



Universidad Nacional de La Plata



**Novenas Jornadas de Economía
Monetaria e Internacional
La Plata, 6 y 7 de mayo de 2004**

**El Tipo de Cambio Real Argentino 1913-2003: Testeando la
Teoría de la Paridad de Poder Adquisitivo**
Dal Bianco, Marcos José (IAE, Escuela de Dirección y Negocios)

El Tipo de Cambio Real Argentino 1913-2003: Testeando la Teoría de la Paridad de Poder Adquisitivo

Marcos José Dal Bianco*

“Under the skin of any international economist lies a deep-stated belief in some variant of the purchasing power parity theory of the exchange rate.” Dornbusch y Krugman, 1976.

“Simplified views based on the purchasing power parity theory have suggested that the equilibrium real exchange rate is a constant that does not vary through time. Speaking rigorously, however, there is no reason why the value of the RER required to attain internal and external equilibrium should be a constant number; it would indeed be an extraordinary coincidence if it was”. Edwards, 1989.

1. Introducción

En su forma estándar, la versión “absoluta” de la “Teoría de la Paridad de Poder Adquisitivo” del tipo de cambio establece que, una vez convertidos a la misma moneda, los niveles de precios de los países deben ser iguales. Así, el tipo de cambio de Paridad de Poder Adquisitivo (PPA) es aquel que iguala el poder de compra de una unidad monetaria en las dos economías (Sarno y Taylor, 2002). Bajo esta teoría, entonces, el tipo de cambio nominal (TCN) estaría en equilibrio si fuera igual al tipo de cambio de PPA.

La base conceptual de la PPA es la “Ley de un único precio” (LUP) que establece que, en ausencia total de costos de transacción, los mercados competitivos equipararán los precios de bienes idénticos en países diferentes, expresados en la misma moneda. Así, si se cumple la LUP para un rango lo suficientemente amplio de bienes, debe verificarse la PPA.¹

Sin embargo, la PPA absoluta ha sido refutada ampliamente como relación de corto plazo.² Pese a ello, es muy extendido el convencimiento en la profesión de que esta proposición se cumple en el largo plazo, constituyéndose en una suerte de “ancla para el tipo de cambio real de largo plazo” (Rogoff, 1996). En esta aproximación, el TCN en el corto y mediano plazo variará por cambios en los tipos de interés, *shocks* monetarios, etc., mientras que en el largo plazo, las “fuerzas” económicas detrás de la PPA serían las que determinarían su movimientos.³ El importante lugar que ocupa la PPA en la economía internacional se manifiesta, además, en que la mayoría de los modelos de economías abiertas imponen la PPA como condición de equilibrio de largo plazo (Obstfeld y Rogoff, 1996).

* IAE, Escuela de Dirección y Negocios (mdalbiano@iae.edu.ar). Se agradecen los comentarios y sugerencias realizados por Santiago Acosta, Cecilia Adrogué, Daniel Aromí, Eduardo Fracchia, Leandro Galli, Elina Gigaglia, Juan Manuel Jáuregui, Juan José Llach, Alejo Macaya y Juan Quiroga a versiones previas de este trabajo. Todo error subsistente es, por supuesto, exclusiva responsabilidad del autor.

¹ Aún si la PPA absoluta no se cumpliera, puede igualmente verificarse la PPA relativa, que estipula que la tasa de crecimiento del TCN debe compensar el diferencial entre la tasa de crecimiento de los precios locales y la de los precios externos. En este trabajo, tanto en la parte teórica como en la empírica, nos concentramos en la PPA absoluta.

² Para revisiones de literatura sobre la PPA véase Officer (1976), Froot y Rogoff (1995), Sarno y Taylor (2002) y Taylor (2003).

³ P. ej., Krugman (1978) señala que: “Few international economists would deny that purchasing power parity holds in some sufficiently long run...” (p. 397).

El objetivo de nuestro trabajo es contrastar la Teoría de la Paridad de Poder Adquisitivo en Argentina, utilizando datos mensuales para el período 1943-2003 y anuales para el período 1913-2003. Para ello, utilizaremos diferentes técnicas de estimación, replicando lo realizado en la amplia literatura empírica que ha investigado este tema para otros países.

Es de destacar que hay pocos trabajos que testeen la PPA para países en desarrollo, especialmente para los latinoamericanos. En particular para la Argentina, solo hemos hallado siete trabajos que lo han hecho, con resultados mixtos: McNown y Wallace (1989), Anoruo, et al. (2002), Taylor (2002) y Diamandis (2003) encuentran que la PPA se verifica en Argentina; Bahmani-Oskooee (1993) y Carrera, et al. (1999) rechazan el cumplimiento de la PPA en dicho país, mientras que McLellan y Chakraborty (1997) no obtienen resultados conclusivos.

Los resultados que encontramos aquí son, en general, contrarios al cumplimiento de la PPA en Argentina. Pese a que cuando empleamos datos mensuales encontramos resultados en el sentido de aceptar la PPA, cuando utilizamos datos anuales, más firmes, la evidencia es contraria a la teoría.⁴ Dada la mayor potencia de los resultados que se obtienen al utilizar datos anuales, podemos concluir que la evidencia de este trabajo es desfavorable al cumplimiento de la PPA en Argentina. Esto tiene importantes implicancias, entre otras cosas, para la política económica (Dornbusch, 1987). Por ejemplo, que se verifique o no la PPA es relevante en el debate de cuanto tiempo puede un país obtener ventajas de mantener deliberadamente alto o bajo el TCR. Cuanto más desconectado esté el tipo de cambio de los precios y los salarios, más efectivas y duraderas serán estas políticas. Además, la verificación de la PPA tiene relevancia en el análisis de si el TCR está sobrevaluado o no, dado que el tipo de cambio de PPA suele ser un *benchmark* contra el cual se compara el TCR.

El trabajo continúa así: en la Sección 2 resumimos el marco teórico de la PPA y en la Sección 3 la literatura empírica que la contrastó. En la Sección 4 realizamos el estudio econométrico para Argentina. Concluimos en la Sección 5 con algunas observaciones finales.

2. Paridad de Poder Adquisitivo: Marco conceptual

La teoría de la Paridad de Poder Adquisitivo es una de las más antiguas de la determinación del tipo de cambio. Rogoff (1996) y Sarno y Taylor (2002) señalan que las primeras enunciaciones de ésta las realizaron académicos españoles de la Universidad de Salamanca del siglo XV y XVI, mientras que Frenkel (1978) muestra el desarrollo de la doctrina en los escritos de John Wheatley y David Ricardo de comienzos del siglo XIX. En su versión moderna fue enunciada por primera vez por Gustav Cassel (1916, 1917 y 1918), quien acuñó el término "Purchasing power parity" para referirse a la teoría que proponía.⁵

⁴ Se verifican en este estudio las conclusiones a las que arriban Sarno y Taylor (2002), cuando afirman que es más probable encontrar evidencia a favor de la PPA utilizando precios mayoristas en lugar de precios al consumidor.

⁵ "At every moment, the real parity between two countries is represented by this quotation between the purchasing power of the money in the one country and the other. I propose to call this parity "*the purchasing power parity*".", Cassel (1918), p. 413.

Expresado como un teorema, la versión absoluta de la PPA afirma que los precios en un país deben ser iguales a los de otro país una vez expresados en la misma moneda (Krueger, 1983). Así, de verificarse la PPA, el tipo de cambio de equilibrio entre la moneda local y la extranjera debe ser igual al ratio de los precios domésticos respecto a los extranjeros (Frenkel, 1981). La versión relativa de la doctrina, en tanto, establece que las variaciones en el tipo de cambio de equilibrio deben ser iguales a las variaciones en el ratio de precios internos respecto de los externos.

Su base conceptual es la LUP, que establece que bienes idénticos vendidos en mercados integrados, en ausencia de costos de transacción, tendrán –por efecto del arbitraje- igual precio en todos los países una vez expresados en la misma moneda. Así, la LUP implica que:

$$P_{i,t} = S_t P_{i,t}^* \quad (1)$$

Donde $P_{i,t}$ es el precio del bien i en términos de la moneda doméstica en el período t , $P_{i,t}^*$ es el precio del bien i en términos de la moneda extranjera en t , y S_t es el TCN expresado como el precio doméstico de la moneda extranjera en t .

Resumidamente, los argumentos para que no se verifique la LUP son: (1) los bienes nacionales y extranjeros no suelen ser sustitutos perfectos; (2) existencia de barreras al comercio internacional, tanto tarifarias (e.g., aranceles) como no tarifarias (e.g., cuotas); (3) los costos de transporte; (4) la ausencia de mercados competitivos en alguno/s de los países (o en todos); y (5) los componentes “no transables” de los bienes varían. La evidencia empírica muestra que estos argumentos son relevantes, dado que numerosos estudios econométricos rechazan el cumplimiento de la LUP para una gran cantidad de bienes transables, salvo para algunos pocos bienes muy estandarizados y fuertemente expuestos al comercio internacional para los que sí se verifica la LUP (p. ej., el oro).⁶ Pese a la evidencia en su contra, la LUP sigue siendo una importante base conceptual de los modelos de la economía internacional en general y de la teoría de la PPA del tipo de cambio en particular.

