

PARIDAD DEL PODER DE COMPRA: EVIDENCIA EMPÍRICA DE LARGO PLAZO¹

PURCHASING POWER PARITY: LONG-TERM EMPIRICAL EVIDENCE

JORGE ANDRÉS MUÑOZ MENDOZA²

División de Estudios, Banco Central de Chile, Santiago, Chile
Fono: (56-02) 388 2287, email: jmunozm@bcentral.cl

RESUMEN

En este trabajo se desarrolla un análisis del modelo de Paridad del Poder de Compra (PPP) en su forma relativa. En este enfoque de determinación de largo plazo de los tipos de cambios, se emplea como supuesto de trabajo la hipótesis de homogeneidad de precios, esto es $\beta = \beta^*$. Ello se refiere a que los niveles de precios internos y externos ejercen un efecto equivalente sobre el tipo de cambio, por lo tanto, cuando se producen variaciones de igual magnitud en los precios, los tipos de cambios no se ven alterados. Respecto a lo anterior, existe una amplia literatura que avala la PPP en el largo plazo como la indicada por Frenkel (1976, 1978, 1981), Rogoff (1996), Devereux (1997), Sarno y Taylor (2002) y Chen y Devereux (2003), la que se ha basado principalmente en economías desarrolladas con un alto grado de similitud y en la que los niveles de precios y la composición de la canasta de consumo convergen hacia valores similares. Desde una perspectiva de mediano/largo plazo, la hipótesis de eficiencia de mercado bajo PPP implica que los parámetros de modelo sean $\alpha = 0$ y $\beta = 1$. Los resultados de este trabajo, basados en el estimador OLS, muestran que la condición de eficiencia bajo PPP es rechazada. Aún cuando se encuentra evidencia significativa para $\alpha = 0$ y $\beta = 1$, la presencia de autocorrelación de primer orden invalida parcialmente la PPP relativa.

Palabras clave: Autocorrelación, eficiencia, homogeneidad, paridad del poder de compra, tipo de cambio.

ABSTRACT

This paper develops an analysis of the Purchasing Parity Power (PPP) in its relative way. In this approach to determine long-term exchange rates, the hypothesis of price homogeneity is used as a working assumption, that is $\beta = \beta^*$. This means that levels of internal and external prices exert an equivalent effect on the exchange rate, therefore, when variations of the same magnitude in prices occur, exchange rates are not affected. Regarding the above, there is extensive literature that supports the PPP in the long term as indicated by Frenkel (1976, 1978, 1981), Rogoff (1996), Devereux (1997), Sarno and Taylor (2002) and Chen and Devereux (2003). This literature is based mainly on developed economies with a high degree of similarity, in which price levels and composition of the consumption basket reach similar values. From a medium/long term approach, the market efficiency hypothesis implies that under PPP model, parameters are $\alpha = 0$ and

¹ Agradezco los valiosos comentarios de los académicos miembros de la comisión de tesis. Este trabajo corresponde a un extracto modificado de la tesis de grado de Magister en Finanzas, impartido por la Escuela de Postgrado de la Facultad de Economía y Negocios de la Universidad de Chile. Los errores que persistan en el trabajo son de exclusiva responsabilidad del autor y no representan la visión del Banco Central de Chile.

² Master of Science in Finance, Universidad de Chile y Master of Arts in Economics ©, Universidad de Concepción.

$\beta = 1$. The results of this work, based on the OLS estimator, show that the efficiency condition under PPP is rejected, even when evidence is significant for $\alpha = 0$ and $\beta = 1$, the presence of first-order autocorrelation partially invalidates the relative PPP.

Keywords: Autocorrelation, efficiency, exchange rates, homogeneity, purchasing power parity.

Recibido: 04.06.11. Revisado: 10.06.11. Aceptado: 20.06.11.

