



Ajuste no lineal de la hipótesis de PPP: evidencia para la economía mexicana

Non-linear adjustment of the PPP hypothesis: evidence for the Mexican economy

Horacio Catalán Alonso*

4

Palabras clave

*paridad de poder de compra,
prueba de raíz unitaria no lineal,
estacionaridad,
tipo de cambio real*

Key words

*purchasing power parity
nonlinear unit root test
stationarity
real exchange rates*

Jel: C22, F31, F40

* Profesor Titular A de Tiempo Completo Facultad de Economía UNAM
Email: catalanh@unam.mx
catalanh@economia.unam.mx

Resumen

En este artículo se presenta evidencia a favor de la hipótesis de paridad de poder de compra (PPP), utilizando datos mensuales del índice de tipo de cambio real de la economía mexicana. Considerando que las pruebas tradicionales, de raíz unitaria, son limitadas cuando las series tienen un ajuste no lineal. Por esta razón, se aplican una serie de pruebas de raíz unitaria no lineal basadas en un modelo exponencial autorregresivo de transición suave (ESTAR). La evidencia empírica muestra que el tipo de cambio real tiene un patrón no lineal de reversión a la media con ajustes asimétricos lo cual es evidencia a favor de PPP en el largo plazo. Este resultado tiene implicaciones importantes para las autoridades financieras del país.

Abstract

In this article, we present empirical evidence in favor of the Purchasing Power Parity (PPP) hypothesis by utilizing monthly data from the real exchange rates index of the Mexican economy. The conventional unit root test is limited when the series have a non-linear adjustment, for this reason, apply a nonlinear unit root tests based on a smooth transition autoregressive exponential model (ESTAR). The results show that the real exchange rate has a nonlinear pattern mean reversion with asymmetric adjustments which is evidence in favor of PPP in the long term. These results have important implications for financial authorities.

Introducción

La ley del precio único establece que, en ausencia de barreras comerciales y costos de transacción, dos productos idénticos que se compran en diferentes mercados tendrán el mismo precio, cuando son expresados en la misma moneda. Como resultado, el tipo de cambio nominal entre las dos monedas debería ser igual a la relación entre los niveles de precios de estos dos países, lo cual se define como la hipótesis de paridad de poder de compra (PPP) (Krugman y Obstfeld, 1995). La principal conclusión de la hipótesis de PPP, es que el tipo de cambio nominal y la relación de precios internos y externos, deben presentar una trayectoria similar a través del tiempo, y en consecuencia el tipo de cambio real debe ser estacionario y los cambios observados a corto plazo, se interpretan como desviaciones temporales de su valor de equilibrio de largo plazo definido por la PPP (Sarno y Taylor, 2002; Taylor y Taylor, 2004; MacDonald, 2005).

El cumplimiento de la hipótesis de PPP tiene implicaciones importantes en el ámbito de la macroeconomía internacional y en la implementación de la política económica. En efecto, la hipótesis de PPP permite: realizar comparaciones entre países (por ejemplo el PIB per cápita); analizar la eficiencia de los mercados de cambio; definir el grado de sobre o subvaluación del tipo de cambio nominal; definir una meta para el tipo de cambio nominal a fin de utilizarlo como guía de la política monetaria; además de ser la base de distintos modelos teóricos del tipo de cambio nominal como es el caso del modelo monetario o la hipótesis de paridad de tasas de interés (Almekinders, 1995; Isard, 1995). La comprobación empírica de la hipótesis de la PPP, representa uno de los temas de mayor interés en la economía aplicada (Taylor y Taylor, 2004).

Al respecto, se han desarrollado una gran cantidad de investigaciones empíricas, que se han basado principalmente en métodos y técnicas econométricas. Una de las vertientes, se ha orientado a la comprobación de estacionaridad (orden de integración) de la serie del tipo de cambio real (q_t). Es decir, si la serie del q_t sigue un proceso estocástico estacionario, entonces existe un valor de equilibrio (q) al cual el tipo de cambio real observado converge en el largo plazo y las desviaciones observadas, respecto a ese valor de equilibrio, no son permanentes y desaparecen en el tiempo, así en el largo plazo se cumple PPP (Sarno y Taylor, 2002; Taylor y Taylor, 2004). Usualmente la reversión a la media es comprobada por medio de las pruebas de raíz unitaria tipo Dickey-Fuller Aumentada (ADF) (Gómez y Rodríguez (2012, 1981), asumiendo como hipótesis nula que la serie del tipo de cambio real sigue un proceso de camino aleatorio, y como hipótesis alternativa un proceso autorregresivo estacionario (Lothian y Taylor, 1996; Cheung y Lai, 2000; Papell, 2002; Bahmani-Oskooee, Kutan y Zhou, 2009).

Si bien la investigación empírica es extensa los resultados son mixtos, se presenta evidencia a favor y en contra de la hipótesis de PPP. En el contexto, de las pruebas de raíz unitaria, se asume que la velocidad de ajuste del tipo de cambio real a su valor de equilibrio es constante. Sin embargo, este supuesto es difícil de cumplir dado que los shocks, que recibe el tipo de cambio real son de diferente magnitud y en consecuencia cambia la velocidad de ajuste, por lo tanto, las pruebas de raíz unitaria tienden a rechazar PPP. Investigaciones recientes atribuyen este resultado, a que el tipo de cambio real puede ser caracterizado como un proceso no lineal de reversión a la media (Taylor y Peel, 2000; Kilian y Taylor, 2003; Bahmani-

Oskooee y Gelan, 2006; Chang, Lee y Liu, 2012; Beckmann, 2013).

