

East Tennessee State University

Digital Commons @ East Tennessee State University

ETSU Faculty Works

Faculty Works

1-1-2011

La Paridad de Poder de Compra en México (1930-1960)

Frederick H. Wallace

Universidad de Quintana Roo

Gary L. Shelley

East Tennessee State University, Shelley@etsu.edu

Luis Fernando Cabrera Castellanos

Universidad de Quintana Roo

Follow this and additional works at: <https://dc.etsu.edu/etsu-works>

Citation Information

Wallace, Frederick H.; Shelley, Gary L.; and Cabrera Castellanos, Luis Fernando. 2011. La Paridad de Poder de Compra en México (1930-1960). *Trimestre Economico*. Vol.78(311). 675-693.

http://www.scielo.org.mx/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S2448-718X2011000300675 ISSN: 0041-3011

This Review is brought to you for free and open access by the Faculty Works at Digital Commons @ East Tennessee State University. It has been accepted for inclusion in ETSU Faculty Works by an authorized administrator of Digital Commons @ East Tennessee State University. For more information, please contact digilib@etsu.edu.

La Paridad de Poder de Compra en México (1930-1960)

Copyright Statement

This is an open access article published under a Creative Commons license.

Creative Commons License



This work is licensed under a [Creative Commons Attribution-No Derivative Works 4.0 International License](https://creativecommons.org/licenses/by-nd/4.0/).

LA PARIDAD DE PODER DE COMPRA EN MÉXICO (1930-1960)*

*Frederick H. Wallace, Gary L. Shelley
y Luis Fernando Cabrera Castellanos***

RESUMEN

Empleamos una serie de datos no explotados anteriormente para calcular el tipo de cambio real respecto al dólar para México durante 1930.01-1960.12 a fin de probar la paridad de poder de compra (PPC). Los resultados iniciales de la prueba de Dickey-Fuller aumentada (DFA) muestran un débil apoyo para la PPC. La prueba de Kapetanios, Shin, and Snell (KSS), con otra hipótesis de reversión no lineal a la media, muestra bastante apoyo para la PPC. Sin embargo, encontramos que los residuos de estas pruebas presentan no normalidad o heteroscedasticidad. Usando el enfoque de *wild bootstrap*, calculamos los valores críticos de la distribución empírica de los residuos y reevaluamos los estadísticos de prueba empleando estos nuevos valores críticos. Concluimos que hay evidencia de ajuste no lineal a la PPC para 1930.01-1951.12, pero esta evidencia no se mantiene durante 1952.01-1960.12, el periodo de sustitución de importaciones en México.

ABSTRACT

We use a previously unexploited data set to calculate the real exchange rate with respect to the U.S. dollar for Mexico for 1930.01-1960.12, and to test for purchasing power parity (PPP). The initial results from the Augmented Dickey-Fuller (ADF)

* *Palabras clave:* paridad de poder de compra, tipo de cambio real, *wild bootstrap*. *Clasificación JEL:* C15, C22, F31. Artículo recibido el 19 de marzo de 2010 y aceptado el 25 de enero de 2011.

** F. H. Wallace y L. F. Cabrera Castellanos, departamento de Ciencias Económico-Administrativas, Universidad de Quintana Roo, Chetumal (correos electrónicos: fwalla@uqroo.mx y luicabre@uqroo.mx).

test show weak support for the PPP hypothesis. The Kapetanios, Shin, and Snell test, for a unit root null with an alternative of nonlinear reversion to the mean, indicates substantial support for PPP. However, non-normality and, sometimes, heteroscedasticity are found in the test residuals. Using a wild bootstrap approach, critical values are calculated from the empirical distribution of the residuals. Reevaluating the test statistics with the new critical values, we conclude that there is evidence of nonlinear adjustment to PPP for 1930.01-1951.12 but there is no evidence that PPP held for 1952.01-1960.12, the period of import substitution in Mexico.

INTRODUCCIÓN

La paridad del poder de compra (PPC) implica que el costo de una canasta de bienes comerciables es el mismo en cualquier ubicación en términos de una moneda común. Cuando no suceda así, hay oportunidades de ganancias pecuniarias. Por tanto, el proceso de arbitraje elimina cualquier diferencia que exista entre los precios de la canasta en lugares distintos. Este concepto es una condición, al menos a largo plazo, en las teorías de la macroeconomía abierta. Debido a su importancia en modelos macroeconómicos, la PPC ha sido el tema de muchas investigaciones, pero los resultados de estudios empíricos respecto a la hipótesis no son concluyentes; mientras que algunos muestran apoyo, otros no lo hacen.¹ Taylor y Taylor (2004) citan la ausencia de apoyo empírico fuerte a favor de esta hipótesis como uno de dos misterios acerca de la PPC. Los estudios que si encuentran evidencia de reversión del tipo de cambio real a su nivel de PPC con frecuencia estiman un tiempo largo para que se de este ajuste. Precisamente el largo tiempo de ajuste requerido es el otro misterio mencionado en la bibliografía, dado que es difícil creer que las desviaciones del tipo de cambio real a largo plazo —es decir su PPC— persistan tanto tiempo en el mercado cambiario, el cual se caracteriza por un volumen muy alto de transacciones.

En esta investigación se busca dar respuesta a dos preguntas. ¿Se mantiene la PPC durante el periodo 1930-1960 en México a pesar de los grandes choques que se enfrentaron durante el mismo? ¿Cuál fue el efecto de la política de sustitución de importaciones en el ajuste a la PPC? Usamos la conocida prueba de Dickey-Fuller aumentada (DFA) y otra de Kapetanios, Shin,

G. L. Shelley, Department of Economics and Finance, East Tennessee State University, Johnson City, Tennessee (correo electrónico: SHELLEY@mail.etsu.edu).