1. INTRODUCCIÓN

El *Mercado Cambiario Internacional* (paridades de monedas) es sin dudas una de las áreas más atractivas en el campo de las finanzas. En los últimos treinta años el estudio de los tipos de cambios y el proceso de determinación de su valor de equilibrio ha logrado un desarrollo importante, fundamentalmente por la creciente actividad del comercio internacional. Lyons (1997) señala que el volumen del comercio internacional ha crecido a un ritmo elevado, pero el volumen de las operaciones cambiarias aún más. Cada operación de cambios internacionales (remesas, pagos de exportaciones, especulación, operaciones forwards y/o swaps) estaría generando más de cien veces su valor nominal. En términos financieros, el mercado cambiario es uno de los más activos. Desde mediados de 1989, el volumen promedio de transacciones (ajustado por partida doble) alcanzó cerca de US\$430 billones diarios.

Existe una amplia literatura asociada a la valoración de los tipos de cambios, principalmente basada en modelos teóricos tradicionales como la *Paridad de Tasas de Interés* y la *Paridad del Poder de Compra* (PPP). Fama (1970) y Taylor (1995) señalan que en un mercado con eficiencia especulativa, los precios de los activos deben reflejar toda la información disponible por los participantes del mercado. Los trabajos de Frenkel (1976, 1978, 1981), Rogoff (1996), Devereux (1997), Sarno and Taylor (2002) and Chen and Devereux (2003) avalan la PPP en el largo plazo en economías desarrolla-

das, aunque sus estimaciones para el corto plazo revelan desviaciones persistentes de los tipos de cambios respecto de sus fundamentales.

Por otra parte, Fama (1984) muestra evidencia desfavorable a la hipótesis de eficiencia del mercado cambiario para diversas monedas, rechazando los modelos de paridad internacional. Lastrapes (1992) señala que tales desviaciones se deben a la excesiva volatilidad de los mercados cambiarios, lo que los aleja de la eficiencia bajo PPP señalada por Frenkel y Mussa (1980) y Mussa (1984).

Este trabajo aborda el estudio de la PPP entre países desarrollados y emergentes y bajo la condición de homogeneidad de precios. El propósito es contrastar la validez de la PPP relativa entre países heterogéneos, evaluando la convergencia de precios a largo plazo. En la sección 2 se desarrolla una acabada revisión bibliográfica, teórica y empírica, acerca de la PPP tanto en su forma absoluta como relativa. En la sección 3 se exponen las especificaciones econométricas de Mínimos Cuadrados Ordinarios (OLS) que suponen la homogeneidad de los precios, con sus respectivos resultados. Finalmente, la sección 4 agrupa las principales conclusiones y nuevas propuestas del estudio.

2. PARIDAD DEL PODER COMPRA: TEORÍA Y EVIDENCIA EMPÍRICA

Un tipo de modelo utilizado para verificar estas condiciones de paridad internacional

en el largo plazo es la *Paridad del Poder de Compra* (PPP). Según lo citado por Frenkel (1978), los orígenes conceptuales de este modelo se sostienen en la *Teoría Cuantitativa del Dinero* en una economía abierta y cuyos principales precursores son Wheatley (1803, 1807, 1819) y Ricardo (1811, 1821). Mientras la ley del precio único se refiere a productos individuales, la PPP se refiere a todos los bienes en general. La PPP puede ser *Absoluta* o *Relativa*. Según la teoría de la PPP absoluta, los niveles de precios en todos los países deben ser iguales cuando se expresan en términos de la misma moneda, lo que se expresa como:

$$S_t = \frac{P_t}{P_t^*} \quad (1)$$

Donde S_t es el tipo de cambio *spot* en el momento t , P_t y P_t^* corresponden a los niveles de precios sobre los bienes y servicios de la economía doméstica y extranjera, respectivamente. Por otra parte, al aplicar logaritmo a (1), tenemos:

$$s_t = p_t - p_t^* \quad (2)$$

Donde s_t es el logaritmo del tipo de cambio *spot* y; p_t y p_t^* representan los logaritmos de los niveles de precios. Así, la representación de la PPP absoluta es:

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

Bajo la hipótesis nula de mercado eficiente a mediano/largo plazo tenemos que $\alpha = 0$, $\beta = 1$ y $\beta^* = 1$. Frenkel (1976) analiza la expresión (3) sobre las paridades de países desarrollados, particularmente sobre USD/GBP, FRF/USD y FRF/GBP. Los resultados de las estimaciones asociadas a USD/GBP y FRF/USD encuentran evidencia significativa al 5 por ciento para $\beta = \beta^*$, con un promedio estimado del paráme-

tro igual a 0,895. Además, se corrobora que α no es estadísticamente distinto de cero. Este resultado demuestra que cuando los precios domésticos y foráneos cambian en la misma proporción, no hay efecto alguno en el tipo de cambio. Esto en principio, avalaría la convergencia de largo plazo en los precios de distintos países, aunque a una tasa levemente menor.

Sin embargo, la principal debilidad de la PPP absoluta es que, para que tenga sentido, los precios de ambos países deben ser medidos por una canasta de bienes similar o igual, lo que es posible sólo en países con el mismo nivel de desarrollo. De lo contrario, la PPP absoluta no sería perfectamente aplicable. Por ello, otros trabajos se han basado en lo que se conoce como *Paridad Relativa del Poder de Compra*. La PPP relativa no se refiere a los niveles de precios sino a la relación existente entre las tasas de inflación y los tipos de cambios. Según este enfoque, el tipo de cambio debe ajustarse según la diferencia entre las tasas de inflación de dos países. Si la inflación en la economía doméstica es más alta que la inflación de la economía extranjera, el tipo de cambio aumentará en una cuantía igual a la diferencia entre las tasas de inflación. Empíricamente, los estudios se han centrado en estimar la PPP Relativa para el retorno cambiario, $\Delta_k s_{t+k}$, sea apreciación ($\Delta_k s_{t+k} < 0$) o depreciación ($\Delta_k s_{t+k} > 0$), de la siguiente forma:

$$\Delta_k s_{t+k} = \alpha + \beta \Delta_k p_t - \beta^* \Delta_k p_t^* + \mu_{t+k} \quad (4)$$

La hipótesis nula de eficiencia del mercado cambiario implica que $\alpha = 0$, $\beta = 1$ y $\beta^* = 1$. Recordando que $\Delta_k p_t = \pi_t$ y $\Delta_k p_t^* = \pi_t^*$ representan las tasas de inflación doméstica y extranjera respectivamente, podemos reescribir (4) como:

$$\Delta_k s_{t+k} = \alpha + \beta \pi_t - \beta^* \pi_t^* + \mu_{t+k} \quad (5)$$

Esto nos dice que la PPP relativa es vista como una teoría de determinación de tipos de cambios, como una condición de equilibrio de corto y largo plazo; y como una condición de arbitraje.

No obstante, la PPP relativa también podría no cumplirse por algunas razones. Entre ellas se menciona la mayor volatilidad de los tipos de cambios respecto de los precios y las diferencias en la composición de las canastas de consumo de cada país. Pese a lo anterior, la tendencia mundial hacia la liberalización del comercio produciría un ajuste de los tipos de cambios en el largo plazo, en que la PPP relativa pueda darse con mayor exactitud respecto de la PPP absoluta. Por ello, si los precios y las tasas de inflación entre países convergen en el largo plazo, la denominada condición de homogeneidad de precios se cumpliría, esto es $\beta = \beta^*$. Por consiguiente, si la PPP relativa se cumple bajo este supuesto, la expresión (5) queda:

$$\Delta_k S_{t+k} = \alpha + \beta(\pi_t - \pi_t^*) + \mu_{t+k} \quad (6)$$

Así, en el largo plazo, el mercado cambiario es eficiente si $\alpha = 0$ y $\beta = 1$. La evidencia internacional, basada principalmente en economías desarrolladas con similitudes en producción y precios, tiene un importante sesgo a corroborar dicha hipótesis. En esta línea, Frenkel (1978) también evalúa la expresión (5) y (6). Sus resultados muestran que la hipótesis de homogeneidad se cumple en todos los casos. Además, la hipótesis $\beta = \beta^* = 1$ se corrobora al 99 por ciento de confianza (a excepción del caso USD/GBP) junto con que α es no significativo. Estos resultados avalan la PPP, absoluta y relativa, como un predictor de los tipos de cambios a largo plazo basado en la homogeneidad de precios. Aunque su estudio empleó un periodo en el que los tipos de cambios se

caracterizaban por una flotación controlada.

Asimismo, Frenkel (1978) concluye que PPP podría fallar porque su marco teórico establece una relación de equilibrio entre dos variables endógenas. Así, Frenkel (1981) elabora un análisis sobre la libra esterlina, el franco francés y el marco alemán mediante estimaciones OLS e IVAR³. Sus resultados muestran que, desde el punto de vista de PPP, las “noticias” exacerbaban la volatilidad de los retornos cambiarios generando un ajuste parcial de la nueva información al proceso de valoración de tipos de cambios. Aunque esto indica que PPP tiene mejores resultados a largo plazo, en el corto plazo, su representación básica puede estimarse mediante un proceso autorregresivo de primer orden AR(1).

Estudios más recientes muestran los efectos de la libre flotación cambiaria. Rogoff (1996) señala que los precios, particularmente rígidos en el corto plazo, se ajustan a una velocidad significativamente menor respecto de los tipos de cambios. En esta misma línea, Devereux (1997) señala que el marco teórico de PPP está incompleto porque los desalineamientos de corto plazo generan inestabilidad en los modelos que lo testean. Evidencia similar encuentran Sarno y Taylor (2002) y Chen y Devereux (2003).

3. ESPECIFICACIÓN ECONOMÉTRICA

3.1. Muestra y análisis estadísticos

La muestra seleccionada consta de datos en frecuencia mensual entre enero de 1997 y diciembre de 2008. Se emplea el Índice de

³ Mínimos Cuadrados Ordinarios y Variables Instrumentales, por sus siglas en inglés.

Precios al Consumidor (IPC) para el cálculo de las tasas mensuales de inflación, los cuales fueron obtenidos de los Banco Centrales respectivos. La información concerniente a los tipos de cambios nominales *spot* para los 21 países se obtuvo de la base de datos de *Pacific Exchange Rates*. Los países incluidos en el estudio son Israel, Corea del Sur, Japón, Tailandia, Nueva Zelanda, Australia y Sudáfrica en el *Bloque Asia-Pacífico y África*; Brasil, México, Colombia, Chile, Perú y Canadá en el *Bloque Americano*; Zona Euro, Suecia, Reino Unido, Islandia, Noruega, Rusia, Suiza y Turquía en el *Bloque Europeo*.

Las estadísticas descriptivas generales de los retornos cambiarios y los diferenciales inflacionarios se muestran en las tablas I y II, respectivamente. Según la Tabla I, podemos observar que los retornos de las monedas presentan un alto grado de leptocurtosis (curtosis mayor a 3). Además, dichos retornos presentan una mayor desviación respecto de su media si se les compara con el comportamiento de los diferenciales inflacionarios, señalados en la Tabla II. Estos resultados estadísticos, corroboran en gran medida las fallas de las diversas formas de medir PPP, especialmente porque los retornos cambiarios son más volátiles en el corto plazo respecto de los precios. Finalmente, las tablas I y II presentan los estadísticos del test de *Dickey-Fuller* (DF). Los resultados avalan la condición de estacionariedad de los retornos cambiarios y los diferenciales inflacionarios, con lo cual los residuos de OLS se comportarán como ruido blanco y permitirán la evaluación de la dinámica de largo plazo de PPP, tal como Greene (2003) lo indica.