Sin embargo, la presencia de un ajuste no lineal en el tipo de cambio real no implica necesariamente que el proceso sea estacionario (Chang, Lee y Liu, 2012), por lo tanto, las pruebas de estacionaridad deben ser aplicadas en un marco no lineal. En este sentido, diversas investigaciones (Taylor y Peel, 2000; Kilian y Taylor, 2003; Bahmani-Oskooee y Gelan, 2006; Chang, Lee y Liu, 2012; Beckmann, 2013), proponen utilizar pruebas no lineales de raíz unitaria basadas en un proceso autorregresivo de transición suave (STAR), propuesto por Granger y Teräsvirta (1993). En este modelo, la velocidad de ajuste de la variable, respecto a su valor de equilibrio, se modifica en cada período de tiempo permitiendo un patrón no lineal de reversión a la media. El presente artículo tiene por objetivo presentar evidencia a favor de la hipótesis de PPP, con datos mensuales de la economía mexicana de 1988 a 2018, aplicando pruebas de raíz unitaria no lineal. El artículo se divide en cuatro secciones, la segunda sección presenta la especificación del modelo PPP; en la tercera se presenta la evidencia para el caso de México y finalmente las conclusiones.

1. Pruebas de raíz unitaria con efecto threshold (TAR)

La versión absoluta de la hipótesis de PPP postula, que el tipo de cambio nominal entre las monedas de dos países es igual a la relación de precios internos y externos (Sarno y Taylor, 2002; MacDonald, 2005):

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

Donde S_t representa el tipo de cambio nominal en términos de unidades de la moneda doméstica por unidad de moneda externa, P_t y P_t^* y definen a los niveles de precios interno y externo, respectivamente. En el contexto de la ecuación (1), la moneda doméstica puede estar sobrevaluada (subvaluada) cuando el nivel de precios interno excede (es menor) al externo. Aplicando logaritmo natural¹ en la ecuación (1), se obtiene el tipo de cambio y la diferencia en logaritmo de los precios internos y externos, deben presentar un comportamiento similar a través del tiempo.

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

Cuando PPP se mantiene en el tiempo, el tipo de cambio real² es una constante, de tal forma que los movimientos observados del tipo de cambio real, representa desviaciones temporales del valor de la PPP, definido por la siguiente ecuación:

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

Donde q_t es el logaritmo del tipo de cambio real, que representa una medida de las desviaciones de la PPP. En efecto, si el tipo de cambio real se ubica en un valor determinado, su trayectoria en el tiempo debe mostrar una reversión a su media indicando que se cumple PPP (Taylor y Taylor, 2004). En el contexto de las investigaciones empíricas, se utilizan las pruebas de raíz unitaria para comprobar si la serie q_t se puede representar por un proceso estocástico estacionario, es decir que tenga reversión a la media.

1 Las letras en minúsculas representan el logaritmo natural de cada variable

2 El tipo de cambio real (Q_t) Se define como la relación de los precios externos, expresados en moneda doméstica, en relación a los precios internos: $Q_t = S_t P_t^* / P_t$

La ecuación (3) define una condición que se cumple en el largo plazo, como un valor de equilibrio al cual el tipo de cambio nominal tiende a ajustarse en el tiempo y las desviaciones que se presentan no son permanentes. El marco general para probar estacionaridad del tipo de cambio real, es la prueba de raíz unitaria Dickey-Fuller Aumentada (ADF) (Dickey y Fuller, 1981):

$$(4) \quad \Delta q_t = \mu + \rho q_{t-1} + \sum_{i=1}^k \gamma_i \Delta q_{t-i} + \varepsilon_t$$

Donde $\varepsilon_t \sim iid(0, \sigma_\varepsilon^2)$, es decir es un proceso de ruido blanco. Si se cumple la hipótesis nula, la cual se definida como $H_0: \rho = 0$, la serie sigue un proceso de camino aleatorio más una constante (término drift).³ El rechazo de la hipótesis nula implica que la serie se caracteriza como un proceso estacionario alrededor de un valor constante, así el tipo de cambio real presenta una reversión a la media mostrando evidencia a favor de la hipótesis de PPP. Sin embargo, la presencia de cambio estructural en la serie de tiempo tiene implicaciones importantes en la especificación de las pruebas de raíz unitaria. En efecto, la presencia de cambios abruptos en la trayectoria del tipo de cambio real puede conducir a modificaciones en la media o en la varianza de la serie, dificultando la distinción entre una serie estacionaria con cambio estructural con respecto a una serie que es genuinamente no estacionaria o al menos reduciendo el poder de las pruebas tradicionales de raíz unitaria, las cuales tienden a no rechazar la hipótesis nula, cuando en realidad son estacionarias con cambio estructural (Perron, 1997; Zivot y Andrews, 1992).

3 Si se cumple que la constante es igual a cero ($\mu=0$) indica que la serie sigue un camino aleatorio puro

Por otra parte, el marco general de las pruebas de raíz unitaria, se especifica un modelo lineal con una distribución simétrica de los errores. Bajo la hipótesis alternativa de la ecuación (4) ($H_1: \rho < 0$), la serie sigue un proceso de ajuste simétrico alrededor de un valor constante, asumiendo que los efectos de los choques tanto negativos como positivos son iguales⁴ (Enders y Granger, 1998). Diversas investigaciones, utilizando experimentos Montecarlo, muestran que los resultados de la prueba Dickey-Fuller pierde potencia ante efectos asimétricos (Pippenger y Goering, 1993). Esta pérdida de potencia de las pruebas de raíz unitaria ha motivado el desarrollo de nuevas pruebas que consideran de manera explícita procesos no lineales, estas pruebas se basan en modelos tipo TAR (Threshold Autoregressive), como es el caso del trabajo de Enders y Granger (1998), que analizan y contrastan la presencia de raíz unitaria respecto a un modelo TAR, utilizando la tasa de interés real. Esta prueba se puede especificar en el contexto de la prueba ADF considerando una constante:

$$(5) \quad \Delta q_t = I_t \rho_1 [q_{t-1} - \alpha_0] + (1 - I_t) \rho_2 [q_{t-1} - \alpha_0] + \sum_{i=1}^k \lambda_i \Delta q_{t-i} + \varepsilon_t$$

