Los análisis, opiniones y conclusiones de estas investigaciones representan las ideas de los autores, con las que no necesariamente coincide el Banco de España.

ISBN: 84-7793-249-2

Depósito legal: M-23260-1993

Imprenta del Banco de España

I. INTRODUCCIÓN Y ANTECEDENTES

La paridad del poder de compra (PPC) es una condición de equilibrio asumida con frecuencia en el análisis económico, tanto teórico como práctico. Sin embargo, la contrastación empírica de PPC no ha dado como resultado una clara evidencia que justifique su amplia utilización, siendo, por el contrario, numerosos los estudios que arrojan una conclusión negativa. En este trabajo se intenta reconciliar el amplio uso de la paridad del poder de compra con la evidencia empírica, por la vía de una mayor adecuación de la metodología al contraste de esta hipótesis, en un contexto multivariante y multi-país, para España, Alemania, Reino Unido, Estados Unidos, Francia e Italia, en el periodo comprendido entre 1970 y 1992.

En su versión absoluta, la teoría de la paridad del poder de compra (PPC) establece que el nivel de precios de dos países debe igualarse cuando se expresa en la misma moneda. Así,

$$P = SP^*$$

donde S es el tipo de cambio nominal de la moneda del país A en términos de la del país B, y P y P* los niveles de precios en los países A y B, respectivamente. Esta versión de PPC implica, por tanto, que el logaritmo del tipo de cambio real sea constante e igual a cero.

Sin embargo, la atención ha sido mayor hacia la versión relativa de PPC, menos restrictiva, ya que permite que el tipo de cambio y los precios relativos se diferencien por un factor constante K:

$$P = KSP^*$$

de forma que el logaritmo del tipo de cambio real (q) permanezca constante, aunque no necesariamente igual a cero. Esto es, si denotamos con minúsculas los logaritmos:

$$q = p - s - p^* = k$$

Los intentos de verificación empírica de esta teoría han sido muy numerosos, debido al papel clave que ha desempeñado, tanto en los modelos macroeconómicos teóricos como en la práctica de la política económica. En los modelos más tradicionales del tipo de cambio, cuando este se entendía como determinado fundamentalmente por los flujos comerciales, PPC era considerada como una teoría de determinación del tipo de cambio; posteriormente, en los modelos monetarios y de equilibrio de carteras, desempeña un papel muy importante, en general, como una condición de equilibrio, sin que se establezcan hipótesis específicas acerca de la dirección de la relación causal. Por su parte, en los modelos dinámicos de tipo de cambio, habitualmente aparece como condición de equilibrio a largo plazo. Las justificaciones que están detrás de esta teoría son, por tanto, el arbitraje en los mercados de bienes y la neutralidad del dinero.

Por otro lado, los índices de tipo de cambio real se interpretan habitualmente como medidas de la competitividad de los países en cuestión, y en muchos modelos macroeconómicos el nivel de equilibrio sostenible a largo plazo de la balanza por cuenta corriente es compatible con un único nivel del tipo de cambio real. Es más: en la práctica, al asociarse el equilibrio externo con un nivel de equilibrio del tipo de cambio real, es muy frecuente utilizar el tipo de cambio de PPC como punto de referencia para analizar la sobrevaloración o infravaloración de los tipos de cambio, lo que condiciona la orientación de algunas medidas de política económica.

Así, pues, es muy importante el análisis empírico de la paridad del poder de compra para valorar en qué medida es justificable tanto la utilización de modelos que incorporan esta relación como la reacción de la política económica ante desviaciones de PPC, cualquiera que sea su magnitud.

La metodología tradicional de análisis empírico de PPC contrastaba el cumplimiento de esta condición en el corto plazo, estimando la ecuación:

$$s_t = \alpha + \beta (p - p^*)_t + u_t$$

o bien:

$$\Delta s_t = \gamma + \delta \Delta(p - p^*)_t + u_t$$

y realizando el contraste de la hipótesis: $H_0: (\alpha, \beta) = (0, 1)$ para PPC absoluta y $H_0: \beta = 1$ para la relativa, o bien $H_0: (\gamma, \delta) = (0, 1)$ para esta última, obteniéndose, en general, resultados negativos (véase Frenkel, 1981). Para el caso de la peseta, Reig (1988) estima ambas ecuaciones con los tipos de cambio frente al dólar, el marco alemán, la libra esterlina y el franco francés, en el período julio 1973-septiembre 1985, utilizando índices de precios tanto al consumo como industriales. La evidencia empírica solo resulta favorable a la versión absoluta en dos casos -peseta/dólar con IPC y peseta/libra con IPI- y a la versión relativa en uno -peseta/franco con IPI-, aunque la estimación es imprecisa, ya que en algún caso no se puede rechazar PPC, pero tampoco que los precios relativos no sean significativos¹. En este trabajo, se dan otras referencias donde también se deducen conclusiones contrarias a PPC para el caso español.

Otros estudios han seguido el camino alternativo de analizar directamente el comportamiento del tipo de cambio real (q) y, en concreto, contrastar la hipótesis de que esta variable siga un proceso de paseo aleatorio. En este sentido, trabajos frecuentemente citados son los de Roll (1979) y Adler y Lehmann (1983), que concluían que los shocks que afectan al tipo de cambio real nunca revierten y son totalmente impredecibles.

¹ La ineficiencia trata de superarse con un modelo multipaís con 4 ecuaciones simultáneas, donde los resultados mejoran. Sin embargo, incluso imponiendo la restricción de igualdad de coeficientes de los precios relativos, este permanece en 0'641, alejado de la unidad.

Estos resultados dieron lugar a una revisión de la teoría de la paridad del poder de compra, que establece una versión alternativa de la misma: PPC ex ante o la versión de eficiencia de los mercados, frente a la de arbitraje. Así, haciendo hincapié en el arbitraje intertemporal, y no en el arbitraje espacial, se llega a justificar los resultados comentados, referentes al proceso seguido por el tipo de cambio real -un paseo aleatorio-, ya que:

$$E(\Delta e) = E \left[\Delta(p - p^*) \right]$$

o bien:

$$\Delta e = \Delta(p - p^*) + u$$

donde u es un término de error distribuido de forma independiente. Esta condición, junto con la paridad descubierta de tipos de interés, implicaría la igualdad de los tipos de interés reales. En Mishkin (1984) se contrastan conjuntamente ambas condiciones, sin que se obtengan resultados positivos².

Por otro lado, una explicación alternativa que se ha dado en la literatura a los resultados empíricos negativos sobre la paridad del poder de compra es que el equilibrio al que tiende el tipo de cambio real varía en el tiempo, en función de otras variables fundamentales. Así, Blundell-Wignall y Thomas (1987) muestran, en el caso del dólar australiano, cómo, mientras que la hipótesis de paseo aleatorio no puede rechazarse cuando la alternativa es la reversión a una media constante, sí se rechaza cuando se consideran otras variables, de forma que las desviaciones de PPC serían, en parte, predecibles, dada la información contenida en dichas variables. Esta alternativa requiere, por tanto, el

² Véase también Haldane y Pradhan (1992). A su vez, esta versión de PPC ha sido reconsiderada en Moore (1992), donde se analiza la PPC ex ante en el caso general de aversión al riesgo y se demuestra cómo, teniendo en cuenta este, el tipo de cambio real seguirá un proceso de paseo aleatorio solo bajo ciertas condiciones. Utilizando índices de precios al consumo para los países del G-7, se obtiene cierta evidencia a favor de esta nueva versión de PPC.

establecimiento de un modelo para el tipo de cambio real, algo que está fuera de los objetivos de este trabajo.

