



Munich Personal RePEc Archive

Cointegration Tests of Purchasing Power Parity

Wallace, Frederick and Lozano Cortés, René and
Cabrera-Castellanos, Luis F.

Universidad de Quintana Roo

25 July 2008

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/10011/>
MPRA Paper No. 10011, posted 15 Aug 2008 08:49 UTC

Pruebas de Cointegración de Paridad de Poder Adquisitivo

Frederick H. Wallace¹

René Lozano Cortes²

y

Luis Fernando Cabrera Castellanos³

Departamento de Ciencias Económico-Administrativas
Universidad de Quintana Roo
Blvd. Bahía s/n, esq. I. Comonfort
Col. del Bosque
Chetumal, Quintana Roo
México C.P. 77019

Agradecemos a Alan Taylor por proporcionar sus datos. Gary Shelley hizo varias sugerencias y comentarios útiles. Wallace agradece el apoyo del Consejo Nacional de Ciencias y Tecnología. Valores críticos y p-valores en el presente trabajo fueron obtenidos usando superficies de respuesta de Ericsson and MacKinnon (2002) implementadas en el programa ECMtest.xls (version 1.0).

¹ Profesor/Investigador, Departamento de Ciencias Económico-Administrativas. fwalla@uqroo.mx

² Profesora/Investigadora, Departamento de Ciencias Económico-Administrativas. renlozan@uqroo.mx

³ Profesor/Investigador, Departamento de Ciencias Económico-Administrativas. luicabre@uqroo.mx

Resumen: Pruebas de Cointegración de Paridad de Poder Adquisitivo

Claves de JEL: C22, F31

Palabras Claves: Cointegración, paridad de poder adquisitivo

Se utilizan tres pruebas de una ecuación de cointegración, bien conocidas, para probar la paridad del poder adquisitivo (PPA) en los datos actualizados de Taylor (2002). Los resultados son un poco diferentes en los tres métodos. El procedimiento de dos pasos de Engle y Granger muestra apoyo fuerte en favor de PPA, mientras la evidencia favorable es más débil en los modelos de corrección de errores y de rezagos distribuidos autorregresivos.

Abstract: Cointegration Tests of Purchasing Power Parity

JEL Codes: C22, F31

Keywords: Cointegration, purchasing power parity

Three well-known single equation cointegration tests are employed to test for purchasing power parity (PPP) in updated version of the data set developed by Taylor (2002). Results of the tests differ somewhat. The Engle-Granger two-step procedure indicates substantial support for PPP with respect to the US dollar while the evidence in favor is much weaker from error correction and autoregressive distributed lag models.

Introducción

La hipótesis de paridad de poder adquisitivo (PPA) ha sido empleada en múltiples estudios empíricos. Brevemente, la PPP dice que el precio de una canasta de bienes y servicios (comerciables y sin costos de transacciones) es el mismo en todas las ubicaciones en términos de una moneda común, es decir un dinero numerario. El concepto es importante porque, típicamente, la PPA es una condición de largo plazo dentro de las teorías de la macroeconomía de una economía abierta. Una lista parcial de métodos utilizados en tales trabajos empíricos incluye pruebas de raíces unitarias de una ecuación y de panel, pruebas de razón de varianza, y estudios de cointegración.

Asimismo, se han adaptado algunos de estos métodos como procedimientos no lineales. Subyacente a la hipótesis de PPA está la ley del precio único (LPU) que señala que el precio de un bien comerciable y sin costos de transacción es lo mismo, medido en una moneda común, en todos los lugares. Varios estudios examinan la LPU bajo la idea de que el apoyo a la LPU indica apoyo a la paridad de poder adquisitivo. Sarno y Taylor (2002) presentan una reseña exhaustiva de la literatura.

En este artículo se aplican varias pruebas bien conocidas de cointegración a los datos de Taylor (2002) para estudiar la hipótesis de PPA. Se restringe nuestra atención a los métodos de una ecuación. Los datos de Taylor incluyen más que cien años de observaciones anuales en el tipo de cambio y el nivel de precios de veinte países e información más corta de tres países adicionales.⁴ Se actualizan los datos al año 2007 para todos los países excepto Argentina. El anexo A contiene la lista de países y sus periodos de cobertura.

