

TIPO DE CAMBIO REAL Y PARIDAD DE PODER ADQUISITIVO: UNA APROXIMACIÓN NO LINEAL

Autor: Juan Cuattromo

Fuente: Revista de Economía Política de Buenos Aires, Año 16 Vol 24 (julio 2022), pp 47-75

Publicado por: Facultad de Ciencias Económicas de la Universidad de Buenos Aires.

RESUMEN

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 Tipo de Cambio Real (TCR) bilateral con Estados Unidos. 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.

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

Cuattromo, J. (2022). TIPO DE CAMBIO REAL Y PARIDAD DE PODER ADQUISITIVO: UNA APROXIMACIÓN NO LINEAL. Revista de Economía Política de Buenos Aires, (24). 47-75. Recuperado a partir de <https://ojs.econ.uba.ar/index.php/REPBA/article/view/2327>



Esta revista está protegida bajo una licencia Creative Commons Attribution-NonCommercialNoDerivatives 4.0 International. Copia de la licencia: <http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>.

TIPO DE CAMBIO REAL Y PARIDAD DE PODER ADQUISITIVO: UNA APROXIMACIÓN NO LINEAL

Recibido 5/6/2020. Aceptado 1/06/2022

Juan Cuattromo*

RESUMEN

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 Tipo de Cambio Real (TCR) bilateral con Estados Unidos. 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.

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

ABSTRACT

The aim of the paper is to investigate a Smooth Transition Autoregressive (STAR) model for the Argentina - United States bilateral Real Exchange Rate (RER). We found that the RER series should be modeled as a non-linear stationary process with an asymmetric transition function. However, the robustness analysis suggests that these results should be taken with caution due to the presence of outliers and low power problems.

Keywords: non-linear exchange rate models, threshold models, STAR, LSTAR, TAR, PPA.

* Juan Cuattromo Banco Provincia, Argentina. Universidad de Buenos Aires. Facultad de Ciencias Económicas. juan4mo@gmail.com
Clasificación JEL: C32, F31, F41

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 analítica, esta teoría 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 la falta de robustez de los resultados encontrados en la literatura podría deberse a la aplicación de diferentes medidas de contraste econométrico que descansan en metodologías lineales.

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

1 Se agradecen los comentarios de Mariano Beltrani, Mariano Sardi, Pablo Mira, Marcos Dal Bianco, Jorge Carrera, Javier García-Cicco, Luis Trajtenberg, Diego Bastourre, Damián Pierrri y dos referis anónimos. Todos los errores y omisiones son de entera responsabilidad del autor.

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 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 Unidos² 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 un resultado conclusivo 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

2 La elección del TCR bilateral como variable de análisis y su frecuencia anual descansan típicamente en la disponibilidad de estadísticas de largo plazo, lo que no ocurre en el caso de las definiciones multilaterales del TCR, para el cual además existe heterogeneidad de criterios a la hora de determinar la estructura de ponderación entre países.

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 del 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 configuración de equilibrio (si es que se acepta que existe tal estado)³. Probablemente, la más vieja de todas es la conocida teoría de Paridad de Poder Adquisitivo (PPA).

Mencionada originalmente por Cassel (1918),⁴ la hipótesis de PPA pos-

3 "The notion of equilibrium exchange rate is a chimera", Robinson (1947).

4 Los orígenes de este concepto podrían rastrearse hasta la Universidad de Salamanca en los siglos XV y XVI, aparentemente relacionados 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).

tula que el nivel de precios de todos los países debería igualarse, si se mide en una misma moneda.⁵

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).

Económicamente, aceptar la validez de la PPA relativa⁶ implicaría encontrar que la serie observada del TCR es estacionaria, es decir, revierte a su media en el largo plazo (Sarno y Taylor, 2002).⁷ 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 lineales básicos evidencia en favor de la validez de la PPA.

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

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

7 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 (Sarno y Taylor, 2002).

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 equilibrio.⁸

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

b. Estrategia empírica

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.⁹

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 implica representar el comportamiento del TCR del siguiente modo:

⁸ 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.

⁹ Ver Anexo I para mayores especificaciones técnicas.

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

donde q_t es el logaritmo del TCR y ε_t es el término de error. En este caso el TCR es modelizado como una combinación de procesos autorregresivos de orden p , mediados por la presencia de una función de transición $F(\cdot)$.

