



EconoQuantum

ISSN: 1870-6622

equantum@cucea.udg.mx

Universidad de Guadalajara

México

Rodriguez Benavides, Domingo; Perrotini Hernandez, Ignacio; Santamaria Gonzalez, Jesus

El principio de paridad del poder de compra en America Latina: un analisis con cambio estructural

EconoQuantum, vol. 13, núm. 1, 2016, pp. 159-178

Universidad de Guadalajara

Zapopan, México

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=125043459007>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica

Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal

Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

### *El principio de paridad del poder de compra en América Latina: un análisis con cambio estructural<sup>1</sup>*

DOMINGO RODRÍGUEZ BENAVIDES<sup>2</sup>

IGNACIO PERROTINI HERNÁNDEZ<sup>3</sup>

JESÚS SANTAMARÍA GONZÁLEZ<sup>4</sup>

- **Resumen:** Sometemos a prueba la hipótesis del principio de paridad del poder adquisitivo (PPP) que sostiene que el tipo de cambio real es estacionario alrededor de una media cambiante, conocida como Quasi-Qualified-PPP. Con datos de 17 países de América Latina, aplicamos pruebas de raíces unitarias en panel con rupturas estructurales en la media de las series. Adicionalmente, obtenemos estimaciones insesgadas de la vida media (*half-life*) de la convergencia del PPP en el panel de datos considerado, las cuales corrigen en forma simultánea los sesgos inducidos por *i*) la inapropiada agregación de sección cruzada de coeficientes heterogéneos; *ii*) la estimación en muestras pequeñas de coeficientes de rezagos dinámicos y *iii*) la agregación temporal de los precios de los productos básicos. Los resultados verifican el cumplimiento de la Quasi-Qualified-PPP y muestran que la vida media es de aproximadamente 4 años con un intervalo de confianza del 95% de 2.7-6.8 años.
- **Palabras clave:** Paridad de poder de compra, pruebas de raíces unitarias en panel con rupturas, América Latina.
- **Clasificación JEL:** F31, C23, N26.
- **Abstract:** The purchasing power parity (PPP) hypothesis sustaining that the real exchange rate behaves like the so-called Quasi-Qualified-PPP is tested for a sample of 17 Latin American countries. To such purpose, we apply unit root tests to a panel data with structural breaks. Further, unbiased estimates of half-life convergence of

<sup>1</sup> Agradecemos a Donggyu Sul el habernos proveído sus códigos de GAUSS para efectuar la pruebas de homogeneidad y la estimación de la vida-media (*half-life*) empleados en este trabajo.

<sup>2</sup> Escuela Superior de Economía, Instituto Politécnico Nacional. E-mail: domr@economia.unam.mx

<sup>3</sup> División de Estudios de Posgrado, Facultad de Economía, UNAM. E-mail: iph@unam.mx

<sup>4</sup> Comisión Económica para América Latina y el Caribe. E-mail: jsantama99@yahoo.com.mx

the PPP in the concerned panel data are obtained which, in turn, simultaneously adjust the various biases resulting from i) ill-aggregation of cross-section heterogeneous coefficients; ii) small sample estimates of dynamic lagged coefficients and iii) temporary aggregation of the prices of basic goods. Our results confirm the Quasi-Qualified-PPP hypothesis for a set of Latin American economies. We also found that the span of half-life is, approximately, 4 years, with a 95% confidence interval of 2.7 to 6.8 years.

- **Key words:** Purchasing power parity, panel unit roots tests with breaks, Latin America.
- **JEL Classification:** F31, C23, N26.

■ Recepción: 08/03/2013

Aceptación: 27/02/2015

## ■ *Introducción*

La ley de un solo precio se cumple para un bien en un grupo de países si su precio es el mismo en todos esos países cuando se expresan en una moneda común. Si consideramos una cesta de bienes, es posible establecer diferentes nociones del principio de paridad de poder adquisitivo (PPP por sus siglas en inglés). Si  $E_{it}$  es el tipo de cambio nominal de la moneda del país  $i$  con relación a la moneda del país base,  $P_{it}$  el precio de la cesta de bienes en el país  $i$  y  $P_i^*$  el precio de la misma cesta de bienes en el país base, entonces el tipo de cambio real para la cesta de bienes referida se define como:

$$(1) \quad Q_{it} = \frac{E_{it} P_i^*}{P_{it}}$$

Las cestas de bienes generalmente empleadas consisten en bienes del consumidor o bienes transables. La versión fuerte del PPP se mantiene si el tipo de cambio real es igual a 1; el cumplimiento de esta versión requiere que la cesta de bienes considerada sea la misma en todos los países. Debido a la dificultad para analizar una cesta de bienes homogénea para todos los países, en general se utiliza la versión fuerte del PPP para estudiar y comparar los precios de bienes individuales y de cestas de bienes.

Diversas razones se han argumentado para explicar por qué no se puede cumplir la versión fuerte del PPP, entre las que destacan: *i*) diferencias en la composición de las cestas de bienes consideradas; *ii*) la inclusión de bienes no-transables en las cestas; *iii*) costos de distribución; *iv*) mercados imperfectos y *v*) barreras comerciales (Burstein *et al.*, 2005).

Por estas razones, en los análisis empíricos generalmente se utiliza una versión débil del PPP: el PPP se cumple para un grupo de países si el tipo de cambio real es estacionario. Si los precios y el tipo de cambio nominal poseen una raíz unitaria, entonces las desviaciones del PPP deben ser de un orden estocástico menor que aquellos.

Si el tipo de cambio real es estacionario con media igual a 1, entonces las desviaciones del nivel del PPP no son persistentes, razón por la que generalmente se estiman las desviaciones de la vida media (*half-life*) del PPP para el tipo de cambio real estacionario (Cashin y McDermott, 2003; Imbs *et al.*, 2005; Choi *et al.*, 2006). De esta manera, el procedimiento consiste en aplicar el logaritmo natural a la ecuación (1), con lo cual tenemos:

$$(2) \quad q_{it} = e_{it} + p_t^* - p_{it}$$

Donde las letras en minúsculas indican el logaritmo natural de las variables correspondientes. Como parte de este procedimiento se aplican pruebas de raíz unitaria o de estacionariedad a  $q_{it}$ , en el entendido de que el no rechazo de la hipótesis nula de raíz unitaria es evidencia en contra del PPP, mientras que el rechazo de esta hipótesis nula o el no rechazo de la hipótesis nula de estacionariedad es evidencia a favor del cumplimiento del PPP.

No obstante, con el advenimiento de nuevos y más robustos procedimientos estadísticos, tanto a nivel univariado como multivariado, disponemos de mayor evidencia de largo plazo del PPP. En este contexto existe un soporte adicional en favor de esta hipótesis permitiendo cambios estructurales. Así, se han propuesto versiones relajadas del PPP en las que el tipo de cambio real se considera estacionario alrededor de una media cambiante o bien en torno a una tendencia estacionaria con cambios en el nivel. Ventosa y Gómez (2013) resumen las distintas versiones intermedias del PPP que se han empleado y enfatizan la necesidad de interpretar correctamente los resultados en función de la versión econométrica empleada para probar el PPP.

Una de las desventajas de probar la hipótesis del PPP con pruebas univariadas de series de tiempo es que, a pesar de que en algunos casos se cuenta con series de tiempo largas, este tipo de pruebas sufre de distorsiones de tamaño (Engel, 2000). Por esta razón, en las últimas décadas, en la literatura empírica se observa que la atención se ha centrado en las pruebas de raíces unitarias en panel en virtud de que estas últimas presentan distorsiones menos graves.