Taylor aplica la prueba de raíz unitaria de Elliot, Rothenberg, y Stock (ERS, 1996) a los datos del tipo de cambio real transformados (sin media y tendencia y solo sin

⁴ En realidad Taylor no usó los datos de países con menos que cien años de observaciones. El reportó los resultados solo para los veinte países con más que cien observaciones anuales.

media) y encuentra apoyo a la PPA respecto al dólar de los Estados Unidos. Solo los resultados de Japón no muestran evidencia de PPA con respecto al dólar. Sus conclusiones son similares cuando se usa una canasta de monedas de diversos países, en cuyo caso hay evidencia de PPA en diecinueve de veinte países, Canadá es la única excepción.

Los datos de Taylor han sido empelados en otros estudios. Lopez, Murray y Papell (2005) encontraron que el fuerte apoyo a la PPA que encontró Taylor es debido al número subóptimo de rezagos. Ellos eligen óptimamente el número de rezagos en cada estimación y encuentran menos evidencia de PPA, respecto al dólar solo existe en nueve de dieciséis países industrializadas. En vez de pruebas de raíces unitarias, Wallace y Shelley (2006) aplican la prueba de Fisher-Seater (bajo el método de bootstrap en los errores) a los datos de Taylor y concluyen que se mantiene la hipótesis respecto al dólar en doce de diecinueve países.

Bahmani-Oskooee, Kutan, y Zhou (BKZ, 2007) aplica la prueba de estacionaridad de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt, y Shin (KPSS, 1992) a los datos de Taylor y concluyen que hay evidencia de PPA para casi todos los países de la muestra. Estos autores emplean dos versiones diferentes de la prueba de KPSS: en una, la hipótesis nula es la estacionaridad del tipo de cambio real, en la segunda, la hipótesis nula es la estacionaridad de la tendencia del tipo de cambio real. Además aplican las dos versiones a dos tipos diferentes, uno respecto al dólar de los Estados Unidos y otro respecto a una canasta de monedas. Entonces, se estiman cuatro modelos empíricos diferentes por cada país. Si solo uno de los cuatro modelos señala un tipo de cambio real que es estacionario, BKZ toman el resultado como evidencia de PPA. En efecto, para los cinco de los dieciocho casos que se mencionan como evidencia de PPA, no se puede rechazar la hipótesis nula de estacionaridad (señalando apoyo de PPA) en solo uno de los cuatro

modelos. Un escéptico de la hipótesis que use el mismo criterio, pero en contra de la PPA, puede decir que su evidencia no apoya PPA porque los resultados para la gran mayoría de países muestran al menos una versión donde se puede rechazar estacionaridad, entonces se puede rechazar la PPA.

Teoría y Metodología

Formalmente, se puede escribir la versión absoluta de la hipótesis de paridad de poder adquisitivo, es decir la igualdad de los costos de una canasta de bienes en términos de una moneda común, como la ecuación (1)

$$p_t^j - e_t^j = p_t \quad (1)$$

donde p_t^j es el nivel de precios (el costo de la canasta) en país j, p_t es el nivel de los precios en los Estados Unidos, y e_t^j es el tipo de cambio nominal, es decir el costo en unidades de la divisa de país j de un dólar de los Estados Unidos. Se puede interpretar el lado izquierdo de ecuación (1) como el nivel de precios de país j denominado en dólares de los Estados Unidos. Con bienes comerciables y sin barreras al comercio y costos de transacción, el arbitraje de bienes garantiza la igualdad de los niveles de precios.

En la práctica, se usa un índice de precios, no el costo de una canasta de bienes y servicios, para medir los precios y, por supuesto, tales índices no son comparables a través de los países. Así, en las estimaciones empíricas los investigadores típicamente empiecen con una relación lineal como la ecuación (2)

$$f_t^j = p_t^j - e_t^j = \alpha + \beta p_t + u_t \quad (2)$$

donde se indica la diferencia entre los logaritmos del nivel de precios en país j y el tipo de cambio con la letra f para simplificar la notación y se incluye un término de error u_t . Por supuesto si $\alpha=0$ y $\beta=1$, tendríamos la ecuación (1) con un término de error.