Siguiendo a Dornbusch (1987), consideramos ahora un índice de precios doméstico $P_t = f(P_{1t}, \dots, P_{it}, \dots, P_{nt})$ y un índice de precios extranjero $P_t^* = g(P_{1t}^*, \dots, P_{it}^*, \dots, P_{nt}^*)$. Si para cada uno de estos bienes se verifica la LUP y si cada bien pondera en igual cuantía en la canasta de bienes de cada país, entonces debe cumplirse la PPA absoluta, con lo cual:

$$S_t = \frac{P_t}{P_t^*} \quad (2)$$

Ahora, si se verifica la LUP para todo bien i en todo momento t , la PPA absoluta implica que el tipo de cambio nominal debe ser igual a uno en todo t . En palabras de Dornbusch (1987), “cualquiera sea la perturbación monetaria o real en la economía, el arbitraje instantáneo y sin costos hará que canastas idénticas de bienes en dos países, medidas en la misma

⁶ Para estudios empíricos de la LUP véase Isard (1977), Giovannini (1988), Knetter (1989, 1993) y Rogoff, et al. (2001).

moneda, sean iguales”. Esta proposición, teóricamente correcta, es cuestionable empíricamente. Por un lado, los mismos problemas que hacen que la LUP no se verifique, afectan a la PPA. Por otro lado, la PPA tal como está establecida en (2) requiere que las canastas de bienes (las funciones f y g) sean iguales y que los bienes respectivos sean idénticos. Ahora, al contrastar empíricamente la PPA se usan índices de precios que, usualmente, son diferentes entre países porque tienen disímiles ponderaciones para mismos bienes. Además, los propios bienes no suelen ser idénticos. Ante ello, para que se verifique la PPA se requiere asumir un alto grado de sustitución en el comercio internacional y las perturbaciones monetarias no deben tener efectos reales (Dornbusch, 1987). En ese caso, las desviaciones de la PPA ante cambios monetarios serán transitorias, según el grado de inflexibilidad de precios y salarios.

Aparte de estos desvíos transitorios de la PPA, pueden existir desviaciones permanentes (o estructurales) de esta, que se originan en perturbaciones reales que cambian los precios relativos de equilibrio. Entre estas, quizá la más conocida sea el llamado “Efecto Balassa-Samuelson” (Balassa, 1964; Samuelson, 1964) que plantea que diferenciales de productividad entre los países afectan los precios relativos entre transables y no transables, lo que genera diferenciales permanentes entre los niveles de precios internacionales y, por ende, desvíos sistemáticos de la PPA. Otras causas para la existencia de desvíos estructurales son la existencia de diferencias entre los países en las dotaciones y remuneración de los factores, cambios en la tecnología, en los gustos de la población, en las políticas comerciales, en el crecimiento de la fuerza laboral, etc.

Para observar estos desvíos, expresamos (2) en logaritmos y tenemos que:⁷

$$s_t = p_t - p_t^* \quad (3)$$

Como el TCR, expresado en forma logarítmica (r_t), es:

$$r_t = s_t - p_t + p_t^* \quad (4)$$

se aprecia que puede vérselo como una medida de las desviaciones de la PPA.

3. Paridad de Poder Adquisitivo: Breve revisión de la literatura empírica

Desde la década de 1970, *pari passu* al avance de las técnicas computacionales y a los desarrollos teóricos en la econometría de series de tiempo, el testeo empírico de la PPA ha crecido exponencialmente, aunque utilizando principalmente datos de países desarrollados. Rogoff (1996) afirma que esta literatura llegó a cierto consenso sobre dos hechos básicos: (a) los tipos de cambio real tienden a la PPA en el muy largo plazo, con velocidades de convergencia muy bajas; (b) las desviaciones de corto plazo de la PPA son grandes y muy volátiles.

⁷ En todo el texto, las variables denotadas en minúscula representan el logaritmo de la variable original.

⁹ Para estudios que testeen la PPA en países latinoamericanos, además de los mencionados para el caso argentino, véase Alves, et al. (2001), Alba y Park (2003), Calderón y Duncan (2003) y Holmes y Wang (2004).

En este sentido, Sarno y Taylor (2002) concluyen que la PPA puede ser vista como una paridad internacional válida en el largo plazo cuando se aplica a los tipos de cambio bilaterales entre países industrializados.⁹

Los estudios que han evaluado empíricamente la PPA han utilizado técnicas econométricas muy variadas y pueden dividirse, arbitrariamente, en cuatro grandes grupos.

En primer lugar, están los trabajos que contrastaron la versión más simple de la PPA y que tenían como hipótesis nula que ésta se cumplía continuamente (para todo t), como hicieron Frenkel (1978, 1981) y Krugman (1978). En estos, la hipótesis para testear la PPA era:

$$s_t = a + b p_t - b^* p_t^* + u_t \quad (5)$$

Donde u_t es un término de error y a una constante arbitraria. Para que se verifique la PPA tal como está estipulada en (3), debe cumplirse el llamado “supuesto de homogeneidad”, que consiste en que $b=b^*$ y, además, estos coeficientes deben ser igual a 1.

Así, Frenkel (1978) encontró para un grupo de economías hiperinflacionarias de la década de 1920 coeficientes b muy cercanos a uno y estadísticamente significativos. Sin embargo, este autor no se preocupó de las propiedades estocásticas de los residuos. Esto es importante, porque puede verificarse la existencia de correlación serial en los residuos de las ecuaciones estimadas, junto con el hecho de que tanto el TCN como los precios suelen ser procesos no estacionarios.¹⁰ Se cae así en lo que Granger y Newbold (1974) llamaron “regresiones espurias”. Si tanto el TCN como los precios relativos son variables no estacionarias y no están cointegradas, entonces los residuos resultantes de estimar (5) serán también no estacionarios y tanto las estimaciones como las pruebas de hipótesis realizadas son inválidas (Froot y Rogoff, 1995; Sarno y Taylor, 2002).¹¹

Un segundo grupo de trabajos que testean la PPA lo hacen verificando si el TCR es un proceso estacionario. Si lo es, entonces en el largo plazo convergerá a la media (que debe ser constante), lo que se interpreta como convergencia a la PPA. En este caso, ocurren desvíos de la PPA en el corto-mediano plazo (fluctuaciones del TCR respecto a su nivel constante de equilibrio de largo plazo), pero que se disipan con el paso del tiempo.¹² El tiempo que tardan esas desvíos en retornar a la media indica cuánto tardan en disiparse las desviaciones

¹⁰ En el texto utilizamos “estacionario” para referirnos a lo que, estrictamente, es “estacionariedad débil”. Un proceso es débilmente estacionario (*covariance stationarity*) si tanto su media como su varianza son finitas y constantes y las covarianzas sólo dependen de los rezagos involucrados. Dicho de otro modo, “...a time series is covariance stationary if its mean and all autocovariances are unaffected by a change in the time origin” (Enders, 1995, p. 69).

¹¹ Un problema adicional de estos trabajos es que los tipos de cambio y los precios están determinados de modo simultáneo, por lo que no hay razones valederas para ubicar al TCN del lado izquierdo de la ecuación (Froot y Rogoff, 1995).

¹² Abuaf y Jorion (1990) plantean que, en el caso que el TCR siga un proceso autorregresivo de primer orden, se tiene que:

$$r_{t+1} = k_0 + k_1 r_t + u_{t+1} \quad (i)$$

donde k_0 y k_1 son constantes. El logaritmo del TCR de equilibrio de largo plazo (\bar{r}) puede definirse como la expectativa condicional del proceso (i). Asumiendo que $|k_1| < 1$, tenemos que:

$$\bar{r} = k_0 / (1 - k_1) \quad (ii)$$

La PPA de corto plazo es violada toda vez que r_t no sea igual al valor de largo plazo \bar{r} . La PPA de largo plazo es violada si $|k_1| \geq 1$ y si k_0 y/o k_1 no son *time invariant*. Ahora, si $|k_1| < 1$ los *shocks* al sistema se “corrigen” a una tasa igual a $(1 - k_1)$ por período.

de la PPA. Por el contrario, si el TCR fuese un proceso no estacionario, su media variará en el tiempo y no habría convergencia a la PPA en el largo plazo (Sarno y Taylor, 2002).

La principal forma que se utilizó para testear si el TCR es estacionario, ha sido contrastar si tiene raíces características unitarias. Si se acepta la presencia de raíces unitarias, el TCR es un proceso no estacionario que no converge a la PPA. Si se rechaza la presencia de raíces unitarias, sería un proceso estacionario y se verificaría la PPA.¹³

Los trabajos que utilizaron estos métodos obtienen resultados mixtos: mientras que Roll (1979), Darby (1983) y Huizinga (1987) hallan raíces unitarias en el período post-Bretton Woods, Frankel (1986) encuentra evidencia a favor de la PPA en el largo plazo y aduce que otros trabajos no concluyeron lo mismo por la baja potencia (probabilidad de rechazar una hipótesis nula falsa) de sus tests.

Un tercer grupo de trabajos que estudian la PPA utilizan métodos de cointegración. Estos métodos están diseñados para modelar relaciones de equilibrio de largo plazo entre variables integradas del mismo orden, aunque sin precisar el mecanismo de ajuste de los desequilibrios. Así, se busca una combinación de variables integradas que genere una variable integrada de menor orden. Si ello ocurre, entonces las variables están “cointegradas”.

La teoría de la PPA es un marco ideal para utilizar las técnicas de cointegración. Por un lado, tanto el TCN como los precios suelen ser variables integradas de orden uno (o estacionarias en diferencias). Por otro lado, en una relación de cointegración se permiten desviaciones de corto plazo del nivel de equilibrio, pero una condición necesaria de largo plazo es que el término de error de “equilibrio” sea estacionario. Así, en nuestro caso, si el TCN y los precios relativos están cointegrados, existen desviaciones del tipo de cambio de equilibrio de PPA pero que se disipan en el largo plazo (Sarno y Taylor, 2002). Por el contrario, si las variables no están cointegradas, la PPA no se cumple. Por otro lado, como señalan Froot y Rogoff (1995), los tests de cointegración permiten testear versiones más débiles de la PPA, dado que sólo requieren que alguna combinación de precios y TCN sea estacionaria, mientras que los tests de raíz unitaria requieren que solo la combinación lineal entre TCN y precios en la cual los coeficientes son iguales a la unidad sea estacionaria. Esto se advierte porque los tests de cointegración para la PPA se preguntan si:

$$s_t + \mu p_t + \mu^* p_t^* \quad (6a)$$

es estacionario para *algunas* constantes μ y μ^* , o, en el caso que se suponga que se verifica el supuesto de homogeneidad y, por ende, $\mu = \mu^*$, con lo cual se llega a:

¹³ Esto es porque para que un proceso estocástico que puede modelarse como un ARMA (p, q) sea estacionario las raíces características de su ecuación en diferencias deben hallarse dentro del “círculo unitario”, i.e., ser menores a uno (Enders, 1995).