La velocidad de convergencia de la paridad del poder adquisitivo (PPP) es importante porque provee información sobre las rigideces nominales y sobre la importancia relativa de los choques nominales y reales en los modelos macroeconómicos internacionales.

En el presente trabajo mostramos que los resultados de las pruebas de raíces unitarias en el modelo utilizado permiten probar una versión específica de la hipótesis del PPP, la Quasi-Qualified-PPP. Así, el rechazo de la hipótesis nula de raíz unitaria con esta prueba para el panel analizado confiere evidencia a favor de la Quasi-PPP para el tipo de cambio real de los países latinoamericanos de nuestra muestra. Asimismo, encontramos que, con los datos a nivel de país de América Latina, la heterogeneidad de la sección transversal de las tasas de convergencia a PPP es una fuente importante de sesgo cuando el dólar de Estados Unidos funge como numerario, moneda comúnmente empleada para estimar la vida media. Con el objetivo de superar este problema, elegi-

mos una moneda distinta a la convencionalmente utilizada en la literatura. De hecho, es razonable considerar que cualquier moneda que supere la prueba de homogeneidad empleada puede fungir como numerario.

Además de esta introducción, el presente artículo se compone así: el siguiente apartado contiene una revisión de la literatura sobre el concepto de vida media (*half-life*), su estimación y las fuentes potenciales de sesgo de la vida media y sobre diversos análisis empíricos de la forma débil del PPP; en el tercer apartado presentamos el análisis econométrico del trabajo, incluyendo pruebas de raíces unitarias y de estacionariedad en panel con rupturas, así como el escrutinio de heterogeneidad de sección cruzada para indagar la bondad de la agregación de datos en nuestro estudio; el último apartado contiene la conclusión del artículo.

## ■ *Revisión de la literatura*

### *El concepto de vida media (Half-Life)*

*La estimación de la vida media.* Un concepto estrechamente relacionado con el estudio del PPP es el de la vida media (*half-life*),  $H_p$ , comúnmente empleado como una medida de la velocidad a la cual ocurre la convergencia al PPP, o bien como el tiempo requerido en el que la divergencia del PPP se reduce a la mitad. Este concepto es de importancia en virtud de que desempeña un papel fundamental en la discusión sobre el cumplimiento del principio de paridad del poder de compra, ya que, por un lado, diversas pruebas econométricas sugieren el cumplimiento de este principio y, por otro, la mayoría de las estimaciones de la vida media revela la presencia de tiempos relativamente prolongados para eliminar las desviaciones del PPP, los cuales resultan difíciles de explicar teóricamente a partir de rigideces nominales. Esta inconsistencia entre el cumplimiento del PPP y la persistencia de las desviaciones es tan importante que ha dado lugar a lo que se conoce como la paradoja del PPP. Debido a que se reconoce que la estimación de la vida media de las desviaciones del PPP puede estar sujeta a diferentes sesgos, se plantea la necesidad de emplear técnicas econométricas que den cuenta de ellos.

Una forma común de calcular la vida de las desviaciones del PPP,  $H_p$ , es estimar el modelo autorregresivo de primer orden:

$$(3) \quad q_{it} = \alpha_i + \rho q_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

Donde  $\varepsilon_{it}$  es una innovación con media cero, no correlacionada serialmente, la cual se distribuye normalmente; se sustituye el coeficiente estimado de primer orden,  $\rho$ , de la ecuación (3) en la siguiente fórmula:

$$(4) \quad t^* = H(\rho) = \frac{\ln(0.5)}{\ln(\rho)}$$

Debido a la naturaleza no lineal de  $H_p$ , pequeñas variaciones de  $\rho$  cercanas al valor de 1 resultan en variaciones desproporcionadas de la vida media, por lo que si el esti-

mador de  $\rho$  es sesgado, la falta de ajuste puede producir estimaciones erróneas de la vida media, (Choi *et al.*, 2006).

*Fuentes potenciales de sesgo de la vida media.* En la literatura sobre el tema se han identificado tres fuentes potenciales de sesgo. La primera de ellas es el sesgo de agregación de sección cruzada. Imbs *et al.* (2005) muestran cómo la heterogeneidad sectorial puede incidir en la tasa de convergencia de la ley de un solo precio en todas las categorías de productos básicos a nivel de precios. No obstante, se considera que este sesgo puede sobrestimar la vida media estimada de las desviaciones de PPP. Por otra parte, Cheng y Engel (2005) concluyen que la heterogeneidad estructural no es una fuente importante de sesgo. A pesar de que en la metodología de Choi *et al.* (2006) no se trata directamente con la heterogeneidad estructural, no obstante se considera como una fuente potencial que puede inducir sesgo en la tasa de convergencia del PPP a nivel de tipo de cambio de cada país.

Choi *et al.* (2006) muestran cómo la heterogeneidad de sección cruzada puede sesgar el estimador de panel de la siguiente forma, suponen que el tipo de cambio real para el país  $i$  viene dado por:

$$(5) \quad q_{it} = \rho_i q_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

Si la heterogeneidad en el coeficiente autorregresivo entre países se especifica por:

$$(6) \quad \rho_i = \rho + v_i$$

donde  $E(v_i) = 0$  y sustituyendo la ecuación (6) en la ecuación (5) tenemos:

$$(7) \quad q_{it} = \rho q_{it-1} + (\varepsilon_{it} + v_i q_{it-1})$$

el sesgo potencial surge debido al segundo término de la expresión entre corchetes  $v_i q_{it-1}$ , el cual está correlacionado con el regresor  $q_{it-1}$ . Descomponiendo el estimador de mínimos cuadrados (OLS) resulta:

$$(8) \quad \widehat{\rho}_{OLS} = \rho + \underbrace{\frac{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T q_{it-1} \varepsilon_{it}}{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T q_{it-1}^2}}_{A(N,T)} + \underbrace{\frac{\sum_{i=1}^N v_i \left( \sum_{t=1}^T q_{it-1}^2 \right)}{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T q_{it-1}^2}}_{B(N,T)}$$

Choi *et al.* (2006) sostienen que el sesgo introducido en la ecuación (8) viene dado por  $B(N,T)$ , que es el resultado de la agregación por sección cruzada. Además, sostienen que este sesgo no es muy importante si los tipos de cambio reales de todos los países son procesos débilmente estacionarios, o estacionarios en covarianzas, y la

distribución de  $v_i$  es simétrica debido a que el promedio de los términos  $v_i \left( \sum_{t=1}^T q_{it-1}^2 \right)$  es cercano a cero.

Este sesgo es potencialmente importante si las observaciones provienen de un panel mixto donde una fracción  $\pi$  de los tipos de cambio reales es estacionaria y la otra fracción  $(1 - \pi)$  es de raíces unitarias. En este caso, el estimador de mínimos cuadrados ordinarios (OLS) puede expresarse por:

$$(9) \quad \widehat{\rho}_{OLS} = \frac{\rho\pi\left(\sum_{i=1}^N \frac{1}{(1-\rho_i^2)}\right) + (1-\pi)\left(\frac{T+1}{2}\right)}{\pi\left(\sum_{i=1}^N \frac{1}{(1-\rho_i^2)}\right) + (1-\pi)\left(\frac{T+1}{2}\right)} \geq \rho$$

el cual está sesgado hacia arriba. Si esta heterogeneidad se encuentra presente en los datos, la agregación es inapropiada y debe emplearse alguna estrategia alternativa.