Esta función de transición determina la velocidad y suavidad del ajuste (a través del *threshold slope parameter*, γ) y el umbral y rezago del TCR a partir del cual se produce el cambio de un régimen al otro (por medio del *threshold parameter*, d).

Sarno y Taylor (2002) entienden que una forma funcional de $F(\cdot)$ del tipo exponencial (ESTAR, siempre por su sigla en inglés) resulta apropiada cuando las perturbaciones, tanto positivas como negativas, tienen un efecto simétrico sobre la reversión a la media. En otros términos, tanto las depreciaciones como las apreciaciones significativas deberían generar el mismo tipo de corrección hacia la media. Por el contrario, si las desviaciones del TCR respecto de la media son asimétricas, deberá utilizarse un modelo logístico (LSTAR).

Un punto evidente del análisis es que la incapacidad para rechazar la hipótesis nula que señala la presencia de una raíz unitaria en base a métodos lineales implica invalidar la PPA en su versión tradicional, 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.

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:

- (i) Especificar un modelo autorregresivo lineal. Esto requiere definir el orden de rezagos del modelo.
- (ii) Testear la hipótesis de linealidad para diferentes valores del parámetro que define el umbral y rezago del TCR a partir del cual se produce el cambio de un régimen al otro.

(iii) Seleccionar entre el modelo ESTAR o LSTAR mediante una secuencia de test de hipótesis anidados.

Finalmente, se procede a la estimación mediante Mínimos Cuadrados No Lineales (*NOLS* por su sigla en inglés). 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 verifique los supuestos usuales de comportamiento.

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 argentino,¹⁰ aunque no suelen prestarle especial atención a 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), FIEL,¹¹ *International Financial Statistics*,¹² CEPAL-STAT,¹³ Penn World Tables¹⁴ y BCRA.¹⁵

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

11 <http://www.fiel.org/estadisticas>

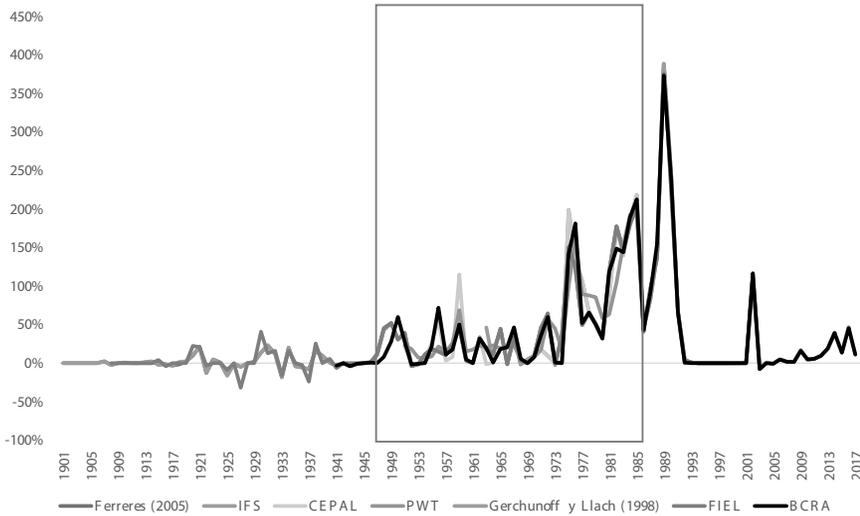
12 <http://data.imf.org/?sk=4C514D48-B6BA-49ED-8AB9-52B0C1A0179B>

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

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

15 http://www.bcra.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 a los datos del Banco Central de la República Argentina (BCRA).

