

Universidad de Buenos Aires
Facultad de Ciencias Económicas
Escuela de Estudios de Posgrado

MAESTRÍA EN ECONOMÍA

TRABAJO FINAL DE MAESTRÍA

Una evaluación no lineal de la PPA en el Tipo de Cambio
Real entre Argentina y Estados Unidos (1900-2017)

AUTOR: JUAN CUATTROMO

DIRECTOR: DIEGO BASTOURRE

CO-DIRECTOR: DAMIÁN PIERRI

VERSIÓN: JULIO 2019

Resumen

La hipótesis de Paridad de Poder Adquisitivo (PPA) establece, en su versión relativa, que la tasa de cambio de una moneda respecto de otra debe igualar al diferencial de inflación observado entre ambas naciones. Aun cuando existe una vasta literatura que evalúa esta teoría aplicada al tipo de cambio real (TCR) entre Argentina y Estados Unidos, no existe un consenso generalizado sobre la validez de la misma. Al respecto, es posible postular que la falta de resultados conclusivos puede explicarse por la aplicación de metodologías lineales en su evaluación. En este sentido, resulta conveniente formular la siguiente pregunta de investigación: **¿es posible modelar la serie de TCR entre Argentina y Estados Unidos como un proceso estacionario no lineal?** Esto resulta pertinente ya que podría inferirse que los problemas en la evaluación tradicional de la PPA relativa se podrían derivar de una no-linealidad en el mecanismo de ajuste aún en un proceso globalmente estacionario. El objetivo de este trabajo es investigar un modelo *autorregresivo de transición suave* (STAR, por su sigla en inglés) para su aplicación a la serie del TCR. Encontramos que la metodología propuesta sugiere que la serie del TCR debería modelarse como un proceso estacionario no lineal con una función de transición asimétrica (vgr. logística). Sin embargo, al constatar la robustez de estos resultados encontramos que la presencia de valores extremos (vgr. *outliers*) y problemas de baja potencia sugieren tomar estas conclusiones con cierta precaución.

Clasificación JEL: C32, F31, F41

Palabras Claves: Modelos No Lineales del Tipo de Cambio, *threshold models*, ESTAR, LSTAR, TAR, PPA.

1- Introducción¹

En el debate público y académico la denominada teoría de Paridad de Poder Adquisitivo (PPA) suele ocupar un espacio recurrente como marco conceptual para determinar la configuración de equilibrio del Tipo de Cambio Real (TCR). Dada su simpleza, este marco conceptual resulta relevante en la práctica ya que da una noción intuitiva sobre los valores que estabilizarían la dinámica nominal y harían sostenible una trayectoria dada en las variables macroeconómicas.

Por lo tanto, las implicancias tanto de la aceptación como el rechazo de la PPA son más que evidentes. Por ejemplo, Sarno (2005) sostiene que un rechazo a esta teoría pondría en duda las predicciones teóricas de la mayor parte de los modelos para economía abierta, que sistemáticamente postulan la validez de la PPA como equilibrio de largo plazo.

Sin embargo, la evaluación empírica para el caso entre la moneda argentina y el dólar de los Estados Unidos no suele encontrar resultados conclusivos respecto a la validez de esta hipótesis (ver por ejemplo, Dal Bianco, 2008a y 2008b, Montenegro, 2017).

La hipótesis principal de este trabajo es que el motivo detrás de la falta de robustez de los resultados encontrados en la literatura podría por la aplicación de diferentes medidas de contraste econométrico que descansan en metodologías lineales.

¹ Se agradecen los comentarios y sugerencias que este trabajo recibió en sus diferentes (y múltiples) etapas de Mariano Beltrani, Mariano Sardi, Pablo Mira, Oscar Cuattromo, Marcos Dal Bianco, Jorge Carrera, Javier García-Cicco y Luis Trajtenberg. A Diego Bastourre y Damián Pierri por la paciencia y la dedicación. Además, un especial reconocimiento a todas y todos mis compañeras y compañeros del Instituto de Trabajo y Economía de la Fundación Germán Abdala y de la Universidad Nacional de José C. Paz. Todos los errores y omisiones son de entera responsabilidad el autor. A Mariana, Emilia y Malena, por todo.

Esta presunción se basa en que, en los últimos años, han surgido un conjunto de trabajos que sugieren que los rechazos encontrados en la validez de la PPA podrían explicarse como consecuencia justamente de los métodos de evaluación aplicados. Solo por citar algunos, Teräsvirta (1994), Taylor et al. (2001), Sarno y Taylor (2009) o Ahmad y Glosser (2011) son trabajos que desarrollan este punto.

Lamentablemente ninguno de estos trabajos estudia la dinámica del TCR en Argentina, siendo que este caso resulta relevante por, al menos, dos motivos: i) se trata de una economía pequeña, abierta y bimonetaria con un mercado de capitales pequeño, que estuvo expuesta a severas crisis de balanza de pagos, muy por encima de países comparables de la región; ii) la disponibilidad de datos permite obtener una serie de tiempo considerablemente larga, lo que resulta en una condición necesaria para este tipo de estudios.

Por lo tanto, resulta conveniente formular la siguiente pregunta: **¿Es posible modelar la serie de TCR entre Argentina y Estados Unidos como un proceso estacionario no lineal?**

Una respuesta afirmativa al interrogante de investigación contribuiría a clarificar los problemas que implican evaluar esta teoría mediante las metodologías lineales aplicadas generalmente.

Por el contrario, una respuesta negativa nos indicaría que la falta de una respuesta conclusiva en la evaluación empírica de la PPA no se deriva de la existencia de no linealidades en la velocidad de ajuste de la serie a su equilibrio de largo plazo, dejando abierta la discusión sobre la potencial estacionariedad de la serie estudiada.

En este trabajo encontramos que al aplicar la metodología propuesta por Teräsvirta, (1994), la evidencia sugiere que es posible modelar la serie del TCR como un proceso

estacionario no lineal con una función de transición asimétrica (vgr. logística). Sin embargo, la existencia de valores extremos y/o problemas de baja potencia indican que estos resultados deben tomarse con alguna precaución.

El correlato teórico entonces es que, en algún sentido, una teoría de la PPA que admita desvíos no lineales es también una teoría menos restrictiva que la versión clásica que usualmente se aplica en los modelos macroeconómicos para economías abiertas.

Esto abre las puertas a modelos con equilibrios múltiples, los cuales representan situaciones en las cuales las leyes de movimiento de las variables endógenas no son suaves. Esto es así ya que una formulación “no lineal” es lo suficientemente flexible como para capturar discontinuidades en las variables endógenas en los modelos, como puede ser el consumo de transables o el propio tipo de cambio real.

De acuerdo con la revisión bibliográfica efectuada, a la fecha no hay un trabajo de este tipo publicado para estudiar la relación del TCR entre el peso argentino y el dólar de EEUU. De allí, la relevancia de la pregunta de investigación propuesta.

El resto trabajo se ordena del siguiente modo. En la segunda sección se presenta el Marco Conceptual que ordena el trabajo. A su vez, esta sección se divide en una primera parte que realiza un somero repaso de la literatura sobre el tema y una segunda que desarrolla los fundamentos metodológicos del estudio.

La tercera sección presenta la estimación del modelo no lineal que sirve de base para responder el interrogante que ordena esta investigación. En la cuarta parte se realizan diferentes ejercicios para evaluar la robustez de los resultados alcanzados. Finalmente, la quinta parte resume las conclusiones que cierran el trabajo.

2- Marco Conceptual

a- (Breve) Repaso de la literatura

El Tipo de Cambio Real (TCR) es una variable fundamental para una economía pequeña y abierta, en tanto define el precio relativo de los bienes domésticos en relación con los extranjeros y de esta forma conforma una variable clave en el vector de precios y costos de toda la economía.

En el campo de la Macroeconomía de Economías Abiertas abundan las teorías que estudian los determinantes del TCR y su dinámica de “equilibrio” (si es que se acepta que existe tal estado²). Probablemente, la más vieja de todas es la conocida teoría de Paridad de Poder Adquisitivo (PPA).

Mencionada originalmente por Casel (1918)³, la hipótesis de PPA postula que el nivel de precios de todos los países debería igualarse, si se miden en una misma moneda⁴. Teniendo en cuenta la definición del TCR, se entiende que el tipo de cambio de PPA (en su versión absoluta) es el que satisface esta igualación en el poder de compra de las monedas (Taylor et al., 2001)

Por su parte, la “versión relativa” de la PPA establece que la variación en el tipo de cambio nominal entre estas dos monedas debe igualar al diferencial de inflación observado entre los índices de precios relevantes de esos mismos países (Sarno y Taylor; 2002).

² “*The notion of equilibrium exchange rate is a chimera*”, J. Robinson (1947).

³ Los orígenes de este concepto podrían rastrearse hasta la Universidad de Salamanca en los siglos XV y XVI, aparentemente relacionado con la prohibición de la usura por parte de la Iglesia Católica. Una noción similar a la PPA buscaba justificar el cobro de intereses en operaciones de crédito que contaban con financiamiento externo (Sarno y Taylor, 2002).

⁴ Es fácil de mostrar que la PPA no es más que una generalización de la denominada Ley de Precio Único (ó *LOOP* por su sigla en inglés). Ver Santo y Taylor (2002).

Econométricamente, aceptar la validez de la PPA relativa⁵ implicaría encontrar que la serie observada del TCR es estacionaria, es decir, revierte a su media en el largo plazo (Sarno y Taylor; 2002)⁶. De ser correcta, la PPA implicaría encontrar que el TCR sigue un proceso lineal autorregresivo con un ajuste de los desvíos al equilibrio de largo plazo continuo y de velocidad constante independientemente de la magnitud del desequilibrio.

En su aplicación al caso argentino, Dal Bianco (2008a y 2008b) presenta un detallado análisis de las diferentes metodologías de evaluación en base a esquemas lineales y concluye afirmando que “*encontramos que la PPA no se verifica en Argentina, dado que el tipo de cambio real aparece como no estacionario y no hay evidencia de cointegración entre el tipo de cambio nominal y los precios relativos*”.

Este rechazo tiene implicancias tanto prácticas como teóricas. En el primer caso, no es posible utilizar la PPA como medida de referencia para estimar desalineamientos cambiarios o comparar niveles de ingreso entre países. En el segundo caso, como ya mencionamos, se generan serias dudas sobre la utilidad de las predicciones que se derivan de modelos que suponen la existencia de una relación de este tipo en el largo plazo.

Sin embargo, aun cuando la evidencia empírica apunta hacia el rechazo de la PPA, el debate continúa abierto. Por ejemplo, Montenegro (2017) encuentra en base a métodos básicos evidencia en favor de la validez de la PPA.

⁵ En el resto del trabajo, salvo aclaración en contrario, solo nos concentraremos en la versión relativa de la PPA.