Donde I_t es una función indicador que está definida como una variable binaria:

$$(6) \quad I_t = \begin{cases} 1 & \text{si } q_{t-1} \geq \alpha_0 \\ 0 & \text{si } q_{t-1} < \alpha_0 \end{cases}$$

De esta manera la condición de estacionariedad se cumple cuando $(\rho_1, \rho_2) < 0$, el sistema de la ecuación (5) converge a largo plazo a un valor constante. Así, ajustes por encima del

valor de equilibrio son capturados por $\rho_1 q_{t-1}$ y los ajustes por debajo del valor de equilibrio se identifican por $\rho_2 q_{t-1}$. El ajuste es simétrico cuando se cumple la restricción $\rho_1 = \rho_2$. Así la hipótesis nula de raíz unitaria se define $H_0: \rho_1 = \rho_2 = 0$, Enders y Granger (1998), tabulan los valores críticos considerando una distribución F. Por otra parte, al considerar una tendencia en la prueba, el atractor se define como: $[q_{t-1} - \alpha_0 - \alpha_1 t(-1)]$ y la variable binaria toma valores de uno cuando se cumple que $q_{t-1} \geq \alpha_0 + \alpha_1 t(-1)$ y cero para otros valores.⁵

Una segunda prueba es desarrollada por Kapetanios, Shin y Snell (2003) (kss), que proponen una prueba que se basa en un modelo autorregresivo de transición suave de orden uno (STAR), definido por la siguiente ecuación:

$$(7) \quad q_t = \beta q_{t-1} + \gamma q_{t-1} G_t(\theta, q_{t-d}) + \varepsilon_t$$

Donde β, γ son parámetros desconocidos y $\varepsilon_t \sim iid(0, \sigma_\varepsilon^2)$. En cierto tramo de la muestra la serie sigue un proceso autorregresivo, que cambia a un segundo proceso definido por una función de transición $G_t(\theta, q_{t-d})$, con $\theta \geq 0$ y en cierto número de rezagos ($d \geq 1$). Asumiendo que la función de transición es una exponencial y considerando sólo un rezago ($d=1$), se obtiene un modelo Exponencial Autorregresivo de Transición Suave de orden uno (ESTAR(1)):

$$(8)$$

$$q_t = \beta q_{t-1} + \gamma q_{t-1} [1 - \exp(-\theta^2 q_{t-1})] + \varepsilon_t$$

5 Enders y Granger (1998) mencionan que se puede utilizar una estimación por OLS de los coeficientes de los componentes determinísticos (μ, δ). Sin embargo para evitar imponer un valor arbitrario del atractor, recomiendan utilizar el procedimiento propuesto por Chang (1993).

4 Se dice que asumen una estructura simétrica

Restando en ambos lados de la ecuación (8) q_{t-1} se obtiene el siguiente resultado:

(9)

$$\Delta q_t = \phi q_{t-1} + \gamma q_{t-1} [1 - \exp(-\theta^2 q_{t-1})] + \varepsilon_t$$

Donde $\phi=1-\beta$, Kapetanios, Shin y Snell (2003) muestran que la serie tiene raíz unitaria si se cumple la hipótesis nula de que $\phi=0$ y $\Theta=0$. En contraste, bajo la hipótesis alternativa ($\phi=0$ y $\Theta > 0$) la serie sigue un proceso no lineal pero globalmente estacionario siempre que se cumpla que: $-2 < \gamma < 0$. Ahora, asumiendo que, es decir que sigue un proceso de raíz unitaria, la ecuación (9) se transforma como sigue:

$$(10) \Delta q_t = \gamma q_{t-1} [1 - \exp(-\theta^2 q_{t-1})] + \varepsilon_t$$

Las hipótesis nula y alternativa solo se especifican respecto un solo parámetro, donde $H_0: \theta = 0$ se confirma la presencia de raíz unitaria y $H_1: \theta > 0$, el proceso es no lineal y estacionario. Sin embargo, esta hipótesis no puede ser comprobada ya que bajo la hipótesis nula el parámetro no está identificado y no puede realizarse la prueba. La solución propuesta por Kapetanios, Shin y Snell (2003), es utilizar la siguiente regresión auxiliar:⁶

$$(11) \Delta q_t = \delta q_{t-1}^3 + error_t$$

El coeficiente estimado $\hat{\delta}$ y el error estándar $se(\hat{\delta})$ permiten definir un estadístico t-Student denominado el t-no lineal $\hat{t}_{NL} = \hat{\delta}/se(\hat{\delta})$, para contrastar las siguientes hipótesis $H_0: \hat{\delta} = 0$ que confirma un proceso de raíz unitaria y $H_1: \hat{\delta} < 0$ asociado a un proceso no lineal

6 Esto se obtiene como resultado de aproximar una serie de Taylor a un modelo ESTAR de primer orden

pero globalmente estacionario. La especificación de la prueba kss, permite incluir componentes determinísticos y realizar una corrección de la autocorrelación. Sin embargo, esto se puede realizar transformando la serie original y extrayendo, por ejemplo, la constante $\tilde{q}_t = q_t - \alpha_0$ o bien la tendencia $\tilde{q}_t = q_t - \alpha_0 - \alpha_1 t$. Así la prueba KSS puede ser especificada como:

$$(12) \Delta \tilde{q}_t = \delta \tilde{q}_{t-1}^3 + \sum_{j=1}^k \lambda_j \Delta \tilde{q}_{t-j} + error_t$$