Sin embargo, existen distintos problemas relacionados con el contraste empírico de PPC que deben revisarse, antes de aceptar definitivamente que no existe un nivel de equilibrio del tipo de cambio real, y que plantean distintas alternativas para intentar reconciliar la evidencia empírica negativa con la amplia utilización de PPC en los modelos teóricos y en los análisis de coyuntura internacional, de competitividad, e incluso en la práctica de la política económica. En efecto: en primer lugar, las medidas utilizadas del nivel de precios en los distintos países no son, en general, homogéneas, ya que incorporan ponderaciones distintas para los distintos bienes. En segundo lugar, la inclusión en dichas cestas de bienes no comercializables, para los cuales el mecanismo de arbitraje, que aseguraría el cumplimiento de PPC, no actúa, plantea dificultades a la hora de contrastar esta teoría. Así, cambios en los precios relativos entre bienes comerciables y no comerciables distintos entre los diferentes países - que pueden ser provocados, por ejemplo, por cambios en los flujos de capital, las preferencias de los consumidores o la tecnología - darían lugar a que se observen desviaciones de PPC.

En tercer lugar, incluso en el caso de bienes ampliamente comercializables, existen costes de información y de transacción e imperfecciones del mercado que limitan el arbitraje espacial. Las prácticas monopolísticas u oligopolísticas pueden, aprovechando dichos costes, debilitar aún más la relación entre el tipo de cambio y los precios relativos. Finalmente, aunque no existieran restricciones al comercio y las cestas utilizadas en los índices de precios fueran similares, la sustituibilidad entre bienes aparentemente homogéneos puede no ser elevada, debido a diferencias de calidad, servicios posteriores a la venta, etc.

En general, estos problemas han llevado a un amplio consenso acerca de la ausencia de cumplimiento, por un lado, de la versión absoluta de la teoría de la paridad del poder de compra y, por otro, de PPC relativa a corto plazo. Es decir, parece totalmente explicable que las desviaciones de PPC observadas en la realidad sean elevadas y persistentes a corto

plazo, pero a largo plazo deberían compensarse. Además, la ausencia de consenso en cuanto a qué índice de precios es el más apropiado induce a resaltar la conveniencia de utilizar distintas alternativas y especialmente aquellas que consideren los sectores manufacturero o industrial, asimilables, en sentido amplio, a bienes comercializables.

Así, el análisis empírico de PPC ha tendido a situarse en el contexto del largo plazo y a mejorar la potencia de los tests utilizados, dado que parece razonable asumir que habrá que 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 experimentando divergencias elevadas a corto plazo, y otra en la que no converjan ni siquiera en el largo plazo³.

En este sentido, en cuanto al análisis del comportamiento del tipo de cambio real, contrastar si esta variable tiende a un nivel de equilibrio a largo plazo equivale a contrastar si es estacionaria en torno a un nivel medio, que no tiene por qué ser cero para PPC relativa. Para ello, trabajos recientes utilizan los tests basados en el contraste de la existencia de raíces unitarias en las series de tipos de cambio reales. Ahora bien: aunque estos tests son más apropiados que los tradicionales, la probabilidad de rechazar la hipótesis nula cuando el parámetro autorregresivo es cercano a la unidad continúa siendo muy baja. Bleaney (1991) aplica el test de Dickey-Fuller aumentado y el de Dickey-Said, entre otros, a los tipos de cambio reales bilaterales para 5 países del SME, en el período 1979-1988, obteniendo estacionariedad solo para el franco francés/marco alemán. Taylor (1990) utiliza el primer test mencionado y no consigue rechazar la existencia de una raíz unitaria para los tipos de cambio reales del dólar, frente a cinco monedas, en el período enero 1973-diciembre 1985. En Abuaf y Jorion (1990), se consigue aumentar la potencia de los tests aplicando Dickey-Fuller a un sistema de

³ En el trabajo ya mencionado de Reig, se estiman las elasticidades del tipo de cambio respecto a los precios relativos a corto y a largo plazo, mediante un modelo de ajuste parcial. La elasticidad a corto plazo es muy baja e incluso no significativa en algún caso. La elasticidad a largo plazo es mayor, aunque solo en el caso de la peseta frente al marco, con precios industriales, no se rechaza que sea la unidad.

autoregresiones de tipos de cambio reales, estimadas conjuntamente por mínimos cuadrados generalizados. Así, mientras que cuando las estimaciones se realizan individualmente solo consigue rechazar la hipótesis nula utilizando una muestra muy larga (1901-1972) y datos anuales, estimando conjuntamente e imponiendo igualdad de parámetros a los distintos países, consigue rechazar la existencia de raíz unitaria tanto en el caso anterior como con frecuencia mensual en el período 1973-1987, aunque, como cabía esperar, la reversión a la media es muy lenta.

En cuanto a la alternativa de estudiar la relación existente a largo plazo entre el tipo de cambio y los precios relativos, menos restrictiva que la anterior, claramente el análisis de cointegración resulta especialmente apropiado. Numerosos trabajos han aplicado recientemente la metodología propuesta por Engle y Granger para contrastar la hipótesis de PPC a largo plazo. Aunque muchos de ellos han encontrado resultados negativos, existe cierta evidencia a favor de la paridad del poder de compra. Este es el caso de Kim (1990) que utiliza datos anuales para el período 1900-1987, coincidiendo con el trabajo ya referido de Abuaf y Jorion. Heri y Theurillat (1990) encuentran que en el 50% de los casos estudiados -el marco alemán frente a 17 países- existe cointegración y, por tanto, alguna relación a largo plazo entre tipo de cambio y precios relativos, y, en algunos de estos casos, los parámetros que relacionan ambas variables son muy cercanos a la unidad. Para la peseta, frente al dólar y al marco alemán, utilizando tanto precios al consumo como precios al por mayor, Ngama y Sosvilla-Rivero (1991) obtienen que existe relación de cointegración solo entre el tipo de cambio pta/DM y el precio relativo al por mayor correspondiente. En este caso, se contrasta si el vector de cointegración coincide con el que corresponde a PPC, rechazándose la existencia de esta relación, aunque, en consonancia con otros resultados comentados, el parámetro es muy cercano a la unidad.

Sin embargo, esta metodología aún presenta ciertas debilidades de cara al contraste de PPC que pueden ser solventadas. En efecto: por un lado, debe tenerse en cuenta el hecho de que ninguna de las variables relevantes en el análisis de la paridad del poder de compra puede considerarse exógena (Ngama y Sosvilla-Rivero encuentran evidencia de simultaneidad). Por otro lado, debe también tenerse en

cuenta la determinación simultánea de las variables mencionadas en los distintos países. En este sentido, tal como se expone en el epígrafe 4 de este trabajo, la metodología propuesta por Johansen (1988) es particularmente apropiada para analizar la existencia de relaciones de cointegración en un contexto multivariante.

El trabajo se estructura de la siguiente forma: en la siguiente sección, se comentan los datos que se han utilizado para el contraste empírico de PPC y se presentan los resultados de los tests de raíces unitarias para los tipos de cambio y los precios relativos. Estos resultados determinan el orden de integración de estas variables, requisito previo para aplicar la metodología de Johansen, que se expone en el apartado 4, junto con los resultados obtenidos a partir de la misma. Como paso previo y punto de comparación de los resultados multivariantes, se presentan resultados de la metodología univariante en la Sección 3. El último epígrafe se dedica a las conclusiones. Finalmente, se incluyen dos apéndices. El primero recoge los cuadros con los resultados de los tests de raíces unitarias y el segundo explica con más detalle la metodología multivariante utilizada.

II. DATOS Y TESTS DE RAÍCES UNITARIAS

Como se ha comentado anteriormente, dada la ausencia de consenso sobre qué índice de precios es el más apropiado, se ha utilizado un conjunto suficientemente amplio que incluye precios al consumo, precios industriales, costes laborales unitarios del sector manufacturero y precios a la exportación. De esta forma, se tienen en cuenta los distintos índices más utilizados tanto en la literatura sobre PPC como en el análisis de coyuntura internacional y competitividad. Los países que se van a considerar son España y sus 5 principales competidores: Estados Unidos, Alemania, Reino Unido, Francia e Italia. 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". Dado que el análisis se realiza en el contexto del largo plazo, se ha tomado un período de tiempo suficientemente largo 1970: I - 1992: IV (datos trimestrales),

aunque, por no estar disponible esta muestra para el caso de los costes laborales unitarios, el periodo correspondiente es 1972: I -1992:IV⁴.

