

Cabello, A.; Johnson, R.; Ortiz, Edgar. Paridad del poder adquisitivo y mercados eficientes: análisis a largo plazo del peso mexicano. En publicación: Reforma financiera en América Latina. Eugenia Corre y Alicia Girón. CLACSO, Consejo Latinoamericano de Ciencias Sociales, Buenos Aires,

ALEJANDRA CABELLO*, ROBERT JOHNSON**
Y EDGAR ORTIZ***

PARIDAD DEL PODER ADQUISITIVO Y MERCADOS EFICIENTES: ANÁLISIS A LARGO PLAZO DEL PESO MEXICANO¹

Argentina. 2006. ISBN: 987-1183-42-9

Disponible en la web:

<http://bibliotecavirtual.clacso.org.ar/ar/libros/edicion/correa/cabello.pdf>

Fuente: <http://www.clacso.org.ar/biblioteca>

INTRODUCCIÓN

Un número significativo de investigaciones demuestran que la teoría de la Paridad del Poder Adquisitivo (PPA) no se sostiene a corto plazo, en tanto que para el largo plazo la evidencia empírica presenta resultados mixtos. Un problema en una gran mayoría de las validaciones

* Profesora de Finanzas en la Facultad de Química y del Programa de Posgrado en Ciencias de la Administración, de la Universidad Nacional Autónoma de México (UNAM). Doctora en Administración Pública, UNAM. Participa en varias organizaciones académicas internacionales y ha publicado extensamente a nivel nacional e internacional. Es vicepresidenta de la International Society for Intercommunication of New Ideas (ISINI) y miembro del Sistema Nacional de Investigadores.

** Doctor en Economía de la Universidad de Oregón. Ha publicado en reconocidas revistas, tales como: *The Journal of Financial Research*, *Journal of Business and Finance*, *Journal of Finance and Economics*, entre otras. Fue premiado con la Cátedra Steber en la Universidad de San Diego (1997-2000) en reconocimiento a sus logros académicos.

*** Profesor de la Facultad de Ciencias Políticas y Sociales y tutor del Programa de Posgrado, UNAM. Obtuvo su Doctorado en Finanzas y Negocios Internacionales en la Universidad de Wisconsin, Madison. Ha publicado extensamente a nivel nacional e internacional. Editor de *Frontiers in Finance and Economics*. Es miembro del Sistema Nacional de Investigadores.

¹ Los autores se beneficiaron de valiosos comentarios de Vincent Dropsy, California State University, Fullerton, y de Ephraim Clark, Middlesex University, Londres. El apoyo técnico estuvo a cargo de Raúl de Jesús, doctorante de ingeniería (Investigación de Operaciones/Optimización Financiera), Universidad Nacional Autónoma de México (UNAM).

llevadas a cabo ha sido una especificación dinámica inadecuada. La extensión de Roll (1979) de esta teoría –basándose en principios de eficiencia de los mercados, esto es, la teoría de la paridad del poder adquisitivo con mercados eficientes (PPAME)– parte de la visión clásica de la PPA y sobrepone tales limitaciones. Con pocas excepciones, la investigación llevada a cabo para el caso de los países desarrollados sostiene esta visión alternativa de la PPA. Sin embargo, no se han realizado estudios para el caso de los países en vías de desarrollo. El propósito del presente trabajo es determinar si la PPAME es válida para el caso de México. La información mensual sobre el tipo de cambio y de las tasas de inflación se compiló de *International Financial Statistics*, publicación del Fondo Monetario Internacional (FMI), y cubre el período de enero de 1970 a diciembre de 2000. El trabajo está organizado de la siguiente manera. La primera parte revisa las proposiciones de la teoría de la PPA y la evidencia empírica relacionada con múltiples tests sobre esta teoría. Luego se presentan el modelo y las fuentes y características de las series utilizadas, resaltando las hipótesis a ser validadas. A continuación se muestran los resultados empíricos. Se llevan a cabo dos análisis de regresión y pruebas de raíz unitarias. La primera regresión trata de determinar si los tipos de cambio pasados, ajustados por la inflación, contienen alguna información útil para predecir tipos de cambio futuros. La segunda regresión prueba si las series de tipo de cambio siguen un proceso *martingala* (caminata al azar). Estas últimas pruebas son complementadas con pruebas de raíz unitaria. Previo a la presentación de estos resultados, se examinan las características estadísticas básicas de las series de tiempo del tipo de cambio del peso mexicano. Finalmente, se exponen las conclusiones

PROPOSICIONES DE LA PARIDAD DEL PODER ADQUISITIVO

Para el inversionista internacional, el riesgo en los mercados de dinero y capital internacionales está fuertemente asociado con el comportamiento de los tipos de cambio. Para las empresas que operan internacionalmente, el riesgo económico y el riesgo de transacciones está igualmente determinado por las variaciones en los tipos de cambio; finalmente, el desempeño macroeconómico depende en gran medida de la estabilidad del tipo de cambio. La PPA es una de las teorías más establecidas desde principios del siglo pasado, y a la vez una de las más controvertidas en las finanzas internacionales. De acuerdo con su primera concepción, definida originalmente por Cassel (1916; 1921), en la presencia de mercados reales y financieros perfectos, el precio de bienes idénticos debe tener el mismo precio real en dichos mercados, de otra manera tendrán lugar operaciones de arbitraje hasta que

los precios se igualen (Ley de un solo precio). Suponiendo que en dos países se consume la misma canasta de bienes, este teorema también es aplicable para los índices nacionales de precios. Esto es, la variación en el tipo de cambio entre dos países es igual al diferencial en inflación entre estos en un período de tiempo dado, igual en magnitud pero con signos diferentes (versión relativa de la PPA).