Normalmente es imposible probar directamente la PPA con la estimación de ecuación (2) porque los niveles de precios y los tipos de cambio típicamente son

variables no estacionarias y la estimación de una relación como la de (2) puede producir resultados espurios. Pero es posible atacar el problema indirectamente. Obsérvense que la hipótesis de PPA implica que desviaciones de PPA deben ser temporales, es decir, los errores, u_t , de la ecuación (2) deben ser estacionarios. En otras palabras, la paridad del poder adquisitivo implica una relación cointegrada entre p_t^j, e_t , y p_t .⁵

Entonces, en este estudio se aplican tres pruebas, bien conocidas, de cointegración para probar la PPA. Las tres son el modelo de corrección de errores (MCE), el modelo de los rezagos distribuidos aumentados (RDA), y el método de dos pasos de Engle y Granger (EG). Se pueden escribir las tres pruebas como las ecuaciones (3) a (5), respectivamente,

$$\Delta f_t = d_1 + \delta_1(f_{t-1} - \alpha - \beta p_{t-1}) + \phi \Delta p_{t-1} + v_t \quad (3)$$

donde se omitió el superíndice j del país para disminuir la notación, aunque se estima cada prueba por cada país.⁶ El término entre paréntesis es el error estimado, rezagado de la estimación de ecuación (2) y v_t es un error de ruido blanco. Se supone que el nivel de precios de los Estados Unidos, p , es débilmente exógeno. Se deriva la segunda prueba, dada por ecuación (4) del modelo de correcciones de errores donde $d_2 = \delta_1 \alpha$ y $\gamma = -\delta_1 \beta$.

$$\Delta f_t = d_2 + \delta_1 f_{t-1} + \gamma p_t + \phi \Delta p_t + v_t \quad (4)$$

Las hipótesis nula y alternativa para ambas ecuaciones (3) y (4) son

$$H_0 : \delta_1 = 0 \quad \text{y} \quad H_1 : \delta_1 < 0.$$

⁵ Hay otra versión de PPA, se denomina la versión relativa, que se mantiene si las tasas de inflación (en términos de una moneda común) son iguales en los dos países. Se mantiene la versión relativa si $\beta=1$ y $\alpha \neq 0$, pero constante. Entonces, una relación cointegrada puede existir si se mantiene la versión relativa pero no la versión absoluta de PPA. Pero es difícil imaginar que las tasas de inflación son iguales entre los países a pesar de las diferencias de los niveles de precios. Por esta razón los economistas normalmente aceptan evidencia de una relación cointegrada como evidencia de la versión absoluta de PPA.

⁶ El hipótesis de PPA no incluye una tendencia determinista, entonces no se incluye una tendencia de tiempo en los modelos empíricos.

Si el valor estimado de δ_1 no es significativamente diferente de cero en la ecuación (3) en el caso de país j por ejemplo, significa que el cambio del nivel de precios denominado en dólares en ese país no responde a la desviación de la paridad del poder adquisitivo, es decir no responde a la desviación de la relación de equilibrio a largo plazo. Así, no hay apoyo para PPA si no se puede rechazar la hipótesis nula. Si se puede rechazar ésta y aceptar la alternativa, H_1 , implica que el nivel de precios (en dólares) se ajusta para restaurar el equilibrio a largo plazo, la PPA, entonces es evidencia a favor de la hipótesis. Por ejemplo, supongamos que se encuentra un valor positivo del estimador del residual [la expresión en paréntesis en ecuación (3)] en periodo $t-1$, es decir $\hat{u}_{t-1} > 0$. Si se mantuviera la hipótesis de PPA, f_t tendría que disminuir ($\Delta f_t < 0$) para restaurar la PPA lo que significaría $\hat{\delta}_1 < 0$. Aunque no se prueba directamente, se espera $-1 < \hat{\delta}_1$ también, lo que significa que el cambio de nivel de los precios medido en dólares no ‘sobreajusta’ a la desviación de PPA. La interpretación de los resultados de la estimación de la ecuación (4) es similar.