Antes de aplicar la metodología que se expone en el epígrafe 4, es necesario llevar a cabo tests de raíces unitarias, con el objeto de determinar si las variables para las que se va a estudiar la existencia de relaciones de cointegración, tipos de cambio y precios relativos, son integradas del mismo orden⁵.

Para ello, se ha utilizado el procedimiento propuesto por Phillips-Perron (1988) dada su mayor solidez, respecto a otros tests de raíces unitarias, ya que permite que los residuos sigan un proceso bastante general, utilizando una corrección no paramétrica de los tests de hipótesis y sin disminuir, por tanto, el número de observaciones efectivo. Este procedimiento parte de la estimación de los modelos alternativos:

$$Y_t = \tilde{\mu} + \tilde{\beta} \left(t - \frac{T}{2} \right) + \tilde{\alpha} Y_{t-1} + \tilde{\varepsilon}_t \quad \text{Modelo 3}$$

$$Y_t = \mu^* + \alpha^* Y_{t-1} + \varepsilon_t^* \quad \text{Modelo 2}$$

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

donde T es el tamaño de la muestra.

⁴ 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.

⁵ Se consideran los precios relativos, en lugar de las variables P y P* por separado, para evitar el análisis con variables integradas de orden dos, I(2).

A partir de las estimaciones de los 3 modelos propuestos, se utiliza una serie de contrastes para discriminar cuál es el adecuado y determinar si, de acuerdo con el mismo, existe una raíz unitaria. Así, se utilizan los tests⁶ resumidos en el cuadro 1.

Cuadro 1

MODELO 3		MODELO 2		MODELO 1	
TEST	HIPÓTESIS	TEST	HIPÓTESIS	TEST	HIPÓTESIS
$Z(\phi_3)$	$H_0: (\tilde{\mu}, \tilde{\beta}, \tilde{\alpha}) = (\tilde{\mu}, 0, 1)$	$Z(\phi_1)$	$H_0: (\mu^*, \alpha^*) = (0, 1)$	$Z(t_{\tilde{\alpha}})$	$H_0: \tilde{\alpha} = 1$
$Z(\phi_2)$	$H_0: (\tilde{\mu}, \tilde{\beta}, \tilde{\alpha}) = (0, 0, 1)$	$Z(t_{\alpha^*})$	$H_0: \alpha^* = 1$		
$Z(t_{\tilde{\alpha}})$	$H_0: \tilde{\alpha} = 1$	$Z(t_{\mu^*})$	$H_0: \mu^* = 0$		
$Z(t_{\tilde{\beta}})$	$H_0: \tilde{\beta} = 0$				

La inferencia sobre la existencia de una raíz unitaria debe comenzar utilizando los estadísticos derivados del modelo 3. Ello se debe a que los estadísticos referidos al modelo 2 no pueden distinguir un proceso estacionario alrededor de una tendencia de un proceso con una raíz unitaria. Es más: resulta improbable que, sobre la base del modelo 2, se rechace la hipótesis nula (existencia de una raíz unitaria) si la serie es estacionaria alrededor de una tendencia lineal, y esto se hace imposible a medida que el tamaño de la muestra aumenta. Asimismo, el modelo 1 resulta inapropiado, si una alternativa plausible es la estacionariedad alrededor de una media distinta de cero.

Así, se comienza con el modelo más general, utilizándose conjuntamente los tests $Z(\phi_3)$, $Z(\phi_2)$ y $Z(t_{\tilde{\beta}})$, para determinar si el modelo 3 es el más adecuado - es crucial la utilización de $Z(\phi_3)$, $Z(\phi_2)$, ya que la distribución asintótica de $Z(t_{\tilde{\beta}})$ no es invariante frente a β , en la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria, y la de $Z(t_{\tilde{\beta}})$ no lo es con respecto a μ -. En caso afirmativo, $Z(t_{\tilde{\beta}})$ será utilizado para

⁶ Para una descripción detallada de los tests y de la estrategia de contraste, ver Perron, 1988.

contrastar la existencia de una raíz unitaria y no será necesario continuar analizando los tests derivados de los modelos 2 y 1. Por el contrario, en caso negativo, se tendrán en cuenta conjuntamente $Z(\phi_1)$ y $Z(t_{\mu^*})$, para determinar si el modelo 2 es el más apropiado. Si este lo fuera, $Z(t_{\alpha^*})$ indica si se rechaza o no la raíz unitaria, y, en el caso contrario, lo hará $Z(t_{\alpha})$.

Los resultados de los tests aplicados tanto a los tipos de cambio como a los precios relativos, en logaritmos y utilizando el dólar como numerario, se presentan en los cuadros 1 y 2 del anejo I⁷. La numeración de los precios relativos y los tipos de cambio hace referencia al siguiente orden: Alemania, Reino Unido, Francia, Italia y España. En el cuadro A.2, los tests se calculan para las series en primeras diferencias, esto es, se contrasta la hipótesis nula de que las variables son integradas de segundo orden frente a la alternativa de integración de primer orden. En el cuadro A.1, los resultados que se presentan corresponden a la hipótesis nula $H_0: I(1)$ frente a $H_1: I(0)$.

Se ha seguido la estrategia comentada y por ello solo se presentan los estadísticos que han resultado necesarios para llegar a una conclusión. Así, por ejemplo, en el caso de los precios al consumo (véase cuadro A.1), al ser $Z(\phi_2)$ claramente significativo, el contraste se realiza en el modelo 3 y no es necesario tener en cuenta los tests referidos a los modelos 2 y 1, por lo que no se presentan en los cuadros.

Como puede observarse en el cuadro A.2, la existencia de dos raíces unitarias se rechaza a un nivel de significación del 1% en todos los casos, menos para los precios al consumo relativos de Alemania, para los que el rechazo se produce al 5%.

Respecto a la existencia de una raíz unitaria, no puede rechazarse, en ningún caso, que las variables sean $I(1)$. Como se observa

⁷ Para los precios relativos, se han incluido en los modelos comentados variables dummies estacionales, excepto en el caso de los costes laborales unitarios, cuyas series originales están ya desestacionalizadas.

en el cuadro A.1: para los tipos de cambio, los precios relativos, industriales para Francia, a la exportación para el Reino Unido, Francia y España, y costes laborales unitarios para Alemania, es necesario tener en cuenta todos los estadísticos hasta llegar al modelo 1, y no puede rechazarse la existencia de una raíz unitaria, ya que $Z(t_a)$ no es significativo al 95% de confianza⁸; para el resto de los precios relativos a la exportación y los precios industriales alemanes, es suficiente con el modelo 2 para concluir que tienen una raíz unitaria, ya que $Z(\phi_1)$ resulta significativo; finalmente, para el resto de las variables, no se puede rechazar la existencia de una raíz unitaria, siendo únicamente necesario tener en cuenta el modelo 3, dada la clara significatividad de $Z(\phi_2)$.

En general, los resultados están en la línea de los obtenidos en otros trabajos (véase, por ejemplo, Ngama y Sosvilla-Rivero, 1990, y Heri y Theurillat, 1989), tanto sobre PPC como en los numerosos estudios de eficiencia de mercados cambiarios .