La PPA es un concepto fundamental para el comercio internacional, y tiene también importantes implicaciones tanto para el administrador de carteras de inversión internacionales como para el administrador financiero de empresas. Aunque la PPA debe sostenerse a largo plazo, desviaciones a corto plazo de la PPA dan lugar a transferencias internacionales de bienes y capital. Un gran número de modelos sobre la determinación del tipo de cambio (por ejemplo, Dornbusch, 1976: 1161-1176; McDonald, 1995: 437-489; Mussa, 1982: 74-104; Krugman y Obstfeld, 2003) se basan primordialmente en la validez de la PPA a largo plazo. La PPA es un instrumento fácil y barato para predecir movimientos a mediano y largo plazo del tipo de cambio de un país. Al respecto, cabe resaltar que desviaciones en el tipo de cambio real con respecto a su nivel de equilibrio a largo plazo dan lugar a: una fuerte exposición económica (riesgo a largo plazo en las inversiones) para la empresa (además del riesgo de transacciones), un excesivo riesgo de tipo de cambio para los inversionistas de cartera internacionales, y una alta fragilidad macroeconómica ante los shocks externos, que puede conllevar a severas crisis cambiarias y macroeconómicas en general. No existe ninguna razón práctica para que el precio de las divisas no cambie en el tiempo de acuerdo con lo propuesto por la PPA.

Sin embargo, debe reconocerse que, además de la inflación y las tasas de interés, los patrones de tipo de cambio compatibles con la obtención de un equilibrio externo e interno se ven afectados, entre otros factores, por cambios en las condiciones económicas mundiales, mejoras en la productividad, ajustes en las barreras comerciales, y cambios impositivos (Edwards, 1989: 15). Igualmente, la globalización económica y financiera ha incrementado la importancia de los flujos de capital internacionales, en particular los flujos de inversión extranjera directa (IED) y de cartera, como determinantes de los niveles de reservas internacionales de los países y de las variaciones en los tipos de cambio (Agénor y Hoffmaister, 1998: 100-140; Bohn y Tesar, 1998: 43-72; Goldberg y Klein, 1998: 73-100; Ortiz, 2000: 191-220).

Uno de los estudios pioneros más exhaustivos sobre la PPA fue realizado por Officer (1976: 1-60). Desde entonces se ha acumulado mucha evidencia que demuestra que a corto plazo la PPA no es válida. Por ejemplo, los estudios de Frenkel (1981: 665-706), Hakkio

(1982), Krugman (1978: 397-407), Dornbusch (1980: 143-206; 1985), Broadberry (1987: 69-78) Edison (1987: 376-387), Murray y Papell (2002: 1-19), Rogoff (1996), Taylor (2002) confirman este resultado; no obstante, aun a largo plazo los resultados pueden ser contradictorios (Engel, 1998)². Roll argumenta que un problema latente en múltiples estudios sobre la PPA es una especificación inadecuada como una teoría intertemporal dinámica. Así, propone una teoría que parte de la visión clásica sobre la PPA adoptando una perspectiva de eficiencia de los mercados basada en el arbitraje internacional de bienes, esto es, la teoría de PPA con mercados eficientes (PPAME). Esta teoría sugiere que el tipo de cambio actual es el mejor predictor de tipos de cambio futuros, ajustados por el diferencial en inflación entre dos países, considerando los tipos de cambio bilaterales. Esto equivale a la presencia de tres condiciones: que los precios relativos esperados son constantes; que la PPA se sostiene a largo plazo en un valor esperado; y que las desviaciones observadas sobre la PPA son intertemporalmente impredecibles (Roll, 1979). Más tarde, Adler y Lehmann (1983) desarrollaron una nueva versión de la PPAME, incorporando el arbitraje internacional en títulos financieros. La evidencia sobre la PPAME puede encontrarse, entre otros trabajos, en Roll (1979), Darby (1980), Adler and Lehmann (1983), Huang (1987), Koveos and Seifert (1985), Dutt and Gosh (1995: 306-310). En general, la evidencia empírica valida la proposición de la PPAME para el caso de la mayoría de los países industrializados. Una excepción notable es el trabajo de Huang (1987), quien reporta que el tipo de cambio nominal esperado aparentemente se desvía sistemáticamente de los cambios esperados en los diferenciales en inflación, apoyando la presencia de primas por el riesgo cambiante con el tiempo en los mercados de divisas. Más recientemente, Abuaf y Jorion (1990: 157-154) reexaminaron la evidencia de la PPA usando un modelo auto-regresivo de primer orden con ecuaciones multivariadas. Ellos demuestran que a largo plazo la PPA en gran medida se sostiene, aunque existan significativas desviaciones a corto plazo de la condición de paridad. Examinando el caso australiano, Olekalns y Wilkins (1998: 54-61), estimando con un modelo auto-regresivo de promedios móviles (ARIMA por sus siglas en inglés) integrado fraccionalmente, encontraron que la PPA no es relevante en la determinación del tipo de cambio a largo plazo.

Estudios previos se han restringido para períodos pasados, muchos de ellos anteriores a la globalización económica, y primordialmente

2 Una amplia evaluación sobre estudios de la PPA puede encontrarse en Brauer (1994).

para el caso de países industrializados³. El propósito del presente trabajo es investigar si la teoría de la PPAME como lo ha propuesto Roll (1979) es válida para el caso del peso mexicano para el período comprendido entre enero de 1970 y diciembre de 2000⁴.

EL MODELO Y LOS DATOS

La teoría de la PPAME se basa en la restricción de que, bajo mercados eficientes, puede anticiparse que el rendimiento real de un inversionista, resultante de la especulación intertemporal en bienes (idénticos) de dos países, deberá ser igual a cero. Este trabajo investiga tres implicaciones susceptibles de pruebas estadísticas de esta teoría, como lo ha propuesto Roll (1979). Como una manifestación de equilibrio de precios relativos esperados bajo incertidumbre, su teoría estipula como hipótesis que en mercados eficientes sus participantes utilizan toda la información disponible, de tal manera que el precio *spot* del presente contiene toda la información necesaria para predecir futuros precios *spot*, ajustados por el diferencial en las tasas de inflación. Una primera versión de la PPAME susceptible de pruebas estadísticas puede ser expresada como la siguiente ecuación susceptible de análisis de regresión⁵:

$$X_t = b_0 + b_1(\ln S_{t-1}) + b_2 X_{t-1} + b_3 X_{t-2} + b_4 X_{t-3} + b_5 X_{t-4} + b_6 X_{t-5} + b_7 X_{t-6+\dots} + b_n X_{t-(n-1)} \quad (1)$$

Donde, X_t = el logaritmo natural del tipo de cambio ajustado por diferenciales en inflación, es decir, el logaritmo del tipo de cambio *spot* nominal S_t ajustado por el diferencial de la inflación entre los respectivos países en

3 Una excepción es el trabajo de Roll (1979), quien analizó el caso de 23 países, incluyendo Argentina, Brasil, Chile, México y Venezuela (1957-1976). No obstante, cabe resaltar que para el caso de México no realizó pruebas de eficiencia México-EE.UU. debido a que en su período de estudio el Banco de México mantuvo una paridad fija del peso frente al dólar. Otra notable excepción la constituye el trabajo de Koveos y Seifert (1985), quienes examinaron la PPA para el caso de los mercados negros cambiarios de América Latina para el período abril 1973-marzo 1983. El artículo de Mkenda (2001) da un enfoque de *panel data* para el caso de países africanos selectos, utilizando datos anuales para el período 1965-1996.