¹⁵ El primer procedimiento ha sido criticado porque requiere elegir arbitrariamente una de las variables integradas como dependiente y, usualmente, los resultados son sensibles a cuál es la variable elegida (Froot y Rogoff, 1995). La técnica de Johansen (1991) resuelve parcialmente el problema, ya que evita asumir una determinada relación de causalidad *a priori*. Este procedimiento es de una sola etapa y consiste en utilizar un estimador de máxima verosimilitud para estimar los coeficientes de ecuaciones como la (6a) o (6b) y, simultáneamente, testear la presencia de raíces unitarias.

$$s_t + \mu (p_t - p_t^*) \quad (6b)$$

la pregunta es si (6b) es estacionario para alguna constante μ que no necesita ser igual a 1.

En la literatura se han usado, principalmente, dos métodos para comprobar la existencia de cointegración entre variables. El primero es el procedimiento en dos etapas desarrollado por Engle y Granger (1987), que estudia la estacionariedad de los residuos de ecuaciones en equilibrio, mientras que el segundo es el método en una etapa de Johansen (1991), basado en la metodología VAR (Greene, 1999).¹⁵ Los resultados, nuevamente, son mixtos, porque mientras Taylor (1988) y Mark (1990) rechazaron a la PPA, Kugler y Lenz (1993) y los trabajos que utilizan series de tiempo más largas, como los de Kim (1990) y de Cheung y Lai (1993), tienden a confirmar que la PPA se verifica en el largo plazo.

Por último, hay trabajos que utilizan datos de panel para varios países y que suelen encontrar sustento del cumplimiento de la PPA al hallar evidencia de reversión a la media de los TCR en el largo plazo, como lo hacen Frankel y Rose (1996) y Wei y Parsley (1995).

4. PPA: Estudio econométrico para la Argentina

Realizamos aquí el testeo empírico de la PPA para la Argentina. Comenzamos en la Sección 4.1 utilizando datos mensuales y luego, en las secciones 4.2 y 4.3, datos anuales.

4.1. ¿Es estacionario el tipo de cambio real mensual argentino?

Usamos aquí el TCN libre promedio mensual entre la moneda argentina y el dólar estadounidense.¹⁶ En cuanto a los precios, una cuestión a considerar es qué índice debe utilizarse. Algunos autores opinan que la PPA se refiere sólo a bienes transables y utilizan índices de precios compuestos sólo por dichos bienes, típicamente índices de precios mayoristas. Sin embargo, la línea trazada por Cassel y Keynes estipula que la teoría sólo tiene sentido si abarca un rango más amplio de bienes e incluye bienes no transables, con lo cual sugieren utilizar precios minoristas.¹⁷ Aquí, para verificar si existen diferencias entre los resultados de usar ambos índices, utilizamos tanto precios al consumidor como mayoristas.¹⁸ El inconveniente que tenemos al realizar ello, es que los períodos de ambas series no concuerdan. Así, la serie de precios al consumidor que disponemos abarca el período entre enero de 1943 y

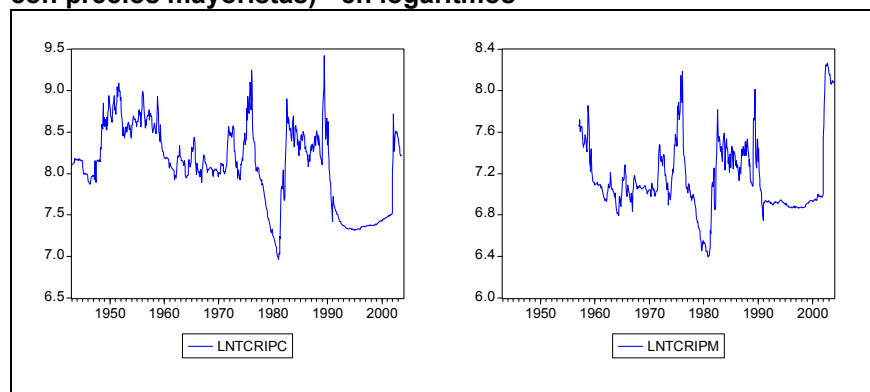
¹⁶ La serie de TCN libre mensual fue obtenida en la Fundación de Investigaciones Económicas Latinoamericanas (FIEL). Hemos utilizado también, aunque no lo mostramos, el TCN oficial promedio mensual reportado en el IFS para el período 1959-2003. Los resultados obtenidos son similares a los resultantes de usar el TCN libre de FIEL.

¹⁷ "Some people believe that Purchasing Power Parities should be calculated exclusively on price indices for such commodities as form the subject of trade between the two countries. This is a misinterpretation of the theory... the whole theory of purchasing power parity essentially refers to the internal value of the currencies concerned, and variations in this value can be measured only by general index figures representing as far as possible the whole mass of commodities marketed in the country" (Cassel, 1928, p. 33). En el mismo sentido, Keynes (1924) establecía: "For if we restrict ourselves to articles entering into international trade and make exact allowance for transport and tariff costs, we should find that the [PPP] theory is always in accordance with the facts, with perhaps a short time-lag (...). In fact, the theory, stated thus, is a truism...", pp. 100-101.

¹⁸ En el caso de Argentina, tomamos el Índice de Precios Internos al Por Mayor (IPIM) y el Índice de Precios al Consumidor (IPC) reportados por el Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (Indec). El IPC de Estados Unidos lo tomamos del *Bureau of Labor Statistics* y el IPM de este país fue obtenido en el CD-Rom de las Estadísticas Financieras Internacionales del FMI.

diciembre de 2003 (732 meses), mientras que la de mayoristas comprende el período entre enero de 1957 y diciembre de 2003 (564 meses). Construimos para cada índice un TCR tal como se lo especifica en (4). Presentamos a continuación los gráficos de estos TCR.

Gráfico 1: TCR mensual de Argentina respecto a Estados Unidos (con precios al consumidor y con precios mayoristas) - en logaritmos



Para contrastar su estacionariedad, realizamos a estos TCR los siguientes tests: Augmented Dickey-Fuller (ADF), Phillips-Perron (PP), Dickey-Fuller Test con GLS Detrending (DF-GLS), Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin (KPSS) y Elliot, Rothenberg, and Stock Point Optimal test. A excepción del KPSS, todos los demás tienen como hipótesis nula que la variable r_t tiene raíz unitaria, frente a la alternativa que la variable es estacionaria. El KPSS, en cambio, tiene como hipótesis nula que la serie es estacionaria frente a la alternativa que tiene raíz unitaria.¹⁹ Usamos las opciones sin tendencia, como sugieren Culver y Papell (1999) dado que incluirla es inconsistente con la hipótesis de PPA, eligiendo los rezagos con los criterios de Schwartz y Hannan-Quinn. En la Tabla 1 presentamos los resultados.

Tabla 1: Tests de raíz unitaria para el TCR (r_t) mensual, en logaritmos

Tests	Utilizando IPC		Utilizando IPM	
	Estadístico t (a)	Valores críticos del test:	Estadístico t (a)	Valores críticos del test:
ADF para r_t (H0: r_t tiene raíz unitaria)	-2,6033*	1% level -3.4391 5% level -2.8653 10% level -2.5688	-2.9747**	1% level -3.4417 5% level -2.8664 10% level -2.5694
Phillips-Perron (H0: r_t tiene raíz unitaria)	-2.7489*	1% level -3.4391 5% level -2.8653 10% level -2.5688	-2.7628*	1% level -3.4417 5% level -2.8664 10% level -2.5694
DF-GLS (H0: r_t tiene raíz unitaria)	-2.6949*	1% level 3.4800 5% level -2.8900 10% level -2.5700	-1.866486*	1% level -2.5690 5% level -1.9413 10% level -1.6163
Elliott-Rothenberg-Stock (H0: r_t tiene raíz unitaria)	6.4811*(b)	1% level 3.9600 5% level 5.6200 10% level 6.8900	3.5723*(b)	1% level 1.99000 5% level 3.26000 10% level 4.48000
	Estadístico LM (c)		Estadístico LM (c)	
KPSS (H0: r_t es estacionario)	0.2360***	1% level 0.2160 5% level 0.1460 10% level 0.1190	0.3687*	1% level 0.73900 5% level 0.46300 10% level 0.34700

*, ** y *** denotan el rechazo de la hipótesis nula al 10%, 5% y 1% respectivamente.

a. MacKinnon (1996) one-sided p-values.

b. *Elliott-Rothenberg-Stock (1996, Table 1)

c. Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

¹⁹ Para conocer las diferencias entre estos tests, véase Maddala y Kim (1998), capítulos 3 y 4.

Los resultados de estos tests son contradictorios en cuanto a sí estos TCR son procesos no estacionarios. En cuanto al TCR construido con precios al consumidor, cuatro de los tests rechazan la presencia de raíz unitaria, pero sólo al 10% de significación, mientras que el test KPSS rechaza que el TCR sea estacionario al 1% de significación. En relación con el TCR construido con precios mayoristas, un test rechaza la presencia de raíz unitaria al 5% de significación, tres lo hacen al 10% de significación y el KPSS rechaza que sea estacionario también con un 10% de significación.