El método de dos pasos de Engle y Granger empieza con la estimación de la ecuación (2) para obtener los residuales estimados, $f_t - \hat{\alpha} - \hat{\beta}p_t = \hat{u}_t$, donde la notación \hat{x} significa el valor estimado de x . El segundo paso es probar la presencia de una raíz unitaria en los \hat{u}_t con la aplicación de la prueba de Dickey-Fuller aumentada (DFA) en ecuación (5).

$$\Delta(f_t - \hat{\alpha} - \hat{\beta}p_t) = \delta_1(f_{t-1} - \hat{\alpha} - \hat{\beta}p_{t-1}) + \sum_{i=1}^j \phi_i \Delta(f_{t-i} - \hat{\alpha} - \hat{\beta}p_{t-i}) + \varepsilon_t \quad (5)$$

Otra vez, las hipótesis nula y alternativa son:

$$H_0 : \delta_1 = 0 \quad \text{y} \quad H_1 : \delta_1 < 0.$$

Si no se puede rechazar la hipótesis nula, implica que existe una (al menos) raíz unitaria en los residuos estimados de la ecuación (2), es decir que los residuos no forman una

serie estacionaria así no hay una relación cointegrada entre las variables f y p . La falta de una relación cointegrada entre estas dos variables es evidencia contra la PPA. Al contrario, si se puede rechazar H_0 , significa apoyo para la hipótesis de paridad de poder adquisitivo.

Los Datos y Resultados

Los datos de Taylor incluyen observaciones anuales de tipos de cambio e índices de precios de los veintitrés países en la lista del Anexo A. Se mide el tipo de cambio de un país como el número de unidades monetarias que se requieren para comprar un dólar de los Estados Unidos. Por ejemplo el tipo de cambio de México es una cantidad de pesos por dólar y el tipo de cambio de Brasil es el número de reales por dólar. En su estudio original, Taylor incluyó datos hasta el año 1996. Usando información de varias fuentes, los datos de Taylor son actualizados hasta 2007 (2006 en el caso de Argentina). Excepto para Chile, Grecia, y Nueva Zelanda, hay más que cien años de observaciones por cada país.

Una condición necesaria para una relación cointegrada es que las variables sean integradas, por lo que se prueban las raíces unitarias para los niveles de los precios medidos en dólares. Es bien conocido que las pruebas de raíz unitaria son de poder bajo, así se usan tres; las pruebas de Dickey-Fuller aumentada (DFA); de Elliot, Rothenberg, and Stock (ERS, 1996); y de Kwiatkowski et. al. (KPSS, 1992). La hipótesis nula de las primeras dos pruebas es que hay raíz unitaria. La prueba de KPSS utiliza una hipótesis nula de estacionaridad. Para cada prueba se emplean dos especificaciones; una con solo la constante y otra con constante y tendencia. El criterio de Schwarz determina el número de rezagos en las pruebas de DFA y ERS. La primera tabla del anexo B muestra los resultados de las seis pruebas por cada país.

Primero, obsérvense que todos los resultados señalan al menos una raíz unitaria en el nivel de precios de los Estados Unidos. Como el dinero numerario, esta conclusión es necesaria para probar la PPA. Por supuesto, con seis especificaciones diferentes de las pruebas se esperan algunos resultados contrarios, pero no son más de cuatro países que muestran dos o más resultados denotando estacionariedad en los niveles de precios (en dólares). En dos de estos casos (Argentina y Bélgica), cuatro de las seis especificaciones señalan la conclusión de no estacionariedad. Entonces, la evidencia sugiere, fuertemente, que el nivel de precios denominado en dólares es integrado en cada país excepto Alemania y Chile, para los cuales cinco de las seis estimaciones señalan estacionariedad de la serie del país.