4 Al presente, la inversión extranjera de cartera es importante en la Bolsa Mexicana de Valores. Sin embargo, su internacionalización es reciente; así, aún no existen series de tiempo sobre arbitraje internacional con títulos financieros mexicanos; por lo tanto, no es posible realizar estudios sobre la PPAME que incorporen la extensión de Adler y Lehmann (1983).

5 Cabe resaltar que, partiendo de la visión clásica sobre la PPA para analizar la eficiencia del mercado cambiario, esta ecuación (Roll, 1979) no propone un análisis de regresión utilizando el tipo de cambio real [$TCR_t = S_t/(IP_d/IP_e)$], donde TCR = tipo de cambio real, S , tipo de cambio *spot*, e IP , índice de precios, d = doméstico y e = extranjero].

el período t [esto es, $X_t = \ln S_t - Dif(I_t)$, donde $Dif(I_t)$ es la diferencia logarítmica en los índices de precios o, equivalentemente, la diferencia en la tasa de inflación compuesta continua entre la economía doméstica y la extranjera]. S_{t-1} = el tipo de cambio *spot* en el período $t-1$. Se demuestra la validez de la versión de la PPA con mercados eficientes si en la ecuación (1) todos los coeficientes b_i ($i = 1, \dots, n$) son iguales a 0, excepto el coeficiente $b_1=1$ ⁶. La PPAME también implica que los tipos de cambio real siguen un proceso martingala. Por lo tanto, las desviaciones de la PPA de un período al siguiente deben ser serialmente independientes (Adler y Lehmann, 1983: 1472). La ecuación (2) puede ser utilizada para probar esta hipótesis⁷.

$$Y_t = b_0 + b_1 Y_{t-1} + b_2 Y_{t-2} + b_3 Y_{t-3} + b_4 Y_{t-4} + b_5 Y_{t-5} + b_6 Y_{t-6} + \dots + b_n Y_{t-(n-1)} \quad (2)$$

Donde Y_t = la diferencia entre la tasa de cambio del tipo de cambio *spot* logarítmica ($\ln S_t - \ln S_{t-1}$) y el diferencial en inflación entre los países $Dif(I_t)$ en el período t [es decir, $Y_t = (\ln S_t - \ln S_{t-1}) - Dif(I_t)$].

Puesto que las desviaciones en expectativas (variable Y_t) no deben estar correlacionadas en el tiempo, la hipótesis de caminata al azar (procesos martingala) implica que los coeficientes b_i ($i = 1, \dots, n$) deben ser igual a cero para toda i . En este estudio se estiman las ecuaciones (1) y (2) para probar la pertinencia de la PPAME para el caso del peso mexicano.

Finalmente, tomando como punto de partida la ecuación (2), si los cambios en los tipos de cambio siguen un proceso martingala deben por tanto caracterizarse por un proceso de caminata al azar, entonces las series no deben ser estacionarias. Así, para validar la PPAME, debe comprobarse que la serie de los cambios en el tipo de cambio ajustado por la inflación tiene una raíz unitaria. Las pruebas Dickey-Fuller Aumentada (ADF por sus siglas en inglés) y la de Phillips-Perron pueden ser utilizadas para probar esta hipótesis. Las dos estadísticas prueban la existencia de una raíz unitaria en la representación univariada de una serie. En el caso de la serie Y_t la prueba ADF consiste de una regresión de la primera diferencia de las series como variable dependiente y las series con k rezagos como variables independientes, como se señala en la ecuación (3):

$$\Delta y_t = \alpha + \lambda y_{t-1} + \sum_{s=1}^k \beta_s \Delta y_{t-s} + \hat{a}_t \quad (3)$$

6 El número de rezagos en la ecuación (1) puede ser mayor o menor a seis como se indica en esta expresión. Roll (1979) usa seis rezagos al igual que en el presente estudio; cabe mencionar que de acuerdo con entrevistas realizadas a ejecutivos de cuenta de Casas de Bolsa de México, seis meses es en general el horizonte de información utilizado para la toma de decisiones por parte de los inversionistas, aunque para análisis de desempeño anual se revisan cifras de años anteriores.

7 Al igual que en la ecuación (1), se ajustan los tipos de cambio nominales por el diferencial en tasas de inflación de acuerdo con la proposición de Roll (1979).

Las hipótesis nula y alternativa son: $H_0: \lambda = 0$; $H_1: \lambda < 1$; aceptar la hipótesis nula implica la existencia de raíz unitaria y, por tanto, no estacionaridad. Para controlar en una serie correlaciones de alto orden, la prueba de ADF añade términos rezagados diferenciados en el lado derecho de la ecuación. Igualmente, la prueba de Phillips-Perron (1988: 335-346) controla la presencia en una serie de correlaciones de alto orden incorporando una corrección a la estadística t del coeficiente de la regresión $AR(1)$ para tomar en cuenta la correlación serial en los residuales e . Las pruebas de raíz unitaria constituyen pruebas poderosas sobre la no estacionaridad de series de tiempo⁸.

Estudios importantes sobre la PPA han sido llevados a cabo recientemente por Lothian y Taylor (1996: 488-509) y por Cuddington y Liang (1998). Los primeros concluyen que la PPA es válida a largo plazo para los tipos de cambio real bilaterales examinados en su estudio. Los resultados de Cuddington y Liang contradicen dicha afirmación; utilizando series de 200 años para el caso del dólar y la libra esterlina, ellos encontraron que la selección en la amplitud del rezago puede influir en los resultados⁹, o en su caso tendencias determinísticas y rompimientos estructurales pueden dar lugar a la no estacionaridad. Sin embargo, sus resultados se limitan al análisis del tipo de cambio real. El presente estudio reporta las pruebas de raíz unitaria para las series de tipos de cambio nominales ajustados por la inflación, complementando así las pruebas a la proposición de la ecuación (2).