3.2. Estimación OLS y resultados para PPP

En este apartado se evalúa la representación lineal de la PPP relativa, indicada en la ex-

presión (6), mediante el estimador OLS. Esto es:

$$RET_{i,t} = \alpha + \beta(DINF_{i,t-1}) + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

Donde $RET_{i,t}$ corresponde al retorno mensual (apreciación/depreciación) de la moneda del país i respecto del dólar americano en el momento t , $DINF_{i,t-1}$ representa el diferencial inflacionario mensual entre el país i y Estados Unidos en el momento $t-1$ y $\varepsilon_{i,t}$ es una perturbación aleatoria con distribución $\varepsilon_{i,t} \sim (0, \sigma^2 I_n)$.

Los resultados de las estimaciones se muestran en la Tabla III. Se incorporó un rezago de la variable dependiente con el fin de capturar información relevante. Así, dicho parámetro ρ es positivo y significativo al 5 por ciento en cada caso.

La constante α resulta ser no significativa en todos los casos a excepción de Rusia en donde se halla evidencia significativa al 1 por ciento para $\alpha > 0$. Esto implica que la conversión del dólar americano al rublo ruso es afectada por una apreciación nominal, que implícitamente constituye un factor de apreciación real y un desvío persistente del rublo respecto de sus fundamentos de largo plazo. Asimismo, se halla evidencia significativa al 10 por ciento para $\beta > 0$ en países como: Israel, Corea del Sur, Tailandia, Australia, Sudáfrica, México, Chile, Zona Euro, Suecia, Reino Unido, Islandia, Rusia, Suiza y Turquía. Los valores de β son cercanos a 1, sin embargo, en el caso de Corea del Sur y Chile se observan valores superiores que indican una sobre-reacción de los retornos cambiarios respecto de sus fundamentos inflacionarios. Además, la Tabla III muestra que la hipótesis de eficiencia del mercado cambiario (*Wald*) bajo PPP, esto es, $\alpha = 0$, $\beta = 1$ y $\rho = 0$, es rechazada en todos los casos al 5 por ciento de significancia.

Tabla I. Estadística Descriptiva de Retornos Nominales de Monedas, 1997.01-2008.12.

Panel A – Asia Pacífico y África						
País	Media	Desv. Est.	Curtois	Jarque-Bera	DF (1)	DF (2)
Israel	0.00111	0.01960	5.13	(39.13)***	(-8.64)***	(-8.87)***
Corea del Sur	0.00324	0.04352	39.54	(8553.42)***	(-8.24)***	(-8.22)***
Japón	-0.00192	0.02676	3.70	(16.72)***	(-9.26)***	(-9.30)***
Tailandia	0.00212	0.03710	14.55	(878.88)***	(-4.11)***	(-4.36)***
Nva. Zelanda	0.00154	0.03000	3.49	(5.09)*	(-8.27)***	(-8.26)***
Australia	0.00099	0.03087	9.29	(290.33)***	(-8.63)***	(-8.62)***
Sudáfrica	0.00544	0.04088	7.44	(159.71)***	(-8.75)***	(-8.72)***
Panel B – América						
País	Media	Desv. Est.	Curtois	Jarque-Bera	DF (1)	DF (2)
Brasil	0.00576	0.04703	10.58	(432.56)***	(-7.65)***	(-7.74)***
México	0.00376	0.02365	19.59	(1844.69)***	(-8.99)***	(-8.96)***
Colombia	0.00514	0.02821	4.59	(29.29)***	(-6.73)***	(-7.15)***
Chile	0.00305	0.02668	10.24	(357.38)***	(-7.95)***	(-7.93)***
Perú	0.00116	0.01192	5.11	(30.13)***	(-7.72)***	(-8.07)***
Canadá	-0.00063	0.01894	11.01	(418.22)***	(-8.89)***	(-8.87)***
Panel C – Europa						
País	Media	Desv. Est.	Curtois	Jarque-Bera	DF (1)	DF (2)
Zona Euro	-0.00089	0.02484	2.99	(0.06)	(-8.47)***	(-8.54)***
Suecia	0.00071	0.02689	3.82	(7.47)**	(-8.37)***	(-8.36)***
Reino Unido	0.00070	0.02139	5.30	(43.67)***	(-8.85)***	(-8.87)***
Islandia	0.00404	0.03872	10.45	(412.86)***	(-7.52)***	(-7.59)***
Noruega	0.00048	0.02711	5.77	(55.09)***	(-8.03)***	(-8.02)***
Rusia	0.01118	0.06255	92.40	(49844.42)***	(-7.81)***	(-8.07)***
Suiza	-0.00152	0.02499	2.74	(5.46)*	(-9.93)***	(-9.96)***
Turquía	0.01800	0.04918	7.84	(192.26)***	(-4.97)***	(-8.33)***