III. LA EVIDENCIA UNIVARIANTE SOBRE 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 .

Análisis univariante de PPC bilateral

Como se ha comentado en la introducción, 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 PPC a largo plazo, la condición equivalente es la estacionariedad del tipo de cambio real. Tomando esta

⁸ Únicamente es necesario fijar el nivel de confianza en el 99% para no rechazar la raíz unitaria en el caso de los precios a la exportación relativos en el Reino Unido.

variable en logaritmos, deberá ser estacionaria en torno a una media nula si se cumple 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 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 Philip-Perron, considerando los modelos 1 y 2 (con dummies estacionales) y siguiendo la estrategia resumida en el epígrafe anterior. Los resultados se presentan en los cuadros A.3 y A.4. No obstante, dado que, como se comprueba en Perron (1987), 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 Phillip-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 (véase cuadro A.5).

Los resultados se resumen en el cuadro 2:

Cuadro 2

ANÁLISIS UNIVARIANTE. TIPOS DE CAMBIO REALES BILATERALES ESTACIONARIOS		
	PHILLIP-PERRON	DICKEY-FULLER AUMENTADO
IPC	Ninguno	Ninguno
IPI	DM/FF **	
	DM/LIT *	DM/LIT **
	DM/PTA *	DM/PTA **
	FF/LIT **	FF/LIT **
	FF/PTA *	
IPX	FF/PTA **	FF/PTA **
CLU	DM/LIT **	
	FF/LIT ***	FF/LIT *
	LIT/PTA **	LIT/PTA *

Así, puede afirmarse que la evidencia univariante apunta hacia la ausencia de cumplimiento de 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, solo 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 PPC relativa a largo plazo, pero no absoluta.

Análisis univariante de PPC multilateral

Siguiendo la terminología de Nessen (1992), PPC multilateral equivale a la estacionariedad del tipo de cambio efectivo real de un país, frente al resto de los considerados. 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 solo 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 solo 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 sí (véase Navascués, 1988)⁹. Las ponderaciones resultantes se presentan en el cuadro 3.

Cuadro 3

ÍNDICES 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, cabe señalar que solo 5 de los 6 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 4 de esos 5 multilaterales podrán ser estacionarios. No obstante, como se

⁹ La consideración de estos mercados tiene especial relevancia, dado 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.

deduce del cuadro A.6, solo 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.

En general, los resultados obtenidos en contra de PPC concuerdan con los obtenidos en otros trabajos ya mencionados, que utilizan esta metodología para contrastar la paridad del poder de compra. Sin embargo, como se ha documentado en Banerjee *et al.* (1992), los contrastes desarrollados en esta sección impondrían una restricción de factor común, posiblemente no válida. El resultado puede ser una pérdida de poder relativa a otros contrastes que no impongan tal restricción. En la sección siguiente avanzaremos en este sentido.

IV. LA EVIDENCIA MULTIVARIANTE SOBRE 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 precios.

El anejo II 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, $I(1)$, 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):

$$\Delta x_t = \sum_{i=1}^{k-1} A_i^* \Delta x_{t-i} - \Pi x_{t-k} + \mu + \epsilon_t \quad (1)$$

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) 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 $H_a: r = n$. 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 este 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 $r \times r$ 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 interés¹⁰. 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 $r_2=r-r_1$ restantes¹¹. 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 problemas 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 adhoc 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 los cuadros 4.A y 4.B, 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).

¹⁰ Para una discusión de este punto, puede verse Johansen y Juselius (1992).

¹¹ En concreto: se trata de contrastar hipótesis del tipo: $H_0:\beta(H\phi, \psi)$, siendo H una matriz $n \times s$ conocida.

Cuadro 4.A

n-r	r	Precios al 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*

Cuadro 4.B

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

Seguendo a Johansen (1992), ambos cuadros han de ser leídos 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 al 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, según Nessén (1992), PPC bilateral. Los contrastes al respecto, condicionados en las anteriores elecciones de r , están recogidos en los cuadros 5.A y 5.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 5. A

PPC bilaterales con precios al 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 5.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 PPC bilateral impone nueve restricciones sobre uno de los vectores cointegrantes, de modo que los estadísticos contenidos en los cuadros 5.A y 5.B tendrán distribuciones χ_4^2 en el caso de los precios al 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 PPC bilateral -esto es, la estacionariedad de los tipos de cambio reales bilaterales- son rechazadas en todos los casos cuando se utilizan precios al consumo y precios de exportación, y mayoritariamente cuando se utilizan costes laborales unitarios. Solo 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 cointegración¹², esta se ve otra vez fuertemente rechazada cuando se utilizan precios al consumo ($\chi^2_{20} = 78,07$), precios de exportación ($\chi^2_{25} = 103,8$) y costes laborales unitarios ($\chi^2_{25} = 88,94$), y solo marginalmente cuando se utilizan precios industriales ($\chi^2_5 = 12,25$).

En resumen: la evidencia presentada rechaza fuertemente la hipótesis de PPC bilateral en los casos de precios al consumo, precios de exportación y costes laborales unitarios. Por el contrario, la lectura de los cuadros 5.A y 5.B tiende a no rechazar 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 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 PPC multilateral, siguiendo la terminología de Nessén (1992), esto es, si el tipo de cambio efectivo real para un país determinado, respecto a los cinco restantes, es estacionario. Así, por ejemplo, en el caso de EEUU, se contrastará si el vector: $\beta_1 = (.3496, .2656, .1802, .1537, .0509,$

¹² Esta hipótesis impone cinco restricciones sobre $r_1 = 5$ de los vectores cointegrantes, dejando libres los $r-5$ restantes.

-.3496, -.2656, -.1802, -.1537, -.0509) pertenece al espacio de cointegración, y, para el caso de España, se considerará el vector $\beta_2 = (-.2988, -.1239, -.2733, -.1172, 1, .2988, .1239, .2733, .1172, -1)$. La distribución de los estadísticos resultantes es χ_4^2 en el caso de los precios al 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, solo cinco son linealmente independientes, ya que solo 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 contruidos con precios industriales. Por el contrario, para los casos en que se ha rechazado que los tipos de cambio reales bilaterales sean $I(0)$, 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 6 recoge los resultados de la contrastación de 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 6

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 construidos con precios al 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 PPC bilateral¹³. Por último, para apoyar aún más la conclusión a favor de PPC con precios industriales, cabe resaltar que tampoco se rechaza la presencia de cinco tipos de cambio efectivos reales -nótese que el sexto sería redundante- en el espacio de cointegración conjuntamente ($\chi_{10}^2 = 14,93$).

¹³ 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.

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 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). Esta metodología permite soslayar algunos de los problemas con los que tradicionalmente se ha encontrado la contrastación empírica de 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 PPC. En segundo lugar, evita hacer supuestos no contrastados sobre el carácter exógeno de exogeneidad 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 PPC, tanto bilateral como multilateral, cuando se utilizan índices de precios de consumo, precios de exportación o costes laborales unitarios. Solo cuando se utilizan precios industriales PPC no puede ser rechazada. Esto puede interpretarse como evidencia a favor de que 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.¹⁴

¹⁴ Respecto a los precios de exportación, los problemas metodológicos asociados a la construcción de índices de valor unitario parecen la explicación más razonable de los resultados obtenidos. No obstante, en este trabajo no se ha pretendido analizar las características de los distintos índices de precios de cara a su mayor o menor apropiación a PPC, sino que se ha partido de la base de que son los más frecuentemente utilizados para sacar conclusiones, que a la luz de los resultados pueden, en algunos casos, matizarse.

5. CONCLUSIONES

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 adoptan la paridad del poder de compra como una condición de equilibrio, al menos a largo plazo. Por otro lado, los estudios de coyuntura internacional y competitividad incorporan 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 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 estos son más bajos, fijando su tipo de 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, estos van a actuar de forma que se satisfaga PPC a largo plazo, de forma que el mantenimiento del acuerdo cambiario fuerza 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 negativa. Ante esto, las vías de continuación del análisis han sido de distinto género. Así, por un lado, se ha buscado una reformulación de PPC que justificara la ausencia de equilibrio del tipo de cambio real. Por otro lado, se ha analizado la existencia de un equilibrio variable en función de otras magnitudes económicas fundamentales.