¹ Véase en Sarno y Taylor (2002) una revisión completa de la bibliografía hasta el comienzo de este siglo.

y Snell (KSS, 2003) desarrollada para detectar una raíz unitaria cuando la otra hipótesis es de reversión no lineal a la media. Aunque las respuestas a las preguntas nos parecen interesantes para la bibliografía del tipo de cambio e historia económica de México, la contribución más importante del presente trabajo se encuentra en la metodología empleada. Específicamente, se muestra que el tratamiento de los problemas de no normalidad y/o heteroscedasticidad en los residuos de las pruebas de raíces unitarias puede afectar los valores críticos y, por tanto, a las conclusiones provenientes de dichas pruebas. Los valores críticos que comúnmente se usan en la bibliografía son determinados con los supuestos de normalidad y homoscedasticidad de los residuos. En este trabajo se aplica el método de *wild bootstrap* de Arghyrou y Gregoriou (2008) para calcular los valores críticos apropiados de cada estimación cuando la no normalidad o la heteroscedasticidad caracterizan a los residuos de las pruebas DFA y KSS.

La estructura del trabajo es la siguiente: la sección I expone la problemática de los estudios de la hipótesis de la PPC, con una somera revisión de los artículos del tema, destacando los aplicados al caso de México. En la sección II se presenta los datos del trabajo y los primeros resultados obtenidos con las pruebas ADF y KSS tradicionales y, en la sección III, exponemos los problemas de no normalidad y heteroscedasticidad en los residuos de las mismas pruebas y se plantea el método de *wild bootstrap* para determinar nuevos valores críticos, con lo que se demuestra que cambian los resultados previamente obtenidos. Finalmente se presenta las principales conclusiones obtenidas.

I. LA PROBLEMÁTICA EN TORNO DE LA HIPÓTESIS DE LA PPC

Cuando se mantiene la PPC, el logaritmo del tipo de cambio nominal, es decir el precio de una unidad de dinero extranjero en unidades del dinero nacional, es igual a la diferencia de los logaritmos de los costos de las canastas de bienes, como se muestra en ecuación (1), o, de manera equivalente en la ecuación (1'), que el logaritmo del tipo de cambio real, es 0.

$$e_t = p_t - p_t^f \quad (1)$$

$$e_t - p_t + p_t^f = 0 \quad (1')$$

La variable e_t es el precio en pesos de un dólar, p_t representa el costo de la canasta de bienes en México y p_t^f denota el costo de la misma canasta

en los Estados Unidos en el periodo t .² Las variables se expresan en logaritmos.

Por supuesto en las estimaciones empíricas un investigador usa los índices de precios de cada país en lugar de los costos de una canasta hipotética. Debido al uso de índices con bases diferentes, no se espera que el logaritmo del tipo de cambio real sea 0; se calcula como $e_t - p_t + p_t^f$. Sin embargo, la hipótesis sugiere que el valor esperado del tipo de cambio real debe ser constante. Es decir, cuando se mantiene la PPC, el tipo de cambio real es una serie estacionaria alrededor de su media, esto es, su valor cuando se cumple la PPC. Por esta razón, para probar la PPC es común aplicar pruebas de raíces unitarias al tipo de cambio real.³

Los dos misterios de la PPC provienen de modelos lineales del ajuste. Así, unos investigadores han considerado modelos de ajuste no lineal en su búsqueda de soluciones a los dos misterios. Existen varios modelos teóricos y evidencia empírica del ajuste no lineal del tipo de cambio real para diferentes países. Consecuentemente, en este estudio se ha puesto el acento en estudios de ajuste no lineal y se ha desatendido la bibliografía pertinente preocupada en modelos lineales.

La persistencia en las estimaciones de las desviaciones del tipo de cambio real de su valor de PPC motiva el estudio de Taylor (2001), en el cual se muestra que las estimaciones lineales del tiempo de ajuste pueden estar sesgadas hacia arriba cuando el proceso de ajuste es no lineal. También Taylor (2001) y Taylor, Peel y Sarno (2001) muestran que la prueba de Dickey-Fuller tiene una baja potencia cuando el tipo de cambio real se ajusta de manera no lineal. Varios autores han desarrollado modelos en los cuales los costos de transacciones implican el ajuste no lineal de precios o del tipo de cambio real. Una justificación para tal ajuste es precisamente la presencia de costos de transacción. Los costos producen una banda de estabilidad al interior, con lo cual el tipo de cambio se comporta como una raíz unitaria.⁴ Los movimientos fuera de la banda producen reversión a la media o a uno de los límites de la banda, dependiendo del modelo.

² Para mantener la PPC, los precios en México, p_t , y/o los precios en pesos en los Estados Unidos, $e_t + p_t^f$ debe ajustarse.

³ Un supuesto implícito de estudios que buscan evidencia de reversión a la media para probar la PPC es que la media es el valor de paridad de poder de compra del tipo de cambio real. Véase en Taylor y Taylor (2004) mayores análisis de este asunto.

⁴ La idea de que costos de transacción permiten precios distintos en ubicaciones diferentes no es nueva. El modelo de los puntos de oro es un ejemplo muy conocido.

En Sercu *et al* (1995) el costo de transacción es variable; se pierde una fracción del bien durante su transporte. Ellos muestran el efecto del costo en estimaciones empíricas de la versión relativa de la paridad del poder de compra. O'Connell y Wei (2002) tienen un modelo caracterizado por dos costos de transporte, uno variable, el costo por unidad de exportación (o importación), y el otro es un gasto fijo que sucede cada vez que se ajusta la capacidad de comercio. Ellos usan datos de precios de 48 bienes y servicios finales en 24 ciudades de los Estados Unidos durante 1975.1-1992.4 para estudiar las predicciones de su modelo por la ley del único precio (LUP). Su evidencia indica que la reversión a la media es más rápida en el caso de desviaciones grandes de la LUP, mientras que las desviaciones pequeñas son más persistentes. Es decir, hay evidencia de reversión no lineal a la media en el caso de precios sectoriales. En estudios de la ley del único precio, Sarno *et al* (2004) y Juvenal y Taylor (2008) encuentran evidencia de costos de transacción que son grandes en algunos sectores. Además, descubren que estos costos varían considerablemente a través los sectores y países. Por supuesto, los resultados de estudios de la LUP tienen consecuencias para el ajuste del tipo de cambio real porque la LUP es el concepto subyacente. Recientemente, Norman (2010) concluye que hay pruebas de reversión no lineal a la media en los tipos de cambio real de cinco países (respecto al dólar) durante el periodo que sigue al colapso del sistema de Bretton Woods.