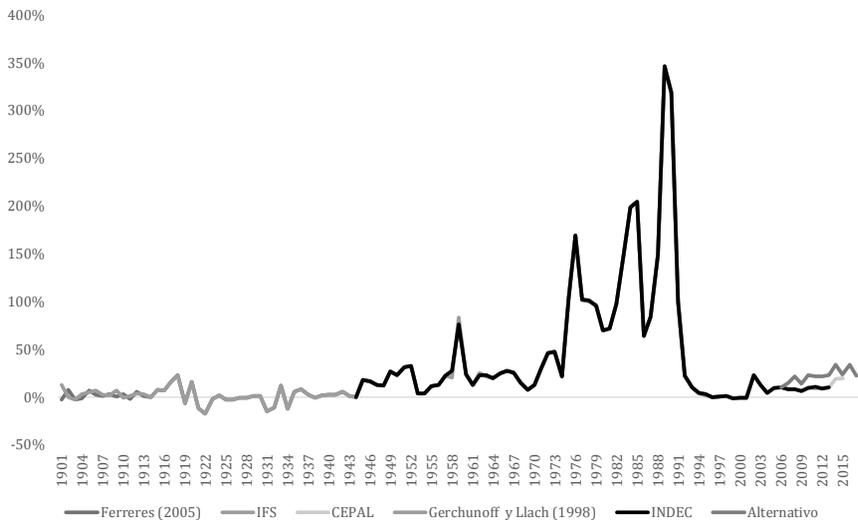
Como índice de precios relevante (P_t) para Argentina se utilizará una serie de Precios al Consumidor (IPC). A fin de construir la serie tomamos el IPC estimado por Gerchunoff y Llach (1998) para el período 1900-1942. A partir de ese año y hasta 2006 inclusive se utiliza el IPC GBA publicado por INDEC.

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".¹⁶

Tal como muestra el Gráfico 2, 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 para medir el TCR. Por el contrario, Dal Bianco (2008a y 2008b) y Montenegro (2017) utilizan además el Índice de Precios Mayoristas (IPM) ya que este indicador refleja de mejor modo los precios expuestos a la competencia internacional donde la PPA debería tener validez, aunque también resulta claro que si la PPA tiene validez, su configuración de equilibrio debería incidir en todos los precios de la economía (inclusive, los No Transables).

¹⁶ <http://www.bcra.gov.ar/Pdfs/PublicacionesEstadisticas/TCRMMetodologia.pdf>

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*.¹⁷

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. Siguiendo las premisas descriptas, en el Gráfico 3 se muestra la diferencia logarítmica entre el TCR y su media para el período de análisis.

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



Fuente: Elaboración Propia

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

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. En el caso del criterio SIC, el autor encuentra que puede ser demasiado parsimonioso, en el sentido de que no logra remover toda la correlación serial.

Gráfico 4 – Correlograma de DLTCR

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.779	0.779	74.742	0.000
		2	0.568	-0.101	114.76	0.000
		3	0.426	0.044	137.44	0.000
		4	0.353	0.078	153.15	0.000
		5	0.311	0.039	165.48	0.000
		6	0.295	0.065	176.64	0.000
		7	0.227	-0.110	183.32	0.000
		8	0.108	-0.143	184.85	0.000
		9	0.052	0.075	185.21	0.000
		10	0.053	0.053	185.58	0.000
		11	0.097	0.094	186.85	0.000
		12	0.171	0.133	190.84	0.000

Fuente: Elaboración propia

Rápidamente, la inspección del correlograma sugiere un modelo del tipo $AR(1)$, donde el Q-Stat identifica la presencia de autocorrelación en los residuos. Por supuesto, y a fin de realizar todos los contrastes posibles, se evaluó la hipótesis de raíz unitaria¹⁸ en la serie de q_t según las diferentes metodologías disponibles, siguiendo la sugerencia de Enders (1995).¹⁹

¹⁸ Respecto de la especificación de cada uno de los test, este autor afirma que: "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 $a_t t$ was not included in the estimating equation". De este modo, en todas las estimaciones solo incluiremos como variable exógena la constante.

¹⁹ Se evaluó la serie DLCTR mediante los test ADF, Phillip-Perron, Dickey Fuller GLS, KPSS, ERS y Ng Perron. Se omite la presentación de los resultados a fines de simplificar la exposición, pero los mismos se encuentran disponibles a solicitud.

La evidencia sugiere que la mayoría de los test 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.²⁰

Como hemos mencionado más arriba, Dal Bianco (2008a y 2008b) realiza un extensivo análisis encontrando evidencia de que la serie del TCR no sería estacionaria.²¹ Por el contrario, Montenegro (2017) encuentra evidencia a favor de la misma, aunque la exploración no es exhaustiva. Esta aparente ambigüedad no permite 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. Para esto, es necesario determinar el rezago del TCR a partir del cual se produce el cambio de un régimen al otro, es decir, el valor del parámetro d . En este caso, tomaremos hasta $d=10$ aunque según Michael et al. (1997), solo $d=1$ tiene sentido económico al trabajar con datos anuales.