⁶ O lo que es equivalente, aceptar la validez de la PPA implica reconocer que existe alguna relación de cointegración entre el tipo de cambio nominal y el diferencial de inflación entre Argentina y Estados Unidos.

Quizás por esta tendencia a la “ambigüedad” en la evaluación empírica, Rogoff (1996) sugiere que usualmente los economistas utilizan “instintivamente” alguna versión de la PPA para definir un valor de equilibrio para el TCR. Y en efecto, la mayor parte de los modelos macroeconómicos para economías abiertas suelen asumir su validez en la configuración del equilibrio.

Es posible que esta aparente dicotomía refleje dos hechos que, en la práctica, parecen inconsistentes: el TCR observado exhibe una amplia volatilidad en el corto y mediano plazo, pero una tendencia a la estabilidad cuando se observan series de muy largo plazo (Ahmed y Glosser, 2011).

En los últimos años, se ha argumentado que sería posible resolver esta contradicción modelando las series del TCR como procesos estacionarios no lineales. En efecto, existe una creciente literatura que vincula los problemas propios de la estimación de la PPA a la existencia de no linealidades en el grado de reversión a la media del tipo de cambio real (entre otros pueden verse Teräsvirta, 1994; Sarno y Taylor, 2002; Sarno, 2005; o Ahmad y Glosser, 2011).

La intuición es sencilla: pequeñas desviaciones del TCR respecto del definido por la PPA tienden a no converger o hacerlo con extrema lentitud, mientras que grandes desalineamientos se corrigen con una mayor velocidad.

Existiría una zona dentro de la cual el TCR presenta un comportamiento de paseo aleatorio (no estacionario), pero fuera de ella, el mismo revierte a la media (estacionario). Los límites de esa zona pueden ser abruptos, en cuyo caso la referencia son los modelos con umbrales (por ejemplo, los modelos TAR, por su sigla en inglés), o pueden ser tenues en cuyo caso hablamos de una “transición suave”.

Según Sarno y Taylor (2002), la utilización de modelos de transición suave puede justificarse por la existencia de costos de transacción y/o transporte significativos que desalientan acciones de arbitraje en el mercado de bienes cuando los desvíos del TCR respecto de su media de largo plazo son pequeños.

Kilian y Taylor (2003) ofrecen una explicación alternativa para la no linealidad en el ajuste del TCR a su equilibrio de largo plazo. En un modelo con agentes heterogéneos, los operadores del mercado de cambios (*noise traders*) obtienen información y proyecciones de dos fuentes, los “analistas fundamentales” y los “analistas técnicos”. En el entorno del equilibrio, los primeros no acuerdan sobre la magnitud del desequilibrio cambiario, de forma que los operadores se basan en analistas técnicos que centran su estudio en las tendencias de corto plazo observadas en el tipo de cambio. Esto da lugar a dinámicas de paseo aleatorio en el mercado de cambios. Sin embargo, a medida que el desequilibrio se profundiza, la discrepancia de opinión entre los fundamentalistas tiende a reducirse y por lo tanto, es más potente la tendencia al equilibrio⁷.

Así, contrariamente a lo que postula la literatura convencional la velocidad de ajuste al equilibrio depende de la magnitud del desvío: para desvíos grandes, la velocidad de reversión a la media es significativa, mientras que para desvíos pequeños el TCR puede no converger nunca a su valor de largo plazo.

En este sentido, la estrategia de evaluación empírica para testear la validez de la PPA debería reconocer la existencia de diferentes “regímenes” para la relación entre el TCR observado y el valor de equilibrio que determina la PPA, ya que de no ser tenida en

⁷ Sarno y Taylor (2002) indican que además de razones teóricas, la naturaleza no lineal del ajuste puede derivarse de que las medidas de TCR suelen utilizar índices de precios que agregan diferentes bienes con diversos niveles de arbitraje en el mercado internacional.

cuenta esta realidad, los métodos lineales de evaluación puede ofrecer resultados incorrectos. Objetivo que buscamos cumplir en este trabajo

b- Estrategia empírica

Por definición, sabemos que en logaritmos, el TCR (q_t) es:

$$e_t + p_t^* - p_t \equiv q_t \quad (1)$$

Donde e_t es el logaritmo natural del tipo de cambio nominal entre Argentina y Estados Unidos, y p_t y p_t^* denotan el logaritmo natural de nivel de precios relevante en Argentina y Estados Unidos respectivamente, en el momento t . Asumiendo que no existen costos de transacción relevantes en el mercado de bienes, la condición de PPA⁸ puede escribirse como:

$$e_t + p_t^* - p_t = u_t \quad (2)$$

De forma que de (1) y (2)⁹ se deduce que según la PPA, la sucesión $\{q_t - u_t\}$ representa una medida de las desviaciones del TCR respecto de su valor de equilibrio de largo plazo. En caso de ser cierta la PPA, $\{q_t - u_t\}$ debería ser estacionaria.

A partir de esta observación, la evaluación empírica de la PPA parte de asumir que el TCR sigue un proceso lineal autorregresivo del tipo:

⁸ Nótese que esta formulación implica números *índice* y no *niveles* de precios.

⁹ En términos estrictos, la PPA implica que $u_t = 0$. Sin embargo, Sarno y Taylor (2002) muestran que al trabajar con números índices es esperable que $u_t \neq 0$.

$$q_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^p \alpha_j q_{t-j} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Donde, q_t es la medida de TCR bajo estudio¹⁰ y ε_t es el término de error. Restando q_{t-1} en ambos miembros de (3), resulta en:

$$\Delta q_t = k + \rho q_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \phi_j \Delta q_{t-j} + \mu_t \quad (4)$$

Este proceso está en la base de los test lineales de raíz unitaria. Básicamente, si $|\rho| \geq 0$, entonces q_t es una serie no estacionaria (la varianza tiende a crecer en el tiempo), en tanto que si $\rho < 0$ lo contrario es cierto (Sarno y Taylor, 2002).

Bajo $H_0: \rho = 0$, el conocido test de Dickey-Fuller Aumentado¹¹. (ADF, por su sigla en inglés)¹² estima una ecuación como (4) a fin de testear la estacionariedad del TCR, con $H_1: \rho < 0$ como alternativa.

La evidencia empírica basada en estos desarrollos apunta hacia el rechazo de la PPA en términos generales (Sarno y Taylor, 2002), mientras que para el caso argentino Dal Bianco (2008a y 2008b) aporta evidencia robusta respecto de esta misma conclusión (aunque, como mencionamos, hay trabajos que disputan esta conclusión. Ver Montenegro, 2017).

¹⁰ Por simplicidad, en lo que sigue q_t hace referencia a $\{q_t - u_t\}$.

¹¹ Esto es lo mismo que evaluar si (3) tiene raíz unitaria.

¹² Un procedimiento similar sigue el test de Philipps-Perron (PP), aunque propone un método no paramétrico para controlar por autocorrelación al evaluar raíz unitaria. Para una discusión puede verse *EViews 10 User's Guide*.

En este sentido, y dado el problema de investigación propuesto resulta necesario avanzar en métodos de estimación no lineales para evaluar la potencial validez de la PPA en un caso más general.

A partir del trabajo seminal de Teräsvirta (1994) se denomina STAR (por su sigla en inglés, *Smooth Transition Autorregresive*) a la familia de modelos que asumen la existencia de no linealidades en la reversión a la media de una serie dada. Esto a su vez implica que la ecuación (3) puede reescribirse del siguiente modo:

$$q_t = k + \sum_{j=1}^p \theta_j q_{t-j} + \left(k^* + \sum_{j=1}^p \theta_j^* q_{t-j} \right) F(\gamma, q_{t-d}) + \varepsilon_t \quad (5)$$

Donde ahora la sucesión $\{q_t\}$ es un proceso estacionario y ergódico; $\varepsilon_t \sim iid(0, \sigma^2)$, $\gamma \in [0, +\infty)$ y $F(\cdot)$ representa la función de transición de un régimen al otro, de forma que determina el grado de reversión a la media.

Nótese que la función de transición depende de " γ " (*threshold slope parameter*) que determina la velocidad y suavidad del ajuste y de " q_{t-d} " (*threshold parameter*) que determina el umbral y el rezago a partir del cual se "activa" la función de transición.

Sarno y Taylor (2002) entienden que una forma funcional de $F(\cdot)$ del tipo exponencial (en este caso, llamaremos al modelo ESTAR, siempre por su sigla en inglés) resulta apropiada en este contexto ya que implica que las perturbaciones, tanto positivas como negativas, deberían tener un efecto simétrico sobre la reversión a la media.

En otros términos, tanto las depreciaciones como las apreciaciones grandes deberían generar el mismo tipo de corrección hacia la media. De este modo, la función de transición sería del tipo:

$$F(\gamma, q_{t-d}) = 1 - \exp[-\gamma(q_{t-d} - c_0)^2] \quad (5')$$

Con las siguientes propiedades, $F: (0, \infty) \rightarrow [0,1]$, $F[0] = 0$, $\lim_{x \rightarrow \pm\infty} F[x] = 1$ y simétrica alrededor de cero¹³. Nótese que cuando $q_{t-d} = c_0 \rightarrow F(.) = 0$ el modelo no lineal (5) se convierte en un $AR(p)$ igual a (3), por lo cual como fuera mencionado el modelo no lineal incluye al lineal como caso particular:

$$q_t = k + \sum_{j=1}^p \theta_j q_{t-j} + \mu_t \quad (6)$$

Esto a su vez corresponde al llamado régimen interior (*inner regime*). Por el contrario, cuando $q_{t-d} \neq c_0$ la serie pasa al régimen exterior (*outter regime*), que corresponde al caso donde $\lim y_{t-d} \rightarrow \pm\infty$, lo que implica que $F(.) = 1$ y por lo tanto, el modelo se transforma en un $AR(p)$ del tipo:

$$q_t = (k + k^*) + \sum_{j=1}^p (\theta_j + \theta_j^*) q_{t-j} + \mu_t \quad (7)$$

¹³ Una formulación alternativa para la función de transición es la logística que daría lugar a un modelo LSTAR del tipo $F(\gamma, q_{t-d}) = \frac{1}{1 + \exp[-\gamma(q_{t-d} - c_0)]}$. Así definida, la $F(.)$ implica que las desviaciones del TCR respecto de su media de largo plazo son asimétricas. Como veremos más adelante, este último punto resultará fundamental en la evaluación del TCR.

En tanto $\theta_j \neq 0$ para algún j el régimen tiene diferentes velocidades de ajuste a la media. La transición entre regímenes es continua y depende en definitiva de la magnitud del desequilibrio y de la forma y valores que asuma la función de transición.