La segunda fuente de sesgo es la identificada por Nickell (1981), quien estudió las propiedades del estimador agrupado de mínimos cuadrados ordinarios con efectos fijos (LSDV) para el modelo de regresión dinámico de panel para observaciones con independencia de sección cruzada. Su análisis mostró que la agregación genera estimaciones más eficientes de  $\rho$  que los que se obtienen por OLS, pero no elimina el sesgo hacia abajo encontrado en la estimación univariada. El estimador LSDV no es insesgado ni tampoco consistente. Para el estimador LSDV en el modelo panel AR(1) con efectos fijos, Nickell mostró que:

$$(10) \quad \begin{aligned} \text{plim } \widehat{\rho}_{LSDV} &\equiv m(\rho) \\ &= \rho - \left(\frac{1+\rho}{T-1}\right) \left[1 - \left(\frac{1}{T}\right) \left(\frac{1-\rho^T}{1-\rho}\right)\right] \\ &\quad \times \left\{1 - \left(\frac{1}{T-1}\right) \left(\frac{2\rho}{T-1}\right) \left[1 - \left(\frac{1}{T}\right) \left(\frac{1-\rho^T}{1-\rho}\right)\right]\right\}^{-1} \end{aligned}$$

es sesgado hacia abajo.

La tercera y última fuente de sesgo es la de la agregación temporal y fue analizada por Working (1960) y, subsecuentemente, por muchos otros autores. En su análisis, Working mostró que si el proceso subyacente verdadero se comportaba como una caminata aleatoria sin tendencia, el hecho de promediar este proceso puede dar lugar a un error de promedio móvil en las primeras diferencias del tiempo promedio así reportado. Al proceder de este modo, cuando se estima la correlación de observaciones en primeras diferencias, se inferirá equivocadamente que están correlacionadas en serie cuando en realidad la correlación es igual a cero (Choi *et al.*, 2006).

En el contexto del PPP se induce un sesgo hacia arriba en la estimación de  $\rho$  porque las instituciones que se encargan de procesar la información estadística reportan

los índices de precios que se forman como precios promedio de bienes y servicios de un intervalo particular y no como muestras de precios en un punto en el tiempo. Taylor (2001) señala que esta es una práctica habitual en todo el mundo y sostiene que el consenso de la vida media de 3-5 años sobrestima el verdadero valor, porque esos estudios no corrigen el sesgo de agregación temporal.

Con observaciones agregadas a través del tiempo, los datos se reportan indexados por  $t$ , pero dentro de cada intervalo reportado existen  $M$  subintervalos, en los cuales el proceso de precios subyacente es observable. Es decir, las observaciones anuales se reportan como promedios temporales de intervalos de tiempo iguales, los cuales pueden ser semanales, quincenales o mensuales.

Un aspecto intuitivamente obvio de la prueba de la vida media del PPP es que su duración depende, al menos parcialmente, de la frecuencia de los datos usados en la estimación. Taylor (2001) destaca que el problema de la agregación temporal se conoce desde el trabajo de Working (1960), aunque la mayoría de los análisis del PPP no reconocen este problema. El problema surge debido esencialmente a la diferencia entre la frecuencia con la que los datos se observan en realidad y la frecuencia usada en la estimación. Taylor (2001) muestra que, en el caso de la agregación temporal de  $p$ -períodos, el coeficiente del modelo AR(1) tiene el siguiente valor esperado:

$$(11) \quad \rho^* = \frac{(1 - \rho^p)^2}{P(1 - \rho^2) - 2\rho(1 - \rho^p)}$$

En ausencia del sesgo de agregación, el ajuste por el sesgo de Nickell se puede llevar a cabo por medio de la estimación insesgada de la media del panel. De acuerdo con Choi *et al.* (2006), esta se puede llevar a cabo estimando  $\rho$  a través del estimador LSDV y la función  $m(\cdot)$  establecida en la ecuación (10). Cuando los datos se promedian a través del tiempo existe una interacción entre el sesgo de Nickell y el sesgo de agregación, por lo cual la estimación requiere de un ajuste adicional en la función de la media para la estimación insesgada de la media del panel. Choi *et al.* (2006) denotan por  $B(\rho, M, T)$  la fórmula que simultáneamente toma en cuenta ambos sesgos.

Choi *et al.* (2006) muestran que el sesgo de agregación temporal y el de Nickell operan en direcciones opuestas. En virtud de que el método agrupado OLS sobrestima el valor de  $\rho$  por el sesgo de agregación temporal y que el estimador LSDV subestima el valor de este coeficiente autorregresivo por el sesgo de Nickell, Choi *et al.* (2006) señalan que cuando el valor de  $\rho$  es cercano a 0.9 ambos sesgos tienden a contrarrestarse. Sin embargo, cuando el verdadero valor de  $\rho$  se encuentra por debajo (por encima) de 0.9, hay un sesgo combinado hacia arriba (abajo). Una estrategia para corregir simultáneamente tanto el sesgo de Nickell como el de agregación temporal consiste en estimar  $\rho$  por LSDV y después usar la función inversa para obtener una estimación insesgada de Nickell y de agregación temporal, es decir:

$$(12) \quad \widehat{\rho}_{NTAU} = B^{-1}(\widehat{\rho}_{LSDV}, M, T)$$



Donde *NTAU* denota el estimador insesgado de Nickell y de Agregación Temporal propuesto por Choi *et al.* (2006). Debido a que el estimador LSDV no utiliza la estructura de covarianza de sección cruzada de las observaciones en la estimación, ellos proponen emplear el estimador generalizado de mínimos cuadrados ordinarios (*GLS*) con efectos fijos con el fin de mejorar la eficiencia. Cuando la dependencia de sección cruzada tiene la estructura de un solo factor, el sesgo de Nickell del estimador GLS de efectos fijos es independiente de las ponderaciones de los factores y del factor no observado (Phillips y Sul, 2004). Esta independencia permite aplicar el ajuste de la media en la ecuación (12) con el estimador de panel GLS en lugar de  $\hat{\rho}_{LSDV}$ , a través del estimador:

$$(13) \quad \hat{\rho}_{GNTAU} = B^{-1}(\hat{\rho}_{GLS}, M, T)$$

Choi *et al.* (2006) muestran que este estimador es robusto para diferentes valores de  $M$ , específicamente cuando toma los valores  $M = 12, 130, 260$  y  $365$  que son los intervalos ante los cuales es posible promediar los índices de precios al consumidor.

### *Estudios empíricos*

Diversos trabajos han intentado probar la validez de la forma débil del PPP empleando tanto técnicas de series de tiempo (Engel, 2000; Papell, 1997), como métodos de panel. Dentro de este último enfoque, Coakley y Fuertes (1997), Frankel y Rose (1996), Imbs *et al.* (2005), Lothian (1997), MacDonald (1996), Oh (1996) y Wu (1996) emplean pruebas de raíces unitarias en panel de primera generación. Una de las principales ventajas de emplear pruebas de raíces unitarias en panel, en lugar de las de series temporales, es el hecho de que las primeras sufren de distorsiones menos severas. Uno de los principales inconvenientes de las pruebas de raíces unitarias en panel de primera generación es que se basan en el supuesto de independencia de las secciones cruzadas, el cual difícilmente se cumple en la práctica.

Wagner (2008) emplea pruebas de raíces unitarias en panel de primera y de segunda generación. Estas últimas están diseñadas para tomar en cuenta la posible dependencia existente entre las unidades de sección cruzada y Wagner las aplica a distintos paneles que cubren diferentes periodos y regiones. Los resultados de Wagner (2008) destacan la presencia de componentes comunes no estacionarios en los distintos paneles de tipo de cambio real, además de términos idiosincráticos no estacionarios potencialmente correlacionados. Por lo tanto, Wagner no encuentra evidencia que apoye la hipótesis de PPP.