(1) DF corresponde al Test de Raíz Unitaria de Dickey-Fuller con constante.

(2) DF corresponde al Test de Raíz Unitaria de Dickey-Fuller con constante y tendencia determinista.

(***) Significativo al 1% - (**) Significativo al 5% - (*) Significativo al 10%.

Fuente: Elaboración propia.

Tabla II. Estadística Descriptiva de Diferencial Inflacionario, 1997.01-2008.12.

Panel A – Asia Pacífico y África						
País	Media	Desv. Est.	Curtosis	Jarque-Bera	DF (1)	DF (2)
Israel	0.00034	0.00653	4.22	(19.55)***	(-8.07)***	(-8.12)***
Corea del Sur	0.00083	0.00524	8.01	(211.00)***	(-7.66)***	(-7.63)***
Japón	-0.00193	0.00451	6.07	(86.06)***	(-9.08)***	(-9.04)***
Tailandia	0.00039	0.00517	9.61	(262.51)***	(-9.85)***	(-9.89)***
Nva. Zelanda	-0.00010	0.00522	4.34	(42.34)***	(-5.47)***	(-5.67)***
Australia	0.00031	0.00581	8.65	(262.14)***	(-6.20)***	(-6.26)***
Sudáfrica	0.00296	0.00543	3.96	(13.51)***	(-4.04)***	(-4.05)***
Panel B – América						
País	Media	Desv. Est.	Curtosis	Jarque-Bera	DF (1)	DF (2)
Brasil	0.00330	0.00604	5.76	(83.74)***	(-6.26)***	(-6.23)***
México	0.00419	0.00711	4.27	(24.03)***	(-5.03)***	(-5.45)***
Colombia	0.00482	0.00677	5.54	(85.44)***	(-5.09)***	(-5.39)***
Chile	0.00130	0.00439	5.55	(67.77)***	(-6.76)***	(-6.77)***
Perú	0.00082	0.00559	4.27	(12.85)***	(-8.61)***	(-8.58)***
Canadá	-0.00032	0.00302	8.07	(169.59)***	(-11.67)***	(-11.62)***
Panel C – Europa						
País	Media	Desv. Est.	Curtosis	Jarque-Bera	DF (1)	DF (2)
Zona Euro	-0.00029	0.00371	5.34	(35.21)***	(-10.01)***	(-10.02)***
Suecia	-0.00083	0.00448	3.90	(4.94)*	(-10.24)***	(-10.24)***
Reino Unido	0.00030	0.00433	3.55	(2.56)	(-12.49)***	(-12.44)***
Islandia	0.00240	0.00823	11.86	(480.68)***	(-9.45)***	(-10.00)***
Noruega	-0.00016	0.00543	5.02	(35.48)***	(-8.43)***	(-8.40)***
Rusia	0.01374	0.03414	97.43	(55519.48)***	(-9.25)***	(-9.55)***
Suiza	-0.00120	0.00425	4.56	(20.18)***	(-8.17)***	(-8.16)***
Turquía	0.02282	0.02228	3.12	(16.52)***	(-4.16)***	(-6.33)***

(1) DF corresponde al Test de Raíz Unitaria de Dickey-Fuller con constante.