La prueba kss permite probar no linealidad en la serie, pero no permite determinar si los impactos en la serie son asimétricos o simétricos. En este sentido, Sollis (2009) propone una versión extendida del modelo ESTAR(1), utilizado en la prueba kss, en este caso se asume que el proceso puede ser globalmente estacionario caracterizado dos funciones de transición:

$$(13) \Delta q_t = \{G_t(\theta_1, q_{t-1})[S_t(\theta_1, q_{t-1})\gamma_1 + (1 - S_t(\theta_1, q_{t-1})\gamma_2)]\}q_{t-1} + \sum_{j=1}^k \lambda_j \Delta q_{t-j} + \varepsilon_t$$

El término de error cumple con: $\varepsilon_t \sim iid(0, \sigma_u^2)$. Asumiendo que la primera función corresponde a una exponencial y la segunda a una logística. La hipótesis nula de raíz unitaria se puede probar si se cumple $H_0: \theta_1 = 0$. Sin embargo, bajo esta hipótesis nula no es posible identificar los parámetros restantes θ_2 , γ_1 y γ_2 . La solución propuesta por Sollis (2009), es similar a la desarrollada en Kapetanios, Shin y Snell (2003). En la ecuación (13) se asume que γ se sustituye la función exponencial $G_t(\theta_1, q_{t-d})$ por una expansión de Taylor de orden uno alrededor de $\theta_1 = 0$. Con este resultado, en un segundo paso, se sustituye la función de transición lo-

gística $S_t(\theta_1, q_{t-d})$ por la expansión de Taylor alrededor de $\theta_2 = 0$, lo cual permite definir la siguiente regresión auxiliar:

$$(14) \Delta q_t = \phi_1 q_{t-1}^3 + \phi_2 q_{t-1}^4 + error_t$$

Incluyendo los rezagos de la primera diferencia de la serie para corregir autocorrelación y extrayendo de la serie original los componentes determinísticos la prueba no lineal de raíz unitaria de un modelo ESTAR Aumentado (AESTAR) queda definida como:

$$(15) \Delta \tilde{q}_t = \phi_1 \tilde{q}_{t-1}^3 + \phi_2 \tilde{q}_{t-1}^4 + \sum_{j=1}^k \lambda_j \Delta \tilde{q}_{t-j} + error_t$$

Así, la hipótesis nula de raíz unitaria se define como: $H_0: \phi_1 = \phi_2 = 0$ en el contexto de la ecuación (15). Asimismo, Sollis (2009) propone utilizar dos estadísticos F, denominados $F_{AE,\mu}$ para la especificación en la cual se elimina la constante de la serie y $F_{AE,\tau}$ cuando se elimina la constante y la tendencia. Bajo la hipótesis alternativa, se puede distinguir entre un proceso estacionario simétrico y uno asimétrico con base en la siguiente prueba: $H_0: \phi_2 = 0$ y la hipótesis alternativa $H_0: \phi_2 \neq 0$, de no rechazar la hipótesis nula⁷ significa que el proceso es estacionario y simétrico ya que a ecuación (14) colapsa al modelo propuesto por Kapetanios, Shin y Snell (2003), por el contrario, indicaría que el proceso ajusta de manera asimétrica pasando de una función exponencial a una logística.

2. Evidencia empírica

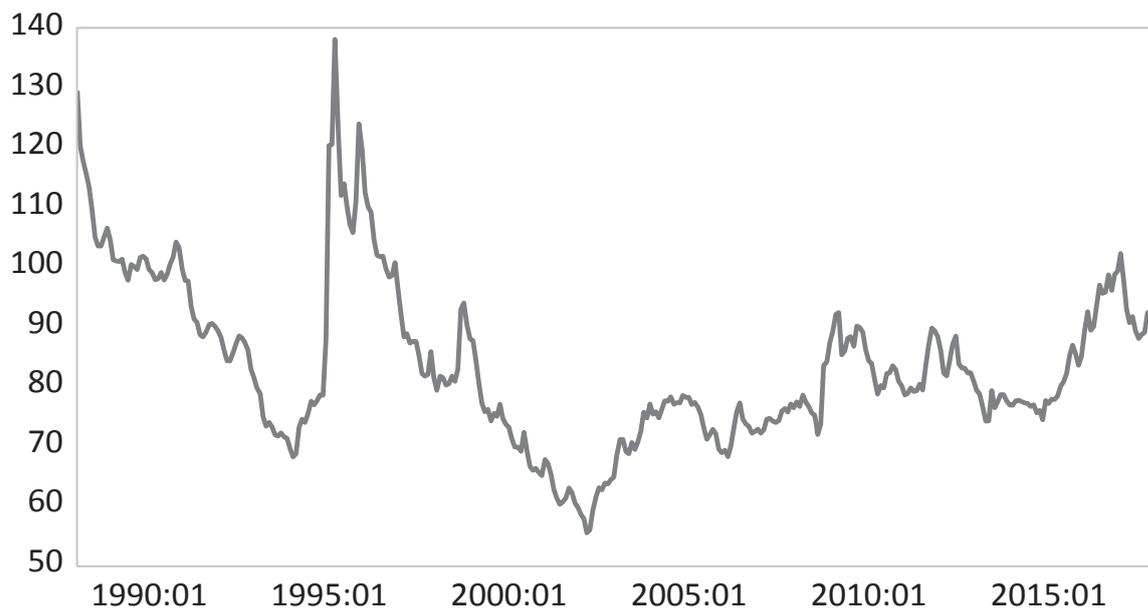
A fin de comprobar la hipótesis de PPP se utiliza la serie del logaritmo natural del índice del tipo de cambio real tipo de cambio real para el peso mexicano,⁸ con observaciones mensuales de 1988:01 a 2018:03. La hipótesis de PPP puede evaluarse atendiendo a la presencia o ausencia de raíz unitaria en la serie de tipo de cambio real. En la Gráfica 1, se presenta la trayectoria del índice del tipo de cambio real para el periodo de análisis, se observa que la serie muestra cambios abruptos por arriba y por debajo de su tendencia que no son regulares, asociados a distintos choques externos o medidas de política económica. En efecto durante finales de la década de los ochenta y hasta 1994 el tipo de cambio nominal fue utilizando como ancla nominal de las expectativas de inflación mediante un régimen cambiario de bandas. La crisis de 1994, las autoridades monetarias del país abandonan el régimen de bandas y en su lugar se implementa un régimen de flotación que sigue vigente hasta la fecha. Si bien estos choques han generado fluctuaciones en el tipo de cambio real, no han sido permanentes, pero si se aprecia un patrón de ajuste no lineal y asimétrico, ya que las desviaciones por encima y por debajo de su tendencia son irregulares y de frecuencia distinta.