Hooi y Smyth (2007) emplean la prueba LM de raíz unitaria con una y dos rupturas, individual y en panel, para probar el PPP en el tipo de cambio real de 15 países asiáticos. Sus resultados de las pruebas de raíz unitaria univariadas LM encuentran evidencia del PPP para dos tercios de la muestra. Mientras que los resultados de la prueba de raíz unitaria LM de panel proveen fuerte evidencia en favor del cumplimiento del PPP en esos países. Adicionalmente, Hooi y Smyth (2007) afirman que los resultados obtenidos con la prueba de raíz unitaria del panel LM difieren de los obtenidos con otras pruebas de raíz unitaria en panel sobre el PPP para los países asiáticos que no permiten la

existencia de cambios estructurales. No obstante, Hooi y Smyth (2007) no hacen mención alguna de la correcta interpretación de sus resultados, ya que al permitir cambios estructurales en media en las pruebas empleadas por ellos más bien están proveyendo evidencia no acerca del PPP, sino de la versión intermedia Quasi/PPP.

Rogoff (1996) describe la paradoja del principio de paridad del poder de compra como la cuestión de cómo reconciliar la alta volatilidad experimentada por el tipo de cambio real a corto plazo con la convergencia extremadamente lenta al PPP. Revisando la literatura empírica, hasta principios del siglo XXI existía un “notable consenso” de 3-5 años de la vida media de las desviaciones de PPP en estudios que emplearon datos con series de tiempo que cubren un horizonte temporal amplio; se consideraba que el lapso de este consenso era aparentemente demasiado largo para ser explicado por las rigideces nominales (Murray y Papell, 2002).

Murray y Papell (2002) utilizan el coeficiente autorregresivo de las pruebas Dickey-Fuller (DF) y Dickey-Fuller Aumentada (ADF) tanto con series de tiempo largas anuales del tipo de cambio real como con datos trimestrales posteriores a 1973 de seis países: Canadá, Francia, Italia, Japón, Países Bajos y el Reino Unido. Con los datos anuales, el valor de la mediana de las estimaciones puntuales de las desviaciones de PPP de las regresiones univariadas es de 3.98 años, casi en el centro del rango de 3-5 años de Rogoff.

Con los datos posteriores a 1973, la vida media promedio resultó ser de 3.07 años, cerca del límite inferior del rango, pero aún dentro del consenso de Rogoff. Los límites de los intervalos de confianza de la mediana, sin embargo, especialmente con los datos posteriores a 1973, son demasiado amplios para ser confiables. En una extensión de este trabajo, Murray y Papell (2005) utilizan la prueba Dickey-Fuller en panel; en virtud de que en sus resultados no encuentran mucha diferencia con las estimaciones individuales sostienen que los paneles no ayudan a resolver la paradoja del PPP.

Guloglu *et al.* (2011) proveen evidencia sobre la validez de la Quasi Purchasing Power Parity para 18 series de tipo de cambio real de Turquía usando pruebas de raíces unitarias en panel con cambios tanto en la media como en la tendencia; sus resultados basados en series de tiempo largas encuentran evidencia de la validez de la quasi/PPP para la mayoría de los tipos de cambio reales bajo estudio y para la totalidad del panel también.

### *La prueba de Im, Lee y Tieslau*

La prueba de Im, Lee y Tieslau (2005) con cambios estructurales en el nivel tanto en la hipótesis nula como en la hipótesis alternativa consiste en estimar el siguiente modelo:

$$(14) \quad \Delta y_{it} = \gamma_{2i} + \delta_i \Delta D_{it} + \beta_i \tilde{S}_{i,t-1} + \sum_{j=1}^k \rho_{ij} \Delta \tilde{S}_{i,t-1} + u_{it}$$

Donde  $t = 1, 2, \dots, T$  denota el periodo, e  $i = 1, 2, \dots, N$  es el subíndice para las unidades, mientras que  $\tilde{S}_{i,t-1} = y_{it-1} - \tilde{\gamma}_{2i}(t-1) - \tilde{\delta}_i D_{i,t-1}$ . Las estimaciones de  $\tilde{\gamma}_{2i}$  y  $\tilde{\delta}_i$  se obtie-

nen a través de la regresión  $\Delta q_{it} = \gamma_{2i} + \delta_i \Delta D_{it} + e_{it}$  mediante el método de mínimos cuadrados ordinarios (MCO). La variable *dummy*  $D_{it} = 1$  si  $t \leq T_{Bi}$  y  $D_{it} = 0$  en otros casos. La prueba para la hipótesis nula de la raíz unitaria se basa en el parámetro  $\beta_i$  en la ecuación (14) y se considera que el término del error  $u_{it}$  tiene media cero, además de que permite una estructura de varianza heterogénea entre las unidades de sección cruzada, pero asume que no están correlacionadas serialmente.

La hipótesis nula y la hipótesis alternativa en el panel vienen dadas por  $H_0: \beta_i = 0$ , que implica raíz unitaria en todas las series del panel, y  $H_1: \beta_i < 1$ , que implica la no existencia de raíz unitaria en una o más de las series. Para construir el estadístico de prueba LM del panel de la hipótesis de la raíz unitaria se promedian los estadísticos  $t$  individuales de la siguiente forma:

$$(15) \quad \bar{t}_{LM,NT}^{\beta} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N t_{LM,iT}^{\beta}$$

Y el estadístico de panel LM se construye a partir de  $E(\tau_{LM,T})$  y  $V(\tau_{LM,T})$  que denotan el valor esperado y la varianza del estadístico LM, respectivamente, y, por lo tanto, su valor estandarizado viene dado por:

$$(16) \quad \Gamma_{LM}^{\beta} = \frac{\sqrt{N} \left[ \bar{t}_{LM,NT}^{\beta} - \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N E(\tau_{LM,T}) \right]}{\sqrt{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N V(\tau_{LM,T})}}$$

El estadístico se distribuye como una distribución normal estándar, aun en presencia de cambios estructurales; en Im *et al.* (2005) se encuentran mayores detalles de su derivación. De esta manera, al incorporar rupturas estructurales en la prueba de raíces unitarias en panel, las cuales dan cuenta de uno o dos cambios en la media de las series de tipo de cambio real que conforman el panel, es posible someter a prueba el caso 2 de las diferentes versiones del PPP expuestas por Ventosa y Gómez (2013), que corresponde al concepto Quasi-Qualified-PPP (Q-PPP) acuñado por Dornbusch y Vogelsang (1991), quienes a su vez consideraron solo un cambio de nivel.

Hegwood y Papell (1998) extendieron el concepto Q-PPP para permitir múltiples cambios en la media determinados endógenamente y nombraron a esta Quasi-PPP. De acuerdo con Ventosa y Gómez (2013), las versiones Qualified-PPP y Quasi-PPP implican el PPP, ya que este último requiere reversión a la media. No obstante, Papell y Prodan (2006) sostienen que la serie retorna a una media constante y el PPP se mantiene en el largo plazo si hay compensación de los cambios.