Según Sarno y Taylor (2002), podemos reparametrizar (5) en la forma de corrección de errores:

$$\Delta q_t = k + \rho q_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \phi_j \Delta q_{t-j} + \left(k^* + \rho^* q_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \phi_j^* \Delta q_{t-j} \right) F(\gamma, q_{t-d}) + \mu_t \quad (8)$$

Como es evidente, los parámetros de interés son ρ y ρ^* . Aún si el régimen interior es no estacionario ($\rho = 0$), la validez de la PPA implica que el régimen exterior debe ser estacionario de forma que $\rho^* < 0$ y $\rho + \rho^* < 0$ (Sarno y Taylor, 2002).

Una implicancia inmediata¹⁴ para las metodologías lineales es que si el proceso verdadero para $\{q_t\}$ es no lineal, las estimaciones de ρ' caerán entre ρ y $(\rho + \rho^*)$, dependiendo de la distribución observada en las desviaciones del equilibrio¹⁵. Así, la hipótesis nula $H_0: \rho' = 0$ (una sola raíz unitaria) puede llegar a no ser rechazada contra la hipótesis alternativa de estacionariedad lineal $H_1: \rho' < 0$, aún cuando el verdadero proceso es no lineal y globalmente estacionario con $\rho + \rho^* < 0$.

En otras palabras, la incapacidad para rechazar la H_0 en base a métodos lineales implica invalidar la PPA, aunque como se explicó, lo anterior puede derivarse de no linealidades en la velocidad de ajuste que “confunden” a los métodos tradicionales, aún en un proceso globalmente estacionario.

¹⁴ Agradezco especialmente a Javier García-Cicco por hacerme notar la importancia de este punto.

¹⁵ ρ' es el coeficiente autorregresivo que surge de un test lineal ADF.

Por lo tanto, la evaluación precisa de la PPA requiere estudiar con algún detalle la naturaleza del ajuste al equilibrio del TCR y sus propiedades. En particular, Teräsvirta (1994) sugiere un procedimiento secuencial antes de estimar un modelo STAR del tipo postulado en (8):

- (i) Especificar un modelo autorregresivo lineal. Esto requiere definir el orden de rezagos del modelo, es decir el parámetro p .
- (ii) Testear la hipótesis de linealidad para diferentes valores del parámetro de "d", y si es rechazada emplear este parámetro en (8).
- (iii) Seleccionar entre el modelo ESTAR o LSTAR mediante una secuencia de test de hipótesis anidados.

Luego, se estima el modelo (8) mediante Mínimos Cuadrados No Lineales (*NOLS* por su sigla en inglés) y se evalúa si $\rho^* < 0$ y $\rho + \rho^* < 0$ a fin de determinar la validez del modelo no lineal.

Según Teräsvirta (1994), la hipótesis de linealidad del modelo contra una especificación ESTAR¹⁶ requiere estimar mediante MCO una ecuación alternativa del tipo:

$$q_t = \beta_{00} + \sum_{j=1}^p (\beta_{0j}q_{t-j} + \beta_{1j}q_{t-j}q_{t-d} + \beta_{2j}q_{t-j}q_{t-d}^2) + \varepsilon_t \quad (9)$$

¹⁶ En el caso de que sea del tipo LSTAR, se realiza una mínima modificación en la ecuación a estimar, con $H_{0,LIN}: \beta_{1j} = \beta_{2j} = \beta_{3j} = 0 \quad (j = 1, \dots, p)$:

$$q_t = \beta_{00} + \sum_{j=1}^p (\beta_{0j}q_{t-j} + \beta_{1j}q_{t-j}q_{t-d} + \beta_{2j}q_{t-j}q_{t-d}^2 + \beta_{3j}q_{t-j}q_{t-d}^3) + \varepsilon_t$$

Y luego evaluar la hipótesis conjunta de que todos los coeficientes del producto cruzado de esta ecuación son cero:

$$H_{0,LIN}: \beta_{1j} = \beta_{2j} = 0 \quad (j = 1, \dots, p) \quad (10)$$

Nótese que como indica el punto (ii), este mismo test se utiliza para definir el parámetro " d ". En efecto, a tal fin es necesario realizar el test de linealidad para todos los valores económicamente factibles del mismo eligiendo aquel cuyo valor minimiza el p -valor del test de linealidad.

Luego, debemos analizar si la función de transición debe ser exponencial o logística. Para ello, se realizan un conjunto de test anidados del tipo:

$$H_{0,1}: \beta_{3j} = 0 \quad (j = 1, \dots, p) \quad (11)$$

$$H_{0,2}: \beta_{2j} = 0 \mid \beta_{3j} = 0 \quad (j = 1, \dots, p) \quad (12)$$

$$H_{0,3}: \beta_{1j} = 0 \mid \beta_{2j} = \beta_{3j} = 0 \quad (j = 1, \dots, p) \quad (13)$$

Sí el p -valor resultante del segundo test es el menor, elegimos la especificación ESTAR, caso contrario optamos por la LSTAR.

Finalmente, se procede a la estimación mediante NOLS. Según Michael et. al (1997), en el contexto de los modelos STAR las condiciones necesarias y suficientes para que los estimadores sean consistentes y asintóticamente normales se mantienen, siempre que la sucesión q_t sea estacionaria y ergódica, con $\mu_t \sim iid(0, \sigma^2)$. Teniendo en cuenta que esto implica determinar valores iniciales para los parámetros a estimar y también

un algoritmo de estimación, en este trabajo utilizaremos las opciones que aplica por *default* el programa EViews 10¹⁷.

¹⁷ Para un mayor detalle, se puede consultar el Capítulo 34 de *EViews 10. User's Guide*. Estas opciones implican determinar los valores iniciales mediante un procedimiento denominado "Grid Search – concentrated coefs" y aplicar el algoritmo "BFGS with Marquandt Steps".

3- ¿Puede modelarse el TCR como un proceso no lineal?

a. Datos y Fuentes

Además de las diferencias en las aproximaciones metodológicas que caracterizan la discusión empírica de la PPA, en la aplicación al caso argentino la utilización de series provenientes de diferentes fuentes podría explicar, al menos en parte, cierta disparidad en los resultados alcanzados.

Tanto Dal Bianco (2008b) como Montenegro (2017) presentan un detallado estudio sobre los diferentes trabajos que analizan la validez de la PPA para el caso argentino¹⁸, aunque no suelen presentarse especial atención sobre la dinámica observada para las series en las diferentes bases de datos.

En nuestro caso, hemos compilado la información disponible para la serie del Tipo de Cambio Nominal (TCN) del Peso Argentino con relación al Dólar de los Estados Unidos (E_t) de las siguientes fuentes: Gerchunoff y Llach (1998), Ferreres (2005), FIEL¹⁹, *International Financial Statistics*²⁰, CEPAL-STAT²¹, Penn World Tables²² y BCRA²³.

¹⁸ La totalidad de estos trabajos se basan en metodologías lineales.

¹⁹ <http://www.fiel.org/estadisticas>

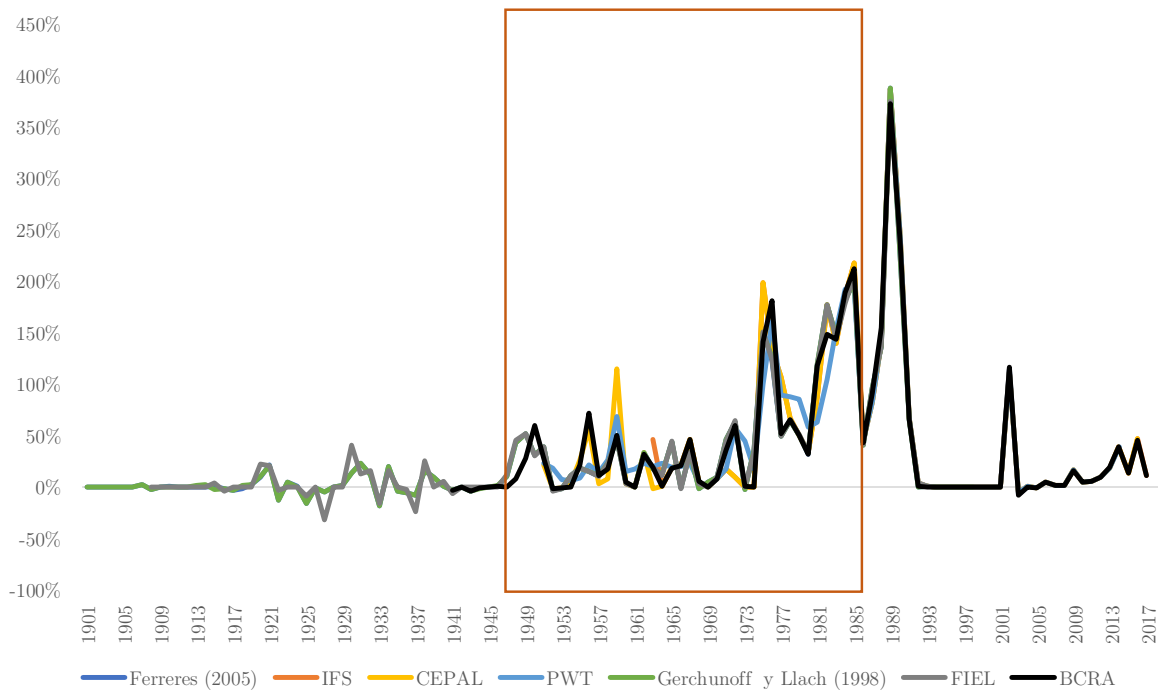
²⁰ <http://data.imf.org/?sk=4C514D48-B6BA-49ED-8AB9-52B0C1A0179B>

²¹ <http://estadisticas.cepal.org/cepalstat/portada.html?idioma=spanish>

²² <https://www.rug.nl/ggdc/productivity/pwt/>

²³ http://www.bcr.gov.ar/PublicacionesEstadisticas/Indices_tipo_cambio_multilateral.asp

**Gráfico 1 – Tipo de Cambio Nominal
\$/USD, Variación Logarítmica**



Fuente: Elaboración Propia

Como se observa en el Gráfico 1, las principales diferencias en las series se encuentran en el período 1946-1985, probablemente como consecuencia de los diferentes esquemas de regulación vigentes en el mercado de cambios.