Un tercer camino trata de mejorar la metodología que ha sido aplicada al análisis empírico de 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 hacia el equilibrio muy lento y otro en el que no exista tal equilibrio, incluso en el largo plazo.

Esta última es la vía que se ha adoptado en este trabajo para intentar reconciliar el amplio uso de la paridad del poder de compra con la evidencia empírica. La metodología utilizada permite: situar el contraste de forma adecuada en el contexto del largo plazo; no elegir previamente la versión absoluta o la relativa de 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, 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 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 propuesta por Johansen, especialmente diseñada para el análisis de cointegración en un contexto multivariante, 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 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 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. Por ello sería interesante continuar esta línea de investigación mediante el análisis de la dinámica y las relaciones de causalidad a corto plazo, una vez que se ha determinado la existencia de un equilibrio a largo plazo.

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 periodo de tiempo o el observado en un periodo 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.

BIBLIOGRAFÍA

- Abuaf, N. y P. Jorion, 1990: "Purchasing Power Parity in the Long Run", *The Journal of Finance*, vol. 45, nº 1, marzo, pp. 157-174.
- Adler, M. y B. Lehmann, 1983: "Deviations from Purchasing Power Parity in the Long Run", *Journal of Finance*, vol. 38, nº 5, diciembre.
- Banerjee, A., J. Dolado y R. Mestre, 1993: "On Some Simple Tests For Cointegration: The Cost of Simplicity". Documento de Trabajo 9302, Servicio de Estudios, Banco de España.
- Bleaney, M., 1991: "Does Long-run Purchasing Power Parity Hold within the European Monetary System?", *Journal of Economic Studies*, vol. 19, nº 3, pp. 66-72.
- Blundell-Wignall, A. y M. Thomas, 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 M. Pradhan, 1992: "Testing Real Interest Parity in the European Monetary System", Discussion Paper nº 2, Bank of England.
- Heri, E.W. y M.J. Theurillat, 1990: "Purchasing Power Parities for the DM: a Cointegration Exercise", *Kredit und Kapital* heft 3 23 jahrgang, pp. 333-350.
- Johansen, S., 1988: "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 12, pp. 231-254.

- Johansen, S. , 1991: "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models", *Econometrica*, vol. 59, nº 6.
- Johansen, S. (1992): "Determination of Cointegration Rank in The Presence of a Linear Trend". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, 3. 383-397.
- Johansen, S. y K. Juselius, 1990: "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration -with Application to the Demand for Money". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 2. 169-210.
- Johansen, S. y K. Juselius, 1991: "Testing Structural Hypotheses in a Multivariate Cointegration Analysis of The PPP and UIP Relations Between Denmark and Germany". *Journal of Econometrics*.
- Johansen, S. y K. Juselius, 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*, vol. 22 nº 4.
- Krugman, P.R. , 1991: "International Economics: Theory and Policy", Harper Collins, New York.
- Mishkin, F.S., 1984: "Are Real Interest Rates Equal Across Countries? An Empirical Investigation of International Parity Conditions", *The Journal of Finance*, vol. 39, nº 5, pp. 1345-1357.
- Moore, M.J. , 1992: "Covered Purchasing Power Parity, ex-ante PPP and Risk Aversion", Centre for Economic Policy Research, Discussion Paper, nº 635, abril.

- 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", papel presentado en el Congreso de la Econometric Society, Bruselas, 1992.
- Ngama, Y.L. y S. Sosvilla-Rivero, 1991: "An Empirical Examination of Absolute Purchasing Power Parity", Revista Española de Economía, Instituto de Estudios Fiscales, vol. 8, nº 2, 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, 3. 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 P. Perron, 1988: "Testing for Unit Roots in Time Series Regression", Biometrika, vol. 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, nº 1, winter, pp. 31-47.
- 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", pp. 303-342.

- Roll, R., 1979: "Violations of Purchasing Power Parity and their Implications for Efficient International Commodity Markets" en M. Sarnat y G.P. Szego, eds. "International Finance and Trade," vol. 1, cap. 6, Cambridge, Mass., Ballinger Publishing Company.
- Taylor, M.P., 1990: "On Unit Roots and Real Exchange Rates: Empirical Evidence and Monte Carlo Analysis", Applied Economics 22, pp. 1311-1321.

A N E J O I
TESTS DE RAÍCES UNITARIAS

CUADRO A.1.A. TESTS DE RAÍCES UNITARIAS. HO: I (1) (A)																
TEST	PRECIOS DE CONSUMO					PRECIOS INDUSTRIALES					PRECIOS A LA EXPORTACIÓN					
	$\frac{P_1}{P}$	$\frac{P_2}{P}$	$\frac{P_3}{P}$	$\frac{P_4}{P}$	$\frac{P_5}{P}$	$\frac{P_1}{P}$	$\frac{P_2}{P}$	$\frac{P_3}{P}$	$\frac{P_4}{P}$	$\frac{P_5}{P}$	$\frac{P_1}{P}$	$\frac{P_2}{P}$	$\frac{P_3}{P}$	$\frac{P_4}{P}$	$\frac{P_5}{P}$	
MODELO 3																
$Z(\hat{\theta}_3)$,65	3,38	2,45	,82	1,91	,56	2,36	3,42	,98	,88	2,03	1,10	,78	,62	2,16	
$Z(\hat{\theta}_2)$	5,46	10,85	5,07	15,83	17,19	4,01	9,11	2,28	5,34	5,92	3,81	1,87	,61	4,51	1,79	
$Z(\hat{\theta}_0)$	-,50	-,47	1,02	,77	,86	-,18	-,73	-1,59	,14	,46	-,45	-,66	-,71	-,32	-1,71	
$Z(\hat{\theta}_\mu)$	-,67	1,77	1,87	2,07	2,23	-1,42	1,00	-1,41	1,02	1,37	-1,84	-,05	-,49	,48	-1,32	
$Z(\hat{\theta}_\beta)$	-,49	-,39	-1,74	-1,03	-1,06	,13	,20	1,23	-,49	-,82	,44	,27	,47	,05	1,76	
$\bar{\alpha}$	-,98	,99	1,02	1,02	1,02	1,00	,98	,90	1,00	1,01	,99	,98	,98	,99	,94	
TEST	COSTES LABORALES UNITARIOS					TIPOS DE CAMBIO					PUNTOS CRÍTICOS					
	$\frac{P_1}{P}$	$\frac{P_2}{P}$	$\frac{P_3}{P}$	$\frac{P_4}{P}$	$\frac{P_5}{P}$	θ_1	θ_2	θ_3	θ_4	θ_5	λ_1	λ_2	λ_3	λ_4	λ_5	
MODELO 3																
$Z(\hat{\theta}_3)$	1,45	3,13	10,81	1,27	3,45	1,46	1,54	,65	,60	,92	8,79	6,51	6,51	5,48	5,48	
$Z(\hat{\theta}_2)$	1,17	17,42	5,437	7,02	40,05	2,00	1,26	,44	1,28	,78	6,55	4,91	4,91	4,17	4,17	
$Z(\hat{\theta}_0)$	-1,89	-1,41	,11	-1,51	-,30	-1,66	-1,73	-1,11	-,89	-1,34	-4,06	-3,46	-3,46	-3,15	-3,15	
$Z(\hat{\theta}_\mu)$	1,83	,55	2,34	-,43	2,79	1,72	1,70	1,11	,83	1,31	3,79	3,11	3,11	2,74	2,74	
$Z(\hat{\theta}_\beta)$	-,71	,97	-,92	1,39	-,28	1,01	-1,01	-,31	-,39	-,69	3,79	2,79	2,79	2,38	2,38	
$\bar{\alpha}$	-,95	,96	1,00	,93	1,00	,94	,93	,87	,98	,98	,94	,93	,87	,98	,94	

(A) Tanto los precios relativos como los tipos de cambio, se establecen en logaritmos con respecto a Estados Unidos (P^*) y corresponden a Alemania, R. Unido, Francia, Italia y España, por este orden.