Existen muy pocos estudios del tipo de cambio para la economía mexicana en el periodo que aquí estudiamos. Ávalos Huerta y Hernández Trillo (1995) estudian la relación del tipo de cambio real (y su variabilidad) y el desarrollo económico de México durante 1967-1995. Como una parte de su trabajo se emplean varios métodos para probar la paridad de poder de compra, no encontrando ninguna prueba de PPC. En un estudio de 19 países (incluido México) con más de 100 años de datos de cada país, Taylor (2002) aplica pruebas de raíces unitarias a los tipos de cambio real y encuentra evidencia de PPC en casi todos los países, incluyendo México.

Con datos anuales de 1925-1994 Noriega y Medina (2003) prueban la presencia de una raíz unitaria en el tipo de cambio real de México respecto a los Estados Unidos. Su prueba permite un número no conocido de brechas estructurales. Encuentran evidencia de estacionariedad con una brecha en 1981. Su evidencia sugiere que el tipo de cambio real vuelve a su media, pero esta media cambió a partir de 1981.

Galindo y Salcines (2004) examinan la eficiencia del mercado entre el

peso, el dólar y el euro. Aunque concluyen que no hay eficiencia, sí encuentran pruebas de cointegración entre el peso/dólar, y el euro/dólar lo que muestra apoyo para la hipótesis de paridad de poder de compra. Santaella y Vela (2005) usan la metodología de VAR para estudiar si el tipo de cambio funcionó como ancla nominal durante el programa mexicano de estabilización de 1987-1994. Concluyen que la evidencia es congruente con una estabilización con base en el tipo de cambio, pero existiendo ciertas peculiaridades en la experiencia mexicana.

Recientemente, Wallace, Lozano Cortés y Cabrera Castellanos (2008) emplean tres pruebas de cointegración a los datos de Taylor, actualizados, para probar la PPC. Aunque la evidencia de PPC, en conjunto, es ambigua, en el caso de México, todas las pruebas apoyan la PPC. Wallace (2010) aplica una prueba no lineal de raíz unitaria a datos de México para 1930-1960, los mismos datos utilizados en este trabajo, y encuentra apoyo débil en favor de la hipótesis.

En este estudio se examina la evidencia de reversión a la media del tipo de cambio real en México durante el periodo de enero de 1930 hasta diciembre de 1960.⁵ Aunque nuestros datos no abarcan un periodo tan largo como los estudios de Taylor o Noriega y Medina, una ventaja de nuestro estudio es el uso de datos mensuales. En otro trabajo, Taylor (2001) muestra que un grado alto de agregación temporal puede sesgar la prueba de estacionariedad de los tipos de cambios reales, lo que reforzaría los resultados del presente trabajo.

Se supone, como es propio en estudios de este tipo, que la media es el nivel de paridad de poder de compra. El periodo en consideración es particularmente interesante, dado que se caracterizó por grandes choques en la economía mundial; la Gran Depresión y la segunda Guerra Mundial, son dos ejemplos obvios. También al interior de México se tomaban diferentes acciones con efectos importantes: principalmente el abandono del patrón oro y, de interés especial, la decisión en los años cincuenta de sustituir, con producción nacional, las importaciones.

II. LOS DATOS Y RESULTADOS INICIALES

En esta sección y la siguiente presentamos los resultados centrales del trabajo. Destacamos fundamentalmente que los resultados obtenidos mediante las pruebas tradicionales de DFA y KSS pueden variar de manera significativa

⁵ Véase en Ortiz y Solís (1978) y Banco de México (2009) descripciones del régimen cambiario de la última parte de ese periodo.

si consideramos la existencia de heteroscedasticidad o no normalidad en los residuos de tales pruebas. Empleamos el método del *wild bootstrap* para calcular nuevos valores críticos y reevaluamos las conclusiones de ambas pruebas; encontramos que éstos varían respecto a los hallados con base en los valores críticos asintóticos con el supuesto de residuos normales y homoscedásticos.

Los datos del tipo de cambio nominal y los precios al mayoreo del Distrito Federal son de Cárdenas (1994).⁶ Los precios al mayoreo de los Estados Unidos proviene de la base de datos, FRED, de la Reserva Federal de St. Louis. Todos los datos son mensuales. Es importante señalar que si bien los datos de precios al mayoreo para México están referidos sólo al Distrito Federal, consideramos que tienen la suficiente representación para ser tomados como equivalentes de un índice nacional (no existente como tal para el periodo de estudio) dada la importancia de la ciudad de México como centro económico del país en esos años.⁷ Los datos del tipo de cambio nominal y los índices de precios en los dos países se muestran en las gráficas 1-3.

Durante el periodo del estudio, la inflación en México fue mayor que la de los Estados Unidos.⁸ Además, hubo numerosos cambios del sistema cambiario de México, país que abandonó el patrón oro en julio de 1931. Durante los siguientes 29 años el tipo de cambio nominal se mantuvo fijo por periodos de cuatro a casi ocho años. Después de algún tiempo, la combinación de una inflación mayor a la de los Estados Unidos (su principal socio comercial) y un tipo de cambio fijo, provocó un creciente déficit en la cuenta corriente y una fuga de reservas internacionales. Consecuentemente, entre los periodos con tipo de cambio fijo el Banco de México permitía la flotación del peso hasta que el mercado señalaba un equilibrio. Así, el Banxico usaba el precio determinado en el mercado como guía para establecer el próximo valor fijo del peso. Por ejemplo, en el informe anual de 1949 de Banxico se escribió:

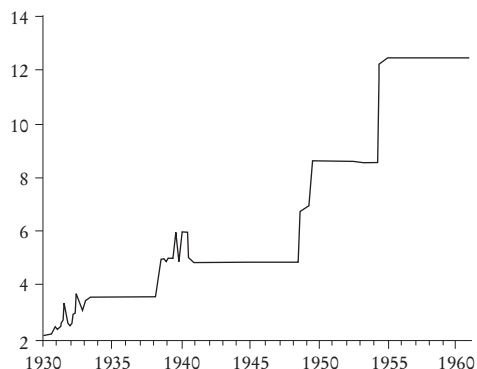
⁶ Cárdenas cita el Banco de México como fuente de los datos del tipo de cambio nominal y el índice de precios, pero no proporciona más información. Pudimos comparar los datos del tipo de cambio nominal de Cárdenas con los datos disponibles en los informes del Banco de México por el periodo 1932-1959. El Banxico registra promedios mensuales y sólo en pocas observaciones hay diferencias muy pequeñas entre Cárdenas y el Banco de México, las demás son idénticas. Los datos mensuales de 1930-1931 y 1960 no están disponibles en los informes. Agradecemos la ayuda de Antonio Noriega, del Banxico, quien nos informó de los datos contenidos en los informes.