La fuente principal de las series utilizadas para esta investigación proviene de *International Financial Statistics*, publicado por el Fondo Monetario Internacional (FMI); se compiló el tipo de cambio peso-dólar de fin de mes de México y el índice de precios al consumidor de fin de mes de México y de Estados Unidos. Frenkel (1976: 200-224) recomienda utilizar el índice de precios al consumidor como la variable de niveles de precios; además, cabe resaltar que en el presente estudio no se utilizó el índice de precios al productor por tres razones: la gran diferencia en insumos de los productores de cada país; la importancia del índice de precios al consumidor en los dos países como indicador de posibles tendencias en los precios de las divisas extranjeras, y en particular del dólar para el caso de México; y por la importancia de las importaciones mexicanas de EE.UU. de bienes de consumo y bienes intermedios para la producción de bienes de consumo. No se consideró la inclusión de otras divisas puesto que México importa y exporta a

8 A esta estadística t corregida se la denomina *tau* (J), pero más comúnmente sólo se la identifica como estadístico t (de la prueba de raíz unitaria), nomenclatura seguida en este trabajo.

9 Sobre este punto, ver: Ng, S. y Perron, P. (2001: 1519-1554).

EE.UU. entre el 70 y 80% de los totales respectivos. Las series sobre tipos de cambio e inflación utilizadas para probar la PPAME comprenden el período de enero de 1970 a diciembre de 2000¹⁰.

RESULTADOS

ESTADÍSTICAS BÁSICAS

El Cuadro 1 resume las principales características estocásticas a largo plazo de la divisa mexicana frente al dólar. Las estadísticas resumen esta situación, en términos nominales para el caso de la cotización del dólar así como los cambios porcentuales en dicha cotización. Las series incluyen un total de 372 observaciones. Para facilitar la comprensión de sus resultados, las estadísticas se presentan en pesos antiguos (sin tener en cuenta la eliminación de los tres ceros en 1994). Cabe resaltar tres características de las series:

- 1 El dilatado cambio en la cotización durante el período de análisis. Tomando los máximos y mínimos como puntos de referencia, en términos nominales, el precio del dólar cambió de 12,49 pesos en enero de 1970 (0,01249 en nuevos pesos) a 10.174 (viejos pesos como máximo); el precio de cierre en diciembre de 2000 fue de 9.572,20 (9,572 nuevos pesos).
- 2 Tomando en cuenta el cambio tan amplio en la cotización del dólar, no es sorprendente que la volatilidad sea igualmente alta; la desviación estándar de los precios nominales del dólar se situó en 3.210,26 puntos; asimismo, la media del cambio mensual de la divisa de EE.UU. fue de 0,0179 puntos, con un mínimo de -0,3959 puntos y un máximo de 0,7550 puntos en términos nominales.
- 3 La carencia de normalidad de las series. En el Cuadro 1 resulta notorio que las dos series tienen un sesgo hacia la derecha y carecen de normalidad. Sin embargo, la serie de precios prácticamente es mesocúrtica, en tanto que la serie de cambios en el precio del dólar ajustado por los diferenciales en inflación es platicúrtica.

10 De hecho, las series del tipo de cambio incluyen la cotización de cierre de diciembre de 1969, es decir, la cotización de apertura de enero de 1970; así, se obtuvieron series completas de 12 cambios mensuales en el tipo de cambio para todos los años analizados.

CUADRO 1

ESTADÍSTICAS BÁSICAS PARA LOS PRECIOS Y CAMBIOS EN EL TIPO DE CAMBIO NOMINAL DEL PESO MEXICANO MENSUAL

	Cotización	Cambio Cotización Nominal
Media	2.368,31	0,0179
Mediana	254,36	0,0014
Máximo	10.174,00	0,7550
Mínimo	12,49	-0,3959
Desv. Std.	3.210,26	0,0700
Sesgo	1,23	5,2513
Curtosis	3,10	53,0000
Jarque-Bera	93,57	40.464,0000
Probabilidad	0,00	0,0000
Observaciones	372,00	372,0000

PRUEBAS DE EFICIENCIA

Los coeficientes estimados y los resultados de las pruebas de hipótesis sobre la ecuación (1) se encuentran en el Cuadro 2. La hipótesis nula formulada de acuerdo con la PPAME indica que el coeficiente del tipo de cambio *spot* del período precedente debe ser igual a la unidad, en tanto que el resto de los coeficientes de la ecuación (1) deben ser iguales a cero, indicando que toda la información pasada ha sido plenamente incorporada en el precio presente. La estadística *t* señala el nivel de significancia de cada coeficiente estimado. La estadística *F* y la prueba de *Chi cuadrada* pueden ser utilizadas para probar la hipótesis que $b_7 = 1$.

CUADRO 2

PARIDAD DEL PODER ADQUISITIVO CON MERCADOS EFICIENTES
PRUEBA DE ABSORCIÓN DE LA INFORMACIÓN

	b_0	b_1	b_2	b_3	b_4	b_5	b_6	b_7
Coeficientes	0,0089	1,0449	-0,2146	0,0417	0,0147	0,2008	-0,0719	-0,0165
t-estadístico	1,0655	5,0062	-0,9170	0,5981	0,2135	2,9119	-1,0354	-0,3006
Probabilidad	0,2873	0,0000	0,3598	0,5501	0,8311	0,0038	0,3012	0,7639
R²	F-estadístico	Durbin-Watson	Prueba	F-Estadístico	Probabilidad			
0,9994	8,5205	2,0268	F	3,9526	3,9526			
		Chi²	Chi²		23,7158			

Los resultados obtenidos dan sólo una validez débil a la versión eficiente de la PPA. Aunque el coeficiente correspondiente a b_1 es cercano a la unidad y es estadísticamente significativo, los coeficientes correspondientes a uno y cuatro rezagos (b_2 y b_3) no son cercanos a cero como propone la teoría, y en el caso b_5 su coeficiente es estadísticamente significativo.