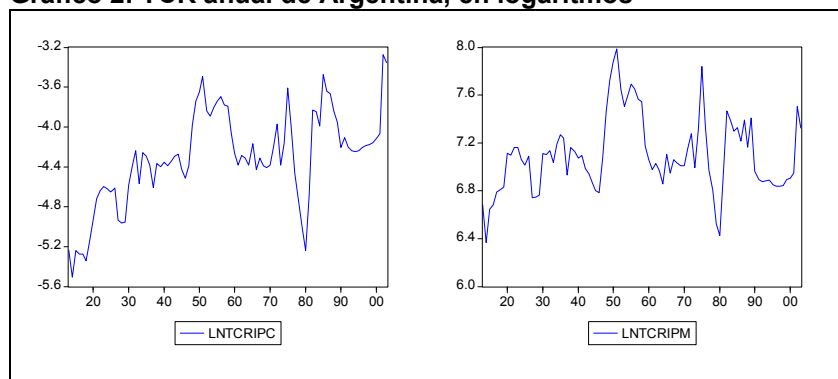
4.2. El testeo de la PPA con datos anuales: en búsqueda de mayor potencia”

Un problema que tienen los tests usados en la Sección anterior es su baja potencia, por lo que suelen indicar muy a menudo que la serie evaluada contiene una raíz unitaria (Froot y Rogoff, 1995). Así, si la reversión del TCR a la media ocurre muy lentamente (esto es, la raíz característica es menor a uno pero cercana a ese valor), los tests usados aceptarán fácilmente la existencia de raíz unitaria. En su revisión de la literatura, Rogoff (1996) encontró que el tiempo promedio de retornos de los desvíos de la PPA era de tres a cinco años. Frente a tan lenta reversión a la media, el problema de la “baja potencia” se vuelve relevante.

En la literatura se ha recurrido a dos formas para solucionar este problema. La primera de ellas es usar datos de panel de tipos de cambio real (e.g., Hakkio, 1984). Por su naturaleza, esta alternativa excede el alcance de nuestro trabajo. La segunda ha sido extender el período de la muestra, aumentando la ventana temporal en años. Al hacer esto, se suele utilizar datos anuales, dado que no se consiguen series de datos mensuales tan largas. Así, por ejemplo, Johnson (1990) utilizó 120 años del TCR entre Canadá y Estados Unidos, y rechazó la hipótesis de que éste sea no-estacionario, con un tiempo promedio de rectificación de las desviaciones de la PPA de tres años. Edison (1987), en tanto, estudió el TCR entre Inglaterra y Estados Unidos entre 1890 y 1978 (99 años) y encontró un tiempo de retorno a la media mucho mayor: 7,3 años. Frankel (1986), en tanto, utilizó una serie de TCR entre Estados Unidos e Inglaterra entre 1869-1984 y rechazó la hipótesis de que tenía raíz unitaria al 5% de significación, con desviaciones que se disipaban tras 4,6 años. Estudios con ventanas temporales menos amplias, aducen estos autores, impedirían encontrar reversiones a la media tan lentas.

A continuación, entonces, ampliamos la ventana temporal de nuestro estudio y utilizamos datos anuales para la Argentina desde 1913 a 2003 (91 años) tanto para el TCR construido con los IPC de Argentina y Estados Unidos como para el TCR construido con los precios mayoristas de estos países. En el Gráfico 2 presentamos ambos TCR anuales.

Gráfico 2: TCR anual de Argentina, en logaritmos



Para verificar si los TCR anuales tienen raíz unitaria, les realizamos los diferentes tests de raíz unitaria. Presentamos los resultados en la Tabla 4.

Tabla 2: Tests de raíz unitaria para el logaritmo de ambos TCR anuales - 1913-2003

Tests	Utilizando IPC			Utilizando IPM		
	Estadístico t (a)	Valores críticos del test:		Estadístico t (a)	Valores críticos del test:	
ADF para rt (H0: rt tiene raíz unitaria)	-2.425795	1% level	-3.504727	-3.379793**	1% level	-3.504727
		5% level	-2.893956		5% level	-2.893956
		10% level	-2.584126		10% level	-2.584126
Phillips-Perron (H0: rt tiene raíz unitaria)	-2.552744	1% level	-3.504727	-3.379793**	1% level	-3.504727
		5% level	-2.893956		5% level	-2.893956
		10% level	-2.584126		10% level	-2.584126
DF-GLS (H0: rt tiene raíz unitaria)	-0.986756	1% level	-2.590910	-2.435147**	1% level	-2.590910
		5% level	-1.944445		5% level	-1.944445
		10% level	-1.614392		10% level	-1.614392
Elliott-Rothenberg-Stock (H0: rt tiene raíz unitaria)	8.229386(b)	1% level	1.935600	3.377521*	1% level	1.935600
		5% level	3.084800		5% level	3.084800
		10% level	4.123200		10% level	4.123200
	Estadístico LM (c)			Estadístico LM (c)		
KPSS (H0: rt es estacionario)	0.739074***	1% level	0.739000	0.349182*	1% level	0.739000
		5% level	0.463000		5% level	0.463000
		10% level	0.347000		10% level	0.347000

*, ** y *** denotan el rechazo de la hipótesis nula al 10%, 5% y 1% respectivamente.

a. MacKinnon (1996) one-sided p-values.

b. *Elliott-Rothenberg-Stock (1996, Table 1)

c. Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Los resultados aquí son concluyentes en contra de la PPA cuando utilizamos el TCR construido con los precios al consumidor, pero son más favorables a la teoría (aunque no tan concluyentes) cuando empleamos precios mayoristas. Así, los resultados llevan a aceptar que el TCR construido con precios minoristas es no estacionario.²⁰ Sin embargo, cuándo utilizamos el TCR construido con precios mayoristas, en tres casos se rechaza la presencia de raíz unitaria al 5% de significación, en otro caso al 10% y cuando utilizamos el KPSS se rechaza que el TCR sea estacionario, pero sólo al 10% de significación.²¹ Se verifica, entonces,

²⁰ Realizamos a luego los respectivos tests de raíz unitaria para la ecuación en diferencia (no presentados). Los resultados indican que debemos rechazar la existencia de raíz unitaria al 1% de significación (o aceptar, en el caso del KPSS, que la primera diferencia del logaritmo del TCR es estacionaria). Entonces, podemos inferir que el TCR construido con precios minoristas tiene una sola raíz unitaria. Todos los resultados no presentados están disponibles vía e-mail (mdalbiano@iae.edu.ar).

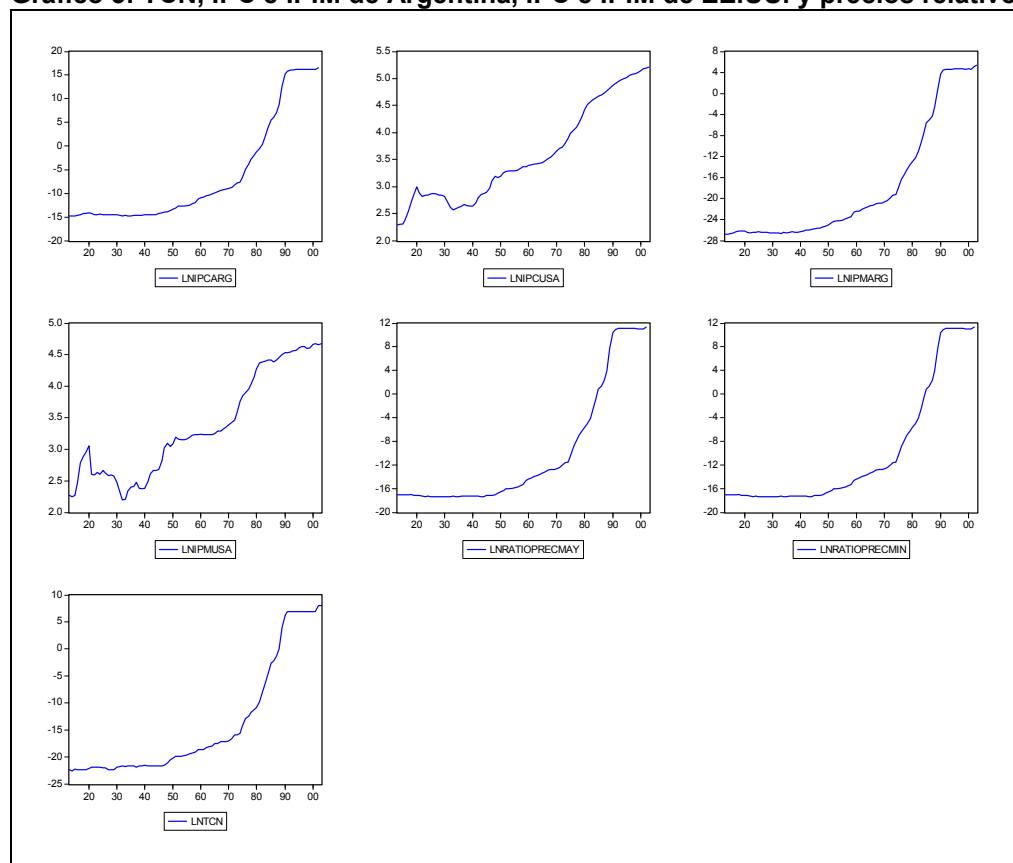
²¹ Es importante mencionar que cuando realizamos estos mismos tests al TCR con precios mayoristas con la especificación sin tendencia ni intercepto, no pudimos rechazar la presencia de raíz unitaria ni al 10% de significación.

la afirmación de Sarno y Taylor (2002) sobre que es más probable encontrar evidencia a favor de la PPA utilizando precios mayoristas en lugar de precios al consumidor.

4.3. Tests de Cointegración para el caso argentino con datos anuales

Para estudiar la posible cointegración entre variables, el primer paso es verificar si las variables involucradas son integradas del mismo orden. Evaluamos esto en esta sección. Presentamos en el Gráfico 3 las series anuales con las que vamos a trabajar.²²

Gráfico 3: TCN, IPC e IPIM de Argentina, IPC e IPIM de EE.UU. y precios relativos, en logaritmos



Realizamos a estas variables, aunque no los presentamos, los tests de raíz unitaria, con sus diferentes especificaciones. En todos los casos no se pudo rechazar la hipótesis nula de que las series tienen raíz unitaria (o, en el caso del KPSS, se rechazó la hipótesis nula de que las series son estacionarias) al –como mínimo- 10% de significación. Al realizar luego los mismos tests a las series en primeras diferencias rechazamos la hipótesis nula de éstas tienen raíz unitaria (o se aceptó que son estacionarias, en el caso del KPSS). Por tanto, podemos concluir que todas las variables consideradas son integradas de orden uno. Realizamos a continuación el análisis de cointegración.