La evidencia en este punto resulta consistente con lo esperado, ya que el primer rezago es el de menor p -valor. Los resultados reportados en las Tablas 1 y 2 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 de que $H_{0,1}$ presenta el menor p -valor.²²

20 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.

21 Además de los tests lineales realizados en este trabajo, Dal Bianco incorpora estrategias de cointegración en su estudio.

22 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 del tipo ESTAR, aunque en este caso no fue posible obtener resultados convergentes mediante NOLS.

Tabla 1 – 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 aportada hasta este punto permite inferir que hay ganancias al modelar la dinámica del TCR a partir de un esquema autorregresivo no lineal de transición suave. A fin de evaluar las condiciones de estacionariedad del modelo, es necesario estimarlo mediante mínimos cuadrados no lineales (NOLS).

Tabla 2 – 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

Tabla 3 – 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 cero, 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.

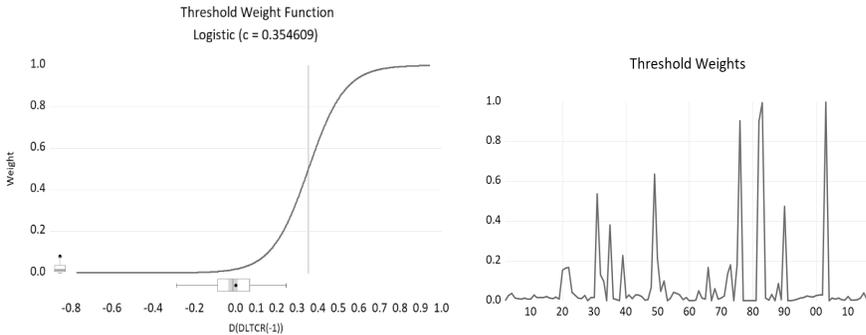
La forma logística que aplicamos al estimar el modelo no lineal implica que las correcciones de las desviaciones del TCR respecto de su equilibrio de largo plazo no son simétricas. En este caso, la función de transición estimada indica que se produce una reversión a la media lineal cuando se realizan perturbaciones positivas que superan desequilibrios de +35,5%.²³

Por el contrario, para apreciaciones del TCR no se encuentra evidencia

²³ 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 5. De este modo, la estimación del modelo LSTAR podría asimilarse a un TAR. Nótese 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.

que sugiera un mecanismo específico de corrección, de forma tal que las mismas pueden comportarse como un paseo aleatorio independientemente de su magnitud.

Gráfico 5 – Función de Transición



Fuente: Elaboración Propia

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 del 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 puede deberse a la existencia de *outliers* en la muestra. Lo anterior 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 de juego internacional pueden introducir información no

trivial en la serie de datos, alterando de modo significativo los resultados que se extraen al 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. 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 financiera²⁴, cuestión que requiere una activa participación en el mercado de cambios. De este modo, 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. Sin embargo, se observa un mejor ajuste en el modelo no lineal, ya que el umbral que activa el proceso de reversión cae a +21,9%. Además, es más pronunciado el parámetro *threshold 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

24 Ver Memoria Anual: Primer Ejercicio 1935 (BCRA, 1936).

de forma sensible. De hecho, la ganancia en el ajuste es mayor 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, al 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 tal que se estimaron estos dos modelos sin encontrar diferencias significativas en los resultados.

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 resultados 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 podría modelarse de forma más apropiada como un proceso estacionario no lineal.

Al aplicar esta propuesta metodológica encontramos que, en efecto, es posible modelar al TCR bilateral como un proceso no lineal asimétrico que se comporta como un paseo aleatorio cerca del equilibrio pero que revierte linealmente a la media si el desvío supera cierto umbral.

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 este trabajo, una conclusión en base a la metodología aquí propuesta debe tomarse con precauciones. Como se mostró, existen problemas de baja potencia en la evaluación realizada, que pueden quitar robustez a las conclusiones.

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 la hipótesis de estacionariedad en procesos no lineales ha comenzado a desarrollarse.

Si bien estos trabajos están todavía en etapas de experimentación, re-

sultaría 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 con métodos lineales como no lineales) construyendo series de largo plazo para el Tipo de Cambio Real Multilateral, de forma tal 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 sin límite luego de estos episodios de crisis. Por el contrario, en condiciones menos exigentes, la PPA tendría una utilidad muy acotada como guía para la ejecución de políticas monetarias y cambiarias.