Esto se confirma con la prueba de Wald. Como se señala en el Cuadro 2, las estadísticas F y Chi^2 rechazan decididamente la hipótesis nula al 1% de significancia. Por tanto, a largo plazo, los precios *spot* pasados ajustados por la inflación contienen importante información sobre el tipo de cambio *spot* presente ajustado por la inflación y dicha información podría utilizarse para obtener ganancias extraordinarias en el mercado cambiario. La dinámica implicada por la ausencia de mercados eficientes señala igualmente la recurrencia de desviaciones de corto plazo en los ajustes de paridad del poder adquisitivo; considerando la amplitud de la muestra, el ajuste a largo plazo también es improbable.

El Cuadro 3 resume los resultados de las pruebas estadísticas de la ecuación (2). La hipótesis nula que señala que las diferencias en tipos de cambio siguen un proceso martingala no es válida a largo plazo para el caso del peso mexicano. Todos los b_i ($i > 0$) cuentan con un coeficiente estimado mayor a cero, y en particular b_1 , b_2 , b_3 y b_6 tienen una estadística t significativa. Estos resultados indican que la diferencia entre el tipo de cambio *spot* y la diferencia en la inflación de los dos países está correlacionada para el peso mexicano. Este resultado es confirmado por las estadísticas F y de la prueba de la *Chi cuadrada* de la prueba de Wald. De acuerdo con esta prueba, la hipótesis de que todos los coeficientes son iguales a cero puede ser rechazada con el 1% de significancia.

CUADRO 3
PARIDAD DEL PODER ADQUISITIVO
PROCESO MARTINGALA

	b_0	b_1	b_2	b_3	b_4	b_5	b_6
Coefficientes	-0,0529	-0,1688	-0,1532	-0,1180	0,0846	0,0200	0,2099
t-estadístico	-0,1610	-3,2705	-2,9252	-2,2350	1,6029	0,3816	4,0597
Probabilidad	0,8722	0,0012	0,0037	0,0260	0,1098	0,7030	0,0001
R²	F-estadístico	Durbin-Watson		Prueba	F-Estadístico	Probabilidad	
0,1042	6,9574	1,9655		F	6,9574	0	
				Chi²	41,7443	0	

La prueba de la raíz unitaria confirma los resultados anteriores. Como se resume en los Cuadros 4 y 5, la serie de precios ajustados por los diferenciales en inflación tiene una raíz unitaria. La estadística t tanto para la prueba ADF como para la de Phillips-Perron es menor al valor crítico necesario para rechazar la hipótesis nula tanto a los niveles de 1, 5, o 10% de significancia¹¹. Por lo tanto, esta serie sigue un proceso de caminata al azar, lo que indica que es no estacionaria. No obstante, la serie de cambios en el tipo de cambio ajustado por los diferenciales en inflación, también examinada en la ecuación (2), no sigue un proceso de caminata al azar¹².

CUADRO 4
PRUEBA DE RAÍZ UNITARIA PARA EL TIPO DE CAMBIO DEL PESO MEXICANO
AJUSTADO POR LA INFLACIÓN

Prueba de Raíz Unitaria Dickey-Fuller Aumentada				
	Constante	Tendencia	Variable	Rezagos
Coefficientes	0,02182	0,00019	-0,00769	5
t-estadístico	2,24327	1,44202	-1,44162	
Valores Críticos	t	1%	5%	10%
	-1,44162	-3,98698	-3,42377	-3,13456
Prueba de Raíz Unitaria Phillips-Perron				
	Constante	Tendencia	Variable	Rezagos
Coefficientes	0,02457	0,00019	-0,00730	5
t-estadístico	2,51842	1,45187	-1,38449	
Valores Críticos	t	1%	5%	10%
	-1,40868	-3,98666	-3,42362	-3,13447

11 Para todas las pruebas estadísticas se utilizó el software E-Views. En el caso de las pruebas de raíz unitaria, en este software el estadístico rechaza la hipótesis nula de una raíz unitaria si la estadística t es menor (yace a la izquierda) del valor crítico.

12 Las series de precios nominales y de cambios en los precios nominales siguen patrones iguales de comportamiento. Esto es, las cotizaciones nominales tienen una raíz unitaria, pero los cambios en las cotizaciones nominales no la tienen. Estos resultados no se muestran por consistencia en la presentación de resultados en términos de la hipótesis planteada por la ecuación (2).

CUADRO 5

PRUEBA DE RAÍZ UNITARIA PARA LOS CAMBIOS EN EL TIPO DE CAMBIO
DEL PESO MEXICANO AJUSTADO POR LA INFLACIÓN

Prueba de Raíz Unitaria Dickey-Fuller Aumentada				
	Constante	Tendencia	Variable	Rezagos
Coefficientes	0,1200	0,0000	-1,1273	5
t-estadístico	0,1765	-0,2925	-6,8934	
Valores Críticos	t	1%	5%	10%
	- 6,8934	-3,9870	-3,4238	-3,1346
Prueba de Raíz Unitaria Phillips-Perron				
	Constante	Tendencia	Variable	Rezagos
Coefficientes	0,1000	0,0000	-1,1454	5
t-estadístico	0,1549	-0,2671	-22,2081	
Valores Críticos	t	1%	5%	10%
	-22,9527	-3,9867	-3,4236	-3,1345

Aún más, se destaca que la presencia de estacionaridad en la serie de cambios en el tipo de cambio ajustados por la inflación puede ser explicada por los resultados de Cuddingham y Liang (Cuddingham y Liang, 1998). En algunos casos esto se debe a la presencia de tendencias temporales y rompimientos estructurales. En el caso de México, esta es una situación obvia.

Durante el período bajo análisis, el tipo de cambio era originalmente fijo (entre 1970 y 1976). De 1976 a principios de 1982 se persiguió una política de flotación controlada rígida. Luego, de 1982 a 1994, se mantuvo la política de flotación acompañada de períodos de una flotación cuasi-programada, deslizando el valor del peso mexicano en términos de dólar. Finalmente, desde la macro-devaluación de 1994 se ha acentuado el papel del mercado, pero la evolución de las cotizaciones del dólar y otras divisas es bien vigilada; el gobierno mantiene un nivel de reservas alto e interviene con la compra o venta de divisas cuando se estima necesario, conservándose la paridad estable y relativamente fija por períodos. En resumen, el tipo de cambio peso-dólar se vio afectado por tres severas crisis en las últimas tres décadas: 1976, 1982 y 1994.