TEST	PRECIOS INDUSTRIALES					PRECIOS A LA EXPORTACIÓN					CLU	TIPOS DE CAMBIO					PUNTOS CRÍTICOS		
	$\frac{P_1}{P^*}$	$\frac{P_2}{P^*}$	$\frac{P_3}{P^*}$	$\frac{P_4}{P^*}$	$\frac{P_5}{P^*}$	$\frac{P_1}{P^*}$	$\frac{P_2}{P^*}$	$\frac{P_3}{P^*}$	$\frac{P_4}{P^*}$	$\frac{P_5}{P^*}$		e_1	e_2	e_3	e_4	e_5	1%	5%	10%
MODELO 2																			
$Z(\theta_1)$	6,14	1,97				5,82	2,81	,67	6,85	,63	1,48	2,49	1,38	,61	1,86	,77	6,74	4,73	3,87
$Z(t_{\alpha^*})$	-1,13	-1,97				-2,06	-1,35	-1,02	-1,09	-,45	-1,52	-1,37	-1,42	-1,09	-1,02	-1,02	-3,51	-2,90	-2,58
$Z(t_{\mu^*})$	-2,32	-1,59				-1,88	,11	-,64	1,49	,23	1,68	1,45	1,39	1,10	,91	,97	3,23	2,54	2,17
α^*	,99	,95				,98	,98	,99	,99	1,00	,95	,97	,96	,97	,98	,99			
MODELO 1																			
$Z(t_{\alpha})$			-1,15				-2,36	-,96		-1,10	-1,10	1,67	-,89	,07	-1,69	-,77	-2,60	-1,95	-1,61
α			,98				,98	,99		,99	,99	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00			

(A) Ver la nota del cuadro 3.A.

CUADRO A.2. TESTS DE RAÍCES UNITARIAS. HO: I (2) (A)																
TEST	PRECIOS DE CONSUMO					PRECIOS INDUSTRIALES					PRECIOS A LA EXPORTACIÓN					
	$\frac{P_1}{P^*}$	$\frac{P_2}{P^*}$	$\frac{P_3}{P^*}$	$\frac{P_4}{P^*}$	$\frac{P_5}{P^*}$	$\frac{P_1}{P^*}$	$\frac{P_2}{P^*}$	$\frac{P_3}{P^*}$	$\frac{P_4}{P^*}$	$\frac{P_5}{P^*}$	$\frac{P_1}{P^*}$	$\frac{P_2}{P^*}$	$\frac{P_3}{P^*}$	$\frac{P_4}{P^*}$	$\frac{P_5}{P^*}$	
MODELO 3																
Z(ϕ_1)	6,48	20,19	15,76	12,27	21,96	17,16	16,46	12,06	11,67	27,21	13,34	14,11	18,87	27,64	36,38	
Z(ϕ_2)	4,35	13,46	10,51	8,18	14,64	11,44	10,98	8,58	7,78	19,14	8,90	9,41	12,58	18,43	24,26	
Z(τ_a)	-4,02	-6,21	-5,76	-5,18	-6,13	-6,12	-6,26	-4,94	-4,93	-6,84	-5,66	-5,54	-5,90	-7,34	-8,38	
Z(τ_p)	-2,16	3,82	2,77	3,91	4,56	-2,77	3,40	-,01	2,31	3,26	-2,04	1,80	,45	3,07	1,13	
Z(τ_B)	,07	-2,42	-2,36	-1,60	-2,18	1,04	-1,51	,18	-1,08	-1,26	1,42	-7,70	-7,07	-7,92	,79	
$\bar{\alpha}$,70	,38	,48	,55	,36	,42	,41	,54	,58	,23	,49	,49	,39	,21	,09	
TEST	COSTES LABORALES UNITARIOS					TIPOS DE CAMBIO					PUNTOS CRÍTICOS					
	$\frac{P_1}{P^*}$	$\frac{P_2}{P^*}$	$\frac{P_3}{P^*}$	$\frac{P_4}{P^*}$	$\frac{P_5}{P^*}$	θ_1	θ_2	θ_3	θ_4	θ_5	10	50	100			
MODELO 3																
Z(ϕ_1)	45,31	38,14	31,98	69,65	12,90	25,56	25,53	18,57	18,61	18,87	8,80	6,51	5,49			
Z(ϕ_2)	30,22	25,46	21,35	46,51	8,62	17,05	17,07	12,39	12,46	12,62	6,56	4,91	4,17			
Z(τ_a)	-9,47	-8,69	-7,95	-11,68	-5,05	-7,11	-7,08	-6,06	-6,03	-6,08	-4,06	-3,46	-3,15			
Z(τ_p)	,73	5,01	6,11	5,35	3,69	1,26	-,75	,01	-1,26	-,76	3,79	3,11	2,74			
Z(τ_B)	-,01	-1,78	-3,41	-1,50	-1,43	-,31	,09	,07	,25	,02	3,79	2,79	2,38			
$\bar{\alpha}$	-,02	,07	,16	-,13	,54	,26	,19	,40	,33	,36						

(A) Ver la nota del cuadro 3.A.

CUADRO A.3.A. TEST DE VALORES UNITARIAS DE PELLIP-PERROH. TIPO DE CAMBIO REAL COM IPC															
TEST MODELO 2	\$/DM	\$/E	\$/PP	\$/LIT	\$/PDA	DM/€	DM/PP	DM/LIT	DM/PDA	€/PP	€/LIT	€/PDA	PP/LIT	PP/PDA	LIT/PDA
Z(ϕ_1)	2,08	2,04	1,47	1,08	2,18	1,20	3,85	1,33	1,27	1,58	1,63	1,81	1,01	1,88	3,45
Z(t_{α^*})	-1,91	-1,91	-1,54	-1,33	-1,42	-1,53	-2,75	-1,55	-1,34	-1,76	-1,79	-1,62	-1,38	-1,59	-2,11
Z(t_{μ^*})	1,94	1,93	1,56	1,35	1,49	1,52	2,74	1,54	1,37	1,76	1,79	1,64	1,37	1,62	2,15
α^*	,95	,93	,95	,96	,97	,95	,85	,96	,96	,93	,93	,94	,96	,95	,95
MODELO 1															
Z(t_{α^*})	,59	,54	,68	,56	1,44	-2,26	-2,27	-4,49	,80	,04	-,16	,93	-,35	1,03	1,46
α	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00

CUADRO A.3.B. TEST DE VALORES UNITARIAS DE PELLIP-PERROH. TIPO DE CAMBIO REAL COM IPI															
TEST MODELO 2	\$/DM	\$/E	\$/PP	\$/LIT	\$/PDA	DM/€	DM/PP	DM/LIT	DM/PDA	€/PP	€/LIT	€/PDA	PP/LIT	PP/PDA	LIT/PDA
Z(ϕ_1)	1,95	1,86	1,10	1,20	1,63	1,27	6,15	4,07	4,11	2,27	1,39	1,92	4,62	4,59	2,97
Z(t_{α^*})	-1,81	-1,75	-1,47	-1,48	-1,60	-1,58	-3,14	-2,68	-2,84	-1,93	-1,48	-1,93	-2,90	-2,85	-2,33
Z(t_{μ^*})	1,84	1,78	1,47	1,50	1,62	1,58	3,11	2,67	2,84	1,69	1,46	1,93	2,99	2,87	2,34
α^*	,95	,94	,95	,95	,95	,94	,89	,84	,81	,94	,96	,92	,85	,89	,89
MODELO 1															
Z(t_{α^*})	,69	,83	,05	,38	,77	-,01	-1,50	-,92	-,24	-,93	-,78	-,26	,39	,88	,62
α	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00