⁷ Durante la mayor parte del periodo de 1930-1960 los informes anuales del Banxico registran los datos del índice de precios al mayoreo del Distrito Federal porque no existía un índice nacional.

⁸ Una comparación de las gráficas 2 y 3 muestra que los precios en los Estados Unidos se duplicaron, aproximadamente, entre 1930 y 1960, mientras que los de México para 1960 fue aproximadamente seis veces más que los de 1930.

GRÁFICA 1. *Tipo de cambio nominal, México (1930-1960)*

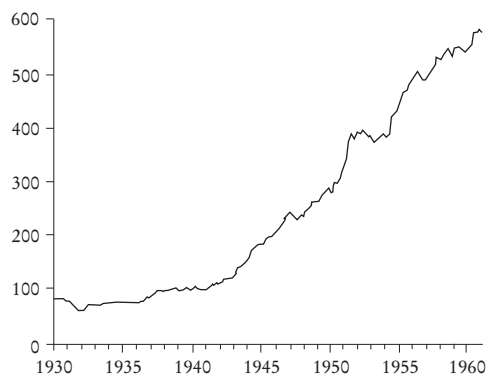
(Pesos/dólar)



FUENTE: Datos disponibles en Cárdenas.

GRÁFICA 2. *Índice de precios al mayoreo, México (1930-1960)*

(Índice, 1940 = 100)

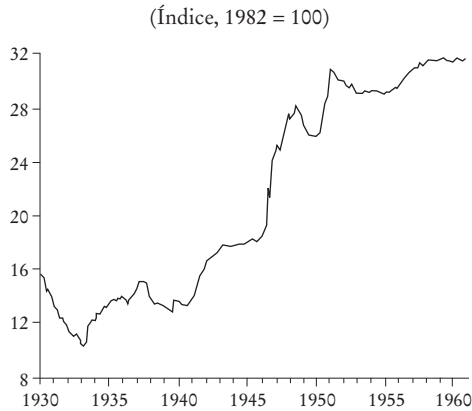


FUENTE: Datos disponibles en Cárdenas.

El valor externo de la moneda nacional se estabilizó al tipo de cambio de 8.65 pesos por dólar. Esta relación, que implicaba una cotización de la moneda nacional ligeramente menor a la que había prevalecido durante las dos semanas precedentes en el mercado libre, fue adoptada por las autoridades monetarias ...⁹

El cuadro 1 muestra las fechas de los diferentes regímenes en México y los tipos de cambio que prevalecieron durante cada uno. Para probar la PPC

⁹ Banco de México *Informe Anual-1949*, p. 28.

GRÁFICA 3. *Índice de precios al mayoreo, Estados Unidos (1930-1960)*

FUENTE: Base de datos de Federal Reserve Economic Data (FRED) de la Reserva Federal de San Luis.

CUADRO 1. *Regímenes cambiarios en México, 1930-1960*

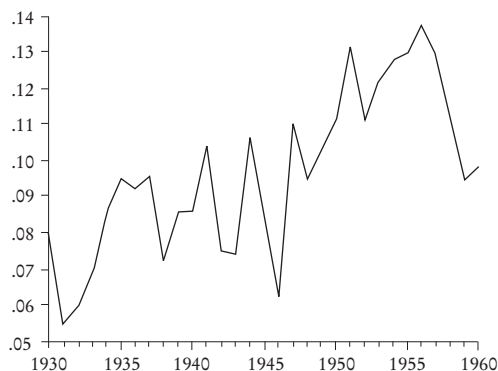
<i>Periodo^a</i>	<i>Régimen cambiario</i>	<i>Tipo de cambio nominal (pesos por dólar)</i>
Enero de 1930-julio de 1931	Patrón oro	2.17-3.60
Agosto de 1931-noviembre de 1933	Flexible	2.57-3.60
Diciembre de 1933-marzo de 1938	Fijo	3.60
Marzo de 1938-octubre de 1940	Flexible	3.87-5.79
Noviembre de 1940-julio de 1948	Fijo	4.85-4.86
Agosto de 1948-junio de 1949	Flexible	6.83-8.21
Junio de 1949-abril de 1954	Fijo	8.60-8.65
Abril de 1954-agosto de 1976	Fijo	12.49-12.50

FUENTE: Cárdenas y el Banco de México.

^a Algunos regímenes coinciden porque el cambio de régimen sucedió cerca de la mitad del mes.

se analiza el periodo completo y dos subperiodos, 1930.1-1951.12 y 1952.1-1960.12. El segundo subperiodo es la parte de la muestra que corresponde a la etapa de sustitución de importaciones. Las importaciones, como porcentaje del PIB, comenzaron a disminuir temporalmente en 1952, para crecer poco después hasta 1955 cuando empezaron a decrecer nuevamente hasta el final del periodo de estudio (véase la gráfica 4).

Aunque fueron años de grandes disminuciones en las importaciones durante el primer subperiodo, sobre todo durante la Gran Depresión y la segunda Guerra Mundial, estas reducciones fueron resultado de la disminución del ingreso agregado nacional durante la Gran Depresión y las res-

GRÁFICA 4. *Importaciones como fracción del PIB, México (1930-1960)*

FUENTE: Datos anuales disponibles en Cárdenas.

tricciones sobre sus propias exportaciones que impuso los Estados Unidos para preservar los insumos necesarios para el abasto de la guerra. Es decir, las políticas de 1930.1-1951.12 no fueron responsables de las grandes caídas de las importaciones que se observan durante el periodo. De hecho, las políticas sistemáticas de disminuir las importaciones inician en 1944 cuando México adoptó un sistema de licencias para importadores.¹⁰ Según Izquierdo (1973) el gobierno esperó hasta 1947 para aplicar este sistema. Además, a principios de 1954 México disminuyó los impuestos de las exportaciones y aumentó los impuestos sobre las importaciones 25%. Más tarde en 1954 se eliminó este nuevo impuesto para algunos bienes importados, pero se incluyeron bienes adicionales que fueron sujetos a licencias de importación.