Para determinar si hay una segunda raíz unitaria en cada variable de un país, se aplican las mismas seis especificaciones a las primeras diferencias. Encontramos señales de dos (o más, hipotéticamente) raíces unitarios en algunas de las variables de Grecia y Portugal. En el caso de Grecia, se puede rechazar la hipótesis nula de estacionariedad en la primera diferencia de nivel de los precios en dólares de ambas especificaciones de la prueba de KPSS, aunque las otras pruebas indican estacionariedad de esta variable. También, los resultados de las pruebas de KPSS indican que la primera diferencia del nivel de precios denominado en dólares no es estacionario en Portugal. Además, la especificación de la prueba de ERS con solo la constante señala una segunda (al menos) raíz unitaria en esta variable. Por estos resultados contrarios, se sacaron Grecia y Portugal del estudio. Después de eliminar estos dos países, más Alemania y Chile, se mantienen dieciocho países más los Estados Unidos en el estudio. Se puede concluir que el caso de una segunda raíz unitaria no aparece en todos los otros casos. Entonces, excepto por los cuatro indicados, se puede investigar la existencia de una relación cointegrada de la forma de ecuación por cada país en el estudio.

Para dieciséis de los países las estimaciones iniciales del modelo de corrección de errores muestran evidencia de autocorrelación, valores 'p' menores del 15% en los estadísticos $obs.R^2$ de la prueba del multiplicador de Lagrange (ML) de Breusch-Godfrey. Para corregir el problema, se incluyen hasta cuatro rezagos de la variable dependiente en el modelo estimado. En pocas ocasiones la autocorrelación persiste a pesar de los rezagos de la variable dependiente. En tales casos, se añade un rezago de la primera diferencia del nivel de precios de los Estados Unidos y hasta cuatro rezagos de la variable dependiente. Se resuelve exitosamente la autocorrelación con alguno de los dos métodos de corrección.

Se muestran los valores estimados de δ_1 y del estadístico t del modelo de correcciones de errores en la Tabla 1. Se calcularon los niveles de significancia (valores de p) con un programa de Ericsson y MacKinnon (2002). Todos los coeficientes estimados tienen el signo negativo, como era esperado, y doce tienen valores de δ_1 que son significativamente diferentes de cero al nivel por lo menos del 10%. Así, los resultados muestran apoyo a la hipótesis de paridad de poder adquisitivo. Un argumento contra la PPA es que los costos de transacción son más altos para los países lejos el uno del otro. Pero los resultados indican que se mantiene la hipótesis para Nueva Zelanda uno de los países más lejanos de los Estados Unidos pero no para Australia, aproximadamente igual de lejano.

Dado que el modelo de rezagos distribuidos aumentados se deriva del modelo de corrección de errores, no es sorprendente que los resultados sean casi idénticos. Los mismos doce países más Suecia muestran evidencia de paridad de poder adquisitivo con los Estados Unidos. Otra vez, se utiliza el programa de Ericsson y MacKinnon para calcular los valores críticos y los niveles marginales de significancia.

Finalmente, la Tabla 2 muestra las estadísticas t de las pruebas de Dickey-Fuller aumentado (DFA) aplicadas a los errores estimados de la ecuación (2) por cada país j ,

$(f_t^j - \alpha - \beta p_t)$, es decir el segundo paso de la metodología de Engle y Granger. El

Tabla 1-Coeficiente Estimada, $\hat{\delta}_i$, Modelo de Corrección de Errores y Modelo de Rezagos Distribuidos Aumentados