## ■ *Análisis econométrico*

### *Pruebas de raíces unitarias y de estacionariedad en panel con rupturas*

El Cuadro 1 muestra los resultados de las pruebas LM de raíz unitaria con una y dos

rupturas aplicadas al logaritmo natural del tipo de cambio real bilateral entre Estados Unidos y los países de América Latina considerados en el periodo 1960-2013.<sup>5</sup> En las columnas (2) y (5) de este cuadro se presenta el valor del estadístico de prueba, tanto de manera individual como en panel; las columnas 3 y 6 reportan los rezagos empleados en cada prueba determinados endógenamente y las columnas 4 y 7 indican las fechas en las que se identificaron las respectivas rupturas. Como se desprende del Cuadro 1, todos los estadísticos de prueba son menores que los valores críticos, lo que implica que se rechaza la hipótesis nula de la raíz unitaria. De esta manera, encontramos evidencia del cumplimiento de la versión Quasi-PPP para el tipo de cambio real de los países considerados en la muestra para América Latina.

Cuadro 1  
Prueba LM de raíz unitaria con una y dos rupturas para  $q_{it}$

	Con una ruptura			Con dos rupturas		
	Estad.	$p$	Break	Estad.	$p$	Breaks
Argentina	-4.164**	(0)	1997	-6.328**	(8)	1974, 2000
Bolivia	-3.704**	(0)	1984	-4.719**	(1)	1980, 2008
Brasil	-4.231**	(4)	1980	-5.230**	(1)	1986, 2000
Chile	-4.501**	(3)	1983	-5.830**	(4)	1972, 1990
Colombia	-4.928**	(8)	2002	-5.744**	(8)	1999, 2002
Costa Rica	-4.959**	(7)	1979	-9.593**	(7)	1979, 1990
Rep. Dom.	-4.677**	(0)	1986	-6.748**	(0)	1982, 1987
Ecuador	-4.325**	(1)	1985	-7.021**	(8)	1984, 1999
El Salvador	-3.320**	(0)	1982	-4.922**	(8)	1982, 1994
Guatemala	-3.348**	(0)	1986	-5.306**	(8)	1984, 2000
Honduras	-4.438**	(6)	1992	-5.936**	(6)	1980, 1991
México	-4.858**	(5)	1997	-7.045**	(5)	1980, 2003
Nicaragua	-5.495**	(0)	1983	-8.705**	(6)	1986, 1994
Paraguay	-3.737**	(5)	1982	-5.490**	(6)	1980, 1998
Perú	-3.572**	(5)	1987	-6.175**	(7)	1974, 1988
Uruguay	-3.461**	(1)	2000	-4.972**	(3)	1986, 2000
Venezuela	-3.097**	(7)	2001	-4.430**	(0)	1982, 1995
Panel	-3.0965**	(7)	2001	-4.4305**	(7)	1982, 1995

Notas: Los números entre paréntesis son los rezagos incorporados en cada prueba. Los valores críticos correspondientes a los niveles de significancia del 1%, 5% y 10% para el estadístico panel LM sin rupturas, con una y dos rupturas son -2.32, -1.64 y -1.28, respectivamente.

\*, \*\* Denotan significancia al nivel del 5 y del 1%.

Fuente: Elaboración propia.

<sup>5</sup> El anexo 1 describe los datos empleados en las pruebas econométricas y en las estimaciones de la vida media (*half-life*), así como la metodología empleada y las fuentes.

### *Heterogeneidad de sección cruzada*

En esta sección averiguamos si la agregación del conjunto de unidades (países) es apropiada en nuestro conjunto de datos. La prueba empleada controla el sesgo de Nickell, la cual consiste en estimar las regresiones dinámicas asociadas a cada uno de los países como numerario y en efectuar pruebas de homogeneidad sobre la media ajustada recursivamente de los valores estimados de  $\rho$  obtenidos a través de regresiones aparentemente no relacionadas.<sup>6</sup>

Los resultados de la prueba de homogeneidad se presentan en el Cuadro 2. La homogeneidad se rechaza al nivel del 5% únicamente cuando las monedas de Chile y Estados Unidos fungen como el país numerario y se rechaza al nivel de 10% cuando las monedas de Costa Rica, Ecuador y El Salvador fungen como numerario. En virtud de que encontramos evidencia en contra de la homogeneidad cuando se emplea el dólar de los Estados Unidos como numerario y, por ende, la posibilidad de que la heterogeneidad de sección cruzada pueda sesgar el valor del coeficiente autorregresivo, optamos por realizar la prueba tomando como numerario la moneda de Uruguay y excluimos la posibilidad de que el dólar de Estados Unidos pueda fungir como numerario; los resultados se muestran en el Cuadro 3.

Elegimos a Uruguay porque es uno de los países que obtuvo un mayor valor- $p$  en la prueba y tiene un nivel de desarrollo “aceptable” para fungir como país numerario; tomando como criterio de decisión este valor, se encuentran por arriba de éste Colombia, República Dominicana y Bolivia en orden descendente, como se puede ver en el Cuadro 2. De hecho, cualquier moneda del país cuyo valor- $p$  sea mayor a 0.05 o al 0.10 en este cuadro puede fungir como numerario, dependiendo del nivel de significancia elegido.

Cuadro 2  
Prueba de Homogeneidad  
(Tipo de cambio real de 17 países de América Latina y Estados Unidos: 1990-2013)

País numerario	Estadístico wald	Valor- $p$	País numerario	Estadístico wald	Valor- $p$
Argentina	17.918	[0.329]	Guatemala	18.485	[0.296]
Bolivia	13.369	[0.646]	Honduras	17.206	[0.372]
Brasil	23.046	[0.113]	México	18.259	[0.309]
Chile	33.763	[0.006]	Nicaragua	14.950	[0.528]
Colombia	17.028	[0.384]	Paraguay	22.334	[0.133]
Costa Rica	24.987	[0.070]	Perú	13.237	[0.655]
República Dominicana	7.864	[0.953]	Uruguay	11.943	[0.748]
Ecuador	25.941	[0.055]	Venezuela	8.050	[0.947]
El Salvador	24.673	[0.076]	Estados Unidos	30.955	[0.014]

Fuente: Elaboración propia.

Como se puede ver en el Cuadro 3, los resultados de la prueba de homogeneidad muestran que la evidencia en contra de la homogeneidad en este conjunto de datos es bastante

<sup>6</sup> Véase Choi, Mark y Sul (2004) para mayores detalles sobre la prueba de homogeneidad empleada.

débil, por lo que en este caso la posibilidad de la heterogeneidad de sección cruzada no representa una fuente de sesgo importante. Por lo anterior, procedemos asumiendo que la agregación es apropiada cuando elegimos como numerario a la moneda de Uruguay.

Cuadro 3  
Prueba de Homogeneidad  
(Tipo de cambio real de 17 países de América Latina)  
País Numerario: Uruguay (1990-2013)

País numerario	Estadístico wald	Valor- <i>p</i>	País numerario	Estadístico wald	Valor- <i>p</i>
Argentina	16.490	[0.350]	Guatemala	13.967	[0.528]
Bolivia	12.343	[0.653]	Honduras	15.336	[0.427]
Brasil	16.157	[0.372]	México	18.217	[0.251]
Chile	22.318	[0.100]	Nicaragua	14.956	[0.455]
Colombia	9.055	[0.875]	Paraguay	22.608	[0.093]
Costa Rica	22.265	[0.101]	Perú	13.282	[0.581]
República Dominicana	9.310	[0.861]	Venezuela	5.689	[0.985]
Ecuador	23.749	[0.069]	Uruguay	12.667	[0.628]
El Salvador	20.460	[0.155]			

Fuente: Elaboración propia.