FUENTES CRITICAS			
TEST	1%	5%	10%
Z(ϕ_1)	6,74	4,73	3,87
Z(t_{α^*})	-3,51	-2,90	-2,58
Z(t_{μ^*})	3,23	2,54	2,17
Z(t_{α^*})	-2,60	-1,95	-1,61

CUADRO A.4.A. TEST DE RAÍCES UNITARIAS DE PHILLIP-PERRON. TIPO DE CAMBIO REAL CON IPX (1)															
TEST	\$/DM	\$/E	\$/FF	\$/LIT	\$/PEN	DM/E	DM/FF	DM/LIT	DM/PEN	£/FF	£/LIT	£/PEN	FF/LIT	FF/PEN	LIT/PEN
MODELO 2															
$Z(\phi_1)$	1,49	2,41	1,32	1,49	1,19	,61	1,71	1,54	3,54	1,13	1,92	1,79	1,71	4,90	2,88
$Z(t_{\alpha^*})$	-1,60	-2,16	-1,55	-1,61	-1,51	-1,18	-1,68	-1,71	-2,30	-1,49	-1,94	-1,72	-1,83	-2,96	-2,02
$Z(t_{\beta^*})$	1,62	2,16	1,56	1,63	1,50	1,17	1,67	1,70	2,28	1,49	1,94	1,69	1,83	2,94	1,99
α^*	,96	,90	,94	,94	,95	,96	,92	,92	,91	,95	,91	,96	,93	,86	,95
MODELO 1															
$Z(t_{\alpha})$,57	,29	,43	,54	-,30	-,49	-,77	-,39	-1,32	,04	,19	-,82	,16	-,97	-1,29
$\hat{\alpha}$	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00

CUADRO A.4.B. TEST DE RAÍCES UNITARIAS DE PHILLIP-PERRON. TIPO DE CAMBIO REAL CON CIJ (1)															
TEST	\$/DM	\$/E	\$/FF	\$/LIT	\$/PEN	DM/E	DM/FF	DM/LIT	DM/PEN	£/FF	£/LIT	£/PEN	FF/LIT	FF/PEN	LIT/PEN
MODELO 2															
$Z(\phi_1)$	2,55	1,99	7,40	,71	4,72	1,62	3,60	4,66	1,33	3,67	2,32	2,06	9,56	1,79	6,80
$Z(t_{\alpha^*})$	-1,69	-1,52	-1,79	-,71	-1,38	-1,69	-1,49	-3,00	-1,41	-1,72	-2,13	-1,50	-3,93	-1,73	-3,42
$Z(t_{\beta^*})$	1,76	1,58	2,08	,76	1,58	1,67	1,61	3,00	1,44	1,83	2,14	1,55	3,87	1,71	3,46
α^*	,96	,96	,98	,98	,98	,94	,98	,83	,96	,96	,89	,96	,87	,94	,87
MODELO 1															
$Z(t_{\alpha})$	1,40	1,19	3,15	,91	2,59	-,64	2,11	-,45	,75	1,96	,17	1,28	-1,83	-,79	1,14
$\hat{\alpha}$	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00

(1) Ver puntos críticos en el cuadro anterior.

CUADRO A.5. TEST DE RAÍCES UNITARIAS DICKKEY-FULLER AUMENTADO.
TIPO DE CAMBIO REAL BILATERAL (1)

TEST MODELO 2	CON PRECIOS INDUSTRIALES						CON PRECIOS DE EXPORTACION			CON COSTES LABORALES UNITARIOS		
	DM/FF	DM/LIT	DM/PTA	FF/LIT	FF/PTA		FF/PTA			DM/LIT	FF/LIT	LIT/PTA
$Z(\hat{\theta}_1)$	3,68	5,00	5,28	5,66	2,90		2,68			3,08	6,21	4,90
$Z(\hat{c}_{\alpha^*})$	-2,62	-2,96	-3,23	-3,34	-2,28		-2,18			-2,03	-2,74	-2,64
$Z(\hat{c}_{\mu^*})$	2,61	2,85	3,22	3,34	2,29		,76			2,01	2,70	2,66
α^*	,89	,79	,76	,80	,90		,89			,87	,89	,88
MODELO 1												
$Z(\hat{c}_{\alpha^*})$	-,67	-1,03	-,19	-,13	,66		-2,18			-,04	-1,60	,65
$\hat{\alpha}$	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00		,91			1,00	1,00	1,00

(1) Ver puntos críticos en el cuadro 5.

CUADRO A.6.A. TEST DE RAÍCES UNITARIAS DE PHILLIP-PERRON. TIPO DE CAMBIO EFECTIVO REAL (1)

TEST MODELO 2	CON PRECIOS DE CONSUMO					CON PRECIOS INDUSTRIALES						
	\$	DM	E	PP	LIT	PZA	\$	DM	E	PP	LIT	PZA
$Z(\phi_1)$	2,08	2,07	2,23	2,23	1,09	2,11	1,82	2,89	2,02	3,92	2,59	3,82
$Z(t_{\alpha,1})$	-1,51	-1,96	-2,09	-2,08	-1,46	-1,54	-1,79	-2,18	-1,88	-2,68	-2,25	-2,69
$Z(t_{\beta,1})$	1,93	1,93	-2,09	-2,09	-1,46	-1,58	1,81	2,13	-1,93	-2,65	-2,25	-2,70
α^*	,95	,94	,92	,93	,96	,97	,95	,92	,94	,91	,90	,88
MODELO 1												
$Z(t_{\alpha})$,62	-,59	,04	,15	-,12	1,30	,58	-1,08	,51	-,83	-,22	,55
$\hat{\alpha}$	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00

CUADRO A.6.B. TEST DE RAÍCES UNITARIAS DE PHILLIP-PERRON. TIPO DE CAMBIO EFECTIVO REAL (1)

TEST MODELO 2	CON PRECIOS DE EXPORTACIÓN					CON COSTES LABORALES UNITARIOS						
	\$	DM	E	PP	LIT	PZA	\$	DM	E	PP	LIT	PZA
$Z(\phi_1)$	1,79	1,48	1,94	1,97	1,97	3,27	1,39	1,39	2,56	8,62	7,06	2,78
$Z(t_{\alpha,1})$	-1,81	-1,58	-1,96	-1,98	-1,96	-2,26	-1,07	-1,63	-2,23	-2,68	-3,71	-2,08
$Z(t_{\beta,1})$	1,82	1,54	-1,95	-1,98	-1,96	-2,23	1,13	1,60	-2,21	-2,97	-3,70	-2,11
α^*	,94	,96	,92	,91	,91	,93	,98	,95	,92	,76	,89	,94
MODELO 1												
$Z(t_{\alpha})$,47	-,74	-,11	-,01	,29	-1,24	1,23	-,39	-,40	2,64	-,48	1,01
$\hat{\alpha}$	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00

(1) Ver puntos críticos en el cuadro 5.