País	MCE	RDA
Argentina	-0.365** (-5.167)	-0.366** (-5.162)
Australia	-0.148 (-2.485)	-0.148 (-2.471)
Bélgica	-0.460** (-5.482)	-0.487** (-5.608)
Brasil	-0.163* (-3.127)	-0.162* (-3.078)
Canadá	-0.216** (-3.879)	-0.216** (-3.789)
Dinamarca	-0.185** (-3.649)	-0.183** (-3.570)
España	-0.101 (-2.670)	-0.073 (-1.908)
Finlandia	-0.588** (-8.024)	-0.607** (-8.279)
Francia	-0.190** (-3.399)	-0.185** (-3.263)
Italia	-0.201** (-3.334)	-0.197* (-3.223)
Japón	-0.212** (-4.589)	-0.216** (-4.638)
Los Países Bajos	-0.110 (-2.774)	-0.070 (-1.765)
México	-0.572** (-6.468)	-0.571** (-6.446)
Noruega	-0.142* (-3.150)	-0.140* (-2.990)
Nueva Zelanda	-0.401** (-4.084)	-0.403** (-4.059)
Reino Unido	-0.122 (-2.321)	-0.111 (-2.060)
Suecia	-0.180 (-2.718)	-0.260** (-4.208)
Suiza	-0.111 (-1.987)	-0.112 (-1.980)

El valor entre paréntesis es del estadístico t .

*Significativa al nivel de 10%.

**Significativa al nivel de 5%.

criterio de Schwarz determina el número de rezagos en la estimación de la ecuación (5) para cada país. Como se discutió anteriormente, si no se pudiera rechazar la hipótesis nula de $\delta_I = 0$, significaría que los errores son no estacionarios y faltaría apoyo a la PPA. Hay evidencia a favor de la PPA en catorce de los países al nivel de significancia de 5% y dos adicionales son significativas al nivel de 10%. Con el método de Engle Granger, solo Australia y Brasil no muestran apoyo para la hipótesis de PPA. No hay ninguna evidencia de PPA para Australia en las otras pruebas de cointegración tampoco.

Table 2 Estadísticos t de la Prueba de Dickey-Fuller Aumentada Aplicada a los Errores Estimados de Ecuación (2)

País	Estadística t
Argentina	-5.059**
Australia	-2.878
Bélgica	-5.711**
Brasil	-2.738
Canadá	-3.722**
Dinamarca	-4.117**
España	-3.365*
Finlandia	-6.423**
Francia	-4.448**
Italia	-4.152**
Japón	-5.227**
Los Países Bajos	-3.883**
México	-6.851**
Nueva Zelanda	-4.574**
Noruega	-4.406**
Reino Unido	-3.251*
Suecia	-4.450**
Suiza	-4.465**

*Significativa al nivel de 10%.

**Significativa al nivel de 5%.

Los valores críticos son de Enders (2004).

Conclusiones

La paridad de poder adquisitivo es una característica de largo plazo en las teorías de macroeconomía de una economía abierta. Dado que niveles de precios y de tipos de cambio se encuentran integrados, frecuentemente, en la práctica la PPA implica una relación cointegrada entre las variables. En este estudio, utilizando los datos de Taylor,

se compararon los resultados de tres métodos de cointegración de una ecuación para la hipótesis de PPA. Se encuentra evidencia de la hipótesis con respecto al dólar de los Estados Unidos en al menos dos tercios de los países en el estudio. De hecho, el método de Engle Granger apoya PPA en todos, excepto dos, de los dieciocho países, una evidencia casi tan fuerte como el estudio original de Taylor. Las conclusiones de las otras técnicas son más cercanas a los resultados de Lopez, Murray y Papell (2005) y de Wallace y Shelley (2006).

Desde otra perspectiva, es difícil conciliar resultados tan diferentes a partir de los mismos datos y atribuible sólo al uso de modelos alternativos. De hecho, el modelo de corrección de errores y el de dos pasos de Engle y Granger (EG) utilizan los mismos errores estimados pero falta evidencia para la PPA en seis países en los resultados de MCE y en dos países en el método de EG. Una explicación para las diferencias no es obvia. Tal vez, una lección del estudio es la necesidad examinar las conclusiones de métodos alternativos para determinar si los resultados son robustos cuando se usan las pruebas de una ecuación de cointegración. A menos, parece que los resultados pueden ser unos poco sensibles al método elegido.