Estos impactos se reflejan plenamente en la evolución de los precios del dólar en pesos y sus cambios representados en los Gráficos 1 y 2, que corroboran con gran simplicidad los resultados empíricos obtenidos. En el Gráfico 1 se destaca la evolución explosiva y volátil del precio del dólar en México (analizado con sus estadísticas básicas), claramente condicionado por la evolución de la economía na-

cional y las políticas cambiarias implementadas por la banca central; el Gráfico 2 muestra la volatilidad y dependencia en el tiempo de la misma, y lo que puede caracterizarse como “ataques al corazón” de la divisa nacional, que a su vez se convirtieron en transmisores de crisis severas al resto de la economía. Los resultados obtenidos de ninguna manera son sorprendentes, considerando las diferentes políticas cambiarias implementadas durante el período 1970-2000, frecuentemente insuficientes para cubrir los grandes diferenciales entre las tasas de inflación de México y EE. UU. De hecho, la inflación acumulada de México durante dicho período fue de 833,21% y la de EE.UU. de 153,07%, esto es, un diferencial acumulado de 680,14%. Ello subraya la necesidad de continuar manteniendo estrictas políticas de control de la inflación, una balanza de pagos fuerte (basada en una alta productividad y competitividad de la economía) y niveles altos de reservas internacionales.

GRÁFICO 1
TIPO DE CAMBIO NOMINAL DEL PESO MEXICANO

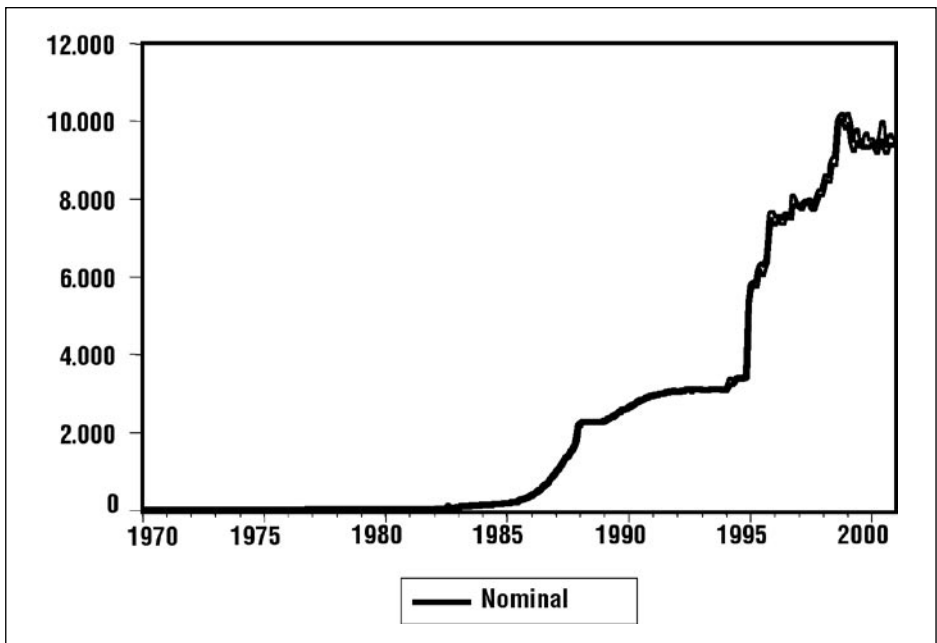
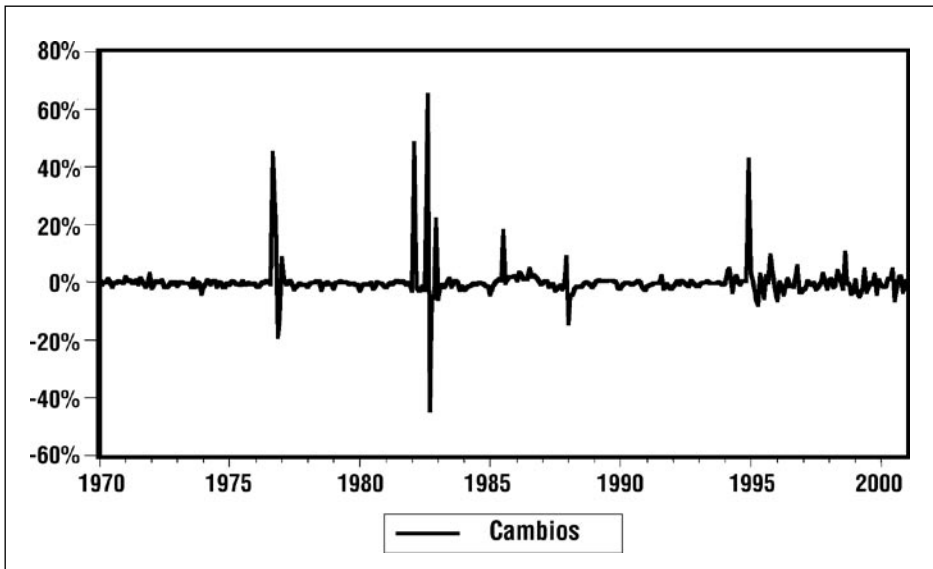


GRÁFICO 2
CAMBIOS EN EL TIPO DE CAMBIO DEL PESO MEXICANO
AJUSTADO POR LA INFLACIÓN



Finalmente, es importante resaltar que aplicando la prueba de Chow, el tipo de cambio ajustado por las inflaciones tiene una ruptura en 1994, claramente asociada con los problemas que conllevaron a la macro-devaluación del peso mexicano en diciembre de ese año. El Cuadro 6 presenta estos resultados. Al contrario, la serie de cambios en el tipo de cambio ajustado por los diferenciales en inflación presenta una ruptura en 1981, seguramente asociada con el surgimiento de la crisis de la deuda externa y subsiguientes devaluaciones del peso mexicano. Por último, debe mencionarse que los resultados de la prueba de la raíz unitaria sobre el peso mexicano difieren de los obtenidos por Kahn y Parikh (1998: 99-116) para el caso sudafricano. A pesar de los cambios drásticos en las políticas cambiarias de dicho país, no encontraron con la prueba de raíz unitaria evidencia de no estacionaridad, y el comportamiento del tipo de cambio real fue estable pero no constante¹³.