7 Se utiliza una prueba F estándar

8 El índice se construye con base a un promedio ponderado de 111 países, en sus respectivas monedas. El año base corresponde a 1990=100. Fuente: con base en datos de Banco de México e INEGI

Gráfica 1

Evolución de índice de tipo de cambio real 1988m1-2018m3



Fuente: con base en información del Banco de México e INEGI.

Un primer análisis de la serie⁹ es aplicar las pruebas de raíz unitaria convencionales. En el Cuadro 1, se reportan los resultados de la prueba Dickey-Fuller Aumentada (ADF), la Phillips-Perron (PP) (1988) y la KPSS (Kwiatkowski *et. al.*, 1992). Las dos primeras pruebas definen como hipótesis nula la presencia de raíz unitaria en tanto que la KPSS la define como un proceso estacionario. En la especificación de la prueba adf, el número de rezagos (k) fue seleccionado de acuerdo con el procedimiento conocido como “*t-sig*” (Ng y Perron, 1995).¹⁰ Esto es, se comenzó con un número de rezagos igual 24 y posteriormente se redujeron los rezagos hasta que la última variable retardada fue estadísticamente significativa. En el caso de las pruebas PP y kpss

el número de rezagos considerados en la ponderación de la función kernel fue seleccionada con base en la prueba Newey-West (1994).

Los resultados de las pruebas ADF y KPSS indican que la serie sigue un proceso de camino aleatorio y los componentes determinísticos (constante y tendencia) no son relevantes para caracterizar el proceso de la serie. Por lo tanto, los choques aleatorios que afectan a la serie son permanentes y esta no regresa a su valor inicial (previo al choque), rechazando que el tipo de cambio real tiene reversión a la media y en consecuencia no se cumple la hipótesis de PPP. Por su parte, la prueba PP bajo la especificación de una constante rechaza la hipótesis de camino aleatorio, pero al incluir la tendencia se concluye que presenta camino aleatorio.

9 En el análisis de la serie se utiliza el logaritmo natural del índice de tipo de cambio real.

10 Se realiza una estimación inicial con un máximo de 24 rezagos y por un proceso de reducción se eliminan los rezagos que no son estadísticamente significativos hasta que el último rezago es significativo al 10% de acuerdo al estadístico t-Student.

Cuadro 1. Pruebas de raíz unitaria: ADF, PP y KPSS

Nivel	ADF	PP	KPSS
Constante	-2.598(8)	-3.147**(2)	0.4854**(15)
Constante y Tendencia	-2.451(8)	-2.897(3)	0.3122**(15)
1ª Diferencia	ADF	PP	KPSS
Constante	-4.644**(16)	-14.95**(8)	0.2059(4)
Constante y Tendencia	-4.734**(16)	-14.99**(9)	0.0355(5)

Notas: (**) rechazo de la hipótesis nula al 5% de significancia. Los valores críticos para las pruebas ADF y PP son de -3.42 incluyendo constante y tendencia y -2.87 únicamente la constante, para T=500 (Maddala y Kim, 1998, p. 64). En el caso de la prueba KPSS la hipótesis nula es serie estacionaria y la alternativa camino aleatorio. Los valores críticos al 5% son de 0.463 incluyendo la constante y de 0.146 bajo la especificación de constante y tendencia (Kwiatkowski et. al., 1992, Tabla 1, p. 166).

En otras investigaciones para el caso de la economía mexicana, se han aplicado pruebas de raíz unitaria considerando la presencia de cambio estructural. Como es el trabajo de Noriega y Medina (2003), que consideran datos anuales para el periodo 1925-1994, utilizando el tipo de cambio real México-Estados Unidos y en este caso, los autores señalan que se cumple PPP asumiendo un cambio estructural¹¹ en la prueba de raíz unitaria. Un resultado similar se reporta en la investigación de Gómez y Rodríguez (2012), que utilizan datos con frecuencia anual y trimestral sobre el tipo de cambio real, encontrando que ambas series son estacionarias incluyendo dos fechas de cambio estructural. Estas investigaciones no consideran la presencia de choques asimé-

tricos o la presencia de un patrón no lineal en las series del tipo de cambio real. En efecto, el rechazo de la hipótesis de PPP para los datos de la economía mexicana con base en las pruebas convencionales de raíz unitaria se debe a la presencia de un proceso no lineal, que en cierta medida es indicado por la presencia de cambio estructural.