Las pruebas de homogeneidad aplicadas a los métodos de panel con tipos de cambio real son importantes porque si esta prueba revela que los datos correspondientes a las unidades del panel no son agregables y a pesar de ello se efectúan estimaciones con dicho panel, se pueden obtener conclusiones erróneas. Por ejemplo, la inapropiada agregación entre unidades de sección cruzada en el caso donde diferentes series de tipo de cambio real exhiben diferentes tasas de convergencia, lo cual probablemente propicie que los estimadores de panel sobreestimen los resultados.

El Cuadro 4 muestra las estimaciones de panel de la vida media por el método de GLS factibles y su mediana, obtenidas bajo correcciones para los diferentes sesgos. Las estimaciones de la vida media (*half-life*) que corrigen los sesgos de Nickell y de agregación temporal en forma simultánea para los países de América Latina considerados en la muestra sugieren que la mediana es de 4 años con un intervalo del 95% de confianza de 2.7 a 6.8 años, estimación que resultó ser mucho menor que si sólo se corrige el sesgo de Nickell que, en este caso, resultó de 9 años, y mayor a la estimación que corrige únicamente el sesgo de agregación temporal, que es de 2.3 años.

Al igual que los resultados reportados por Choi *et al.* (2006) efectuados para 21 países de la OCDE, las estimaciones sin corrección del sesgo son más próximas a las que se obtienen de corregir simultáneamente ambos sesgos, en virtud de que la estimación sin corrección del sesgo es de 3.7 años. Este dato es muy próximo al valor estimado corregido de 4 años. En la muestra considerada, Nicaragua resultó ser el país con una mayor vida media de las desviaciones de su tipo de cambio real igual a 5.1 años, mientras que Brasil mostró la menor vida media de la persistencia de esta variable, la cual fue de 2.8 años.

Adicionalmente, si se compara con las estimaciones obtenidas por otros estudios, la vida media estimada para los países de América Latina es ligeramente mayor que la obtenida para otras regiones, lo cual puede atribuirse posiblemente a una mayor volatilidad del tipo de cambio real o a algunas rigideces de precios, características de los países que comprenden la región.

**Cuadro 4**  
**Estimaciones del Panel a través de GLS (1990-2013)**  
**País Numerario: Uruguay**

Sin corrección del sesgo			Tipo de Sesgo Corregido							
			De Nickell	De Agregación		De Nickell y de				
				Temporal	Agregación Temporal					
Numerario	$\hat{\rho}$	$H_{0.5}$	$\hat{\rho}$	$H_{0.5}$	$\hat{\rho}$	$H_{0.5}$	$\hat{\rho}$	$H_{0.025}$	$H_{0.5}$	$H_{0.975}$
Argentina	0.828	3.7	0.903	6.8	0.707	2.0	0.806	2.3	3.2	5.0
Bolivia	0.854	4.4	0.943	11.8	0.755	2.5	0.861	3.1	4.6	8.7
Brasil	0.825	3.6	0.880	5.4	0.679	1.8	0.777	2.0	2.8	4.3
Chile	0.833	3.8	0.926	9.0	0.736	2.3	0.839	2.7	4.0	7.0
Colombia	0.837	3.9	0.903	6.8	0.707	2.0	0.806	2.3	3.2	5.1
Costa Rica	0.820	3.5	0.919	8.2	0.728	2.2	0.830	2.6	3.7	6.1
Rep. Dom.	0.838	3.9	0.947	12.7	0.758	2.5	0.864	3.2	4.7	8.6
Ecuador	0.838	3.9	0.933	10.0	0.741	2.3	0.845	2.7	4.1	7.9
El Salvador	0.817	3.4	0.930	9.6	0.739	2.3	0.842	2.7	4.0	7.5
Guatemala	0.829	3.7	0.947	12.7	0.758	2.5	0.864	3.2	4.7	9.0
Honduras	0.830	3.7	0.923	8.7	0.730	2.2	0.833	2.7	3.8	6.3
México	0.819	3.5	0.900	6.6	0.704	2.0	0.803	2.2	3.2	5.2
Nicaragua	0.845	4.1	0.954	14.7	0.766	2.6	0.874	3.5	5.1	9.1
Paraguay	0.812	3.3	0.893	6.1	0.697	1.9	0.797	2.2	3.1	4.9
Perú	0.855	4.4	0.950	13.5	0.760	2.5	0.867	3.3	4.9	8.7
Venezuela	0.850	4.3	0.926	9.0	0.736	2.3	0.839	2.7	4.0	6.8
Uruguay	0.814	3.4	0.906	7.0	0.712	2.0	0.812	2.5	3.3	5.0
Mediana	0.830	3.7	0.926	9.0	0.736	2.3	0.839	2.7	4.0	6.8

Notas:  $H_{0.025}$ ,  $H_{0.5}$  y  $H_{0.975}$  son los percentiles del 2.5, 50 y 97.5 de la distribución de la vida media.

Fuente: Elaboración propia.

Con el fin de tener una aproximación al valor de la vida media de las persistencias del tipo de cambio real de la región cuando no se elige adecuadamente el numerario, como en este caso resultó ser el dólar de Estados Unidos, estimamos nuevamente la vida media empleando como numerario el dólar de Estados Unidos. Las estimaciones de este ejercicio se presentan en el Cuadro 5.

Como se puede apreciar en el Cuadro 5, la elección de un numerario incorrecto sesga las estimaciones en virtud de que, en todos los casos, la vida media resultó ser mayor cuando se toma como numerario al dólar de Estados Unidos. Estos resultados destacan

**Cuadro 5**  
**Estimaciones del Panel a través de GLS (1990-2013)**  
**País Numerario: Estados Unidos**

Sin corrección del sesgo			Tipo de Sesgo Corregido							
			De Nickell		De Agregación		De Nickell y de			
					Temporal		Agregación Temporal			
Numerario	$\hat{\rho}$	$H_{0.5}$	$\hat{\rho}$	$H_{0.5}$	$\hat{\rho}$	$H_{0.5}$	$\hat{\rho}$	$H_{0.025}$	$H_{0.5}$	$H_{0.975}$
Argentina	0.853	4.4	0.936	10.5	0.744	2.3	0.848	3.0	4.2	6.9
Bolivia	0.865	4.8	0.954	14.7	0.766	2.6	0.874	3.4	5.1	10.1
Brasil	0.841	4.0	0.906	7.0	0.712	2.0	0.812	2.3	3.3	5.4
Chile	0.852	4.3	0.930	9.6	0.736	2.3	0.842	2.7	4.0	7.2
Colombia	0.857	4.5	0.926	9.0	0.733	2.2	0.836	2.7	3.9	6.5
Costa Rica	0.842	4.0	0.947	12.7	0.758	2.5	0.864	3.2	4.7	8.9
Rep. Dom.	0.850	4.3	0.961	17.4	0.772	2.7	0.880	3.6	5.4	10.4
Ecuador	0.851	4.3	0.943	11.8	0.755	2.5	0.861	3.0	4.6	9.4
El Salvador	0.837	3.9	0.957	15.8	0.769	2.6	0.877	3.4	5.3	10.8
Guatemala	0.848	4.2	0.954	14.7	0.763	2.6	0.870	3.4	5.0	8.9
Honduras	0.863	4.7	0.943	11.8	0.755	2.5	0.861	3.1	4.6	8.4
México	0.830	3.7	0.923	8.7	0.733	2.2	0.836	2.6	3.9	6.8
Nicaragua	0.860	4.6	0.971	23.6	0.786	2.9	0.900	4.2	6.5	13.4
Paraguay	0.852	4.3	0.919	8.2	0.725	2.2	0.830	2.6	3.7	6.2
Perú	0.860	4.6	0.957	15.8	0.769	2.6	0.877	3.5	5.3	9.9
Uruguay	0.857	4.5	0.930	9.6	0.739	2.3	0.842	2.9	4.0	6.4
Venezuela	0.864	4.7	0.930	9.6	0.739	2.3	0.842	2.8	4.0	7.0
Estados Unidos	0.880	5.4	0.975	27.4	0.789	2.9	0.900	4.2	6.5	13.5
Mediana	0.853	4.3	0.943	11.8	0.755	2.5	0.861	3.1	4.6	8.6

Notas:  $H_{0.025}$ ,  $H_{0.5}$  y  $H_{0.975}$  son los percentiles del 2.5, 50 y 97.5 de la distribución de la vida media.