13 Estos dos hechos sugieren la necesidad de realizar más estudios sobre la PPA para el caso de México, incluyendo la PPAME e identificación de puntos de ruptura óptimos. Debido a que el punto de ruptura del tipo de cambio real implica el uso de períodos cortos de análisis, el presente estudio no incluye tal línea de investigación; además, esta debe realizarse en mercados liberados, que son una experiencia reciente en México, y la muestra de datos es todavía pequeña. Sobre los problemas relacionados con la raíz unitaria y puntos de ruptura, ver: Perron y Vogelsang (1992: 301-320); Perron (1997: 355-385); Baum et al. (2000).

CUADRO 6
 PRUEBA DE CHOW PARA EL TIPO DE CAMBIO DEL PESO MEXICANO
 AJUSTADO POR LA INFLACIÓN, PERÍODO 1970-2000

Breakpoint	F-estadístico	Probabilidad	Log Likelihood Ratio	Probabilidad
12/31/1994	51,96	0,0000	92,50	0,0000
12/31/1981	6,32	0,0020	12,57	0,0019

En suma, las tres pruebas estadísticas aplicadas al peso mexicano no validan las proposiciones de la PPAME. En términos de eficiencia, el control excesivo sobre el tipo de cambio, así como ajustes tardíos del precio del dólar en pesos, han conllevado a largo plazo a la existencia de un mercado cambiario ineficiente, aunque debe reconocerse, sin embargo, que en los últimos años el mercado cambiario ha tendido a ser libre. De todas maneras, a largo plazo, nuevamente, los precios pasados y cambios pasados en el tipo de cambio tienen aparentemente información acerca del precio corriente de la divisa mexicana. La información pasada puede ser utilizada para obtener ganancias extraordinarias especulando en el mercado cambiario doméstico. De hecho, la volatilidad del mercado cambiario mexicano podría estar fuertemente asociada con la especulación y el abuso de información privilegiada¹⁴. Finalmente, la evidencia empírica se encuentra en desacuerdo con los resultados obtenidos por Koveos y Seifert (1985), con información sobre los mercados cambiarios negros de América Latina. Incluyendo el caso de México, estos autores reportan que la versión de PPA con mercados eficientes es apropiada para el caso de la mayoría de las divisas latinoamericanas. Los resultados también resaltan la necesidad de desarrollar el mercado de productos derivados en México, particularmente los cambiarios, para contar con un mecanismo para la cobertura y estabilidad cambiarias¹⁵.

14 Aún más, en algunos casos este hecho podría estar relacionado con actos de corrupción por parte de algunos funcionarios y agentes del sector privado que disponen de información privilegiada.

15 El mercado de productos derivados de México (MexDer) fue formalmente creado en agosto de 1998 e inició sus operaciones en diciembre del mismo año, precisamente con futuros sobre el dólar de EE. UU. Al presente, además de futuros sobre el peso-dólar, se negocian futuros sobre el Índice de Precios y Cotizaciones de la Bolsa, y algunas tasas de interés y algunas acciones empresariales. Sin embargo, el mercado permanece delgado y hay días en que las operaciones son muy limitadas. Por su parte, el mercado de opciones comenzó sus operaciones en abril de 2004.

CONCLUSIÓN

Este trabajo ha investigado si la versión de la paridad del poder adquisitivo con mercados eficientes se sostiene a largo plazo para el caso del peso mexicano para el período 1970-2000. Para probar la PPAME se utilizaron dos análisis de regresión aparentemente no relacionados, y además se llevaron a cabo dos pruebas de raíz unitaria. En general, la evidencia empírica obtenida no favorece la teoría de la PPAME. Los resultados sugieren la presencia de un mercado cambiario ineficiente, producto de políticas cambiarias débiles. Contrariamente a la evidencia que afirma que la teoría de la PPAME generalmente se sostiene, los resultados del presente estudio resaltan el hecho de que tal conclusión no puede ser generalizada para el caso mexicano. Puesto que el peso ha estado sujeto a rígidos controles gubernamentales –aunque moviéndose hacia un mercado más libre después de la devaluación de 1994 y demás crisis en los siguientes dos años– y porque la economía mexicana se ha visto afectada por tres crisis severas desde la década del setenta, la agenda de investigaciones sobre la PPA para este país debe ser continuada y ampliada, en particular determinando rupturas estructurales óptimas. Los resultados no pueden considerarse sorprendentes tomando en cuenta las políticas cambiarias implementadas durante el período y el gran diferencial en tasas de inflación entre México y EE. UU. La evidencia empírica sugiere la necesidad de políticas cambiarias flexibles, un continuo control de la inflación, un fortalecimiento de la balanza de pagos (fomentando la productividad y competitividad), y el mantenimiento de niveles altos de reservas internacionales. Asimismo, los datos obtenidos indican que es preciso desarrollar los mercados de futuros, opciones y *swaps* cambiarios en México, a fin de contar con un mercado cambiario completo y a su vez proveer alternativas de cobertura para el inversionista internacional, así como para las empresas e instituciones financieras que operan negocios internacionales denominados en dólares.

BIBLIOGRAFÍA

- Abuaf, N. and Jorion, P. 1990 "Purchasing power parity in the long run" in *Journal of Finance* (Ohio State University Press) Vol. 45, N° 1.
- Adler, M. and Lehmann, B. 1983 "Deviations from purchasing parity in the long run" in *Journal of Finance* (Ohio State University Press) Vol. 38, N° 4.
- Agénor, P. and Hoffmaister, A. W. 1998 "Capital flows and the real exchange rate: analytical framework and econometric evidence" in Glick, Reuven (ed.) *Managing capital flows and exchange*