Sin embargo, es importante señalar que las pruebas de raíz unitaria pierden potencia, debido a que el proceso estocástico que define a la serie puede cambiar en distintos periodos de la muestra. Esta situación, afecta la inferencia estadística toda vez que se debe realizar para dos procesos estocásticos distintos, conectados en un punto de la muestra. Taylor y Peel (2000), determinan que el ajuste del tipo de cambio real ante choques externos es más rápido considerando un comportamiento no lineal, con respecto a un modelo lineal. En la investigación de Serletis y Gogas (2000), que revisan las series del tipo de cambio real para 15 países de la OCDE, concluyen que en 7 países encontraron evidencia de dinámicas no lineales. Resultados similares se reportan en los trabajos más recientes donde se aplican pruebas de raíz unitaria no lineal como es el caso de Chang, Lee y Chou (2012), que analizan 8 países de Asia, y en todos los casos existe proceso no lineal. Bekő, Kavkler y Boršič (2012), con una muestra de 12 países de Europa del este concluyen que, en la mayoría de los casos, al considerar el tipo de cambio real respecto al euro, el cumplimiento de la PPP sigue un proceso no lineal. Choi, Kim y Kim (2011), para un grupo de 8 países del sureste asiático también muestran evidencia a favor de PPP especificando un proceso no lineal.

Con el propósito de comprobar la hipótesis de PPP asumiendo un cambio en el proceso estocástico de la serie, en primera instancia, se aplica la prueba raíz unitaria propuesta por

11 La investigación se apoya en método que permite identificar múltiples cambios estructurales en la serie. Las pruebas identifican la presencia de una sola fecha de cambio estructural que corresponde al año de 1981.

Enders y Granger (EG) (1998), que utiliza un modelo TAR. Los resultados se reportan en el Cuadro 2. El número de rezagos en la prueba fue seleccionado con base en el criterio de información de Akaike (AIC) y además los errores no presentan un patrón de autocorrelación de acuerdo con el estadístico Q de Ljung-Box. La prueba consiste en probar la hipótesis nula de que los coeficientes rho sean iguales a cero ($H_0: \rho_1 = \rho_2 = 0$), los cual indicaría que las serie sigue un proceso de camino aleatorio más una constante o bien más una constante y una tendencia. Enders y Granger (1998), proponen aplicar una prueba F cuyos valores críticos son tabulados en su investigación. Observando los resultados para el caso del índice del tipo de cambio real de la economía mexicana se rechaza la hipótesis nula al 1% de significancia para ambas especificaciones, por lo tanto, se puede considerar como estacionario alrededor de una constante o bien de una tendencia. Sin embargo, el proceso no es lineal ya que cambia en distintos periodos de la muestra.

Cuadro 2. Prueba Enders-Granger (EG) raíz unitaria no lineal

Coefficiente	Constante	Constante y Tendencia
ρ_1	-0.1867*** (0.0483)	-1.0348*** (0.1734)
ρ_2	-0.00113 (0.0073)	-0.0008 (0.0051)
rezagos	10	10
$H_0: \rho_1 = \rho_2 = 0$	F(2, 340)=8.236***	F(2, 340)=18.274***
$H_0: \rho_1 = \rho_2$	F(1, 340)=13.224***	F(1, 340)=35.266***
Q(24)	9.6578[0.996]	9.7422[0.996]
AIC	-4.08196	-4.1365

Nota (*) (**) (***) rechazo de la hipótesis nula al 10%, 5% y 1% de significancia, respectivamente. Valores entre paréntesis () es el error estándar, valores entre corchetes [] probabilidad de rechazo. Q

es el estadístico Ljung-Box y AIC es el criterio de información de Akaike. Los valores críticos para rechazar $H_0: \rho_1 = \rho_2 = 0$, incluyendo la constante a un nivel de significancia de 1% es 6.47, 5% es 4.56 y 10% 3.74. Bajo la especificación de constante más tendencia es de 8.23 para 1%, 6.12 para 5% y 5.15 para 10%, se considera una muestra de T=250 (Enders y Granger, 1998, Tabla 1, p. 306)

De igual forma se puede probar si el proceso de ajuste es simétrico o asimétrico, definiendo como hipótesis nula que ambos coeficientes rho sean iguales ($H_0: \rho_1 = \rho_2$), es decir que el ajuste es simétrico. Así, las desviaciones por debajo de su valor de equilibrio tienen el mismo impacto que las desviaciones por arriba del valor de equilibrio. Los resultados (Cuadro 2), también rechazan la hipótesis nula de acuerdo con el valor del estadístico F, para las dos especificaciones. Los resultados muestran un ajuste asimétrico en la serie, y de hecho si se observa la Gráfica 1, se puede apreciar que después de una depreciación real se ajusta rápidamente, por lo tanto, el atractor es más fuerte con cambios positivos. Pero desviaciones por debajo de su valor de equilibrio (apreciación) permanecen más tiempo y su ajuste es más lento.

El Cuadro 3, presenta los resultados de la prueba no lineal de raíz unitaria KSS (Kapetanios, Shin y Snel, 2003), para la serie del tipo de cambio real. La serie original fue transformada extrayendo los componentes determinísticos de constante y de constante más tendencia, que fueron estimados por mínimos cuadrados ordinarios y se especificó la regresión auxiliar definida por la ecuación (12), y el número de rezagos fue seleccionado por medio del criterio de información de Akaike (AIC). El estadístico rechaza la hipótesis nula (raíz unitaria en la serie) en ambas especificaciones de la prueba KSS, por lo tanto, el índice de tipo de cambio real sigue un proceso estocástico estacionario que se ajusta de manera no lineal pasando de un proceso autorregresivo a un proceso descrito por una función exponencial

con un rezago, mostrando evidencia empírica a favor de la hipótesis de PPP

La prueba kss no permite identificar si el ajuste no lineal de la serie es simétrico o bien asimétrico. En efecto, el tipo de cambio nominal de la economía mexicana frente al dólar estadounidense se ve afectado por los cambios en la política monetaria de los Estados Unidos, lo que genera importantes asimetrías en la persistencia de los tipos de cambio reales. Además, la autoridad monetaria mexicana puede responder de manera asimétrica a las apreciaciones y depreciaciones, generando también asimetrías en la persistencia. En este sentido, la prueba AESTAR (Sollis, 2009) modifica la especificación de la prueba kss para probar asimetría, los resul-

tados se reportan en el Cuadro 4, que se basan en la estimación de la ecuación (15).