(2) DF corresponde al Test de Raíz Unitaria de Dickey-Fuller con constante y tendencia determinista.

(***) Significativo al 1% - (**) Significativo al 5% - (*) Significativo al 10%.

Fuente: Elaboración propia.

Tabla III. Estimación OLS Paridad del Poder de Compra, 1997.01-2008.12.⁴

País	Parámetros			Test			
				White	BG	Wald	R ² Ajust.
Israel	0.00061 (0.37)	1.67625 (7.41)***	0.18454 (2.09)**	(3.30)**	(5.21)**	(7.01)***	0.35
Corea del Sur	0.00070 (0.14)	3.12819 (4.39)***	0.37477 (4.19)***	(64.08)***	(23.62)***	(2.68)**	0.32
Japón	-0.00287 (-0.99)	-0.53554 (-1.07)	0.19911 (2.37)**	(3.50)**	(4.48)**	(3.45)**	0.04
Tailandia	0.00183 (0.47)	0.93377 (1.73)*	0.21756 (2.56)**	(2.12)	(6.26)**	(3.14)**	0.07
Nva. Zelanda	0.00169 (0.47)	0.26304 (0.58)	0.33953 (4.22)***	(2.34)	(17.34)***	(4.59)***	0.11
Australia	0.00060 (0.18)	1.16899 (2.81)***	0.27214 (3.26)***	(1.87)	(10.49)***	(6.14)***	0.13
Sudáfrica	0.00364 (0.74)	0.55551 (1.83)*	0.27875 (3.27)***	(7.41)***	(11.39)***	(8.44)***	0.08
Brasil	0.00659 (0.96)	-0.13451 (-0.18)	0.44631 (5.58)***	(3.74)**	(31.89)***	(3.87)**	0.18
México	0.00109 (0.39)	0.67487 (2.05)**	0.22217 (2.66)***	(2.58)*	(7.30)***	(3.37)**	0.08
Colombia	0.00629 (1.35)	-0.26774 (-0.65)	0.51416 (6.96)***	(0.27)	(49.07)***	(3.92)**	0.25
Chile	0.00043 (0.14)	1.99686 (3.71)***	0.32672 (3.90)***	(33.55)***	(17.62)***	(3.57)**	0.21
Perú	0.00120 (0.78)	0.02209 (0.13)	0.40314 (5.07)***	(1.34)	(25.86)***	(9.45)***	0.15
Canadá	-0.00047 (-0.22)	0.35513 (0.69)	0.26190 (3.07)***	(0.20)	(8.74)***	(5.13)***	0.07
Zona Euro	-0.00064 (-0.22)	0.74865 (1.69)*	0.30351 (3.57)***	(4.53)**	(14.53)***	(8.10)***	0.09
Suecia	0.00158 (0.50)	0.73147 (1.71)*	0.32163 (3.92)***	(8.16)***	(16.13)***	(7.43)***	0.12
Reino Unido	0.00063 (0.27)	0.79457 (2.11)**	0.27438 (3.33)***	(6.49)***	(11.16)***	(3.20)**	0.09
Islandia	0.00249 (0.51)	0.52916 (1.67)*	0.38474 (4.42)***	(25.69)***	(14.73)***	(4.58)***	0.18
Noruega	0.00076 (0.23)	0.42406 (1.01)	0.34826 (4.33)***	(6.46)***	(15.99)***	(3.79)**	0.13
Rusia	-0.01030 (-3.25)***	1.59959 (31.59)***	0.48173 (6.07)***	(4.71)***	(36.53)***	(16.62)***	0.45
Suiza	-0.00041 (-0.16)	0.82849 (1.68)*	0.18127 (2.15)**	(0.42)	(4.68)**	(7.09)***	0.03
Turquía	-0.00607 (-0.85)	1.09778 (5.16)***	0.36838 (4.69)***	(1.17)	(22.76)***	(8.35)***	0.33

(***) Significativo al 1% - (**) Significativo al 5% - (*) Significativo al 10%.