Por lo anterior, es posible argumentar que el periodo de sustitución de importaciones empezó en 1947 o algún año posterior hasta 1954. Elegimos 1952 por tres razones. Primero, de 1943 hasta 1951 México tenía un acuerdo con los Estados Unidos de que ninguno de los interesados aumentaría los aranceles.¹¹ Segundo, los datos sugieren que las políticas adoptadas, como el requisito de licencias para reducir las importaciones, de hecho no tenían mucho efecto hasta 1952 cuando las importaciones empezaron a disminuir. Tercero, si tomáramos 1954 o 1955, cuando las importaciones como porcentaje del PIB entraron en un declive que persistió durante el resto del pe-

¹⁰ Izquierdo (1973), pp. 247-248. Los detalles en el resto de este párrafo se sacan de Izquierdo. También, Cárdenas trata estos temas.

¹¹ Según Izquierdo (1973), p. 236, el acuerdo terminó porque México no quiso continuar con el compromiso.

riodo de estudio, habrían pocas observaciones para aplicar las pruebas. Si bien durante el periodo considerado se presentaron choques importantes en la economía mexicana, que hemos mencionado líneas arriba, consideramos que el de mayor efecto es el expresado en la caída de las importaciones a partir de 1952, motivo por el cual seleccionamos ese corte para analizar los subperiodos aquí incluidos.

En términos del ajuste no lineal a la PPC, se considera las políticas de disminución de las importaciones como hechos que aumentan los costos de transacción, es decir, medidas como los aranceles adicionales y los requisitos de licencias aumentan los costos de cada transacción. Por tanto, acciones de este tipo amplían la banda de inacción dentro de la cual el tipo de cambio real se comporta como un proceso integrado.

Como paso inicial se aplica la prueba de Dickey-Fuller aumentada al tipo de cambio real para el periodo completo y los dos subperiodos.¹² Se emplea el criterio de Akaike para determinar el número de rezagos de la variable dependiente que debe ser incluido en la prueba. Por supuesto, la hipótesis nula de la prueba de DFA es una raíz unitaria en el tipo de cambio real. Si no pudiera rechazarse ésta significaría evidencia de que el tipo de cambio real es una serie no estacionaria y, por tanto, prueba contra la reversión a la media y contra la hipótesis de la PPC. Si en el periodo completo el estadístico t de la prueba de DFA es -2.82 , entonces se puede rechazar la hipótesis nula con significación de 10%.¹³ Los estadísticos t no son significativos para ninguno de los subperiodos. Así, la prueba de DFA sugiere un apoyo débil a la PPC durante 1930.1-1960.12 en México.

Kapetanios *et al* (2003) sugieren una prueba no lineal de la hipótesis nula de una raíz unitaria. Su otra hipótesis es el de un proceso de reversión a la media con una dinámica no lineal, de suavizamiento exponencial con transición autorregresiva, conocido por sus siglas en inglés ESTAR (*Exponential Smooth Transition Autoregressive*). Una propiedad importante de la prueba de KSS, en comparación a las pruebas como DFA que utilizan una opción de ajuste lineal, es que los incrementos en la potencia de la prueba son más grandes en la región de la hipótesis nula. KSS muestran que una aproxima-

¹² Todas las ecuaciones de la DFA incluyen una constante y son sin tendencia. Hay otras pruebas lineales de estacionariedad. Usamos la DFA como representante de pruebas lineales porque es muy conocida y se usa en muchos estudios. En lugar de emplear otras pruebas lineales, dirigimos nuestra atención a dos asuntos que consideramos más importantes: el ajuste no lineal y el uso del *wild bootstrap* para determinar los valores críticos de las pruebas.

¹³ El valor crítico al nivel de 10% es -2.57 , al nivel de 5% es -2.87 .

ción de Taylor de primer orden del modelo ESTAR produce la forma sencilla, muy similar a la prueba de DFA, de la ecuación (2).

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1}^3 + \sum_{j=1}^p \gamma_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (2)$$

La serie y_t son los residuos de una regresión de la serie original sobre una constante. De esta manera, para probar la hipótesis de PPC, y_t es el tipo de cambio real sin media. Se utiliza el estadístico t de $\hat{\delta}$, el estimador del coeficiente δ , para probar la hipótesis nula $H_0 : \delta = 0$ en comparación con la opción $H_1 : \delta < 0$. Se rechaza la hipótesis nula de una raíz unitaria en favor de la opción del ajuste no lineal si el estadístico t es menor que el valor crítico inferior.

Tal vez, el apoyo limitado para la hipótesis de la PPC de la prueba de DFA se pueda atribuir al bajo poder de la prueba cuando el proceso de ajuste es no lineal. Entonces, se aplica la prueba de KSS para considerar la posibilidad de reversión del tipo de cambio real a la media en forma no lineal.¹⁴ La hipótesis nula de la prueba es la existencia de una raíz unitaria en el tipo de cambio real, mientras que la opción es de un proceso estacionario con ajuste no lineal. Si pudiera rechazarse la hipótesis nula, sería evidencia en favor de PPC, en la que el proceso de ajuste es no lineal. Los resultados de la prueba de KSS muestran considerablemente más apoyo en favor de la PPC. Usando los valores críticos asintóticos presentados en KSS, el estadístico t es significativo al nivel de 1% para cada subperiodo.¹⁵ Para el periodo completo, el estadístico t es significativo al nivel de 5%. Las conclusiones diferentes de las pruebas de DFA y KSS son compatibles con lo que muestra Taylor respecto al sesgo contra el rechazo de la hipótesis nula de una raíz unitaria con la prueba de DFA cuando el proceso de ajuste a la media es no lineal.