Anexo A Países y Periodos de Cobertura

País	Datos de Taylor Años de Cobertura	Actualizado a
Alemania	1880-1996	2007
Argentina	1884-1996	2006
Australia	1870-1996	2007
Bélgica	1870-1996	2007
Brasil	1880-1996	2007
Canadá	1870-1996	2007
Chile	1913-1996	2007
Dinamarca	1880-1996	2007
España	1880-1996	2007
Estados Unidos	1870-1996	2007
Finlandia	1881-1996	2007
Francia	1880-1996	2007
Grecia	1948-1996	2007
Italia	1880-1996	2007
Japón	1885-1996	2007
Los Países Bajos	1870-1996	2007
México	1886-1996	2007
Noruega	1870-1996	2007
Nueva Zelanda	1948-1996	2007
Portugal	1890-1996	2007
Suecia	1880-1996	2007
Suiza	1892-1996	2007
Reino Unido	1850-1996	2007

Anexo B Pruebas de Raíces Unitarias
B-1 Nivel del Precios Denominado en Dólares

Pruebas	DF Aumentada Ho: raíz unitaria en el nivel		ERS Ho: raíz unitaria en el nivel		KPSS Ho: serie estacionaria	
	Constante, tendencia	Constante	Constante, tendencia	Constante	Constante, tendencia	Constante
Alemania	-3.398**	-2.899**	-3.267**	-2.891**	0.096	0.606**
Argentina	-3.821**	-1.420	-3.338**	-0.928	0.268**	1.121**
Australia	-1.999	-0.419	-1.369	0.154	0.333**	1.230**
Bélgica	-3.466**	-0.085	-2.727*	0.766	0.283**	1.269**
Brasil	-2.226	-0.378	-2.218	0.613	0.206**	1.132**
Canadá	-1.637	1.581	-0.640	2.484	0.316**	1.343**
Chile	-3.797**	-2.980**	-3.840**	-2.349**	0.080	0.679**
Dinamarca	-1.667	1.322	-0.774	2.554	0.301**	1.237**
España	-1.924	0.391	-1.351	0.964	0.287**	1.143**
Estados Unidos	-2.029	1.177	-0.695	1.665	0.324**	1.323**
Finlandia	-2.745	-0.108	-2.027	0.741	0.265**	1.248**
Francia	-1.629	1.130	-0.801	1.876	0.305**	1.197**
Grecia	-7.341**	0.603	-0.739	-0.109	0.174**	0.857**
Italia	-2.238	0.484	-1.472	1.405	0.299**	1.265**
Japón	-3.045	-0.689	-2.618	0.350	0.222**	1.231**
Los Países Bajos	-1.842	1.168	-0.817	1.827	0.326**	1.273**
México	-4.115**	-0.573	-2.527	-0.019	0.275**	1.167**
Nueva Zelanda	-2.919	0.215	-2.614	0.470	0.112	0.951**
Noruega	-2.058	0.366	-1.433	1.109	0.301**	1.284**
Portugal	-1.195	1.146	-0.723	1.850	0.303**	1.093**
Reino Unido	-1.282	1.757	-0.439	2.806	0.310**	1.272**
Suecia	-2.264	0.554	-1.382	1.741	0.259**	1.283**
Suiza	-1.751	0.385	-1.327	1.856	0.247**	1.175**

Nota: Se usa el criterio de Schwarz para determinar el número de rezagos en las pruebas de DFA y ERS.

*Significativa al nivel de 10%.