Los resultados de la prueba AESTAR, rechazan la hipótesis nula de que ambos parámetros ϕ sean iguales a cero, es decir se rechaza la presencia de raíz unitaria en el proceso estocástico de la serie del índice de tipo de cambio real. En consecuencia, se puede considerar que la serie se caracteriza por un proceso estocástico estacionario, pero no lineal. De igual forma, se rechaza que el segundo parámetro ϕ sea igual a cero indicando que el ajuste es asimétrico. Así, los agentes y las autoridades monetarias del país tienen una respuesta diferente ante una apreciación respecto una depreciación real en una misma proporción.

14

Cuadro 3. Prueba no lineal de raíz unitaria KSS

Especificación	t_{NL}	AIC	rezagos
Constante	-4.5848***	-4.09407	11
Constante y Tendencia	-4.1851***	-4.0904	10

Nota: (*) (**) (***) rechazo de la hipótesis nula al 10%, 5% y 1% de significancia. La estimación del estadístico t_{NL} se realiza con la regresión auxiliar de la ecuación (14), eliminando de la serie original los componentes determinísticos. AIC es el criterio de información de Akaike. Los valores críticos para la prueba incluyendo la constante son -3.48 al 1%; -2.93 al 5% y -2.66 al 10% de significancia. Bajo la especificación de constante y tendencia -3.93 al 1%; -3.40 al 5% y -3.13 al 10% de significancia (Kapetanios, Shin y Snell, 2003, Tabla 1, pp.364)

Cuadro 4. Prueba no lineal de raíz unitaria AESTAR

Modelo	ϕ_1	ϕ_2	$H_0: \phi_1 = \phi_2 = 0$	$H_0: \phi_2 = 0$	AIC	rezago
Constante	-0.5275	-0.8761	$F_{AE,\mu}$		-4.1106	11
	(0.1400)	(0.3382)	F(2,340)=13.42***	F(1,340)=6.71***		
Constante Tendencia	-0.719	-1.346	$F_{AE,\tau}$		-4.1189	10
	(0.1545)	(0.3917)	F(2,340)=14.94***	F(1,340)=11.81***		

Nota: (*) (**) (***) rechazo de la hipótesis nula al 10%, 5% y 1% de significancia. se elimina de la serie el componente de constante; $F_{AE,\tau}$ se elimina de la serie el componente de constante y tendencia. AIC es el criterio de información de Akaike. Los valores críticos para $F_{AE,\mu}$ son 6.806 al 1%; 4.971 al 5% y 4.173 al 10% de significancia. Los valores críticos para $F_{AE,\tau}$ son 8.954 al 1%; 6.597 al 5% y 5.590 al 10% de significancia (Sollis, 2009, Tabla 1, pp. 121)

Conclusiones

Las pruebas convencionales de raíz unitaria (ADF, PP y KPSS), rechazan reversión a la media en la serie del tipo de cambio real para la economía mexicana. Sin embargo, distintas investigaciones recientes reportan que este tipo de variables muestran un ajuste no lineal y en consecuencia las pruebas de raíz unitaria pierden potencia, toda vez que asumen que la velocidad de ajuste del tipo de cambio real a su valor de equilibrio es constante. Sin embargo, este supuesto es difícil de cumplir dado que los shocks, que recibe el tipo de cambio real son de diferente magnitud y en consecuencia cambia la velocidad de ajuste.

En este sentido, se aplicaron tres pruebas no lineales de raíz unitaria, cuya especificación se basa en un proceso autorregresivo de transición suave (STAR). En estas pruebas se asume la presencia de raíz unitaria en la serie, y la hipótesis alternativa define estacionaridad pero con un ajuste no lineal a su valor de equilibrio. Los resultados de las tres pruebas indican que el índice de tipo de cambio real de la economía mexicana para el periodo de enero de 1988 a marzo de 2018, presenta reversión a la media, por lo tanto, se cumple en el largo plazo la hipótesis de PPP, es decir el tipo de cambio real converge a su valor de equilibrio, pero los ajustes siguen un patrón no lineal en el cual, después de una depreciación real se registra un ajuste rápido, pero en el caso de una apreciación real la velocidad de ajuste es más lento (Sarno y Taylor,

2002; MacDonald, 2005). Así, la velocidad de ajuste del tipo de cambio real, ante los choques aleatorios, no es constante y en consecuencia muestra un patrón no lineal. Esto, explica elevada volatilidad del tipo de cambio real, así como su persistencia y las dificultades para predecir su valor al futuro.