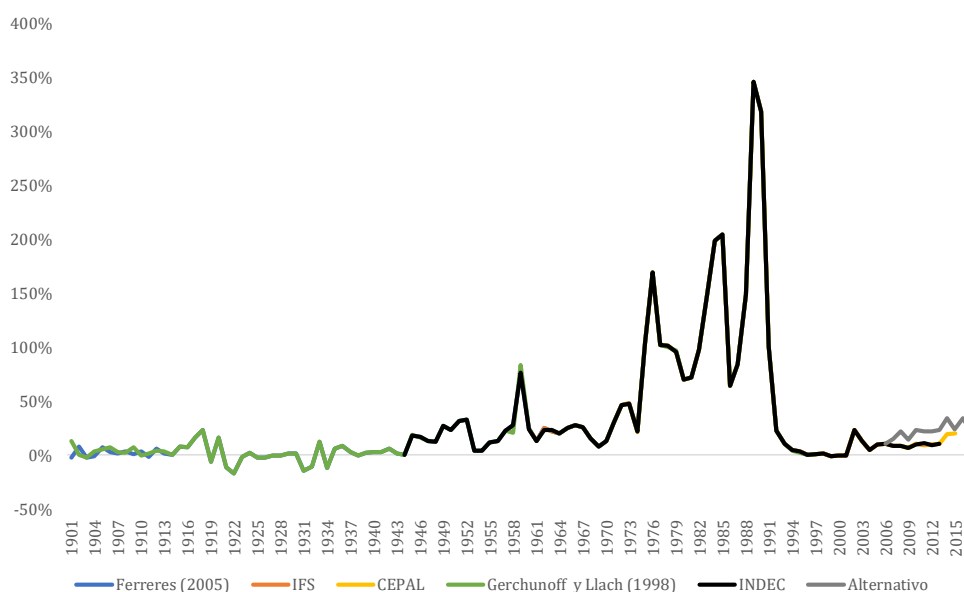
En nuestra investigación, a fin de mantener cierta comparabilidad con otros trabajos (vgr. Dal Bianco, 2008a) optamos por utilizar la serie de “TCN libre” según es estimada por FIEL para el período 1900-2002, que luego actualizamos hasta 2017 en base los datos del Banco Central de la República Argentina (BCRA).

Como índice de precios relevante (P_t) para Argentina se utilizará una serie de Precios al Consumidor (IPC). A fin de construir la serie tomamos el IPC estimado por Gerchunoff y Llach (1998) para el período 1900-1942. A partir de ese año y hasta 2006 inclusive se utiliza el IPC GBA publicado por INDEC.

Finalmente, entre 2007 y 2017 seguimos la recomendación del BCRA: “la serie de IPC de Argentina se construye mediante el método de “empalme hacia atrás” en base al IPC GBA del INDEC hasta diciembre de 2006, e IPC-SL de la provincia de San Luis hasta julio de 2012, el promedio simple de las variaciones de los índices IPC-CABA (de la Ciudad Autónoma de Buenos Aires) e IPC-SL (de la provincia de San Luis) hasta abril de 2016, en base al IPC GBA del INDEC desde mayo de 2016 hasta diciembre de 2016 y en base al IPC de cobertura nacional de allí en adelante”²⁴.

Tal como muestra el Gráficos 2 en este punto, no existen grandes diferencias entre todas las fuentes relevadas.

Gráfico 2 – Índice de Precios al Consumidor
Variación Logarítmica



Fuente: Elaboración Propia

Nótese que no es evidente que el IPC represente una medida relevante de precios. Por el contrario, Dal Bianco (2008a y 2008b) ó Montenegro (2017) utilizan además el Índice de Precios Mayoristas (IPM) ya que este indicador refleja de mejor modo los precios

²⁴ <http://www.bcr.gov.ar/Pdfs/PublicacionesEstadisticas/TCRMMetodologia.pdf>

expuestos a la competencia internacional donde la PPA debería tener validez, aunque también resulta evidente que si la PPA tiene validez, su configuración de equilibrio debería incidir en todos los precios de la economía (inclusive, los No Transables).

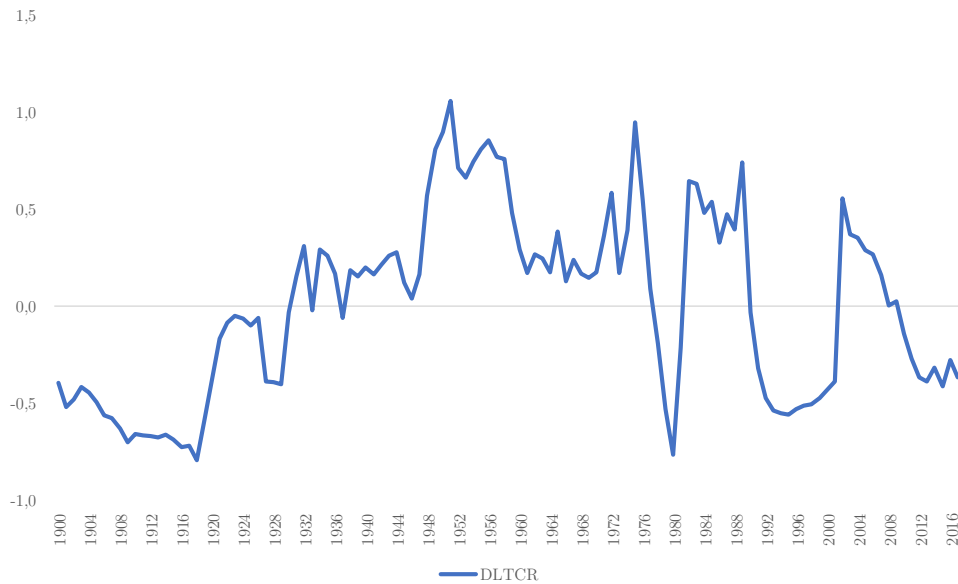
Sin embargo, en este trabajo optamos por el IPC ya que el mismo es el único que permite construir una serie consistente para todo el período 1900-2017, condición *sine-qua-non* para desarrollar el problema de investigación propuesto.

Teniendo en cuenta la elección de precios realizada para Argentina, lo mismo debe hacerse para el caso de los Estados Unidos (P_t^*). En este caso, la serie se obtuvo de la estimación presentada por la Reserva Federal de Minneapolis que cubre todo el período de interés y se basa en datos del *US Bureau of Labor Statistics*²⁵.

Como se mencionó anteriormente, en este trabajo tenemos por objetivo evaluar si es posible modelizar la serie del TCR bilateral entre Argentina y los Estados Unidos mediante un modelo estacionario no lineal. A tal fin, en esta continuación se sigue la estrategia metodológica explicada en el punto anterior a la serie de *DLTCR*.

²⁵ <https://www.minneapolisfed.org/community/teaching-aids/cpi-calculator-information/consumer-price-index-1800>

Gráfico 3 – Índice de Tipo de Cambio Real Bilateral
 $DLTCR = LTCR - Media(LTCR)$

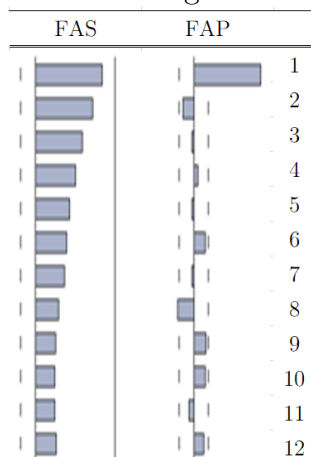


Fuente: Elaboración propia.

b. Estimaciones

De acuerdo con el desarrollo metodológico propuesto, es necesario determinar el orden de rezagos para el modelo lineal. Teräsvirta (1994) sugiere basar la decisión en las funciones de autocorrelación parcial (PACF por su sigla en inglés) en lugar de aplicar criterios de selección como el AIC o SIC ya que encuentra que los mismos pueden ser demasiado “parsimoniosos” en el sentido que no logran remover toda la correlación serial.

Gráfico 2 – Correlograma de *DLTCR*



Fuente: Elaboración propia

Rápidamente, la inspección del PACF sugiere un modelo del tipo $AR(1)$. Por supuesto, y a fin de realizar todos los contrastes posibles se evaluó la hipótesis de raíz unitaria²⁶ en la serie de q_t según las diferentes metodologías disponibles en el *software* EViews 10 (ver Anexo I).

La evidencia sugiere que la mayoría de los tests lineales tienden a rechazar la hipótesis de raíz unitaria en la serie del TCR. Sin embargo, este resultado depende crucialmente de la parametrización propuesta en cada caso. Además, el test KPSS que evalúa la hipótesis nula de estacionariedad en la serie sugiere el rechazo de la misma, lo que contradice la validez de la teoría.

Como hemos mencionado más arriba, Dal Bianco (2008a y 2008b) realiza un extensivo análisis encontrando evidencia que la serie del TCR no sería estacionaria. Por el contrario, Montenegro (2017) encuentra evidencia en favor de la misma, aunque la exploración no es exhaustiva. Esta aparente “ambigüedad” de resultados no permite

²⁶ Respecto de la especificación de cada uno de los tests, seguiremos aquí la sugerencia de Enderes (1995): “*The theory of PPP does not allow for deterministic trend (...) any such findings would refute the theory as posited (...) Moreover, there is no reason to entertain the notion of trend stationarity; the expression a_2t was not included in the estimating equation*”. De este modo, en todas las estimaciones solo incluiremos como variable exógena la constante.

obtener resultados completamente robustos al aplicar métodos lineales para evaluar la validez de la PPA.

Hemos sugerido que la existencia de estos problemas en los métodos tradicionales de estimación puede deberse a que la serie del TCR podría modelarse mejor como un proceso estacionario no lineal.

A fin de corroborar este punto, debemos testear si el modelo lineal es el que presenta mejor ajuste a la serie bajo análisis. Vale recordar que según (10), es necesario determinar en conjunto el valor de " d " realizando la misma regresión para todos los valores factibles de esa variable. En este caso, tomaremos hasta $d=10$ aunque según Michael et al. (1997), solo $d=1$ tiene sentido económico al trabajar con datos anuales.

Tabla 2 – Determinación del Parámetro de Rezago

| d | p-valor |
|----|---------|
| 1 | 0,001 |
| 2 | 0,948 |
| 3 | 0,660 |
| 4 | 0,763 |
| 5 | 0,423 |
| 6 | 0,870 |
| 7 | 0,456 |
| 8 | 0,069 |
| 9 | 0,188 |
| 10 | 0,771 |

Rezagos: 1

Fuente: Elaboración propia

La evidencia en este punto resulta consistente con lo esperado *a priori*, ya que el primer rezago es el de menor *p-valor*. La evidencia reportada en las Tablas 2 y 3, sugieren que el test secuencial propuesto por Teräsvirta (1994) permite rechazar la hipótesis de

linealidad en favor de un modelo STAR con función de transición logística (esto se deriva del hecho que $H_{0,1}$ presenta el menor p -valor)²⁷.

Tabla 3 – Test de Linealidad

Tests Anidados de Terasvirta

| Hipótesis Nula | estadístico-F | d.f. | p-valor |
|----------------------------|---------------|----------|---------|
| H3: $b_3=0$ | 3,2509 | (2, 108) | 0,0426 |
| H2: $b_2=0 \mid b_3=0$ | 2,9423 | (2, 110) | 0,0569 |
| H1: $b_1=0 \mid b_2=b_3=0$ | 5,9219 | (2, 112) | 0,0036 |

Fuente: Elaboración propia

La evidencia aportada hasta este punto permite inferir que hay ganancias al modelar la dinámica del TCR un modelo autorregresivo no lineal de transición suave. A fin de evaluar las condiciones de estacionariedad del modelo, es necesario estimar (8) mediante un modelo de mínimos cuadrados no lineales (NOLS).