Fuente: Elaboración propia.

la necesidad de efectuar pruebas de homogeneidad en el panel del presente estudio con la finalidad de elegir el numerario apropiadamente y así evitar posibles sesgos de una agregación incorrecta de las unidades en las estimaciones.

Por último, con el fin de averiguar la posibilidad de que el deflactor implícito de precios del PIB pudiera sesgar las estimaciones de la vida media obtenidas para los países de la región de América Latina considerados, efectuamos nuevamente la estimación de la vida media incluyendo únicamente a los países con los que se cuenta con índices de precios al consumidor para el cálculo del tipo de cambio real. Los resultados se presentan en el Cuadro 6.

Como se puede ver en el Cuadro 6, las estimaciones de la vida media resultaron ligeramente menores en los casos en los que se corrige algún tipo de sesgo, a diferencia de las estimaciones que se obtuvieron con la muestra total de países de la región considerados en el Cuadro 4 donde se utilizó el deflactor de precios del PIB en el cálculo



del tipo de cambio real. Por esta razón es posible deducir que el uso del deflactor en el cálculo del tipo de cambio real no incide considerablemente en la magnitud de las estimaciones de la vida media. Este resultado es importante en virtud de que, como se ha argumentado, el estimador que corrige el sesgo de agregación temporal supone que los datos de precios anuales se obtienen como promedios de intervalo de tiempo inferiores de cada uno de los años considerados.

Cuadro 6  
Estimaciones del Panel a través de GLS (1990-2013)  
País Numerario: Uruguay (Países con IPC)

Sin corrección del sesgo			Tipo de Sesgo Corregido							
			De Nickell		De Agregación		De Nickell y de			
					Temporal		Agregación Temporal			
Numerario	$\hat{\rho}$	$H_{0.5}$	$\hat{\rho}$	$H_{0.5}$	$\hat{\rho}$	$H_{0.5}$	$\hat{\rho}$	$H_{0.025}$	$H_{0.5}$	$H_{0.975}$
Bolivia	0.835	3.8	0.896	6.3	0.699	1.9	0.797	2.0	3.1	5.5
Colombia	0.842	4.0	0.909	7.3	0.717	2.1	0.818	2.2	3.5	7.0
Costa Rica	0.827	3.6	0.896	6.3	0.699	1.9	0.797	2.1	3.1	5.3
Rep. Dom.	0.851	4.3	0.950	13.5	0.760	2.5	0.867	3.1	4.9	10.1
Ecuador	0.846	4.1	0.930	9.6	0.739	2.3	0.842	2.4	4.0	9.9
El Salvador	0.814	3.4	0.919	8.2	0.725	2.2	0.827	2.3	3.7	8.2
Guatemala	0.831	3.7	0.943	11.8	0.752	2.4	0.858	2.8	4.5	10.2
Honduras	0.848	4.2	0.936	10.5	0.747	2.4	0.852	2.7	4.3	9.0
México	0.836	3.9	0.919	8.2	0.728	2.2	0.830	2.1	3.7	10.8
Paraguay	0.813	3.3	0.883	5.6	0.684	1.8	0.783	2.0	2.8	4.5
Perú	0.865	4.8	0.950	13.5	0.763	2.6	0.870	3.1	5.0	12.0
Uruguay	0.806	3.2	0.887	5.8	0.687	1.8	0.786	2.1	2.9	4.3
Mediana	0.836	3.9	0.919	8.2	0.727	2.2	0.829	2.2	3.7	8.6

Notas:  $H_{0.025}$ ,  $H_{0.5}$  y  $H_{0.975}$  son los percentiles del 2.5, 50 y 97.5 de la distribución de la vida media.

Fuente: Elaboración propia.

## ■ Conclusiones

En años recientes, la investigación sobre el PPP, auspiciada por la disponibilidad de muestras de mayor tamaño, se ha enfocado en el análisis de datos panel, lo cual tiende a mejorar la precisión y la confianza en las estimaciones empíricas.

En el presente trabajo, nuestra prueba para detectar raíz unitaria en panel LM con uno y dos cambios en la media rechazó la hipótesis nula de raíz unitaria en el panel del tipo de cambio real, tanto a nivel individual como en el panel en su conjunto para los países de la región, incluso al nivel de significancia del 1%. Los resultados de estas pruebas de raíces unitarias bajo la especificación utilizada permiten probar una versión específica de la hipótesis del PPP, la de Quasi-Qualified-PPP (Q-PPP). Esto permite incorporar cambios en la media sin incluir una tendencia ni cambios en la tendencia

(cfr. Im *et al.*, 2005; Ventosa y Gómez, 2013). De esta manera, al rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria bajo esta prueba para el panel en cuestión encontramos evidencia a favor de la Quasi-PPP.

Por otra parte, en la literatura se han discutido tres fuentes potenciales de sesgo en la estimación de la vida media de la convergencia PPP. Teniendo presentes esas posibles fuentes de sesgo encontramos que, con los datos a nivel de país de América Latina, la heterogeneidad de la sección transversal de las tasas de convergencia a PPP es una fuente cuantitativamente importante de sesgo si se elige como numerario el dólar de los Estados Unidos, moneda que es comúnmente empleada en los estudios para efectuar estimaciones de la vida media en diferentes países y distintas regiones.

Por esta razón, enfatizamos la necesidad de elegir un numerario que supere este inconveniente. Para tal efecto se eligió como numerario un país distinto al que convencionalmente se emplea; el país elegido es Uruguay, pero pudo haber sido algún otro que superara la prueba de homogeneidad empleada. Las otras dos fuentes potenciales de sesgo son el sesgo a la baja del estimador de efectos fijos de panel y el de agregación temporal. Si se controlan simultáneamente estas dos últimas posibles fuentes de sesgo se obtiene una estimación puntual de 4 años para la vida media con un intervalo de confianza de 95% que va de 2.7 a 6.8 años para los países de América Latina, notablemente mayor que las estimaciones obtenidas para otras regiones, principalmente las regiones que tienen mayores niveles de desarrollo.

En la literatura sobre el tema se ha argumentado que es la volatilidad del tipo de cambio real la que determina la magnitud de la vida media de las desviaciones respecto del PPP. Sin embargo, la determinación de si este factor o algunos otros pudieran incidir en la vida media, tanto en grupo como a nivel individual, escapa a los alcances de este trabajo, por lo que se requiere una mayor investigación para determinar por qué los países con menores niveles de desarrollo presentan una mayor vida media, así como los factores que pueden incidir en esta.

## ■ Anexo 1

### *Descripción de los Datos*

El TCR de los 17 países involucrados mide el nivel del tipo de cambio real bilateral de la unidad monetaria nacional respecto al dólar estadounidense. Es importante señalar que el año base 2005 es la referencia internacional actual en el caso específico de los índices de precios al consumidor.

