

Pruebas de cointegración de paridad de poder de compra

FREDERICK H. WALLACE

RENÉ LOZANO CORTES

LUIS FERNANDO CABRERA CASTELLANOS¹

- **Resumen:** Se utilizan tres pruebas de una ecuación de cointegración, bien conocidas, para probar la paridad del poder de compra (PPC) 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 fuerte apoyo en favor de PPC, mientras la evidencia favorable es más débil en los modelos de corrección de errores y de rezagos distribuidos autorregresivos.
- **Abstract:** 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.
- **Palabras clave:** Cointegración, paridad de poder de compra
- **Clasificación JEL:** C22, F31

¹ Profesores/investigadores del 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 Frederock H Wallace. fwalla@uqroo.mx, Rene Lozano Cortes renlozan@uqroo.mx , Luis Fernando Cabrera Castellanos luicabre@uqroo.mx 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. Los comentarios y sugerencias de un dictaminador anónimo permitieron mejorar el artículo. Los 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). Por supuesto, los errores son de nuestra responsabilidad.

■ *Introducción*

La hipótesis de paridad de poder de compra (PPC) ha sido empleada en múltiples estudios empíricos. De manera muy breve, la PPP señala que el precio de una canasta de bienes y servicios 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 PPC es una condición de largo plazo dentro de las teorías de la macroeconomía de una economía abierta y por ello destacamos en este trabajo la estacionariedad de las series empleadas, habida cuenta que dan información sobre dicha relación de largo plazo. Una lista parcial de otros métodos utilizados en tales trabajos empíricos incluye: pruebas de raíces unitarias de una ecuación y de panel, pruebas de razón de varianzas y estudios de cointegración. Asimismo, se han adaptado algunos de estos métodos como procedimientos no lineales. Subyacente a la hipótesis de PPC está la ley del precio único (LPU) que señala que el precio de un bien comerciable y sin costos de transacción es el mismo, medido en una moneda común, en todos los lugares. Varios estudios examinan la LPU bajo la idea de que el apoyo a ésta indica apoyo a la paridad de poder de compra. Sarno y Taylor (2002) presentan una reseña exhaustiva de la literatura al respecto.

En este artículo se aplican varias pruebas bien conocidas de cointegración a los datos de Taylor (2002) para estudiar la hipótesis de PPC. Nuestra atención se restringe a los métodos de una ecuación. Los datos de Taylor incluyen más de 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.² 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 media) y encuentra apoyo a la PPC respecto al dólar de Estados Unidos. Sólo los resultados de Japón no muestran evidencia de PPC con respecto al dólar. Sus conclusiones son similares cuando se usa una canasta de monedas de diversos países, en cuyo caso hay evidencia de PPC 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 PPC que

² En realidad Taylor no usó los datos de países con menos que cien años de observaciones. Este autor reporta los resultados sólo para los veinte países con más que cien observaciones anuales.

encontró Taylor es debido al número subóptimo de rezagos. Estos autores eligen óptimamente el número de rezagos en cada estimación y encuentran menos evidencia de PPC, respecto al dólar, que sólo existe en nueve de dieciséis países industrializados. En lugar 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 estacionariedad de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin (KPSS, 1992) a los datos de Taylor y concluyen que hay evidencia de PPC 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 estacionariedad del tipo de cambio real; en la segunda, la hipótesis nula es la estacionariedad de la tendencia del tipo de cambio real. Además aplican las dos versiones a dos tipos diferentes, uno respecto al dólar de Estados Unidos y otro respecto a una canasta de monedas. Entonces se estiman cuatro modelos empíricos diferentes para cada país. Si sólo uno de los cuatro modelos señala un tipo de cambio real que es estacionario, BKZ toma el resultado como evidencia de PPC. En efecto, para los cinco de los dieciocho casos que se mencionan como evidencia de PPC, no se puede rechazar la hipótesis nula de estacionariedad (señalando apoyo de PPC) en sólo uno de los cuatro modelos. Un escéptico de la hipótesis que use el mismo criterio, pero en contra de la PPC, puede decir que su evidencia no apoya PPC porque los resultados para la gran mayoría de países muestra al menos una versión donde se puede rechazar estacionariedad, entonces se puede rechazar la PPC.