²⁷ Dado que la teoría sugiere que la función de transición debería ser de tipo exponencial, se realizó la prueba de linealidad bajo este supuesto, aunque se encontró que la evidencia sugería un modelo logístico. De este modo, se volvió a realizar el test asumiendo un LSTAR que es lo que se presenta en las Tablas 2 y 3. Además, y aun cuando la evidencia sugiere una función de transición de tipo logística, se procedió a estimar un modelo de tipo ESTAR, aunque en este caso no fue posible obtener resultados convergentes mediante NOLS.

Tabla 4 – Modelo LSTAR para el D(*DLTCR*)

| Variable | Coefficiente | Error Std. | Estadístico-t | Prob. |
|------------------------|--------------|--------------------------|---------------|--------|
| <i>Parte Lineal</i> | | | | |
| C | -0,018 | 0,029 | -0,630 | 0,530 |
| DLTCR(-1) | -0,062 | 0,060 | -1,039 | 0,301 |
| <i>Parte No Lineal</i> | | | | |
| C | 0,628 | 0,305 | 2,060 | 0,042 |
| DLTCR(-1) | -1,139 | 0,512 | -2,225 | 0,028 |
| <i>Slopes</i> | | | | |
| SLOPE | 11,3 | 8,7 | 1,292 | 0,199 |
| <i>Thresholds</i> | | | | |
| THRESHOLD | 0,355 | 0,141 | 2,517 | 0,013 |
| R-cuadrado | 0,2268 | E.S. de la regresión | | 0,2020 |
| R-cuadrado ajustado | 0,1916 | Suma de Cuadros Residual | | 4,4870 |

Valores iniciales: Grid search with concentrated regression coefficients

Muestra: 1902-2017

Fuente: Elaboración propia

Los coeficientes de la parte lineal del modelo no resultan significativos. De este modo, aunque $\rho = -0,062$ sugiere que la serie podría ser estacionaria en el “régimen interior”, estadísticamente este resultado no es distinto de 0 reproduciendo en parte la ambigüedad de los resultados que encontramos al evaluar linealmente el modelo.

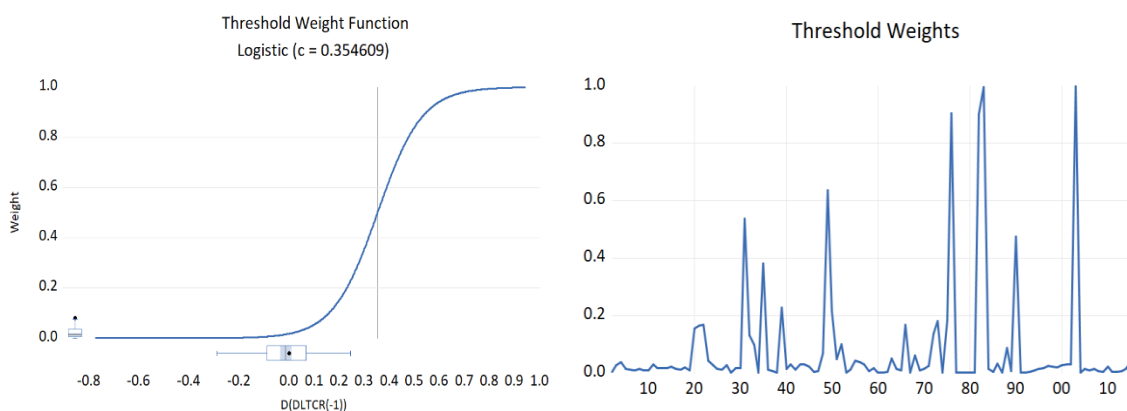
Por el contrario, los coeficientes de la parte no lineal son significativos y presentan los signos esperados por la teoría. Además, cabe observar que ρ^* es negativo de forma que $\rho + \rho^* < 0$ sugiriendo que la serie del TCR es estacionaria en el régimen exterior.

La forma logística que aplicamos al estimar el modelo no lineal implica que las correcciones de las desviaciones del TCR respecto de su equilibrio de largo plazo no son simétricas. En este caso, la función de transición estimada indica que se produce

una reversión a la media lineal cuando se realizan perturbaciones positivas que superan desequilibrios de +35,5%²⁸.

Por el contrario, para apreciaciones no se encuentra evidencia que sugiera un mecanismo de corrección (independientemente de la magnitud de esta), de forma que estas pueden comportarse como un paseo aleatorio. En efecto, tal como la muestra el panel derecho del Gráfico 4 durante episodios de apreciación tales como la tablita de fines de los '70 o la convertibilidad de los '90, la dinámica del TCR bilateral podría modelarse como un paseo aleatorio sin tendencia a revertir a su media.

Gráfico 4 – Función de Transición



Fuente: Elaboración propia

A modo de repaso. En un primer momento evaluamos la estacionariedad de la serie del TCR Bilateral Argentina-Estados Unidos mediante una amplia familia de pruebas tradicionales que suponen un comportamiento lineal en la corrección de los

²⁸ Cabe notar que el valor del parámetro SLOPE es particularmente elevado (aunque no significativo), lo que sugiere una forma “empinada” en la función de transición. Visualmente, esto se confirma en el Gráfico 4. De este modo, la estimación del modelo LSTAR podría asimilarse a un TAR. Nótese, a su vez, que la naturaleza algo “abrupta” en los cambios de régimen se deriva a su vez de los agudos episodios de inestabilidad que experimentó la economía argentina a lo largo de su historia.

desequilibrios. Encontramos que no existe evidencia robusta para sostener la validez de la PPA.

A continuación, encontramos que es posible rechazar la hipótesis de linealidad en la serie del TCR en favor de un modelo no lineal con una función de transición suave del tipo logístico (es decir, asimétrica).

Finalmente, estimamos el modelo correspondiente mediante NOLS. Nuevamente, la evidencia no permite confirmar la estacionariedad del “régimen interior”, pero sí encontramos que la misma puede aceptarse para el “régimen exterior” y para el conjunto de la serie.

De esta forma, la evidencia aquí presentada sugiere que los rechazos que la literatura suele encontrar al analizar la validez de la PPA pueden derivarse de aplicar metodologías lineales en un contexto donde la velocidad de ajuste depende de la magnitud de desequilibrio observado.

4- Robustez de los resultados y limitaciones

En el plano metodológico es importante resaltar que las estrategias de evaluación no lineales y su aplicación a medidas de TCR suelen tener problemas de baja potencia que deben ser tenidos debidamente en cuenta a la hora de realizar inferencia (Ahmad y Glosser, 2011).

En este sentido, la existencia de pocas realizaciones en el potencial “régimen exterior” puede llevar a rechazos incorrectos en la hipótesis de linealidad (situación que por ejemplo, puede deberse a la existencia de *outliers* en la muestra) lo que constituye un problema usual en este campo.

Además, como suele ocurrir en los trabajos aplicados al TCR, la existencia de diferentes regímenes macroeconómicos a nivel local y los cambios en las reglas del juego internacional pueden introducir información no trivial en la serie de datos que alteren de modo significativos los resultados que se extraen evaluar la validez de la PPA con métodos no lineales.

Con el objetivo de analizar y cuantificar los posibles efectos de estas limitaciones, en la última parte del trabajo se buscará desarrollar algunas estrategias que permitan determinar la robustez de los resultados obtenidos, así como sus principales limitaciones. Además, esta etapa será de utilidad crítica para identificar futuras líneas de investigación.

En este sentido, se realizaron tres ejercicios alternativos. En primer lugar, se estimó el modelo no lineal para el período 1940-2017. En particular, utilizamos esta submuestra para controlar potenciales problemas en la construcción de la serie ya que para este período existen datos estimados por organismos oficiales.

Además, y conceptualmente de mayor relieve, el BCRA fue creado en 1935 con el objetivo (entre otros) de garantizar la estabilidad financiera, cuestión que requiere una activa participación en el mercado de cambios. En este sentido, tiene sentido evaluar si la existencia de un organismo oficial operando de forma sistemática sobre la dinámica del TCR altera los resultados encontrados.

Tal como lo muestra el Anexo II, la aplicación de la metodología desarrollada al subperíodo 1940-2017 no altera de modo significativo los resultados encontrados para toda la muestra, pero se observa un mejor ajuste en el modelo no lineal, y que el umbral que “activa” el proceso de reversión cae a +21,9%. Además, es más pronunciado el parámetro de *SLOPE*.

En segundo lugar, y a fin de analizar el potencial impacto que tiene la presencia de *outliers* en la serie del TCR (ver Anexo III), seguimos la sugerencia de Ahmad y Gloser (2011) y reestimamos los modelos antes presentados, pero corrigiendo por la existencia de valores atípicos (vgr. 1975, 1982, 1990 y 2002).

Nótese que tal como la indica la Tabla 4, al incorporar 4 *dummies* en el modelo lineal la Suma de Cuadrados Residuales (SCR) del modelo mejora de forma sensible, y de hecho la ganancia en el ajuste es mayor que al comparar con el modelo LSTAR.

Tabla 4 – Comparación de Modelos

| Modelo | R ² Ajus. | SCR | N |
|----------------------------|----------------------|-------|-----|
| Lineal | 0,048 | 5,489 | 117 |
| Lineal con <i>Dummies</i> | 0,444 | 3,096 | 117 |
| LSTAR | 0,192 | 4,487 | 116 |
| LSTAR (1940-2017) | 0,222 | 3,631 | 78 |
| LSTAR con <i>Dummies</i> * | 0,464 | 2,866 | 116 |
| ESTAR con <i>Dummies</i> * | 0,461 | 2,882 | 116 |

Se introdujeron dummies para los años 1975, 1982, 1990 y 2002

* El test secuencial de Teräsvirta no rechaza la hipótesis de linealidad

Fuente: Elaboración propia

En efecto, la caída de la SCR del modelo lineal con *dummies* es de 44% en relación con el modelo original, en tanto que en el caso del LSTAR esta caída es de solo el 18%. Además, la incorporar estos mismos *outliers* al modelo no lineal, la evidencia no permite rechazar la hipótesis de linealidad en la serie del TCR.

Nótese que, al no poder rechazar esta hipótesis, tampoco es posible determinar si la función de transición es logística o exponencial, de forma que se estimaron los dos sin encontrar diferencias significativas en los resultados.

Finalmente, en tercer lugar (ver Anexo IV) estimamos un modelo donde el cambio de régimen solo afecta a la constante y otro donde solo afecta al componente auto-

regresivo del modelo de forma de profundizar la investigación sobre la naturaleza no lineal de la serie bajo estudio. Sin embargo, para el primero de los casos no logramos obtener estimaciones convergentes mediante *NOLS*, en tanto que en el segundo caso no resultaron significativos los parámetros de la función de transición.