III. TRATAMIENTO DE LA NO NORMALIDAD Y LA HETEROSCEDASTICIDAD DE LOS RESIDUOS

Los investigadores usan de manera característica los valores críticos asintóticos proporcionados en el artículo de KSS. Sin embargo, estos valores crí-

¹⁴ Una ventaja importante de la prueba de KSS es que se usa en muchos estudios porque es lineal en y_{t-1}^3 , entonces es relativamente sencilla de emplear. Otras pruebas como la de Sollis, Leybourne y Newbold (2002) requieren estimación con mínimos cuadrados no lineales y son más difíciles instrumentar.

¹⁵ El valor crítico asintótico al nivel de 5% es -2.93, al nivel de 1% es -3.48. Chortareus y Kapetanios (2004) muestran que estos valores son sólidos en correcciones de muestras pequeñas.

ticos están calculados con el supuesto de que los errores de la ecuación (2), es decir los ε_t , tienen una distribución normal y son homoscedásticos. Se usa el mismo supuesto para determinar los valores críticos de la prueba de Dickey-Fuller aumentada. Van Dijk, Franses y Lucas (1999) y Engel, Haugh y Pagan (2005) muestran que se puede rechazar, incorrectamente, la hipótesis nula de raíz unitaria en favor de un modelo no lineal cuando los errores no están distribuidos normalmente. Arghyrou y Gregoriou (2008) muestran que errores caracterizados por un proceso de heteroscedasticidad condicional autorregresiva (ARCH por las siglas en inglés), también pueden afectar la prueba de KSS.

Entonces, para evaluar el supuesto de normalidad de los residuos en este estudio aplicamos la prueba de Jarque-Bera a cada estimación de DFA y KSS para cada periodo. En todos los casos se puede rechazar la hipótesis nula de normalidad con significación de 1% (véase cuadro 2). Para verificar los resultados de la prueba de Jarque-Bera se usa, también, la prueba de normalidad de Kolmogorov-Smirnov. En todos los casos se derivan las conclusiones idénticas de ambas pruebas.¹⁶

También se usa la prueba de Engle para detectar si hay heteroscedasticidad en los errores. Estos resultados se muestran en el cuadro 2 también. Para ambas pruebas de estacionariedad, DFA y KSS, no se puede rechazar la hipótesis nula de homoscedasticidad en los errores para el periodo completo ni el subperiodo 1930.01-1951.12. Pero la prueba de Engle indica un rechazo de la hipótesis nula al nivel de 1% de significación para el subperiodo de sustitución de importaciones, 1952.01-1960.12 para ambas, DFA y KSS.

Arghyrou y Gregoriou (2008) demuestran que el método del *wild bootstrap* es adecuado para calcular los valores críticos cuando los residuos de la prueba tienen distribución no normal y/o son heteroscedásticos de forma no conocida. Los resultados presentados en el cuadro 2 motivan a reexaminar los resultados de las dos pruebas evaluándolos ahora con valores críticos derivados del *wild bootstrap*.

Brevemente, en el procedimiento del *wild bootstrap* aplicado a la prueba de KSS se estima la ecuación (2) por mínimos cuadrados ordinarios para obtener los residuos ε_t . Entonces se usan éstos para calcular los nuevos residuos de la ecuación (3).

¹⁶ Uno de los dictaminadores de EL TRIMESTRE ECONÓMICO observó que la distribución del estadístico de Jarque-Bera puede ser muy sensible al tamaño de la muestra. Agradecemos su sugerencia de verificar estas conclusiones con la prueba de Kolmogorov-Smirnov.

CUADRO 2. Pruebas de normalidad y homoscedasticidad de los residuos de las pruebas de DFA y KSS

Periodo	Normalidad	ARCH
<i>Prueba de Dickey Fuller aumentada</i>		
1930.01-1960.12	2235.58**	1.152
1930.01-1951.12	960.63**	.011
1952.01-1960.12	3466.81**	7.410**
<i>Prueba de Kapetanios, Shin y Snell</i>		
1930.01-1960.12	2472.37**	1.125
1930.01-1951.12	1076.86**	.019
1952.01-1960.12	2696.96**	5.388*

* Significativo al nivel de 5 por ciento.

** Significativo al nivel de 1 por ciento.

$$\varepsilon_t^* = \varepsilon_t u_t \quad (3)$$

Se elige la variable u_t de la distribución de dos puntos como sugiere Mammen (1993):

$$u_t = \frac{1-\sqrt{5}}{2} \text{ con probabilidad } p = \frac{1+\sqrt{5}}{\sqrt{20}} \text{ y } u_t = \frac{1+\sqrt{5}}{2} \text{ con probabilidad } (1-p)$$

Los primeros tres momentos de los u_t son $E(u_t) = 0$, $E(u_t^2) = 1$, $E(u_t^3) = 1$.¹⁷ Debido a los valores de los tres momentos, cualquier forma de no normalidad o proceso ARCH que exista en la serie original, ε_t , aparecerá en la nueva serie generada, ε_t^* .

Para aplicar el método de *wild bootstrap* a la prueba de KSS, primero se estima la ecuación (4) con la hipótesis nula impuesta.¹⁸

$$\Delta y_t = \sum_{j=1}^p \gamma_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (4)$$

Segundo, se construye un conjunto de datos artificiales con los valores estimados de Δy_t de la ecuación (4) y una de las series de los errores construidos ε_t^* . El segundo paso se repite con nuevas series de errores construidos hasta que se generen 100 mil conjuntos de datos artificiales. Tercero, se aplica la prueba de KSS a cada uno de los 100 mil conjuntos de datos para obtener un vector de estadísticos t de los coeficientes estimados de δ . Los valores críti-

¹⁷ Nótese que el método de *wild bootstrap* mantiene la media, la varianza y la asimetría de la distribución original de los errores.

¹⁸ Los pasos son muy similares cuando se aplica el *wild bootstrap* a la prueba de DFA.