Durante el periodo de estudio (1870 - 2007) se presentaron muchos cambios macroeconómicos (y específicamente monetarios) que pudieron afectar el ajuste de los tipos de cambio y de precios para mantener la paridad de poder de compra. Usando a México como ejemplo, podemos mencionar algunos de los más importantes y, si bien puede haber diferencias en las fechas, podemos afirmar que muchos de los mismos eventos pasaban en los otros países del estudio.³ Así, hasta 1905, las monedas de oro y plata circulaban en México; después de dicho año se instauró el Patrón Oro, el cual termina en 1931.

En el periodo inmediato posterior al Patrón Oro, el tipo de cambio nominal (esencialmente fijo anteriormente) se depreció

³ Véanse Turrent (2007) y Wallace (1999).

considerablemente.⁴ México mantuvo un tipo de cambio fijo, aunque con algunas depreciaciones, hasta 1980, cuando se anunció un periodo de depreciación regular y gradual para, finalmente, adoptar un tipo de cambio flexible. Adicionalmente, en la década de los ochenta, se nacionalizaron los bancos, se impusieron controles en el mercado de divisas y la inflación llegó a su máximo nivel histórico. Durante la siguiente década se cambió radicalmente la política de intervención gubernamental en la economía con la re-privatización de los bancos y algunas otras empresas públicas. Asimismo, se dio la autonomía del Banco de México y la negociación del Trato Libre de Comercio de América del Norte. Dados tantos cambios estructurales en el periodo de estudio, efectivamente puede considerarse difícil descubrir evidencia de apoyo a la PPC.

■ *Teoría y Metodología*

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

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

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 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 Estados Unidos. Se puede interpretar el lado izquierdo de la ecuación (1) como el nivel de precios de país j denominado en dólares de Estados Unidos.

El concepto subyacente a la PPC es la ley del precio único. Si los bienes y servicios son comerciables, no hay barreras al comercio ni controles de precios, y el costo de transacción es cero, el arbitraje garantiza que cada bien cuesta lo mismo (en términos de un dinero común) en cada ubicación. Por ejemplo, bajo los supuestos de esta ley, el costo de un litro de gasolina será lo mismo en San Francisco y Buenos Aires, al igual que el costo de una consulta al médico. Si, además, suponemos que la importancia de un bien o servicio en la canasta de bienes que determina el nivel de precios es la misma en los diversos países, entonces se mantiene

⁴ Los datos del tipo de cambio nominal cada mes se encuentran disponibles en Cárdenas (1995).

el mismo nivel de precios, en términos de una moneda común entre éstos. Es decir, se mantiene la paridad de poder de compra. Obviamente, son restricciones fuertes de cumplirse y tal vez sea sorprendente que algunos estudios empíricos descubren evidencia de PPC a pesar de las violaciones de los supuestos subyacentes mencionados.

En la práctica se suele usar un índice de precios, más que 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 inician con una relación lineal como la ecuación (2)

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

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 PPC con la estimación de ecuación (2) porque los niveles de precios y los tipos de cambio son típicamente variables no estacionarias y la estimación de una relación como (2) puede producir resultados espurios. Pero es posible atacar el problema indirectamente. Obsérvese que la hipótesis de PPC implica que las desviaciones de la PPC deben ser temporales, es decir, los errores, u_t , de la ecuación (2) deben ser estacionarios. En otras palabras, la paridad del poder de compra implica una relación cointegrada entre p_t^j , e_t y p_t .⁵

Así, en este estudio se aplican tres pruebas, bien conocidas, de cointegración para probar la PPC; éstas son el modelo de corrección de errores (MCE), el modelo de 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,

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

⁵ Hay otra versión de la PPC que se denomina la versión relativa, la cual 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 la PPC. 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 la evidencia de una relación cointegrada como la evidencia de la versión absoluta de la PPC.

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

$$(3) \quad \Delta f_t = d_2 + \delta_1 f_{t-1} + \gamma p_t + \phi \Delta p_t + v_t$$

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

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

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 de compra, es decir, no responde a la desviación de la relación de equilibrio a largo plazo. Así, no hay apoyo para la PPC 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 PPC, 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 la ecuación (3)] en periodo $t-1$, es decir $\hat{u}_{t-1} > 0$. Si se mantuviera la hipótesis de la PPC, f_t tendría que disminuir ($\Delta f_t < 0$) para restaurar la PPC 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 la PPC. 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 la ecuación (5).