Fuente: Elaboración Propia.

⁴ Según la tabla III, la especificación (7) presentó autocorrelación de segundo orden (BG). Sin embargo, el sesgo de variable omitida fue corregido con la inclusión del rezago en $t-1$ de la variable dependiente (p), pues otorgó los menores criterios de información de Akaike. También, hay presencia de heterocedasticidad (*White*), la que, sin embargo, no produce diferencias importantes en los resultados respecto de estimadores robustos. Así, se mantuvieron los resultados de OLS.

4. CONCLUSIONES

Los resultados de esta investigación se contraponen a los de Frenkel (1978, 1981). Sus resultados validan la PPP absoluta y relativa debido a la ausencia de autocorrelación y a la flotación cambiaria controlada, que hacían de las monedas un mercado menos volátil y cuya varianza era similar a la de los precios.

Las estimaciones de este trabajo rechazan la PPP relativa. Aún cuando se halla evidencia significativa para $\alpha = 0$ y $\beta = 1$ en mayoría de las estimaciones, la evaluación de la hipótesis $\alpha = 0$, $\beta = 1$ y $\rho = 0$ es rechazada en todos los casos al 5 por ciento de significancia. En otras palabras, la presencia de autocorrelación de primer orden invalida parcialmente la PPP. Esto implica que, aunque haya una relación endógena entre los precios y los tipos de cambios, las monedas se ajustan a una mayor velocidad respecto de los precios.

Finalmente, es posible que la PPP se cumpla en un horizonte de tiempo más amplio. Así, dado que los diferenciales inflacionarios y los retornos cambiarios son estacionarios, es posible extender la investigación sobre PPP a través de Modelos con Corrección del Equilibrio.

BIBLIOGRAFÍA

CHEN, L. y DEVEREUX, J. (2003), What can US city price data tell us about purchasing power parity?. *Journal of International Money and Finance*, 22: 213-s222.
DEVEREUX, M. (1997), Real exchange rates and macroeconomics: Evidence and theory. *Canadian Journal of Economics*, 30(4a): 773-808.

FAMA, E. (1970), Efficient capital markets: A review of theory and empirical work. *Journal of Finance*, 25(2): 383-417.
FAMA, E. (1984), Forward and spot exchange rates. *Journal of Monetary Economics*, 36: 697-703.
FRENKEL, J. (1976), A monetary approach to the exchange rate: Doctrinal aspects and empirical evidence. *Scandinavian Journal of Economics*, 78(2): 200-224.
FRENKEL, J. (1978), Purchasing power parity: Doctrinal perspectives and evidence from the 1920s. *Journal of International Economics*, 8(2): 169-191.
FRENKEL, J. (1981). Flexible exchange rates, prices and the role of "news": Lessons from the 1970s. *Journal of Political Economy*, 89(4): 665-705.
FRENKEL, J. y MUSSA, M. (1980), The efficiency of foreign exchange markets and measures of turbulence. *American Economic Review*, 70(2): 374-381.
GREENE, W. (2003), *Econometric analysis*, 5th Edition, Prentice Hall.
LASTRAPES, W. (1992), Sources of fluctuations in real and nominal exchange rates. *Review of Economics and Statistics*, 74(3): 530-539.
LYONS, R. (1997), A simultaneous trade model of the foreign exchange hot potato. *Journal of Financial Economics*, 42: 275-298.
MUSSA, M. (1984), The theory of exchange rate determination. In University of Chicago Press (ed) *Exchange rate theory and practice*, pp. 13-58.
ROGOFF, K. (1996), The purchasing power parity puzzle. *Journal of Economic Literature*, 34(2): 647-668.
SARNO, L. y TAYLOR, M. (2002), Purchasing power parity and the real exchange rate. *International Monetary Fund Staff Papers*, 49(1): 65-105.
TAYLOR, M. (1995), The economics of exchange rates. *Journal of Economic Literature*, 33(1): 13-47.