²² Las fuentes de las series de TCN y de precios de Argentina son Gerchunoff y Llach (1998) y el Indec. Para Estados Unidos, usamos datos del BLS.

Para testear la cointegración entre el TCN peso/dólar y los precios de Argentina y Estados Unidos, podemos trabajar directamente con las tres series separadas, en línea con la ecuación (6a); o se pueden construir series de precios relativos (IPC Argentina/IPC Estados Unidos; IPIM Argentina/IPM Estados Unidos) y verificar la cointegración de esas variables con el TCN, lo que implica trabajar con la ecuación (6b). El primer caso se llama “trivariado”, el segundo “bivariado”. Nosotros estudiamos ambos casos por separado, primero utilizando precios minoristas, luego con precios mayoristas.

4.3.1. Estudios de cointegración utilizando precios minoristas

4.3.1.2 El caso bivariado utilizando datos anuales y precios minoristas

Comenzamos con la metodología de Engle y Granger (1987) y estimamos:

$$s_t = \mu (p_t - p_t^*) + \varepsilon_t \quad (7)$$

donde ε_t es el término del error. Si el TCN y los precios al consumidor están cointegrados, el residuo ε_t debe ser estacionario. En caso que sean estacionarios, diremos que las variables están cointegradas, en caso que los residuos no sean estacionarios, rechazaremos la hipótesis de cointegración entre las variables. Entonces, tras regresar (7) contrastamos si los residuos de esta estimación son estacionarios.²³ Presentamos los resultados en las Tablas 3 y 4.

Tabla 3: Resultados de regresar $s_t = \mu (p_t - p_t^*) + \varepsilon_t$ utilizando precios minoristas

Dependent Variable: LNTCN

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1913 2002

Included observations: 90 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNRATIOPRECIOS	1.220121	0.022564	54.07374	0.0000
R-squared	0.914841	Mean dependent var		-14.20982
Adjusted R-squared	0.914841	S.D. dependent var		10.41355
S.E. of regression	3.038874	Akaike info criterion		5.071900
Sum squared resid	821.8935	Schwarz criterion		5.099676
Log likelihood	-227.2355	Durbin-Watson stat		0.009241

Tabla 4: Tests de raíz unitaria para los residuos resultantes de regresar (7)

Tests	Estadístico t (a)	Valores críticos del test (Engle y Yoo, 1987): ²⁴	
ADF para rt (H0: rt tiene raíz unitaria)	0.434830	1% level	4,12
		5% level	3,29
		10% level	2,90
Phillips-Perron (H0: rt tiene raíz unitaria)	1.005524	1% level	4,12
		5% level	3,29
		10% level	2,90

*, ** y *** denotan el rechazo de la hipótesis nula al 10%, 5% y 1% respectivamente.

Los tests indican que los residuos resultantes de estimar la ecuación (7) son no estacionarios, lo que nos lleva a rechazar que el TCN entre las monedas de Argentina y Estados

²³ Los tests de raíz unitaria a los residuos fueron realizados sin tendencia ni intercepto como sugieren Froot y Rogoff (1995) y Enders (1995). Por ello empleamos sólo los tests ADF y PP, dado que el resto utilizan siempre el intercepto.

²⁴ Reportamos los valores críticos de Engle y Yoo (1987), dado que los residuos con los que estamos trabajando son generados de una ecuación de regresión Enders (1995).

Unidos y los precios al consumidor de ambos países están cointegrados. Por tanto, se rechaza la hipótesis de que la PPA se verifica entre estos dos países en el largo plazo.

Realizamos ahora el estudio de Johansen (1991) al caso bivariado. Mostramos los resultados del test en sus diferentes especificaciones en la Tabla 5.

Tabla 5: Test de Cointegración de Johansen para el caso bivariado en datos anuales

Sample: 1913 2003

Included observations: 83

Series: LNRATIOPRECIOS LNTCN

Lags interval: 1 to 6

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Rank or No. of CEs	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Selected (5% level) Number of Cointegrating Relations by Model (columns)					
Trace	0	0	0	0	0
Max-Eig	0	0	0	0	0

Nuevamente, se rechaza la hipótesis de la existencia de una relación de cointegración entre el TCN y los precios minoristas relativos de Argentina y Estados Unidos al 5% de significación. Por ende, se rechaza la existencia de una relación de equilibrio de largo plazo entre estas variables lo que implica que no se cumple la PPA para estos dos países.

4.3.1.2 Test de cointegración para el caso “trivariado”

Comenzamos aplicando mínimos cuadrados ordinarios a la siguiente ecuación:

$$s_t = \mu p_t + \mu^* p_t^* + \varepsilon_t \quad (8)$$

donde ε_t es el término del error. Presentamos el resultado de regresar (8) en la Tabla 6 y los tests de raíz realizados a los residuos de ésta en la Tabla 7.

Tabla 6: Resultados de regresar: $s_t = \mu p_t + \mu^* p_t^* + \varepsilon_t$

Dependent Variable: LNTCN

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1913 2002

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNIPCARG	1.095052	0.005404	202.6361	0.0000
LNIPCUSA	-2.035115	0.018705	-108.8011	0.0000
R-squared	0.996449	Mean dependent var		-14.20982
Adjusted R-squared	0.996409	S.D. dependent var		10.41355
S.E. of regresión	0.624036	Akaike info criterion		1.916753
Sum squared resid	34.26900	Schwarz criterion		1.972304
Log likelihood	-84.25388	Durban-Watson stat		0.167603

Tabla 7: Tests de raíz unitaria para los residuos resultantes de estimar (8)

Tests	Estadístico t (a)	Valores críticos del test (Engle y Yoo, 1987):	
ADF para rt (H0: rt tiene raíz unitaria)	-2.584106	1% level	-4,45
		5% level	-3,75
		10% level	-3.36
Phillips-Perron (H0: rt tiene raíz unitaria)	-2.552744	1% level	-4, 45
		5% level	-3,75
		10% level	-3.36

*, ** y *** denotan el rechazo de la hipótesis nula al 10%, 5% y 1% respectivamente.

Los tests no pueden rechazar la hipótesis de que los residuos tengan raíz unitaria al 10%, por lo cual serían no estacionarios. Por ende, podemos afirmar que los precios y el TCN no están cointegrados. De este modo, utilizando el procedimiento en dos etapas, se rechaza la hipótesis de una relación de equilibrio de largo plazo entre estas variables, lo que corrobora que la PPA no se verifica en el largo plazo en Argentina cuando se utilizan precios minoristas.

A continuación, estudiamos el caso trivariado con el procedimiento de Johansen (1991).

Tabla 8: Test de cointegración de Johansen para el caso trivariado y precios minoristas

Sample: 1913 2003

Included observations: 83

Series: LNTCN LNIPCARG LNIPCUSA

Lags interval: 1 to 6

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Rank or No. of CEs	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Selected (5% level) Number of Cointegrating Relations by Model (columns)					
Trace	0	0	0	0	1
Max-Eig	0	0	0	0	0

Utilizando el procedimiento de Johansen también se rechaza la existencia de una relación de cointegración entre el TCN y los precios minoristas de Argentina y Estados Unidos. Ambos estudios de cointegración con precios minoristas, entonces, indican que estas tres variables no están cointegradas.

4.2.3 Estudios de cointegración utilizando precios mayoristas

4.2.3.1 Test de cointegración para el caso bivariado

Replicamos aquí lo realizado en la Sección 4.2.2.1, pero ahora estudiando si existe cointegración entre el TCN y los precios mayoristas relativos. Así, presentamos los resultados de estimar (7) en la Tabla 9 y en la 10 los tests de raíz unitaria a los residuos de esta estimación.

Tabla 9: Resultados de regresar $s_t = \mu (p_t - p_t^*) + \varepsilon_t$ utilizando precios mayoristas

Dependent Variable: LNTCN

Method: Least Squares

Sample: 1913 2003

Included observations: 91

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNRATIOPRECMAY	0.730388	0.014202	51.42714	0.0000
R-squared	0.909491	Mean dependent var		-13.96544
Adjusted R-squared	0.909491	S.D. dependent var		10.61470
S.E. of regression	3.193403	Akaike info criterion		5.170980
Sum squared resid	917.8042	Schwarz criterion		5.198571
Log likelihood	-234.2796	Durbin-Watson stat		0.007028

Tabla 10: Tests de raíz unitaria para los residuos resultantes de regresar (7)

Tests	Estadístico t	Valores críticos del test (Engle y Yoo, 1987):	
ADF para r_t (H0: r_t tiene raíz unitaria)	1.930557	1% level	-4,12
		5% level	-3,29
		10% level	-2,90
Phillips-Perron (H0: r_t tiene raíz unitaria)	2.406141	1% level	-4,12
		5% level	-3,29
		10% level	-2,90

*, ** y *** denotan el rechazo de la hipótesis nula al 10%, 5% y 1% respectivamente.

Los resultados indican que no se puede rechazar la hipótesis de que los residuos tengan raíz unitaria al 10% de significación. Por tanto, el TCN y el ratio de precios mayoristas no estarían cointegradas. Para verificarlo, realizamos el Test de Johansen a estas variables y presentamos los resultados en la Tabla 11.