Para los tipos de cambio nominal se emplearon los datos oficiales de cada país, incluyendo el caso de Ecuador, que desde el 2000 asumió oficialmente el dólar estadounidense como medio de pago legal. Sin embargo, como alternativa, organismos internacionales adjudican una tasa diferente, la que entre 2001-2006 tiene un mismo valor de la unidad monetaria nacional por dólar. Aquí elegimos esta última para realizar las pruebas y las estimaciones. Los datos son oficiales, provienen de la base del Banco Mundial y, en el caso de datos faltantes, se complementaron con datos oficiales de la

CEPAL. Para los países con datos atípicos se consultaron sus estadísticas nacionales directamente para cotejarlos.

El Índice de precios al consumidor PROMEDIO NACIONAL se usó para todos los países, excepto para los casos de Argentina (2013, IPC), Brasil (1980, IPC), Chile (2009, IPC), Nicaragua (1999, IPC) y Venezuela (2005, IPC). Estos países no poseen un promedio de índice NACIONAL para todo el periodo. Así, existen series más largas pero se refieren al IPC de sólo algunas ciudades importantes (p.ej. en Argentina, el Gran Buenos Aires desde antes de los años cincuenta) y a precios al mayoreo.

Por estas razones, para estos cinco países se decidió utilizar el índice de precios del PIB, que es más representativo del promedio nacional de inflación y es homogéneo desde los años cincuenta o sesenta o mucho antes. Esto en comparación con los precios al mayoreo o con una mezcla no homogénea que se podría elaborar encadenando las series cortas de IPC con cualquier otro tipo de índice. Para complementar la fuente de datos del Banco Mundial se recurrió a la base de datos de la CEPAL. Algunas de estas series fueron cotejadas con los sistemas de cuentas macroeconómicas de algunos de estos países.

Cuadro A1  
Índice de Precios utilizado para cada país

País	Índice de precios
Argentina	Deflactor
Bolivia	IPC
Brasil	Deflactor
Chile	Deflactor
Colombia	IPC
Costa Rica	IPC
República Dominicana	IPC
Ecuador	IPC
Salvador	IPC
Guatemala	IPC
Honduras	IPC
México	IPC
Nicaragua	Deflactor
Paraguay	IPC
Perú	IPC
Uruguay	IPC
Venezuela	Deflactor
Estados Unidos	IPC

Notas: IPC abrevia Índice Nacional de Precios al Consumidor y Deflactor hace alusión al Deflactor Implícito de Precios del PIB.

Fuente: Elaboración propia.

■ *Bibliografía*

- Burstein, A., Eichenbaum, M. y Rebelo, S. (2005). Large Devaluations and the Real Exchange Rate. *Journal of Political Economy* 113(4): 742-784.
- Cashin, P. y McDermott, C. J. (2003). An unbiased appraisal of PPP. *IMF Staff Papers* 50.
- Coakley, J. y Fuertes, A. M. (1997). New panel unit root tests of PPP. *Economics Letters* 57: 17-22.
- Chen, S. S. y Engel, C. (2005). Does 'Aggregation Bias' Explain the PPP Puzzle? *Pacific Economic Review* 10: 49-72.
- Choi, Ch., Mark, N. C. y Sul, D. (2004). *Bias Reduction by Recursive Mean Adjustment in Panel Data*. Manuscrito, University of Auckland.
- Choi, Ch., Mark, N. C. y Sul, D. (2006). Unbiased Estimation of the Half-Life to PPP Convergence in Panel Data. *Journal of Money, Credit, and Banking* 38(4): 921-938. The Ohio State University Press. Recuperado junio 1, 2014, del Project MUSE database.
- Dornbusch, R. y Vogelsang, T. (1991). Real Exchange Rates and Purchasing Power Parity. En *Trade Theory and Economic Reform: North, South and East, Essays in Honour of Bela Balassa*, ed. J. de Melo y Sapir, A. Oxford, Basil Blackwell: 3-24.
- Engel, C. (2000). Long-run PPP may not hold after all. *Journal of International Economics* 51: 243-273.
- Frankel, J. A. y Rose, A. K. (1996). A panel project on purchasing power parity: Mean reversion within and between countries. *Journal of International Economics* 40: 209-224.
- Guloglu, B., Ispira, S. y Okat, D. (2011). Testing the validity of quasi PPP hypothesis: evidence from a recent panel unit root test with structural breaks. *Applied Economics Letters* 18: 1817-1822.
- Hegwood, N. D. y Papell, D. H. (1998). Quasi Purchasing Power Parity. *International Journal of Finance & Economics* 3(4): 279-289.
- Hooi, L. y Smyth, R. (2007). Are Asian real exchange rates mean reverting? Evidence from univariate and panel LM unit root tests with one and two structural breaks. *Applied Economics* 39: 2109-2120.
- Im K., Lee, J. y Tieslau, M. (2005). Panel LM unit Root Tests with Level Shifts. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 67(3): 393-419.
- Imbs, J., Mumtaz, H., Ravn, M. O. y Rey, H. (2005). PPP strikes back: Aggregation and the real exchange rate. *Quarterly Journal of Economics* 120: 1-43.
- Lothian, J. R. (1997). Multi-country evidence on the behavior of purchasing power parity under the current float. *Journal of International Money and Finance* 16: 19-35.
- MacDonald, R. (1996). Panel unit root tests and real exchange rates. *Economics Letters* 50: 7-11.
- Murray, C. J. y Papell, D. H. (2002). The Purchasing Power Parity Persistence Paradigm. *Journal of International Economics* 56: 1-19.
- Murray, C. J. y Papell, D. H. (2005). Do Panels Help Solve the Purchasing Power Parity Puzzle? *Journal of Business & Economic Statistics* 23(4): 410-415.

- Nickell, S. (1981). Biases in Dynamic Models with Fixed Effects. *Econometrica* 49(6): 1417-1426.
- Oh, K. Y. (1996). Purchasing power parity and unit root tests using panel data. *Journal of International Money and Finance* 15: 405-418.
- Papell, D. H. (1997). Searching for stationarity: Purchasing power parity under the current float. *Journal of International Economics* 43: 313-332.
- Papell, D. H. y Prodan, R. (2006). Additional Evidence of Long Run Purchasing Power Parity with Restricted Structural Breaks. *Journal of Money, Credit y Banking* 38: 1329-1349.
- Phillips, P. C. B. y Sul, D. (2004). *Bias in Dynamic Panel Estimation with Fixed Effects, Incidental Trends and Cross Section Dependence*. Manuscrito, University of Auckland.
- Rogoff, K. (1996). The Purchasing Power Parity Puzzle. *Journal of Economic Literature* 34: 647-668.
- Taylor, A. M. (2001). Potential Pitfalls for the Purchasing-Power-Parity Puzzle? Sampling and Specification Biases in Mean-Reversion Test of the Law of One Price. *Econometrica* 69: 473-498.
- Ventosa, S. D. y Gómez, M. (2013). A comment on 'Testing the validity of quasi-PPP hypothesis: evidence from a recent panel unit-root test with structural breaks'. *Applied Economics Letters* 20(2): 111-113.
- Wagner, M. (2008). On PPP, unit roots and panels. *Empirical Economics* 35(2): 229-249.
- Working, H. (1960). Note on the Correlation of First Differences of Averages in a Random Chain. *Econometrica* 28: 916-918.
- Wu, X. 1996. Are real exchange rates nonstationary? Evidence from a panel-data test. *Journal of Money, Credit and Banking* 28: 54-61.