- rates. Perspectives from the Pacific Basin* (Cambridge: Cambridge University Press).
- Baum, C.; Barkoulas, J. T. and Caglayan, M. 2000 "Long memory or structural breaks: can either explain nonstationary exchange rates under the current float?". Department of Economics, Boston College, mimeo.
- Bohn, H. and Tesar, L. L. 1998 "U.S. portfolio investment in Asian capital markets" in Glick, Reuven (ed.) *Managing capital flows and exchange rates. Perspectives from the Pacific Basin* (Cambridge: Cambridge University Press).
- Brauer, J. B. 1994 "An assessment of the evidence on purchasing power parity" in Williamson, J. (ed.) *Estimating equilibrium exchange rates* (Washington DC: Institute for International Economics).
- Broadberry, S. N. 1987 "Purchasing power parity and the pound-dollar rate in the 1930's" in *Econometrica*, Vol. 54, February.
- Cassel, G. 1916 "The present situation of foreign exchanges" in *Economic Journal*, Vol. 26.
- Cassel, G. 1921 *The world's monetary problems* (London: Constable & Co.).
- Cuddingham, J. T. and Liang, H. 1998 "Re-examining the purchasing power parity hypothesis over two centuries". Working Paper, Department of Economics, Georgetown University.
- Darby, M. R. 1980 "Does purchasing power parity work?". Working Paper N° 607, National Bureau of Economic Research.
- Dickey, D. and Fuller, W. 1979 "Distribution of the estimators for autoregressive time series with unit root" in *Journal of the American Statistical Association* (Alexandria) Vol. 74.
- Dornbusch, R. 1976 "Expectations and exchange rate dynamics" in *Journal of Political Economy* (University of Chicago Press) Vol. 84.
- Dornbusch, R. 1980 "Exchange rate economics: where do we stand?" in *Brookings Papers on Economic Activity* (Washington DC) Vol. 1.
- Dornbusch, R. 1985 "Purchasing power parity". Working Paper N° 1591, National Bureau of Economic Research.
- Dutt, Swarna D. and Gosh, D. 1995 "Purchasing power parity doctrine: weak and strong form tests" in *Applied Economic Letters* (London) Vol. 2, N° 9.
- Edison, H. J. 1987 "Purchasing power parity in the long run: a test of the dollar/pound exchange rates (1890-1978)" in *Journal of Money, Credit and Banking* (Ohio State University Press) Vol. 19, August.
- Edwards, S. 1989 *Real exchange rates, devaluation, and adjustment* (Cambridge: MIT Press).
- Engel, C. 1998 "Long-Run PPP may not hold after all" in *Discussion Papers in Economics* (Washington: University of Washington).

- Frenkel, J. A. 1976 "A monetary approach to the exchange rate: doctrinal aspects and empirical evidence" in *Scandinavian Journal of Economics* (Oxford) Vol. 78.
- Frenkel, J. A. 1981 "Flexible exchange rates, prices and the role of news: lessons from the 1970's" in *Journal of Political Economy* (University of Chicago Press) Vol. 89, August.
- Goldberg, L. S. and Klein, M. 1998 "Foreign direct investment, trade and real exchange rate linkages in developing countries" in Glick, Reuven (ed.) *Managing capital flows and exchange rates. Perspectives from the Pacific Basin* (Cambridge: Cambridge University Press).
- Hakkio, C. A. 1982 "A re-examination of purchasing power parity: a multicountry and multi-period study". Working Paper N° 865, National Bureau of Economic Research.
- Huang, R. D. 1987 "Expectations of exchange rates and differential inflation rates: further evidence of purchasing power parity in efficient markets" in *Journal of Finance* (Ohio State University Press) Vol. 42, N° 1.
- Kahn, B. and Parikh, A. 1998 "Does purchasing power parity survive political shocks in South Africa?" in *Weltwirtschaftliches Archiv* (Kiel, Germany) Vol. 134, N° 1.
- Koveos, P. and Seifert, B. 1985 "Purchasing power parity and black markets" in *Financial Management*, Autumn.
- Krugman, P. R. 1978 "Purchasing power parity and exchange rates: another look at the evidence" in *Journal of International Economics*, Vol. 8, August.
- Krugman, P. and Obstfeld, M. 2003 *International economics: theory and policy* (New York: Addison-Wesley).
- Lothian, J. R. and Taylor, M. P. 1996 "Real exchange rate behaviour: the recent float from the perspective of the past two centuries" in *Journal of Political Economy* (University of Chicago Press) Vol. 104, N° 3.
- McDonald, R. 1995 "Long-run exchange rate modeling: a survey of recent evidence" in *IMF Staff Papers* (IMF) Vol. 42, N° 3.
- Mkenda, B. K. 2001 "An empirical test of purchasing power parity in selected African countries - A panel data approach" in *Working Papers in Economics* N° 39 (Göteborg University).
- Murray, C. J. and Papell, D. H. 2002 "The purchasing power parity persistence" in *Journal of International Economics*, Vol. 56.
- Mussa, M. L. 1982 "A model of exchange rate dynamics" in *Journal of Political Economy* (University of Chicago Press) Vol. 90.
- Ng, Serena and Perron, P. 2001 "Lag length selection and the construction of unit roots tests with good size and power" in *Econometrica*, Vol. 69.

- Officer, L. 1976 "The purchasing power parity of exchange rates: a review article" in *International Monetary Fund Papers* (IMF) Vol. 83, May.
- Olekalns, N. and Wilkins, N. 1998 "Re-examining the evidence for long run purchasing power parity" in *The Economic Record* (Oxford) Vol. 74, N° 224.
- Ortiz, E. 2000 "La inversión extranjera de portafolios en los mercados de dinero y capital de México y su impacto en la crisis mexicana" en Manrique, Irma (coord.) *Arquitectura de la crisis financiera* (México DF: Miguel Angel Porrúa).
- Perron, P. 1997 "Further evidence on breaking trend functions in macroeconomic variables" in *Journal of Econometrics*, Vol. 80.
- Perron, P. and Vogelsang, T. 1992 "Nonstationarity and level shifts with application to purchasing power parity" in *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 10, N° 3.
- Phillips, P. C. and Perron, P. 1988 "Testing for a unit root in time series regression" in *Biometrika* (Oxford) Vol. 74.
- Roll, R. 1979 "Violations of purchasing power parity and their implications for efficient international commodity markets" in Sarnat, M. and Szego, G. P. (eds.) *International Finance and Trade* Vol. I (Cambridge, MA: Ballinger Publishing Company)
- Taylor, A. M. 2002 "A century of purchasing power parity" in *The Review of Economics and Statistics* (en prensa).