Tabla 11: Test de Johansen para el caso bivariado con precios mayoristas

Sample: 1913 2003
 Included observations: 84
 Series: LNRATIOPRECMAY LNTCN
 Lags interval: 1 to 6

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Rank or No. of CEs	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Selected (5% level) Number of Cointegrating Relations by Model (columns)					
Trace	0	0	0	0	0
Max-Eig	0	0	0	0	0

En este caso, tampoco se verifica la existencia de ninguna relación de cointegración entre el TCN y el ratio de precios mayoristas. Para indagar más profundamente esta cuestión, realizamos el estudio del caso trivariado a estas variables.

4.2.3.1 Test de cointegración para el caso trivariado usando precios mayoristas

Comenzamos con el procedimiento en dos etapas. Presentamos en la Tabla 12 los resultados de estimar la ecuación (8) y en la Tabla 13 los resultados de los tests de raíz unitaria aplicados a los residuos de dicha regresión.

Tabla 12: Resultados de regresar: $s_t = \mu p_t + \mu^* p_t^* + \varepsilon_t$

Dependent Variable: LNTCN
 Method: Least Squares
 Sample: 1913 2003
 Included observations: 91

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNIPMARG	0.892347	0.003301	270.3031	0.0000
LNIPMUSA	0.537421	0.020065	26.78440	0.0000
R-squared	0.998047	Mean dependent var		-13.96544
Adjusted R-squared	0.998026	S.D. dependent var		10.61470
S.E. of regression	0.471663	Akaike info criterion		1.356628
Sum squared resid	19.79946	Schwarz criterion		1.411812
Log likelihood	-59.72659	Durbin-Watson stat		0.247515

Tabla 13: Tests de raíz unitaria para los residuos resultantes de estimar (8)

Tests	Estadístico t	Valores críticos del test (Engle y Yoo, 1987):	
ADF para los residuos (H0: rt tiene raíz unitaria)	-2.239068	1% level	-4.45
		5% level	-3.75
		10% level	-3.36
Phillips-Perron (H0: rt tiene raíz unitaria)	-2.408667	1% level	-4.45
		5% level	-3.75
		10% level	-3.36

*, ** y *** denotan el rechazo de la hipótesis nula al 10%, 5% y 1% respectivamente.

En ambos tests, no se rechaza la hipótesis de que los residuos tienen raíz unitaria al 10% de significación. Las variables TCN e IPC de Argentina e IPC de Estados Unidos, enton-

ces, no estarían cointegradas. Para confirmarlo, realizamos el estudio de Johansen (1991) de una sola etapa. Mostramos el resultado en la Tabla 14.

Tabla 14: Test de Johansen para el caso trivariado con precios mayoristas

Sample: 1913 2003

Included observations: 84

Series: LNTCN LNIPMARG LNIPMUSA

Lags interval: 1 to 6

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Rank or No. of CEs	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Selected (5% level) Number of Cointegrating Relations by Model (columns)					
Trace	0	0	0	0	0
Max-Eig	0	0	0	0	0

Aquí, tampoco se comprueba que las variables estén cointegradas. Entonces, todos los tests de cointegración indican que el TCN y los precios mayoristas no tienen una relación de equilibrio de largo plazo, lo que implica que no se cumple la PPA en Argentina.

4.3 ¿Qué muestra la evidencia empírica sobre la PPA para el caso argentino?

Los resultados empíricos que obtuvimos en este trabajo se diferencian claramente de acuerdo a que periodicidad y frecuencia se utilicen. Así, si se utilizan datos mensuales, los resultados indican mayormente que se verifica la teoría de la PPA del tipo de cambio en Argentina (aunque hay algunos resultados morigeran esta afirmación). Sin embargo, al pasar a datos anuales, con los que se obtienen resultados más potentes que cuando se utilizan datos mensuales, el estudio empírico que realizamos indica que no se verifica la PPA en este país. Así, cuándo contrastamos la estacionariedad del TCR de Argentina respecto a Estados Unidos aparece claramente como no estacionario cuando está construido con precios minoristas, y se obtienen resultados mixtos cuando se construye con datos mayoristas. Además, cuando analizamos la posible cointegración entre el TCN entre Argentina y Estados Unidos y los precios relativos de estos dos países, ahora sí con ambos índices de precios, no podemos postular una relación de equilibrio de largo plazo entre el TCN y los precios que verifique la teoría de la PPA. Mayormente, entonces, los resultados anuales indican que las desviaciones de la PPA no se corrigen a lo largo del tiempo. Nuestros resultados sugieren, por el contrario, que el TCN y los precios relativos tienden a desviarse unos de otros.

¿Cómo se relacionan nuestros resultados con los de otros estudios que han testeado la PPA en Argentina? Como dijimos, estos otros trabajos presentan resultados tanto a favor como en contra del cumplimiento de la PPA en este país. Estos resultados disímiles pueden originarse en las diferencias entre los trabajos tanto en cuanto a los datos utilizados (período, frecuencia, índice de precios) como en las metodologías de estimación empleadas. Presentamos, a modo de resumen, las similitudes y diferencias entre estos trabajos (incluyendo el nuestro) que han testeado la PPA para Argentina.

Tabla 15: Estudios empíricos que testean la PPA en Argentina

Autor/es	Datos empleados	Método de estimación	Principales resultados
McNown y Wallace (1989)	Datos mensuales; tipo de cambio oficial del IFS fin de período; entre 1976:1 y 1986:6 cuándo usa IPC y 1976:1 y 1985:3 cuándo utiliza el IPM	Test ADF para el TCR, test de cointegración para las variables en logaritmos con el método de Engle y Granger (1987)	Con ambos métodos, encuentra evidencia a favor de la PPA cuando usa IPM; rechaza la PPA cuando utiliza IPC
Bahmani-Oskooee (1993)	Datos trimestrales entre 1973 y 1988, tipo de cambio efectivo, IPC	Cointegración con el método de Engle y Granger (1987)	Encuentran evidencia en contra de la PPA
McLellan y Chakraborty (1997)	Datos mensuales entre 1973:7 y 1990:12, tipo de cambio oficial e IPM del IFS	Tests DF, ADF y Sims-Bayesiano al TCR	Evidencia en contra de la PPA cuando utilizan los tests DF y ADF y a favor de la PPA –no concluyente– cuando emplean el test de Sims
Carrera, et al. (1999)	Datos trimestrales entre 1980:1 y 1998:4; TCN e IPC del Indec	Análisis del coeficiente de autocorrelación de primer orden, tests de raíz unitaria ADF, PP y de Ratios de varianza, y test de raíz unitaria con cambio estructural de Perron, para el TCR	Evidencia en contra de la PPA, dado que encuentran que el TCR es integrado de orden uno
Taylor (2002)	Datos anuales entre 1870 y 1996; tipo de cambio oficial del IFS; deflactor del consumo	tests ADF y GLS, así como una variante del test de Johansen	En todos los casos encuentra evidencia a favor de la PPA
Anoruo, Braha y Ahmad (2002)	1961-1999; tipo de cambio oficial del IFS; IPC	Test ADF y un <i>dynamic error-correction model</i> (DECM)	Rechazan la PPA cuándo utilizan el test ADF, la verifican cuándo utilizan el DECM
Diamandis (2003)	Datos mensuales entre 1973:11 y 1993:12, tipo de cambio oficial e IPC del IFS y tipo de cambio del mercado paralelo (negro) del World Currency Yearbook.	Test de cointegración de Johansen (1991)	Evidencia a favor de la PPA tanto cuándo utilizan el TC oficial, como cuándo utilizan el paralelo
Nuestro trabajo	Datos mensuales entre 1949:1 y 2003:12, tipo de cambio libre de FIEL, IPC e IPIM de Argentina del Indec	Test de raíz unitaria (ADF, PP, DF-GLS, KPSS y ERS) y estudio de cointegración con los métodos de Engle y Granger (1987) y de Johansen (1991)	Clara evidencia en contra de la PPA cuando utilizamos IPC anual y mixta en datos mensuales. Evidencia mixta cuando usamos precios mayoristas anuales y mensuales.

4.4. Caveats

Existen varios problemas potenciales de los resultados que obtuvimos en este estudio, que hacen que los tomemos con precaución.

Por ejemplo, al utilizar índices agregados en la estimación, implícitamente se está suponiendo que los precios relativos de la economía (transables frente a no transables) se mantienen estables. Si ello no sucede, es decir, si las estructuras de precios relativos varían a lo largo del período de estudio, es necesario incorporarlo en las estimaciones, para no incurrir en un sesgo de especificación (Frenkel, 1981). Esto es relevante en el caso de la Argentina, porque a lo largo del período bajo estudio han habido grandes cambios entre el precio de los no transables en relación con el de los transables. Además, las series de precios que abarcan un rango tan amplio de años tienen varios problemas adicionales, como la introducción de bienes nuevos, que pueden afectar los resultados.

Por otro lado, trabajos como el nuestro, que usan series de datos tan extensas en el tiempo mezclan datos provenientes de disímiles tipos de regímenes cambiarios. Una diferencia clave entre regímenes de tipo de cambio fijo y flotante es que bajo los primeros los ajustes de las desviaciones de la PPA deben ocurrir vía movimientos de los precios relativos, mien-

tras que bajo tipo de cambio flotante el principal mecanismo de ajuste es el TCN, que es mucho más flexible que los precios. Entonces, utilizar datos que abarcan ambos tipos de regímenes cambiarios implica mezclar diferentes mecanismos de ajuste.²⁵ En el período de nuestro estudio, Argentina tuvo sucesivos períodos de tipo de cambio fijo y flotante (Gerchunoff y Llach, 1998), mientras que Estados Unidos estuvo dos veces bajo regímenes de tipo de cambio fijo: bajo el patrón oro desde 1900 hasta –formalmente– 1933 y luego bajo el régimen de Bretton Woods entre 1946 y 1971 (McKinnon, 1993). Por tanto, nuestras series también caen en el problema de mezclar datos de diferentes regímenes cambiarios, lo que también pudo haber afectado los resultados obtenidos.