5- Comentarios Finales y Posibles Extensiones

La evaluación de la hipótesis de Paridad de Poder Adquisitivo (PPA) ha ocupado un espacio central en el desarrollo del trabajo aplicado de economías abiertas de los últimos 40 años.

Como hemos reseñado en este trabajo, existe un amplio conjunto de autores que evalúan la posibilidad de modelar la serie del Tipo de Cambio Real entre la moneda nacional y el dólar de los Estados Unidos como un proceso estacionario y lineal, dado que, de aceptarse esta posición las implicancias para la gestión de la política macroeconómica en una economía pequeña y abierta distan de ser triviales. Sin embargo, a la fecha no existe una posición de consenso respecto de la validez de esta hipótesis.

En el campo de la econometría de series de tiempo se ha sugerido que esta ambigüedad de resultado al evaluar la validez de la PPA puede provenir de la aplicación de metodologías lineales en la evaluación. A tal fin, se ha propuesto una serie de metodologías que permiten inferir si la serie del TCR no se modela de forma más apropiada como un proceso estacionario no lineal.

En particular, en este trabajo nos indagamos si: ¿es posible modelar la serie de TCR entre Argentina y Estados Unidos como un proceso estacionario no lineal?

Al aplicar la propuesta metodológica desarrollada en la Sección 3 de este trabajo, encontramos que, en efecto, es posible modelar al TCR bilateral como un proceso no lineal asimétrico (LSTAR(1,1)) que se comporta como un paseo aleatorio cerca del equilibrio pero que revierte linealmente a la media si el desvío supera un umbral de +35,5%.

De aceptarse esta hipótesis de no linealidad en la dinámica del TCR, entonces es posible sugerir que la tendencia al rechazo en el estudio de la PPA para el tipo de cambio entre Argentina y Estados Unidos se deriva de aplicar métodos lineales que llevan incorrectamente al no rechazo de la hipótesis de raíz unitaria.

Sin embargo, como hemos mencionado en la Sección 4 de este trabajo, una conclusión de este tipo en base a la metodología propuesta debe tomarse con precauciones ya que, como se mostró, existen problemas de baja potencia en la evaluación realizada que pueden quitar robustez a las conclusiones alcanzadas.

En efecto, solo incorporar algunas variables *dummies* que controlen por valores atípicos en un modelo lineal mejoran sensiblemente el ajuste, con ganancias que hasta superan las obtenidas mediante la aplicación de un modelo LSTAR.

Recientemente, los problemas de baja potencia que encontramos al aplicar el enfoque metodológico que presentamos en este trabajo han sido reconocidos por la literatura especializada. En particular, a partir de Kapetanios et al. (2003) una nueva familia de pruebas para evaluar propiamente hipótesis de estacionariedad en procesos no lineales ha comenzado a desarrollarse.

Si bien estos trabajos están todavía en etapas de experimentación, resultaría una extensión natural de este trabajo aplicar estos desarrollos a la serie del TCR que aquí presentamos (ver por ejemplo, Kruse, 2011; Wang y Yang, 2016; Wang y Yu, 2017).

Por otro lado, y como enfoque general, también sería una extensión deseable de esta línea de investigación evaluar la posible validez de la PPA (tanto que métodos lineales como no lineales) construyendo series de largo plazo para el Tipo de Cambio Real Multilateral de forma de ampliar el foco de análisis.

Finalmente, parece importante destacar que, para la ejecución de la política económica la ambigüedad respecto de la validez de la PPA en términos generales, y la escasa robustez de los resultados en términos de metodologías no lineales sugiere su todavía escaso uso como guía para la gestión macroeconómica.

Nótese que si esto parece válido en general, para un país como Argentina, signado por reiterados episodios de inestabilidad y colapso externo es particularmente pertinente. Postular la validez de la PPA, aunque sea en un contexto no lineal, simplemente nos indicaría que el TCR no diverge al infinito luego de estos episodios de crisis, pero en condiciones menos exigentes, la PPA tendría una utilidad muy acotada para la ejecución regular de políticas monetarias y cambiarias.

Rerefencias

- Ahmad, Y. y Glosser, S. (2011);** “Searching for Nonlinearities in Real Exchange Rates”, *Applied Economics*, Taylor & Francis Journals, vol. 43(15), pages 1829-1845.
- Basso, L., Rebelo, H. y Júnior E. (2017);** “Purchasing Power Parity in Developing Countries”. Mackenzie Presbyterian University, São Paulo, São Paulo, Brazil.
- Bastourre, D. (2008);** “Structural break or financial speculation in commodity markets? A multivariate STAR approach”, MPRA Paper No. 9910.
- Bastourre, D., Carrera, J. e Ibarlucía, J. (2008);** “En busca de una quimera: enfoques alternativos para el tipo de cambio real de equilibrio en Argentina,” en CEMLA (ed.) *Estimación y Uso de Variables No Observables en la Región*, pp. 244-312, México.
- Baxter, M. y Stockman, A. (1989);** “Business Cycles and the Exchange Rate Regime: Some International Evidence,” *Journal of Monetary Economics* 26, pp. 377-400.
- Breuer, J. (1994);** “An Assessment on the Evidence on Purchasing Power Parity,” in J. Williamson (ed.), *Estimating Equilibrium Exchange Rates*, Washington D.C.: Institute for International Economics, pp. 245-77.
- Brufman, J. y Urbisaia, H. (2001);** “Análisis de Series de Tiempo. Univariadas y Multivariadas”, segunda edición.
- Carrera, J. y Vúletin, G. (2003);** “Deeds and Words. The Relevance of Regime Consistency on the Real Exchange Rate Volatility”, mimeo.
- Carrera, J., Félix, M. y Panigo, D. (1998);** “La Medición del TCR de Equilibrio: Una Nueva Aproximación Econométrica,” CACES.

- Casel, G. (1918):** “Abnormal Deviations in International Exchanges”, *The Economic Journal*, Vol. 28, No. 112.
- Clark, T., Kotabe, M. y Rajaratnam, D. (1999),** “ER P-T and International Pricing Strategy: A Conceptual Framework and Research Propositions”, *Journal of International Business Studies*, Volume 30, Issue 2, pp. 249-268.
- Dal Bianco, M. (2008a);** “Dos Ensayos sobre el Tipo de Cambio Real”. Tesis de Maestría. Facultad de Ciencias Económicas. UBA.
- Dal Bianco, M. (2008b);** “Argentinean Real Exchange Rate 1900-2006: Testing Purchasing Power Parity Theory”. *Estudios de Economía*. Vol. 35 – N° 1. Junio.
- Devereux, M. y Engel, C. (2002);** “Exchange Rate Pass-Through, Exchange Rate Volatility, and Exchange Rate Disconnect,” NBER Working Paper 8858.
- Dickey, D. y Fuller, W. (1979);** “Distribution of the Estimators for Autorregresive Time Series with a Unit Root”, *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427-431.
- Dornbusch, R. (1987);** “Purchasing Power Parity,” in J. Eatwell, M. Milgate and P. Newman (eds.), *The New Palgrave: A Dictionary of Economics*, London: Macmillan, pp. 1075-85.
- Edwards, S. y Savastano, M. (1999);** “Exchange Rates in Emerging Economies: What do we know? What do we need know?,” NBER Working Paper 7228.
- Elliot, G.; Rothenberg, T. y Stock, J. (1996);** “Efficient Tests for an Autorregresive Unit Root”, *Econometrica* 64, 813-836.
- Enders, W. (1995);** “Applied Econometric Time Series”, Wiley Series in Probability and Mathematical Statistics.
- Engle, R. y Granger, C. (1987);** “Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing”, *Econometrica*, Vol. 55, Nro. 2, 251-276.

- Ferrerres, O. (2005);** “Dos Siglos de Economía Argentina 1810-2004”, Fundación Norte y Sur. Buenos Aires.
- Frankel, J. (1999);** “No Single Currency Regime is Right for All Countries or at All Times,” NBER Working Paper 7738.
- Gay, A. y Pellegrini, S. (2002);** “Tipo de Cambio Real y Crisis Cambiaria en Argentina (1967-2001),” Ponencia presentada en la Asociación Argentina de Economía Política, Tucumán, 2002.
- Gerchunoff, P., y Llach, L. (1998);** “El Ciclo de la Ilusión y el Desencanto. Un Siglo de Políticas Económicas Argentinas”. Editorial Ariel. Buenos Aires. Argentina.
- Goldberg, P. y Knetter, M. (1997);** “Goods Prices and Exchange Rates: What have We Learned?,” *Journal of Economic Literature*, Vol. 35, Issue 3, pp. 1243-1272.
- Goldfajn, I. y Valdés, R. (1996);** “The Aftermath of Appreciations,” NBER Working Paper 5650.
- Granger, C. W. J. y Teräsvirta, T. (1993);** “Modelling Nonlinear Economic Relationships”. Oxford University Press.
- Johansen, S. (1991);** “Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models”. *Econometrica*, Vol. 59, Nro 6 1551-1580.
- Kapetanios, G., Shin, Y. y Snell A. (2003);** “Testing for a unit root in the nonlinear STAR framework”. *Journal of Econometrics*, 112, 359 – 379
- Kilian, L. y Taylor, M. (2003);** “Why is it so difficult to beat the random walk forecast of exchange rates?”. *Journal of International Economics*, Vol. 60, issue 1.

- Krugman, P. (1987);** “Pricing to Market When the Exchange Rate Changes,” in S.W. Arndt and J.D. Richardson (eds.), *Real-financial Linkages Among Open Economies*, Cambridge, Mass.: MIT Press.
- Kruse, R. (2011);** “A new unit root test against ESTAR based on a class of modified statistics”. *Statistical Papers*, Volume 52, Issue 1, 71–85.
- Kugler, P. y Lenz, C. (1993);** “Multivariate cointegration analysis and the long-run validity of ppp”, *Review of Economics and Statistics*, Vol. 75, Nro 1 180-184.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P., Schmidt, P. y Shin, Y. (1992);** “Testing the Null Hypothesis of Stationary against the Alternative of a Unit Root”, *Journal of Econometrics*, 54, 159-178.
- Martin, V., Hurn, A. y Harris, D. (2012);** “Econometric Modelling with Time Series. Specification, Estimation and Testing”. Cambridge University Press.
- Meese, R. y Rogoff, K. (1983);** “Empirical Exchange Rate Models of the Seventies: Do they fit out of Sample?,” *Journal of International Economics* 14, pp. 3-24.
- Montenegro, G. (2017);** “Un Siglo de Paridad de Poder de Compra en Argentina”. Anales de la LII Reunión Annual, Asociación Argentina de Economía Política.
- Mussa, M. (1986);** “Nominal Exchange Rate Regime and the Behavior of Real Exchange Rates: Evidence and Implications,” *Carnegie-Rochester Series on Public Policy* 25: 117-214.
- Ng, S. y Perron, P. (2001);** “Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power”, *Econometrica* 69(6), 1519-1554.
- Ojeda, J. (2009);** “Purchasing Power Parity and Breaking Trend Functions in the Real Exchange Rate”. *Borradores de Economía N° 564*, Banco de la República de Colombia.