**Significativa al nivel de 5%.

B-2 Primera Diferencia del Nivel del Precios Denominado en Dólares

Pruebas	DF Aumentada		ERS		KPSS	
	Ho: raíz unitaria en la primera diferencia		Ho: raíz unitaria en la primera diferencia		Ho: primera diferencia es estacionaria	
País	Constante, tendencia	Constante	Constante, tendencia	Constante	Constante, tendencia	Constante
Alemania	-10.592**	-10.631**	-10.677**	-10.671**	0.025	0.031
Argentina	-8.687**	-8.682**	-12.233**	-11.631**	0.176**	0.262
Australia	-5.943**	-6.114**	-4.026**	-4.935**	0.115	0.170
Bélgica	-8.839**	-8.793**	-8.277**	-8.149**	0.057	0.196
Brasil	-9.754**	-9.746**	-9.666**	-9.451**	0.033	0.097
Canadá	-8.190**	-7.712**	-8.221**	-7.493**	0.042	0.614
Chile	-11.407**	-11.463**	-11.531**	-11.526**	0.082	0.096
Dinamarca	-9.480**	-9.233**	-9.496**	-9.253**	0.040	0.415*
España	-7.898**	-7.726**	-7.947**	-7.652**	0.056	0.419*
Estados Unidos	-5.985**	-5.523**	-5.507**	-3.326**	0.066	0.671**
Finlandia	-9.469**	-9.438**	-9.336**	-8.444**	0.148**	0.306
Francia	-8.944**	-8.607**	-8.923**	-8.292**	0.046	0.420*
Grecia	-8.340**	-8.259**	-8.451**	-7.447**	0.135*	0.391*
Italia	-9.879**	-9.786**	-9.947**	-9.693**	0.043	0.319
Japón	-6.450**	-6.478**	-5.858**	-4.575**	0.045	0.095
Los Países Bajos	-8.781**	-8.378**	-8.070**	-7.567**	0.047	0.659**
México	-11.108**	-11.092**	-10.806**	-9.300**	0.120*	0.316
Nueva Zelanda	-6.673**	-6.761**	-4.127**	-2.482**	0.081	0.124
Noruega	-7.674**	-7.532**	-7.725**	-7.393**	0.034	0.350*
Portugal	-8.417**	-8.102**	-7.249**	-1.385	0.500**	0.354*
Reino Unido	-9.939**	-9.555**	-9.778**	-9.554**	0.045	0.559**
Suecia	-8.352**	-8.232**	-8.360**	-8.265**	0.040	0.195
Suiza	-7.461**	-7.409**	-6.198**	-4.514**	0.052	0.201

Nota: Se usa el criterio de Schwarz para determinar el número de rezagos en las pruebas de DFA y ERS.

*Significativa al nivel de 10%.

**Significativa al nivel de 5%.

Referencias

- Bahmani-Oskooee, M.; Kutan, A.; y Zhou, S. (2007) "A Century of Purchasing Power Parity: Further Evidence," *Economics Bulletin* 6,1-9.
- Banerjee, A; Dolado, J.J.; y Mestre, R. (1998) "Error-correction Mechanism for Cointegration in a Single-equation Framework," *Journal of Time Series Analysis* 19, 268-283.
- Elliott, G.; Rothenberg, T.; y Stock, J.H. (1996) "Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root," *Econometrica* 64, 813-836.
- Enders, W. (2004) *Applied Econometric Time Series*, 2nd edición, John Wiley & Sons, Hoboken, NJ.
- Ericsson, N.R. y MacKinnon, J.G. (2002) "Distributions of Error Corrections Tests for Cointegration," *Econometrics Journal* 5, 285-318. Se descargó el programa por calcular valores de significancia de <http://www.econ.queensu.ca/faculty/mackinnon/>.
- Kwiatkowski, D.; Phillips, P.C.B; Schmidt, P.; y Shin, Y. (1992) "Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit-root," *Journal of Econometrics* 54, 159-178.
- Lopez, C.; Murray, C.J.; y Papell, D.H. (2005) "State of the Art Unit Root Tests and Purchasing Power Parity," *Journal of Money, Credit, and Banking* 37,361-369.
- Rogoff, K. (1996) "The Purchasing Power Parity Puzzle," *Journal of Economic Literature* 34, 647-668.
- Sarno, L. y Taylor, M.P. (2002) *The Economics of Exchange Rates*. Cambridge University Press, Cambridge.
- Taylor, A.T. (2002) "A Century of Purchasing-power Parity," *Review of Economics and Statistics* 84, 139-150.
- _____ y Taylor M.P. (2004) "The Purchasing Power Parity Debate," *Journal of Economic Perspectives* 18, 135-158.
- Wallace, F.H. y Shelley, G.L. (2006) "An Alternative Test of Purchasing Power Parity," *Economics Letters* 92, 177-183.