Un último punto está referido a las posibles no linealidades del TCR de Argentina. La presencia de no linealidades en los TCR se suele atribuir a la heterogeneidad de los participantes en el mercado cambiario en cuanto a la formación de sus expectativas y sus diferentes objetivos, a la posibilidad de que el arbitraje sea limitado por la presencia de costos de transacción ante pequeños *shocks* del TCR y al efecto de reformas comerciales, cambios en las políticas fiscales, etc. (Sarantis, 1999). Como resultado, la dinámica de ajuste del TCR puede ser no lineal. En el caso que ello ocurra en el TCR de Argentina, nuestros resultados no serían válidos, dado que hemos trabajado con tests lineales de estacionariedad o de cointegración. La verificación de no linealidades en el TCR de Argentina podría, entonces, modificar las conclusiones obtenidas. En este sentido, Holmes (2002) estudió el TCR de Argentina en el período 1973-2001 (con datos cuatrimestrales) pero no encontró presencia de no linealidades. Sin embargo, se vuelve necesario realizar un estudio que verifique la presencia de no linealidades en el mucho más extenso período que abarca nuestro trabajo.

5. Conclusiones

Sobre la base de nuestro estudio empírico concluimos que existe evidencia en contra del cumplimiento de la teoría de la Paridad de Poder Adquisitivo del tipo de cambio en Argentina, sólida cuando usamos precios minoristas anuales y mixta cuando usamos precios mayoristas (anuales y mensuales) y minoristas mensuales.

Esta evidencia contrasta con el mencionado consenso de la literatura sobre PPA donde se encuentra, si bien con datos para países desarrollados, que la PPA se verifica en el largo plazo.²⁶ Surgen entonces dos preguntas: ¿Por qué no se verifica la PPA en Argentina? y ¿Cuáles son las implicancias de que ello no ocurra?

²⁵ Así, Rogoff (1996) dice: "...an obvious caveat to the above results is that they blend fixed and floating rate data. Real exchange rate tend to be more volatile under floating than under fixed exchange rate, and the econometric implications of mixing data from the two regimes is unclear." (p. 656).

²⁶ Por ejemplo, Sarno y Taylor (2002) encuentran que: "Our reading of the literature leads us to the main conclusion that Purchasing power parity might be viewed as a valid long-run international parity condition when applied to bilateral exchange rates obtaining among major industrialized countries..." (p. 65).

Con respecto al primer punto, además de las precauciones enunciadas en la Sección 4.4., hay varias respuestas que pueden ensayarse, *a priori*. Por un lado, la evidencia más fuerte en contra de la PPA la hallamos cuando usamos precios minoristas, para los que la evidencia empírica en el caso de los países desarrollados es menos conclusiva a favor de la PPA que cuando se usan precios mayoristas. Sin embargo, una serie de trabajos, entre los que se encuentran Kim (1990), Papell (1997), Taylor (2002) y Taylor, Peel y Sarno (2001), utilizan también precios minoristas y, pese a ello, encuentran evidencia a favor de la PPA. Además, cuando nosotros utilizamos precios mayoristas, los tests de cointegración también rechazan la teoría, aunque no los de estacionariedad del TCR.

Por otro lado, está el tema del “survival bias”, mencionado por Froot y Rogoff (1995). Al utilizar la mayoría de los estudios datos de países desarrollados, aunque más no sea porque dichos países suelen contar con series de datos más largas, se incurre en un sesgo de selección hacia utilizar países “exitosos” en términos económicos, entre los cuales temas como diferenciales de productividad u otros factores que pueden generar que el TCR bilateral tenga una tendencia declinante son menos probables. Como nosotros estudiamos el caso de Argentina en relación con Estados Unidos, resultados de la PPA adversos no sorprenden tanto dado que, como vimos, hay razones “estructurales” para esperar que el TCR de países más pobres se deprecie con el tiempo, como el “Efecto Balassa-Samuelson”. Estos efectos estructurales pueden ser los responsables de que el TCR de Argentina sea no estacionario.²⁷ La investigación de las causas del incumplimiento de la teoría de la PPA para Argentina es un tema que requiere mayor investigación.

A su vez, es importante destacar que aún los estudios para países desarrollados rechazan muchas veces la hipótesis de que se cumple la PPA. El consenso sobre su cumplimiento para el largo plazo, es más que nada reciente. Hacia mediados de los 80, por ejemplo, se aceptaba que la PPA no era válida ni siquiera como una relación de largo plazo.²⁸ Avances econométricos o teóricos pueden, así, cambiar el actual consenso favorable a la PPA.

Con respecto a la segunda pregunta, que la PPA se cumpla o no tiene importantes implicancias para la política económica. Así, si la PPA se verificase, las desviaciones de la misma PPA serían eliminadas, más o menos rápidamente, por movimientos del TCN y/o de los precios. El TCR de largo plazo, por ende, sería una constante que estaría fuera del control de los hacedores de política. Por el contrario, si la PPA no se verificase, las desviaciones de ésta no se dispararían y generarían más cambios más duraderos en la competitividad externa de un país, en el balance externo, en el producto y en el empleo, especialmente en el sector productor de bienes transables (Dornbusch, 1987). En este caso, entonces, el tipo de cambio se

²⁷ Cavallo y Domenech (1988), Gay y Pellegrini (2002) y Carrera, et al (1998) son algunos de los trabajos que han investigado los determinantes del TCR de Argentina.

²⁸ “Within the vast literature on PPP and real exchange rates, professional opinion concerning the validity of PPP between the currencies of the major industrialized countries, in both the short and long run, appears to have shifted several times in the post-war period” (Sarno y Taylor, 2002, p. 95).

vuelve una variable clave de la política macroeconómica. Esto es importante en el debate de cuanto tiempo puede un país obtener ventajas de mantener deliberadamente alto el TCR, buscando aumentar la competitividad, mejorar el saldo externo e impulsar el empleo, o bajo, si lo que se busca es contener presiones inflacionarias. Cuanto más desconectado esté el tipo de cambio de los precios y los salarios, más efectivas y duraderas serán estas políticas.²⁹

Por otro lado, que no se verifique la PPA tiene, también, relevancia en la discusión sobre si el TCR está sobrevaluado o no. Si la PPA se verifica, entonces, el tipo de cambio de PPA es un *benchmark* contra el cual comparar el TCR o, en su defecto, contra un promedio histórico de la serie de TCR, como se suele hacer en la práctica. Si, por el contrario, el tipo de cambio real sigue alguna tendencia permanente, no es más válido el comparar el TCR contra un promedio histórico de la serie para verificar si está sobrevaluado o no.

²⁹ "The relationship embodied in the traditional formulations of PPP should be viewed as a short-cut rather than a substitute for a complete model of the determination of prices and exchange rates. (...) Its main usefulness is in providing a guide as to the general trend of exchange rates rather than the day-to-day fluctuations. (...) As for the conduct of macroeconomic policy, the PPP relationship serves as a reminder that the exchange rate and the price level cannot be divorced from each other and therefore, policy targets concerning these two variables should be consistent.", Frenkel (1978), p. 188.

6. Referencias

- Abuaf, Niso y Philippe Jorion (1990), "Purchasing Power Parity in the Long Run", Journal of Finance, Vol. 45, No. 1, marzo, pp. 157-174.
- Alba, Joseph D. and Donghyung Park (2003), "Purchasing Power Parity in Developing Countries: Multi-period Evidence Under the Current Float", World Development, Vol. 31, No. 12, pp. 2049-2060.
- Alves, Denisard C. O., Regina Celia Cati y Vera Lucia Fava (2001), "Purchasing Power Parity in Brazil: A Test for Fractional Cointegration", Applied Economics, Vol. 33, pp. 1175-1185.
- Anoruo, Emmanuel, Habtu Braha y Yusuf Ahmad (2002), "Purchasing Power Parity: Evidence from Developing Countries", International Advances in Economic Research, Vol. 8, No. 2, pp. 85-96.
- Bahmani-Oskooee, Mohsen (1993), "Purchasing Power Parity Based on Effective Exchange Rate and Cointegration: 25 LDC's Experience with its Absolute Formulation", World Development, Vol. 21, No. 6, pp. 1023-1031.
- Balassa, Bela (1964), "The Purchasing Power Parity Doctrine: A Reappraisal", Journal of Political Economy, Vol. 72, No. 6, diciembre, pp. 584-596.
- Calderón, César y Roberto Duncan (2003), "Purchasing Power Parity in an Emerging Market Economy: A Long-Span Study for Chile", Estudios de Economía, Vol. 30, No. 1, enero, pp. 103-132.
- Carrera, Jorge, Mariano Félix y Demian Panigo (1998), "La Aproximación del TCR de Equilibrio: Una Nueva Aproximación Econométrica", Anales de la XXXIII Reunión anual de la AAEP.
- Carrera, Jorge, Mariano Félix y Demian Panigo (1999), "Unit Roots and Cycles in the Main Macroeconomic Variables for Argentina", Anales de la XXXIV Reunión anual de la AAEP.
- Cassel, Gustav (1916), "The Present Situation of the Foreign Exchanges", Economic Journal, Vol. 26, No. 101, marzo, pp. 62-65.
- Cassel, Gustav (1917), "The Depreciation of Gold", Economic Journal, Vol. 27, No. 107, septiembre, pp. 346-354.
- Cassel, Gustav (1918), "Abnormal Deviations in International Exchanges", Economic Journal, Vol. 28, No. 112, diciembre, pp. 413-415.
- Cassel, Gustav (1928), Post-War Monetary Stabilization, Columbia University Press, New York.
- Cavallo, Domingo y Roberto Domenech (1988), "Las Políticas Macroeconómicas y el Tipo de Cambio Real. Argentina, 1913-1984", Desarrollo Económico, Vol. 28, No. 111, octubre-diciembre, pp. 1-27.
- Cheung, Yin-Wong y Kon S. Lai (1993), "A Fractional Cointegration Analysis of Purchasing Power Parity", Journal of Business & Economic Statistics, Vol. 11, No. 1, pp. 103-112.
- Culver, Sarah E. y David H. Papell (1999), "Long-Run Purchasing Power Parity with Short-Run Data: Evidence with a Null Hypothesis of Stationarity", Journal of International Money and Finance, Vol. 18, pp. 751-768.
- Darby, Michael R. (1983), "Movements in Purchasing Power Parity: The Short and Long Runs", en Michael Darby y James R. Lothian, The International Transmission of Inflation, Chicago University Press, Chicago, pp. 462-77.
- Diamandis, Panayiotis F. (2003), "Market Efficiency, Purchasing Power Parity, and the Official and Parallel markets for Foreign Currency in Latin America", International Review of Economics and Finance, Vol. 12, No. 1, pp. 89-110.
- Dornbusch, Rudiger (1987), "Purchasing Power Parity", en J. Eatwell, M. Migare y P. Newman (eds.), The New Palgrave Dictionary, Stockton Press, New York.
- Dornbusch, Rudiger y Paul A. Krugman (1976), "Flexible Exchange Rates in the Short Run", Brookings Papers on Economic Activity, pp. 537-575.
- Edison, Hall J. (1987), "Purchasing Power Parity in the Long Run: A Test on the Dollar/Pound Exchange Rate (1890-1978)", Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 19, No. 3, pp. 376-387.
- Edwards, Sebastian (1989), Real Exchange Rates, Devaluation, and Adjustment. Exchange Rate Policy in Developing Countries, MIT Press, Cambridge, Massachusetts.