- Phillips, P. and Perron, P. (1988);** “Testing for a Unit Root in Time Series Regression”, *Biometrika*, 75, 335-346.
- Robinson, J. (1949):** “The Foreign Exchanges”, en *Essays in the Theory of Emploment*, Oxford: Blackwell, 2nd ed.
- Rogoff, R. (1996);** “The PPP Puzzle,” *Journal of Economic Literature* 34, pp. 647-668.
- Rossi, B. (2013);** “Exchange rate predictability”, *Journal of Economic Literature*, Vol. 51, N° 4, Diciembre.
- Sarno, L. (2005);** “Viewpoint: Towards a solution to the puzzles in exchange rate economics: where do we stand?”, *Canadian Journal of Economics*, Vol. 38, N° 3. Agosto.
- Sarno, L. y Taylor, M. (2002);** *The Economics of Exchange Rate*, Cambridge University Press.
- Sarno, L. y Taylor, M. (2009);** “The Economics of Exchange Rates”, Cambridge University Press.
- Taylor M., y Kim H. (2009);** “Real Variables, Nonlinearity, and European Real Exchange Rates”, en NBER International Seminar on Macroeconomics 2008, Frankel y Pissarides (ed), University of Chicago Press.
- Taylor, A. (2000);** “Potential Pitfalls for the Purchasing Power Parity Puzzle? Sampling and Specification Biases in Mean Reversion Test of the Law of One Price,” NBER Working Paper 7577.
- Taylor, L. (2004);** “Reconstructing Macroeconomics”, Harvard University Press.
- Taylor, M., Peel, D. y Sarno, L. (2001),** “Nonlinear Adjustment, Lon-Run Equilibrium and Exchange Rate Fundamentals,” *Journal of International Money and Finance*, 19, pp. 33-53.

- Teräsvirta, T. (1994);** “Specification, Estimation, and Evaluation of Smooth Transition Autoregressive Models”, *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 89, No. 425 (Mar., 1994), pp. 208- 218.
- Vasconcelos, C. y Júnior L. (2016);** “Validity of Purchasing Power Parity for Selected Latin American Countries: Linear and non-linear unit root tests”. *Economía*, 17(1), june-april: 114-125.
- Wang, S. y Yang Y. (2016);** “PPP test for Asian countries and regions: new evidence from a wild bootstrap AESTAR test”. *Applied Economics Letters*.
- Wang, S. y Yu, J. (2017);** “A new unit root test based on F-statistic in ESTAR framework”. *Applied Economics Letters*, 24:19, 1412-1416

Anexo I: Test Lineales de Raíz Unitaria

Tabla I.1

Test: Augmented Dickey Fuller

Hipótesis Nula: DLTCR tiene raíz unitaria

Exógena: Constante

| Lags (p) | Criterio | t_{DF} | p-valor |
|----------|-----------|----------|-----------|
| 0 | SIC | -2,63 | 0,091 *** |
| 1 | AIC | -2,99 | 0,039 ** |
| 0 | HQ | -2,63 | 0,091 *** |
| 0 | SIC Modif | -2,63 | 0,091 *** |
| 12 | AIC Modif | -1,79 | 0,383 |
| 0 | HQ Modif | -2,63 | 0,091 *** |
| 9 | t-stat | -1,95 | 0,306 |

*, ** y *** Se rechaza H0 al 99%, 95% y 90% de confianza

Fuente: Elaboración Propia

Tabla I.2

Test: Phillip-Perron

Hipótesis Nula: DLTCR tiene raíz unitaria

Exógena: Constante

| Criterios | | | | | | |
|--------------------------------|-----------------------------------|--------------|----------|--------------------------|-----------|---|
| Método Espectral de Estimación | Criterio ancho de banda / rezagos | Adj. t-Stat | p-valor | Ancho de banda / rezagos | | |
| | | | | | | |
| No paramétricos | Bartlett Kernel | Newey - West | -2,78 | 0,064 *** | 3 | |
| | | Andrews | -2,82 | 0,059 *** | 2,28 | |
| | Parzen Kernel | Newey - West | -2,66 | 0,084 *** | 9 | |
| | | Andrews | -2,82 | 0,059 *** | 4,46 | |
| | Quadratic Spectral Kernel | Newey - West | -2,71 | 0,075 *** | 4,79 | |
| | | Andrews | -2,83 | 0,057 *** | 2,21 | |
| | Paramétricos | | AIC | -3,01 | 0,037 ** | 1 |
| | | | SIC | -2,63 | 0,091 *** | 0 |
| | | HQ | -2,63 | 0,091 *** | 0 | |
| AR - OLS | | AIC Modif | -1,67 | 0,444 | 12 | |
| | | SIC Modif | -2,63 | 0,091 *** | 0 | |
| | | HQ Modif | -2,63 | 0,091 *** | 0 | |
| | | t-stat | -2,04 | 0,271 | 9 | |
| AR - GLS det | | | AIC | -2,64 | 0,087 ** | 0 |
| | | | SIC | -2,64 | 0,087 ** | 0 |
| | | | HQ | -2,64 | 0,087 ** | 0 |
| | | AIC Modif | -1,82 | 0,371 | 9 | |
| | | SIC Modif | -2,64 | 0,087 ** | 0 | |
| | HQ Modif | -2,64 | 0,087 ** | 0 | | |
| | t-stat | -1,82 | 0,371 | 0 | | |

*, ** y *** Se rechaza H0 al 99%, 95% y 90% de confianza

Fuente: Elaboración Propia

Tabla I.3

Test: Dickey Fuller GLS (ERS)

Hipótesis Nula: DLTCR tiene raíz unitaria

Exógena: Constante

| Lags (p) | Criterio | t-stat |
|----------|--------------|----------|
| 0 | SIC | -2,24 ** |
| 0 | AIC | -2,24 ** |
| 0 | HQ | -2,24 ** |
| 0 | SIC Modif | -2,24 ** |
| 9 | AIC Modif | -1,33 |
| 0 | HQ Modif | -2,24 ** |
| 9 | t-stat | -1,33 |
| 1 | correlograma | -2,49 ** |

*, ** y *** Se rechaza H0 al 99%, 95% y 90% de confianza

Fuente: Elaboración Propia

Tabla I.4

Test: Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin

Hipótesis Nula: DLTCR es estacionaria

Exógena: Constante

| | | Criterios | | | |
|-----------------|--------------------------------|-----------------------------------|---------|-----|--------------------------|
| | Método Espectral de Estimación | Criterio ancho de banda / rezagos | LM-Stat | | Ancho de banda / rezagos |
| | | | | | |
| No paramétricos | Bartlett Kernel | Newey - West | 0,35 | *** | 8 |
| | | Andrews | 0,19 | | 23,1 |
| | Parzen Kernel | Newey - West | 0,31 | | 13 |
| | | Andrews | 0,16 | | 49,8 |
| | Quadratic Spectral Kernel | Newey - West | 0,35 | *** | 6,77 |
| | | Andrews | 0,15 | | 24,8 |
| Paramétricos | | AIC | 7,44 | * | 1 |
| | | SIC | 10,02 | * | 0 |
| | | HQ | 10,02 | * | 0 |
| | AR - OLS | AIC Modif | 30,18 | * | 12 |
| | | SIC Modif | 10,02 | * | 0 |
| | | HQ Modif | 10,02 | * | 0 |
| | | t-stat | 18,04 | * | 9 |
| | | AIC | 9,86 | * | 0 |
| | | SIC | 9,86 | * | 0 |
| | | HQ | 9,86 | * | 0 |
| | AR - GLS det | AIC Modif | 24,11 | * | 9 |
| | | SIC Modif | 9,86 | * | 0 |
| | | HQ Modif | 9,86 | * | 0 |
| | t-stat | 24,11 | * | 9 | |

*, ** y *** Se rechaza H0 al 99%, 95% y 90% de confianza

Fuente: Elaboración Propia

Tabla I.5

Test: Elliott-Rothenberg-Stock

Hipótesis Nula: DLTCR tiene raíz unitaria

Exógena: Constante

| Criterios | | | | | |
|--------------------------------|---------------------------|-----------------------------------|--------|----|--------------------------|
| Método Espectral de Estimación | | Criterio ancho de banda / rezagos | P-Stat | | Ancho de banda / rezagos |
| No paramétricos | Bartlett Kernel | Newey - West | 2,57 | ** | 3 |
| | | Andrews | 2,50 | ** | 2,28 |
| | Parzen Kernel | Newey - West | 2,84 | ** | 9 |
| | | Andrews | 2,50 | ** | 4,46 |
| | Quadratic Spectral Kernel | Newey - West | 2,72 | ** | 4,79 |
| | | Andrews | 2,48 | ** | 2,21 |
| Paramétricos | AR - OLS | AIC | 2,17 | ** | 1 |
| | | SIC | 2,93 | ** | 0 |
| | | HQ | 2,93 | ** | 0 |
| | | AIC Modif | 8,81 | | 12 |
| | | SIC Modif | 2,93 | ** | 0 |
| | | HQ Modif | 2,93 | ** | 0 |
| | | t-stat | 5,27 | | 9 |
| | AR - GLS det | AIC | 2,88 | ** | 0 |
| | | SIC | 2,88 | ** | 0 |
| | | HQ | 2,88 | ** | 0 |
| | | AIC Modif | 7,04 | | 9 |
| | | SIC Modif | 2,88 | ** | 0 |
| | | HQ Modif | 2,88 | ** | 0 |
| | t-stat | 7,04 | | 9 | |