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

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

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, de manera que 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 PPC. Al contrario, si se puede rechazar H_0 , significa apoyo para la hipótesis de paridad de poder de compra.

■ *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 requeridas para comprar un dólar de 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 bajo poder, así que se usan tres en este trabajo; las pruebas de Dickey-Fuller aumentada (DFA); de Elliot, Rothenberg y 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 estacionariedad. A su vez, para cada prueba se emplean dos especificaciones; una con sólo 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 para cada país.

Primero, obsérvese que todos los resultados señalan al menos una raíz unitaria en el nivel de precios de Estados Unidos. Como dinero numerario, esta conclusión es necesaria para probar la PPC. 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 unitarias 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 del 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 sólo 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 además de 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 una 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 tradicionales (Obs.R² 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 Estados Unidos y

hasta cuatro rezagos de la variable dependiente. Se resuelve exitosamente la autocorrelación con alguno de los dos métodos de corrección.

En la tabla 1 se muestran los valores estimados de δ_1 y del estadístico t del modelo de corrección de errores. 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:

Tabla 1
Coeficiente estimada, $\hat{\delta}_1$, 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)

País	MCE	RDA
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%.

significativamente diferentes de cero al nivel por lo menos del 10%. Así, los resultados muestran apoyo a la hipótesis de paridad de poder de compra. Un argumento contra la PPC es que los costos de transacción son más altos para los países más lejanos el uno del otro. Pero los resultados indican que se mantiene la hipótesis para Nueva Zelanda, uno de los países más lejanos de Estados Unidos, pero no así 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 de compra con 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 los estadísticos t de las pruebas de Dickey-Fuller aumentado (DFA) aplicadas a los errores estimados de la ecuación (2) por cada país j , $(f_t^j - \hat{\alpha} - \hat{\beta} p_t)$, es decir, el segundo paso de la metodología de Engle y Granger. El 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 $\delta_t = 0$, significaría que los errores son no estacionarios y faltaría apoyo a la PPC. Hay evidencia a favor de la PPC en catorce de los países al nivel de significancia de 5% y dos adicionales son significativos al nivel de 10%. Con el método de Engle Granger, sólo Australia y Brasil no muestran apoyo para la hipótesis de PPC. Tampoco hay ninguna evidencia de PPC para Australia en las otras pruebas de cointegración.

Tabla 2
Estadísticos t de la Prueba de Dickey-Fuller Aumentada
Aplicada a los Errores Estimados de la 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 de compra es una característica de largo plazo en las teorías macroeconómicas de una economía abierta. Dado que niveles de precios y de tipos de cambio se encuentran integrados, frecuentemente, en la práctica, la PPC 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 PPC. Se encuentra evidencia de la hipótesis con respecto al dólar de Estados Unidos en al menos dos tercios de los países en el estudio. De hecho, el método de Engle-Granger apoya la PPC 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).

La gran ventaja de los datos de Taylor es que representan el único conjunto de datos que cubren un periodo suficientemente largo, por lo que ofrecen la mejor posibilidad de descubrir evidencia de paridad de poder de compra, una característica del largo plazo en modelos macroeconómicos de economía abierta. Sin embargo, también existe una desventaja; como se mencionó anteriormente, el periodo del estudio incluye periodos de fuertes cambios estructurales de los sistemas monetarios en los diversos países y en el sistema financiero internacional mismo. De hecho, considerando tales cambios estructurales y las restricciones que los países imponían durante gran parte del periodo de estudio (como las barreras comerciales) y que impiden los ajustes necesarios para alcanzar la PPC, es notable que la evidencia empírica muestre tanta evidencia a favor de la PPC.