Es importante señalar que existen diversos factores que explican este ajuste no lineal y asimétrico del tipo de cambio real. Se destacan los costos de transporte de los bienes transables, costos de arbitraje, diferentes niveles de la productividad laboral y la estructura del mercado interno (el peso relativo de cada sector en la economía). Además, se mencionan otros factores como: la incertidumbre sobre la duración de un choque exógeno y la heterogeneidad en las opiniones sobre el valor de equilibrio del tipo de cambio nominal (Sarno y Taylor, 2002; MacDonald, 2005)

Esta información resulta relevante para las autoridades monetarias, toda vez que ante choques exógenos que generan una apreciación real como pueden ser choques favorables de los términos de intercambio o de oferta (producto) el ajuste al valor de equilibrio puede ser más lento. En cambio, choques en los precios domésticos que se traducen en una depreciación real el ajuste sería más rápido. Esta diferencia en la velocidad de ajuste tiene consecuencias importantes en la competitividad a corto plazo, que deberían ser consideradas. 🌐

Bibliografía

- Almekinders, G. J. (1995) *Foreign exchange intervention: theory and evidence*, EE. UU., Edward Elgar
- Bahmani-Oskooee, M. y Gelan, A. (2006) "Testing the PPP in the STAR framework: evidence from Africa", *Economics Bulletin*, 6(17), 1-7.
- Bahmani-Oskooee, M., Kutan, A. M. y Zhou, S. (2009). "Towards solving the PPP puzzle: evidence from 113 countries", *Applied Economics*, 41(24), 3057-3066
- Beckmann, J. (2013), "Nonlinear adjustment, purchasing power parity and the role of nominal exchange rates and prices", *North American Journal of Economics and Finance*, 24, 176-190
- Bekő, J. Kavkler, A. y Boršič, D. (2012) "PPP and nonlinearity of real exchange rates: new evidence from transition economies", *Applied Economics Letters*, 19(18), 1851-1855
- Chang, T., Lee, C. y Chou, P. (2012) "Nonlinear adjustment to purchasing power parity in G-7 countries", *Applied Economics Letters*, 19(2), 123-128,
- Cheung, Y-W., y Lai, K. S. (2000), "On cross-country differences in the persistence of real exchange rates", *Journal of International Economics*, 50(2), 375-397
- Choi, D-Y., Kim, B-H., y Kim, S-W. (2011). "Nonlinear mean reversion in Southeast Asian real exchange rates", *Applied Financial Economics*, 21(19), 1409-1421
- Dickey, D.A. y W.A. Fuller (1981), "Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root", *Econometrica*, 49(4), 1057-1077
- Enders, W. y C. W. J. Granger (1998), "Unit-root tests and asymmetric adjustment with an example using the term structure of interest rate", *Journal of Business & Economic Statistics*, 16(3), 304-311
- Gómez, M. y J. C. Rodríguez (2012), "Análisis de la paridad del poder de compra: evidencia empírica entre México y Estados Unidos", *Estudios Económicos*, 27(1), 169-207.
- Granger, C.W.J. y T., Teräsvirta (1993), *Modelling Nonlinear Economic Relationships*, Oxford UK, Oxford University Press
- Isard, P. (1995). *Exchange Rate Economics: Survey of Economic Literature*, UK, Cambridge University Press
- Kapetanios G., Y. Shin y A. Snell (2003). "Testing for a unit root in the Nonlinear STAR framework", *Journal of Econometrics*, 12, 359-379
- Kilian, L. y M. P. Taylor, (2003). "Why is it so difficult to beat the random walk forecast of exchange rates?", *Journal of International Economics*, 60, 85-107
- Krugman P. R y M. Obstfeld, (1995), *Economía Internacional*, Tercera Edición, España, McGraw-Hill
- Kwiatkowski D., P.C.B. Phillips, P. Schmidt, e Y. Shin (1992), "Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of unit root", *Journal of Econometrics*, 54, 159-178
- Lothian, J. R. y P. M. Taylor, (1996). "Real exchange behavior: The recent float from the perspective of the past two centuries". *Journal of Political Economy*, 104, 488-509

- MacDonald, R. (2005). *Exchange Rate Economics. Theories and evidence*, EE. UU., Routledge
- Maddala, G.S. y Kim, I. (1998), *Unit roots, cointegration and structural change*, Cambridge, UK, University Press
- Newey, W. K. y K. D., West. (1994). "Automatic Lag Selection in Covariance Matrix Estimation". *The Review of Economic Studies*, 61(4), 631-653
- Ng, S.y P., Perron. (1995). "Lag length selection and the construction of unit root test with good size power". *Econometrica*, 69(6), 1519-1554
- Noriega, A. E., y L. Medina (2003). "Quasi purchasing power parity: structural change in the mexican peso/ us dollar real Exchange rate". *Estudios Económicos*, 18(2), 227-236
- Papell, D. H. (2002). "The great appreciation, the great depreciation and the purchasing power parity hypothesis". *Journal of International Economics*, 57(1), 51-82
- Perron, P. (1997). "Further evidence on breaking trends functions in macroeconomics variables". *Journal of Econometrics*, 80, 355-385
- Phillips, P.C.B. y Perron, P. (1988), "Testing for unit roots in time series regression", *Biometrika*, 75(2), pp. 335-346
- Pippenger, M. y G. Goering. (1993). "A Note on the Empirical Power of Unit Root Tests under Threshold Processes," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 55(4), 473-481.
- Sarno, L. y M. P., Taylor. (2002). *The Economics of Exchange Rates*, UK, Cambridge University Press
- Serletis, A. y P., Gogas. (2000). "Purchasing power parity, nonlinearity and chaos". *Applied Financial Economics*, 10(6), 615-622
- Sollis, R. (2009). "A simple unit root test against asymmetric STAR nonlinearity with an application to real exchange rates in Nordic countries". *Economic Modelling*, 26, 118-125
- Taylor, M. P. y D. A., Peel (2000). "Nonlinear adjustment, long-run equilibrium and exchange rate fundamentals". *Journal of International Money and Finance*, 19, 33-53
- Taylor A. M. y M. P. Taylor (2004), "The Purchasing Power Parity Debate", *Journal of Economic Perspectives*, 18(4), 135-158
- Zivot, E. y D. W. K., Andrews. (1992). "Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit root hypothesis". *Journal of Business & Economic Statistics*, 10(3), 251-270