*, ** y *** Se rechaza H0 al 99%, 95% y 90% de confianza

Fuente: Elaboración Propia

Tabla I.5

Test: Ng-Perron

Hipótesis Nula: DLTCR tiene raíz unitaria

Exógena: Constante

| | | Criterios | | | | | |
|-----------------|--------------------------------|-----------------------------------|-----------|----------|----------|---------|--------------------------|
| | Método Espectral de Estimación | Criterio ancho de banda / rezagos | MZa | MZt | MSB | MPT | Ancho de banda / rezagos |
| No paramétricos | Bartlett Kernel | Newey - West | -10,38 ** | -2,28 ** | 0,22 ** | 2,37 ** | 3 |
| | | Andrews | -10,65 ** | -2,31 ** | 0,21 ** | 2,31 ** | 2,28 |
| | Parzen Kernel | Newey - West | -9,38 ** | -2,16 ** | 0,23 ** | 2,62 ** | 9 |
| | | Andrews | -10,66 ** | -2,31 ** | 0,22 ** | 2,30 ** | 4,46 |
| | Spectral Kernel | Newey - West | -9,81 ** | -2,21 ** | 0,23 ** | 2,50 ** | 4,79 |
| | | Andrews | -10,78 ** | -2,32 ** | 0,22 ** | 2,22 ** | 2,21 |
| Paramétricos | AR - OLS | AIC | -12,29 ** | -2,48 ** | 0,20 ** | 2,00 ** | 1 |
| | | SIC | -9,12 ** | -2,13 ** | 0,23 *** | 2,69 ** | 0 |
| | | HQ | -9,12 ** | -2,13 ** | 0,23 *** | 2,69 ** | 0 |
| | | AIC Modif | -3,02 | -1,23 | 0,41 | 8,12 | 12 |
| | | SIC Modif | -9,12 ** | -2,13 ** | 0,23 *** | 2,69 ** | 0 |
| | | HQ Modif | -9,12 ** | -2,13 ** | 0,23 *** | 2,69 ** | 0 |
| | | t-stat | -5,05 | -1,59 | 0,31 | 4,85 | 9 |
| | AR - GLS det | AIC | -9,26 ** | -2,15 ** | 0,23 ** | 2,65 ** | 0 |
| | | SIC | -9,26 ** | -2,15 ** | 0,23 ** | 2,65 ** | 0 |
| | | HQ | -9,26 ** | -2,15 ** | 0,23 ** | 2,65 ** | 0 |
| | | AIC Modif | -3,78 | -1,37 | 0,36 | 6,48 | 9 |
| | | SIC Modif | -9,26 ** | -2,15 ** | 0,23 ** | 2,65 ** | 0 |
| | | HQ Modif | -9,26 ** | -2,15 ** | 0,23 ** | 2,65 ** | 0 |
| | | t-stat | -3,78 | -1,37 | 0,36 | 6,48 | 9 |

*, ** y *** Se rechaza H0 al 99%, 95% y 90% de confianza

Fuente: Elaboración Propia

Anexo II: Estimación Período 1940-2017

Tabla II.1 – Determinación del Parámetro de Rezago

| d | p-valor |
|----------|--------------|
| 1 | 0,005 |
| 2 | 0,941 |
| 3 | 0,789 |
| 4 | 0,724 |
| 5 | 0,735 |
| 6 | 0,859 |
| 7 | 0,285 |
| 8 | 0,140 |
| 9 | 0,764 |
| 10 | 0,886 |

Rezagos: 1

Fuente: Elaboración Propia

Tabla II.2 – Test de Linealidad

Tests Anidados de Terasvirta

| Hipótesis Nula | estadístico-F | d.f. | p-valor |
|----------------------------|---------------|---------|---------|
| H3: $b_3=0$ | 0,8114 | (2, 70) | 0,4484 |
| H2: $b_2=0 \mid b_3=0$ | 1,8844 | (2, 72) | 0,1593 |
| H1: $b_1=0 \mid b_2=b_3=0$ | 7,3584 | (2, 74) | 0,0012 |

Fuente: Elaboración Propia

Tabla II.3 – Modelo LSTAR para el TCR

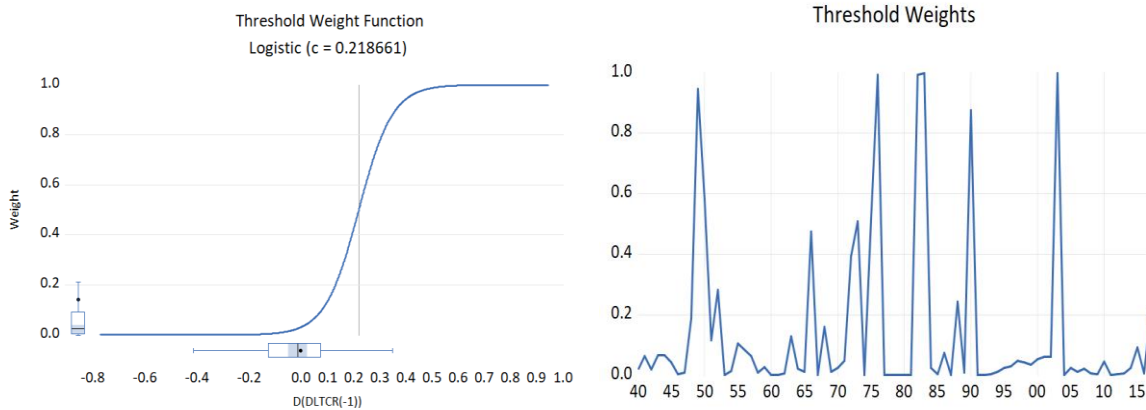
| Variable | Coefficiente | Error Std. | Estadístico-t | Prob. |
|------------------------|--------------|--------------------------|---------------|--------|
| <i>Parte Lineal</i> | | | | |
| C | -0,013 | 0,041 | -0,326 | 0,745 |
| DLTCR(-1) | -0,056 | 0,089 | -0,632 | 0,530 |
| <i>Parte No Lineal</i> | | | | |
| C | 0,641 | 0,175 | 3,669 | 0,001 |
| DLTCR(-1) | -1,129 | 0,290 | -3,889 | 0,000 |
| <i>Slopes</i> | | | | |
| SLOPE | 15,5 | 14,0 | 1,108 | 0,272 |
| <i>Thresholds</i> | | | | |
| THRESHOLD | 0,219 | 0,097 | 2,253 | 0,027 |
| R-cuadrado | 0,2728 | E.S. de la regresión | | 0,2246 |
| R-cuadrado ajustado | 0,2223 | Suma de Cuadros Residual | | 3,6308 |

Valores iniciales: Grid search with concentrated regression coefficients

Muestra: 1940-2017

Fuente: Elaboración Propia

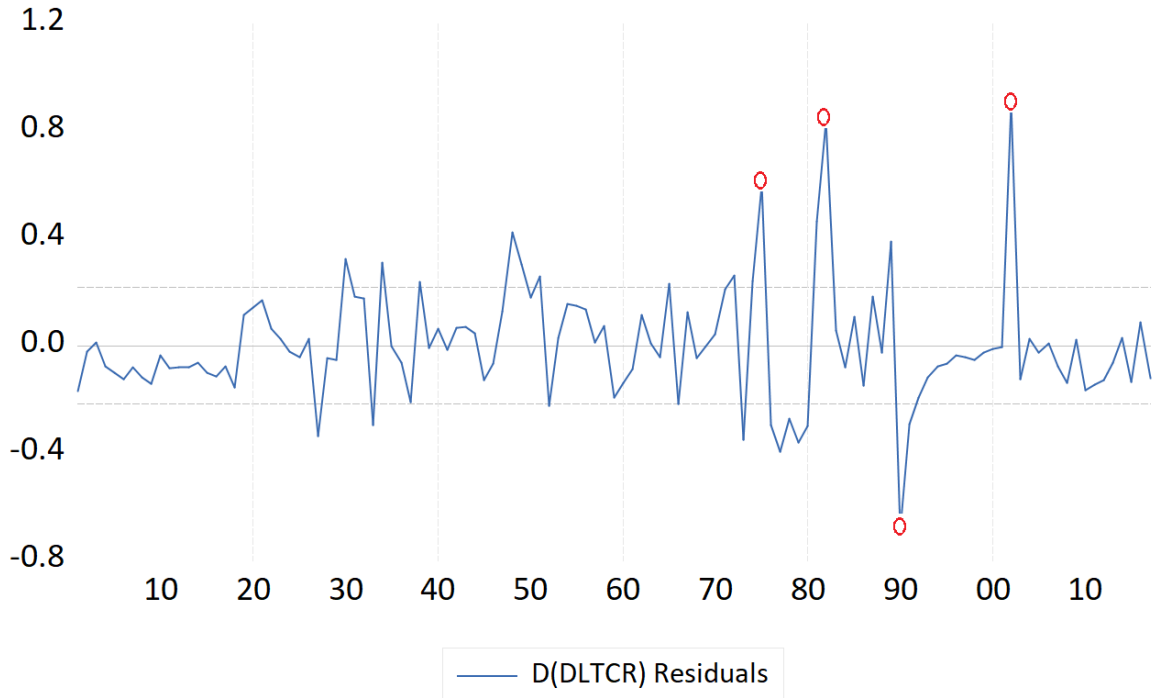
Gráfico II.1 – Función de Transición



Fuente: Elaboración Propia

Anexo III: Residuos del modelo lineal

Gráfico III.1 – Residuos del Modelo Lineal para *DLTCR*



Fuente: Elaboración Propia

Anexo IV: Modelos adicionales

Tabla IV.1 – Modelo LSTAR para el TCR

Solo el componente auto-regresivo

| Variable | Coficiente | Error Std. | Estadístico-t | Prob. |
|--------------------------------|------------|--------------------------|---------------|--------|
| <i>Parte Lineal</i> | | | | |
| DLTCR(-1) | -0,078 | NA | NA | NA |
| <i>Parte No Lineal</i> | | | | |
| DLTCR(-1) | -0,377 | NA | NA | NA |
| <i>Non-Threshold Variables</i> | | | | |
| C | 0,012 | NA | NA | NA |
| <i>Slopes</i> | | | | |
| SLOPE | 798,0 | NA | NA | NA |
| <i>Thresholds</i> | | | | |
| THRESHOLD | 0,314 | NA | NA | NA |
| R-cuadrado | 0,1131 | E.S. de la regresión | | 0,2153 |
| R-cuadrado ajustado | 0,0811 | Suma de Cuadros Residual | | 5,1466 |

Valores iniciales: Grid search with concentrated regression coefficients

Muestra: 1902-2017

Fuente: Elaboración Propia

Tabla IV.2 – Modelo LSTAR para el TCR

Solo la Constante

| Variable | Coficiente | Error Std. | Estadístico-t | Prob. |
|--------------------------------|------------|--------------------------|---------------|--------|
| <i>Parte Lineal</i> | | | | |
| C | -0,128 | 0,069 | -1859498,000 | 0,066 |
| <i>Parte No Lineal</i> | | | | |
| C | 0,144 | 0,072 | 1993465,000 | 0,049 |
| <i>Non-Threshold Variables</i> | | | | |
| DLTCR(-1) | -0,113 | 0,043 | -2618375,000 | 0,010 |
| <i>Slopes</i> | | | | |
| SLOPE | 2951,1 | 7,1E+15 | 0,000 | 1,000 |
| <i>Thresholds</i> | | | | |
| THRESHOLD | -0,270 | 1,8E+10 | 0,000 | 1,000 |
| R-cuadrado | 0,0944 | E.S. de la regresión | | 0,2176 |
| R-cuadrado ajustado | 0,0618 | Suma de Cuadros Residual | | 5,2550 |

Valores iniciales: Grid search with concentrated regression coefficients

Muestra: 1902-2017

Fuente: Elaboración Propia