CUADRO 3. Valores críticos de las pruebas de DFA y KSS

Periodo	1%		5%		10%	
	DFA	Wild	DFA	Wild	DFA	Wild
<i>Valores críticos de la prueba de Dickey Fuller aumentada</i>						
1930.01-1960.12	-3.45	-5.26	-2.87	-4.14	-2.57	-3.62
1930.01-1951.12	-3.46	-5.05	-2.87	-3.99	-2.57	-3.49
1952.01-1960.12	-3.49	-3.72	-2.89	-3.06	-2.58	-2.76
	1%		5%		10%	
	Asintótica	Wild	Asintótica	Wild	Asintótica	Wild
<i>Valores críticos de la prueba de Kapetanios, Shin y Snell</i>						
1930.01-1960.12	-3.48	-5.89	-2.93	-4.00	-2.66	-3.08
1930.01-1951.12	-3.48	-3.83	-2.93	-2.88	-2.66	-2.49
1952.01-1960.12	-3.48	-8.27	-2.93	-6.64	-2.66	-5.72

cos inferiores del método de *wild bootstrap* se obtienen de esta distribución empírica de los estadísticos t .

Con el fin de comparar, el cuadro 3 muestra los valores críticos (inferiores) de tres niveles de significación, 1, 5 y 10%. En el caso de la prueba de DFA los valores críticos en las columnas encabezadas como DFA son los calculados en paquetes característicos de econometría que toman en cuenta el número de observaciones y la presencia de una constante, pero sin tendencia, con el supuesto de normalidad de los residuos. Para la prueba de KSS, el cuadro incluye los valores críticos asintóticos (véase la nota 15 de pie de página). Las columnas encabezadas como *Wild*, muestran los valores críticos derivados por cada periodo y cada prueba con el método de *wild bootstrap*.

Las diferencias entre los valores críticos calculados con los supuestos de normalidad y homoscedasticidad y los obtenidos del *wild bootstrap* pueden ser grandes en los casos de ambas pruebas. Por ejemplo, el valor crítico de la prueba de Dickey-Fuller aumentada cambia de -2.87 a -3.99 al nivel de significación de 5% para el periodo de 1930.01-1951.12. Por su parte, el valor crítico de la prueba de KSS cambia de -2.93 a -6.64 al mismo nivel de significación para el periodo 1952.01-1960.12. Aunque en este estudio es más común que los valores críticos disminuyen (aumentan en valor absoluto), en algunos casos el valor crítico del *wild bootstrap* es mayor que su valor correspondiente con el supuesto de normalidad. Por ejemplo, para la prueba de KSS con el nivel de significación de 10% del periodo de 1930.01-1951.12, el valor crítico aumenta de -2.66 a -2.49 .

En vista de la falta de normalidad de los errores estimados en todos los

periodos y la evidencia de su heteroscedasticidad durante el periodo de sustitución de importaciones (cuadro 2) es necesario reevaluar los estadísticos t usando los valores críticos del método de *wild bootstrap*. Los resultados se muestran en el cuadro 4.

CUADRO 4. *Resultados de las pruebas de DFA y KSS evaluados con valores críticos del wild bootstrap*

<i>Periodo</i>	<i>Rezagos</i>	<i>Estadístico t</i>
<i>Prueba de Dickey Fuller aumentada</i>		
1930.01-1960.12	8	-2.822
1930.01-1951.12	8	-2.463
1952.01-1960.12	3	-2.136
<i>Prueba de Kapetanios, Shin y Snell</i>		
1930.01-1960.12	8	-3.010
1930.01-1951.12	9	-3.611*
1952.01-1960.12	5	-3.907

* Significativo al nivel de 5 por ciento.

Ahora, las conclusiones son diferentes. La prueba de DFA no ofrece nada de evidencia en favor de la PPC; no se puede rechazar la hipótesis nula de una raíz unitaria en el tipo de cambio real para ninguno de los periodos. Pero, como se dijo líneas arriba, la prueba de DFA tiene menor potencia cuando el tipo de cambio real revierte a su media en forma no lineal. Por otra parte, evaluando los resultados de la prueba de KSS con los valores críticos del *wild bootstrap*, se muestra que no hay evidencia de estacionariedad del tipo de cambio real durante el periodo de sustitución de importaciones ni para el periodo completo, pero para la época de 1930.01-1951.12 sí se puede rechazar la hipótesis nula de una raíz unitaria en favor de la opción de reversión no lineal a la media.¹⁹ Así, el tipo de cambio real muestra reversión a su media, evidencia de la PPC, hasta la instrumentación de la política de sustitución de importaciones. Estos resultados son compatibles con un modelo de costos de transacciones en el comercio internacional que produce una banda de no ajuste del tipo real. Dentro de la banda, el tipo de cambio real se comporta como una serie no estacionaria. Aparentemente, las políticas aplicadas para promover la producción interna en México incrementaban los costos de transacción y hacían más amplia la banda. Es decir, durante el

¹⁹ Los resultados de la prueba de KSS son sólidos a cambios de un año en las fechas de los subperiodos. Es decir, se puede rechazar la hipótesis nula de una raíz unitaria en el tipo de cambio real para 1930.01-1950.12 y 1930.01-1952.12 y no se puede rechazar para 1951.01-1960.12 y 1953.01-1960.12.

periodo de 1952.01-1960.12 los altos costos de transacción producían pocas oportunidades para arbitraje de los precios de los bienes de acuerdo con la ley del único precio.²⁰

Por contraste, durante 1930.01-1951.12 los resultados sugieren que los costos de transacción fueron menores y había más oportunidades para el funcionamiento del arbitraje. La evidencia de estacionariedad del tipo de cambio real durante 1930.01-1951.12 es particularmente interesante para un periodo caracterizado por varios choques muy grandes, como la Gran Depresión y la segunda Guerra Mundial, que contraían el comercio internacional.

CONCLUSIONES

A pesar de los cambios en el sistema monetario y el sistema de tipo de cambio nominal y varios choques negativos, hay evidencia de paridad de poder de compra en México durante 1930.01-1951.12 de la prueba de KSS, pero no de la prueba de DFA. Esta evidencia es congruente con un modelo de ajuste no lineal del tipo de cambio real atribuible a costos de transacción.