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 PPC en seis países en los resultados de MCE y en dos países en el método de EG. Si bien los resultados que hemos encontrado parecen apoyar la hipótesis de la existencia de la PPC frente a quienes la niegan, también estos últimos tendrían algún sustento en los casos de las diferencias encontradas por nuestro trabajo. Quizá una conclusión final que puede aportarse es precisamente la necesidad de examinar métodos alternativos para determinar si los resultados son robustos cuando se usan las pruebas de una ecuación de cointegración dado que, al parecer, los resultados pueden ser ligeramente 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

Fuentes: Alan Taylor proporcionó los datos del logaritmo del tipo de cambio nominal y del nivel de precios que se usan en el estudio. Una descripción más completa está disponible en Taylor (2002).

Los datos del tipo de cambio nominal en cada país, excepto Argentina y Chile, fueron actualizados con datos de la Junta Directiva de Gobernadores de la Reserva Federal de Estados Unidos, *Statistical Release G.5A*, varios números. Los tipos de cambio nominal de Argentina son del Fondo Monetario Internacional, *Las Estadísticas Financieras Internacionales*, <http://www.imfstatistics.org/imf/logon.aspx>. Los tipos de cambio nominal de Chile son del Banco Central de Chile, <http://si2.bcentral.cl/Basededatoseconomicos/>

Los datos del nivel de precios en cada país, excepto Argentina y Chile, fueron actualizados con datos de la Organización de Cooperación y Desarrollo Económico, <http://stats.oecd.org/>. Los datos de Argentina son del Instituto Nacional de Estadística y Censos de la Republica Argentina, <http://www.indec.mecon.gov.ar>. Los datos de precios en Chile son del Banco Central de Chile, <http://si2.bcentral.cl/Basededatoseconomicos/>

Anexo B
Pruebas de raíces unitarias
B-1 nivel del precios denominado en dólares

País	DF Aumentada		ERS		KPSS	
	Constante	H0: raíz unitaria en el nivel	Constante	H0: raíz unitaria en el nivel	Constante	H0: serie estacionaria
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	Constante	Ho: raíz unitaria en la primera diferencia	Constante	Ho: primera diferencia es estacionaria	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%.

La prueba de Dickey-Fuller aumentada tiene la forma

$$\Delta x_t^j = \psi_0 + \psi_1 t + \phi x_t^j + \sum_{i=1}^k \theta_i x_{t-i}^j + v_t$$

La variable x_t^j es la variable de interés del país j en año t , k es el número de rezagos necesarios para hacer el error, v_t , de ruido blanco. Las estimaciones incluyen un constante ψ_0 , y, algunas, incluyen una tendencia, t . El número de rezagos puede ser diferente para los distintos países.

La prueba de ERS tiene la misma forma que la prueba de Dickey Fuller

$$\Delta x_t^j = \psi_0 + \psi_1 t + \phi x_t^j + \sum_{i=1}^k \theta_i x_{t-i}^j + v_t$$

excepto que x_t^j es la variable de interés sin tendencia de país j en año t .

La prueba de KPSS usa los residuos de $x_t^j = \psi_0 + \psi_1 t + v_t$ estimada con mínimos cuadrados ordinarios para formar la suma de residuos

estimados $S(t) = \sum_{r=1}^t \hat{v}_r$. Se usa el estadístico del multiplicador de

Lagrange, $ML = \frac{\sum S(t)^2}{(T^2 f_0)}$ donde T es el número de observaciones y f_0 es un estimador de espectro residual en la frecuencia cero.

Se hicieron todas las pruebas en EViews 5.1. La descripción de las pruebas se basa en *EViews 5 User's Guide* de Quantitative Micro Software.

■ Bibliografía

- Bahmani-Oskooee, M., Kutun, A. y Zhou, S. (2007). "A Century of Purchasing Power Parity: Further Evidence," *Economics Bulletin* 6,1-9.
- Cárdenas, Enrique (1995). *La Industrialización Mexicana Durante La Gran Depresión*, El Colegio de México, México, D.F.
- Elliott, G., Rothenberg, T. y Stock, J. H. (1996). "Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root," *Econometría* 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 <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.
- 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.
- Turrent Díaz, E. (2007). *El Dinero en los Estados Unidos Mexicanos*. Nostra Ediciones, México, D.F.
- Wallace, F. H. y Shelley, G. L. (2006). "An Alternative Test of Purchasing Power Parity," *Economics Letters* 92, 177-183.
- Wallace, F. H. (1999). "Long-run Neutrality of Money in the Mexican Economy," *Applied Economics Letters* 6, 637-639.