- Enders, Walter (1995), Applied Econometric Time Series, John Wiley and Sons, EE.UU.
- Engel, Charles (1993), "Real Exchange Rates and Relative Prices: An Empirical Investigation", Journal of Monetary Economics, Vol. 32, pp. 35-50.
- Engle, Robert F. y Clive Granger (1987), "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", Econometrica, Vol. 55, No. 2, marzo, pp. 251-276.
- Engle, Robert F. y Byung Sam Yoo (1987), "Forecasting and Testing in Co-Integrated Systems", Journal of Econometrics, Vol. 35, pp. 143-159.
- Frankel, Jeffrey A. (1986), "International Capital Mobility and Crowding-out in the U.S. Economy: Imperfect Integration of Financial Markets or Goods Markets?", en Rik Hafer (Ed.), How Open is the U.S. Economy?, Lexington, pp. 33-67.
- Frankel, Jeffrey y Andrew K. Rose (1996), "A Panel Project on Purchasing Power Parity: Mean Reversion Within and Between Countries", Journal of International Economics, Vol. 40, pp. 209-224.
- Frenkel, Jacob A. (1978), "Purchasing Power Parity: Doctrinal Perspective and Evidence from the 1920s", Journal of International Economics, Vol. 8, No. 2, pp. 169-191.
- Frenkel, Jacob A. (1981), "The Collapse of Purchasing Power Parities During the 1970's", European Economic Review, Vol. 16, pp. 145-165.
- Froot, Kenneth A. y Kenneth Rogoff (1995), "Perspectives on PPP and Long-Run Real Exchange Rates", en Gene Grossman y Kenneth Rogoff (Eds.), Handbook of International Economics, Vol. III, Amsterdam, Elsevier Press.
- Gay, Alejandro y Santiago Pellegrini (2002), "Tipo de Cambio Real y Crisis Cambiaria en Argentina", Anales de la XXXVII Reunión anual de la Asociación Argentina de Economía Política.
- Gerchunoff, Pablo y Lucas Llach (1998), El Ciclo de la Ilusión y el Desencanto. Un Siglo de Políticas Económicas Argentinas, Editorial Ariel, Buenos Aires, Argentina.
- Giovannini, A. (1988), "Exchange Rate and Prices", Journal of International Economics, Vol. 24, No. 1-2, febrero, pp. 45-68.
- Granger, Clive y P. Newbold (1974), "Spurious Regressions in Econometrics", Journal of Econometrics, Vol. 2, pp. 111-120.
- Greene, William H. (1999), Análisis Económico, tercera edición, Prentice Hall, EE.UU.
- Hakkio, Craig (1984), "A Reexamination of Purchasing Power Parity", Journal of International Economics, Vol. 17, pp. 265-277.
- Holmes, Mark J. (2002), "Are there Non-Linearities in US:Latin American Real Exchange Behavior", Cuadernos de Economía, Vol. 29, No. 2, diciembre, pp. 177-190.
- Holmes, Mark J. y Ping Wang (2004), "Real Exchange Rate Shocks, Asymmetric Adjustment and Long-Run Equilibrium in Less Developed Countries", mimeo, enero.
- Huizinga, John (1987), "An Empirical Investigation of the Long-run Behavior of Real Exchange Rates", Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, otoño, pp. 149-215.
- Isard, Peter (1977), "How Far can We Push the Law of One Price?", American Economic Review, Vol. 67, No. 5, diciembre, pp. 942-948.
- Johnson, David R. (1990), "Co-integration, Error Correction, and Purchasing Power Parity Between Canada and the United States", Canadian Journal of Economics, Vol. 3, No. 4, pp. 839-855.
- Johansen, Soren (1991), "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models", Econometrica, Vol. 59, No. 6., noviembre, pp. 1551-1580.
- Keynes, John Maynard (1924), Monetary Reform, Harcourt Brace and Company, New York.
- Kim, (1990), "Purchasing Power Parity in the Long Run: A Cointegration Approach", Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 22, No. 4, pp. 491-503.
- Knetter, Mark (1989), "Price Discrimination by U.S. and German Exporters", American Economic Review, Vol. 79, No. 1, marzo, pp. 198-210.

- Knetter, Mark (1993), "International Comparisons of Price-to-Market Behavior", American Economic Review, Vol. 83, No. 3, enero, pp. 473-486.
- Krueger, Anne O. (1983), Exchange-rate Determination, Cambridge University Press, United States of Americas.
- Krugman, A. (1978), "Purchasing Power Parity and Exchange Rates", Journal of International Economics, Vol. 8, pp. 397-407.
- Kugler, Peter y Carlos Lenz (1993), "Multivariate Cointegration Analysis and the Long-Run Validity of PPP", Review of Economics and Statistics, Vol. 75, pp. 180-184.
- Maddala, G. S y In-Moo Kim (1998), Unit Roots, Cointegration, and Structural Change, Cambridge University Press, UK.
- Mark, Nelson (1990), "Real and Nominal Exchange Rates in the Long Run: An Empirical Investigation", Journal of International Economics, Vol. 28, pp. 115-136.
- McKinnon, Ronald (1993), "The Rules of the Game: International Money in Historical Perspectives", Journal of Economic Literature, Vol. 31, No. 1, marzo, pp. 1-44.
- McLellan, Jacquelynne W. y Debasish Chakraborty (1997), "Another Look at Long-Run Purchasing Power Parity using Sims Tests for Unit Roots", Applied Economics Letters, Vol. 4, pp. 473-476.
- McNown, Robert y Myles S. Wallace (1989), "National Price Levels, Purchasing Power Parity, and Cointegration: a Test of Four High Inflation Economies", Journal of International Money and Finance, Vol. 8, pp. 533-545.
- Obstfeld, Maurice y Kenneth Rogoff (1996), Foundations of International Macroeconomics, MIT Press.
- Officer, Lawrence H. (1976), "The Purchasing-Power-Parity Theory of Exchange Rates: A Review Article", IMF Staff Papers, Vol. 23, No. 1, marzo, pp. 1-60.
- Papell, David H. (1997), "Searching for Stationarity: Purchasing Power Parity under the Current Float", Journal of International Economics, Vol. 43, No. 3-4, November, pp. 313-32
- Rogoff, Kenneth (1996), "The Purchasing Power Parity Puzzle", Journal of Economic Literature, Vol. 34, junio, pp. 647-668.
- Rogoff, Kenneth, Michael Kim y Kenneth A. Froot (2001), "The Law of One Price Over 700 Years", IMF Working Paper WP/01/174, noviembre.
- Roll, Richard (1979), "Violations of Purchasing Power Parity and their Implications for Efficient International Commodity Markets", en Sarnat Marchasll y Giorgio Szego (eds.), International Finance and Trade, Cambridge, MA, pp. 133-176.
- Samuelson, Paul (1964), "Theoretical Notes on Trade Problems", Review of Economics and Statistics, Vol. 46, No. 2., mayo, pp. 145-154.
- Sarantis, Nicholas (1999), "Modeling Non-Linearities in Real Effective Exchange Rates", Journal of International Money and Finance, Vol. 18, No. 1, enero, pp. 27-45.
- Sarno, Lucio y Mark P. Taylor (2002), "Purchasing Power Parity and the Real Exchange Rate", IMF Staff Papers, Vol. 49, No. 1, pp. 65-105.
- Taylor, Alan M. (2002), "A Century of Purchasing Power Parity", Review of Economics and Statistics, Vol. 84, No. 1, pp. 139-150.
- Taylor, Mark P. (1988), "An Empirical Examination of Long-run Purchasing Power Parity Using Cointegration Techniques", Applied Economics, Vol. 20, pp. 1369-1381.
- Taylor, Mark P., David A. Peel and Lucio Sarno (2001), "Nonlinear Mean-Reversion in Real Exchange Rates: Toward a Solution to the Purchasing Power Parity Puzzles", International Economic Review, Vol. 42, No. 4, November, pp. 1015-1042.
- Taylor, Mark P. (2003), "Purchasing Power Parity", Review of International Economics, vol. 11, No. 3, agosto, pp. 436-452.
- Wei, Shang-Jin y David C. Parsley (1995), "Purchasing Power Disparity During the Floating Rate Period: Exchange Rate Volatility, Trade Barriers and Culprits", National Bureau of Economic Research Working Paper No. 5032, febrero.