A N E J O I I
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:

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

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:

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

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:

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

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

$$H_0 : \alpha\beta' \quad (A.4)$$

El método de estimación propuesto por Johansen consiste en concentrar la función de verosimilitud respecto de los parámetros A_1 , efectuando las regresiones:

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

Si denominamos R_{0t} y R_{kt} , respectivamente, a los residuos de

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

(A.5) y (A.6), tenemos:

$$R_{0t} = \Pi R_{kt} + \varepsilon_t \quad (\text{A.7})$$

cuya función de verosimilitud es:

$$L(\alpha, \beta, \Lambda) = C |\Lambda|^{T/2} \text{EXP} \left[-\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (R_{0t} + \alpha \beta' R_{kt})' \Lambda^{-1} (R_{0t} + \alpha \beta' R_{kt}) \right] \quad (\text{A.8})$$

expresión que puede maximizarse para β conocido, efectuando la regresión de R_{0t} sobre $-\beta' R_{kt}$, de modo que:

$$\hat{\alpha}(\beta) = -S_{0k} \beta (\beta' S_{kk} \beta)^{-1} \quad (\text{A.9})$$

$$\hat{\Lambda}(\beta) = S_{00} - \hat{\alpha}(\beta) \beta' S_{k0} \quad (\text{A.10})$$

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 $\beta' S_{kk} \beta = 1$, es:

$$\left| \lambda S_{kk} - S'_{k0} S_{00}^{-1} S_{0k} \right| = 0 \quad (\text{A.13})$$

o, alternativamente:

$$\left| \lambda I - C^{-1} S'_{k0} S_{00}^{-1} S_{0k} C^{-1} \right| = 0 \quad (\text{A.14})$$

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 $\hat{\beta} = (\hat{\beta}_1, \dots, \hat{\beta}_r)$, $\hat{\beta}_1 = C'^{-1} \hat{v}_1$, siendo $\hat{v} = (\hat{v}_1, \dots, \hat{v}_r)$ 1 o s r autovectores asociados a los r mayores autovalores. A partir de (A.9), el estimador máximo verosímil de α será: $\hat{\alpha} = -S_{0k} \hat{\beta}$

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:

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

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

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

DOCUMENTOS DE TRABAJO (1)

- 9201 **Pedro Martínez Méndez:** Tipos de interés, impuestos e inflación.
- 9202 **Víctor García-Vaquero:** Los fondos de inversión en España.
- 9203 **César Alonso y Samuel Bentolila:** La relación entre la inversión y la «Q de Tobin» en las empresas industriales españolas. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9204 **Cristina Mazón:** Márgenes de beneficio, eficiencia y poder de mercado en las empresas españolas.
- 9205 **Cristina Mazón:** El margen precio-coste marginal en la encuesta industrial: 1978-1988.
- 9206 **Fernando Restoy:** Intertemporal substitution, risk aversion and short term interest rates.
- 9207 **Fernando Restoy:** Optimal portfolio policies under time-dependent returns.
- 9208 **Fernando Restoy and Georg Michael Rockinger:** Investment incentives in endogenously growing economies.
- 9209 **José M. González-Páramo, José M. Roldán y Miguel Sebastián:** Cuestiones sobre política fiscal en España.
- 9210 **Ángel Serrat Tubert:** Riesgo, especulación y cobertura en un mercado de futuros dinámico.
- 9211 **Soledad Núñez Ramos:** Fras, futuros y opciones sobre el MIBOR.
- 9212 **Federico J. Sáez:** El funcionamiento del mercado de deuda pública anotada en España.
- 9213 **Javier Santillán:** La idoneidad y asignación del ahorro mundial.
- 9214 **María de los Llanos Matea:** Contrastes de raíces unitarias para series mensuales. Una aplicación al IPC.
- 9215 **Isabel Argimón, José Manuel González-Páramo y José María Roldán:** Ahorro, riqueza y tipos de interés en España.
- 9216 **Javier Azcárate Aguilar-Amat:** La supervisión de los conglomerados financieros.
- 9217 **Olympia Bover:** Un modelo empírico de la evolución de los precios de la vivienda en España (1976-1991). (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9218 **Jeroen J. M. Kremers, Neil R. Ericsson and Juan J. Dolado:** The power of cointegration tests.
- 9219 **Luis Julián Álvarez, Juan Carlos Delrieu y Javier Jareño:** Tratamiento de predicciones conflictivas: empleo eficiente de información extramuestral. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9220 **Fernando C. Ballabriga y Miguel Sebastián:** Déficit público y tipos de interés en la economía española: ¿existe evidencia de causalidad?
- 9221 **Fernando Restoy:** Tipos de interés y disciplina fiscal en uniones monetarias. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9222 **Manuel Arellano:** Introducción al análisis econométrico con datos de panel.
- 9223 **Ángel Serrat:** Diferenciales de tipos de interés onshore/offshore y operaciones swap.
- 9224 **Ángel Serrat:** Credibilidad y arbitraje de la peseta en el SME.
- 9225 **Juan Ayuso y Fernando Restoy:** Eficiencia y primas de riesgo en los mercados de cambio. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9226 **Luis J. Álvarez, Juan C. Delrieu y Antoni Espasa:** Aproximación lineal por tramos a comportamientos no lineales: estimación de señales de nivel y crecimiento.
- 9227 **Ignacio Hernando y Javier Vallés:** Productividad, estructura de mercado y situación financiera.
- 9228 **Ángel Estrada García:** Una función de consumo de bienes duraderos.
- 9229 **Juan J. Dolado and Samuel Bentolila:** Who are the insiders? Wage setting in spanish manufacturing firms.
- 9301 **Emiliano González Mota:** Políticas de estabilización y límites a la autonomía fiscal en un área monetaria y económica común.
- 9302 **Anindya Banerjee, Juan J. Dolado and Ricardo Mestre:** On some simple tests for cointegration: the cost of simplicity.
- 9303 **Juan Ayuso y Juan Luis Vega:** Agregados monetarios ponderados: el caso español. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9304 **Ángel Luis Gómez Jiménez:** Indicadores de la política fiscal: una aplicación al caso español.
- 9305 **Ángel Estrada y Miguel Sebastián:** Una serie de gasto en bienes de consumo duradero.

- 9306 **Jesús Briones, Ángel Estrada e Ignacio Hernando:** Evaluación de los efectos de reformas en la imposición indirecta
- 9307 **Juan Ayuso, María Pérez Jurado y Fernando Restoy:** Indicadores de credibilidad de un régimen cambiario: el caso de la peseta en el SME. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9308 **Cristina Mazón:** Regularidades empíricas de las empresas industriales españolas: ¿existe correlación entre beneficios y participación?
- 9309 **Juan Dolado, Alessandra Gorio and Andrea Ichino:** Immigration and growth in the host country.
- 9310 **Amparo Ricardo Ricardo:** Series históricas de contabilidad nacional y mercado de trabajo para la CE y EEUU: 1960-1991.
- 9311 **Fernando Restoy y G. Michael Rockinger:** On stock market returns and returns on investment.
- 9312 **Jesús Saurina Salas:** Indicadores de solvencia bancaria y contabilidad a valor de mercado.
- 9313 **Isabel Argimón, José Manuel González-Páramo, María Jesús Martín y José María Roldán:** Productividad e infraestructuras en la economía española. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9314 **Fernando Ballabriga, Miguel Sebastián and Javier Vallés:** Interdependence of EC economies: A VAR approach.
- 9315 **Isabel Argimón y M.ª Jesús Martín:** Series de «stock» de infraestructuras del Estado y de las Administraciones Públicas en España.
- 9316 **Pedro Martínez Méndez:** Fiscalidad, tipos de interés y tipo de cambio.
- 9317 **Pedro Martínez Méndez:** Efectos sobre la política económica española de una fiscalidad distorsionada por la inflación.
- 9318 **Pablo Antolín y Olympia Bover:** Regional Migration in Spain: The effect of Personal Characteristics and of Unemployment, Wage and House Price Differentials Using Pooled Cross-Sections.
- 9319 **Samuel Bentolila y Juan J. Dolado:** La contratación temporal y sus efectos sobre la competitividad.
- 9320 **Luis Julián Álvarez, Javier Jareño y Miguel Sebastián:** Salarios públicos, salarios privados e inflación dual.
- 9321 **Ana Revenga:** Credibilidad y persistencia de la inflación en el sistema monetario europeo. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9322 **María Pérez Jurado y Juan Luis Vega:** Paridad del poder de compra: un análisis empírico. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)

(1) Los Documentos de Trabajo anteriores a 1992 figuran en el catálogo de publicaciones del Banco de España.

<p align="center">Información: Banco de España Sección de Publicaciones. Negociado de Distribución y Gestión Teléfono: 338 51 80 Alcalá, 50. 28014 Madrid</p>