Los resultados del estudio ofrecen una aportación de metodología también. Específicamente, es importante probar los supuestos de normalidad y homoscedasticidad de los residuos obtenidos en pruebas de raíces unitarias. La heteroscedasticidad y/o la no normalidad en los errores, requieren el cálculo de nuevos valores críticos. En algunos casos, como ha pasado en este estudio, se modifican las conclusiones de las pruebas. Debido al amplio uso de pruebas de raíces unitarias en economía, la lección tiene ramificaciones y consecuencias más allá de las relacionadas a la de la PPC de este estudio.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Arghyrou, M. G., y A. Gregoriou (2008), "Non-linearity Versus Non-normality in Real Exchange Rate Dynamics", *Economics Letters* 100, pp. 200-203.
- Ávalos Huerta, A., y F. Hernández Trillo (1995), "Comportamiento del tipo de cambio real y desempeño económico en México", *Economía Mexicana*, Nueva Época IV, pp. 239-263.
- Banco de México (2009), "Regímenes cambiarios en México a partir de 1954", mate-

²⁰ Otra explicación para los resultados del periodo 1952.01-1960.12 podría ser, como mencionó uno de los dictaminadores anónimos de EL TRIMESTRE ECONÓMICO, que el periodo puede ser demasiado corto para mostrar evidencia de paridad de poder de compra, una hipótesis del largo plazo.

- rial educativo del Banxico, <http://www.banxico.org.mx/portal-mercado-cambiarior/index.html> (descargado 10 de octubre de 2010).
- Banco de México, *Informe Anual-varios años*, <http://www.banxico.org.mx/dyn/publicaciones-y-discursos/publicaciones/informes-periodicos/anual/indexpage.html> (descargados noviembre-diciembre de 2010).
- Cárdenas, E. (1994), *La hacienda pública y la política económica 1929-1958*, México, El Colegio de México, Fideicomiso Historia de las Américas y Fondo de Cultura Económica.
- Chortareus, G., y G. Kapetanios (2004), "The Yen Real Exchange Rate May Be Stationary After All: Evidence from Non-linear Unit Root Tests", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 66, pp. 113-131.
- Engel, J., D. Haugh y A. Pagan (2005), "Some Methods for Assessing the Need for Non-linear Models in Business Cycle Analysis", *International Journal of Forecasting* 21, pp. 651-662.
- Engle, R. (1982), "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation", *Econometrica* 50, pp. 987-1007.
- Galindo, L. M., y J. V. Salcines (2004), "La eficiencia del mercado cambiario entre el euro, el peso mexicano, y el dólar: Un análisis de cointegración con restricciones", *Análisis Económico* XIX, pp. 277-299.
- Izquierdo, R. (1973), "El protectionismo en México", L. Solís, *La economía mexicana*, vol. I., *Análisis por sectores y distribución*, Serie de Lecturas 4 de EL TRIMESTRE ECONÓMICO, México, Fondo de Cultura Económica.
- Juvenal, L., y M. P. Taylor (2008), "Threshold Adjustment of Deviations from the Law of One Price", *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics* 12, pp. 1-44.
- Kapetanios, G., Y. Shin y A. Snell (2003), "Testing for a Unit Root in the Nonlinear STAR Framework", *Journal of Econometrics* 112, pp. 359-379.
- Mammen, E. (1993), "Bootstrap and Wild Bootstrap for High Dimensional Linear Models," *Annals of Statistics* 21, pp. 255-285.
- 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, pp. 227-236.
- Norman, S. (2010), "How Well Does Nonlinear Mean Reversion Solve the PPP Puzzle?" *Journal of International Money and Finance*.
- O'Connell, P. G. J. y S. J. Wei (2002), "The Bigger They Are the Harder They Fall: Retail Price Differences Across US Cities", *Journal of International Economics* 56, pp. 21-53.
- Ortiz, G., y L. Solís (1978), "Estructura financiera y experiencia cambiaria: México 1954-1977", Documento de Trabajo núm. 1 del Banco de México.
- Reserva Federal de San Luis (2009), Economic Data-FRED, <http://research.stlouisfed.org/fred2/>
- Santaella, J. A., y A. E. Vela (2005), "The 1987 Mexican Disinflation Program: An Exchange-rate-based Stabilization?" *Economía Mexicana*, Nueva Época XIV, 5-40.

- Sarno, L., y M. P. Taylor (2002), *The Economics of Exchange Rates*, Cambridge, Cambridge University Press.
- , — y I. Chowdhury (2004), “Nonlinear Dynamics in Deviations from the Law of One Price: A Broad-based Empirical Study”, *Journal of International Money and Finance* 23, pp. 1-25.
- Sercu, P., R. Uppal y C. van Hulle (1995), “The Exchange Rate in the Presence of Transactions Costs: Implications for Tests of Purchasing Power Parity”, *The Journal of Finance* 50, pp. 1309-1319.
- Sollis, R., S. Leybourne y P. Newbold (2002), “Tests for Symmetric and Asymmetric Nonlinear Mean Reversion in Real Exchange Rates”, *Journal of Money, Credit, and Banking* 34, pp. 686-700.
- Taylor, A. (2001), “Potential Pitfalls for the Purchasing-Power-Parity Puzzle? Sampling and Specification Biases in the Mean-Reversion Tests of the Law of One Price”, *Econometrica* 69, pp. 473-498.
- (2002), “A Century of Purchasing-Power-Parity”, *Review of Economics and Statistics* 84, pp. 139-150.
- , y M. P. Taylor (2004), “The Purchasing Power Parity Debate”, *Journal of Economic Perspectives*, 18, pp. 135-158.
- , D. A. Peel y L. Sarno (2001), “Nonlinear Mean-reversion in Real Exchange Rates: Toward a Solution to the Purchasing Power Parity Puzzles”, *International Economic Review* 42, pp. 1015-1042.
- Van Dijk, D., P. Franses y A. Lucas (1999), “Testing for Smooth Transition Nonlinearity in the Presence of Outliers”, *Journal of Business and Economic Statistics* 17, pp. 217-235.
- Wallace, F. H., R. Lozano Cortes y L. F. Cabrera Castellanos (2008), “Pruebas de Coin-tegración de Paridad de Poder de Compra”, *EconoQuantum* 4, pp. 7-25.
- (2010). “Purchasing Power Parity in Mexico: A Historical Note”, *Applied Economics Letters*.