Referencias

- Ahmad, Y. y Glosser, S. (2011); "Searching for Nonlinearities in Real Exchange Rates", *Applied Economics*, Taylor & Francis Journals, vol. 43(15), pages 1829-1845.
- Banco Central de la República Argentina (1936); "Memoria Anual: Primer Ejercicio 1935". Buenos Aires, Argentina.
- Cassel, G. (1918): "Abnormal Deviations in International Exchanges", *The Economic Journal*, Vol. 28, No. 112.
- Dal Bianco, M. (2008a); "Dos Ensayos sobre el Tipo de Cambio Real". Tesis de Maestría. Facultado 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.
- Dickey, D. y Fuller, W. (1979); "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427-431.
- Enders, W. (1995); "Applied Econometric Time Series", Wiley Series in Probability and Mathematical Statistics.
- Ferreres, O. (2005); "Dos Siglos de Economía Argentina 1810-2004", Fundación Norte y Sur. Buenos Aires.
- 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.
- 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.
- 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.
- Montenegro, G. (2017); "Un Siglo de Paridad de Poder de Compra en Argentina". Anales de la LII Reunión Annual, Asociación Argentina de Economía Política.
- 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.
- 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 Employment*, Oxford: Blackwell, 2nd ed.
- Rogoff, R. (1996); "The PPP Puzzle," *Journal of Economic Literature* 34, pp. 647-668.
- 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, 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.
- 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: Modelos no lineales

La función de transición especificada en (1) será del tipo:

$$F(\gamma, q_{t-d}) = 1 - \exp[-\gamma(q_{t-d} - c_0)^2] \quad (2)$$

Con las siguientes propiedades: a) $F: (0, \infty) \rightarrow [0, 1]$, b) $F[0] = 0$, c) $\lim_{x \rightarrow \pm\infty} F[x] = 1$ y d) simétrica alrededor de cero.²⁵ Nótese que cuando $q_{t-d} = c_0 \rightarrow F(.) = 0$ el modelo no lineal (1) se convierte en un $AR(p)$, por lo cual como fuera mencionado este último incluye al modelo lineal como caso particular.

Esto 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:

$$q_t = (k + k^*) + \sum_{j=1}^p (\theta_j + \theta_j^*) q_{t-j} + \mu_t \quad (3)$$

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 definitivamente de la magnitud del desequilibrio y de la forma y valores que asuma la función de transición.

Según Sarno y Taylor (2002), podemos reparametrizar (1) en la forma de corrección de errores:

$$\Delta q_t = k + \rho q_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \phi_j \Delta q_{t-j} + \left(k^* + \rho^* q_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \phi_j^* \Delta q_{t-j} \right) F(\gamma, q_{t-d}) + \mu_t \quad (4)$$

25 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.

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 inmediata²⁶ 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 equilibrio.²⁷ 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 $\rho + \rho^* < 0$.

Tal como fuera mencionado en la Sección 2, el procedimiento secuencial propuesto en Teräsvirta (1994) tiene como etapa final la estimación del modelo (4) mediante NOLS y la evaluación de $\rho^* < 0$ y $\rho + \rho^* < 0$, a fin de determinar la validez del modelo no lineal.

Según el último trabajo citado, la hipótesis de linealidad del modelo contra una especificación ESTAR²⁸ requiere estimar mediante MCO una ecuación alternativa del tipo:

$$q_t = \beta_{00} + \sum_{j=1}^p (\beta_{0j}q_{t-j} + \beta_{1j}q_{t-j}q_{t-d} + \beta_{2j}q_{t-j}q_{t-d}^2) + \varepsilon_t \quad (5)$$

Luego, se evalúa la hipótesis conjunta de que todos los coeficientes del producto cruzado de esta ecuación son cero:

$$H_{0,LIN}: \beta_{1j} = \beta_{2j} = 0 \quad (j = 1, \dots, p) \quad (6)$$

Nótese que este mismo test se utiliza para definir el *threshold parameter*. En efecto, es necesario realizar el test de linealidad para todos los valores económicamente factibles de este umbral, eligiendo aquel cuya magnitud minimiza el *p-valor* del test de linealidad.

²⁶ Agradezco especialmente a Javier García-Cicco por hacerme notar la importancia de este punto.

²⁷ ρ' es el coeficiente autorregresivo que surge de un test lineal ADF.

²⁸ En el caso de que sea del tipo LSTAR, se realiza una mínima modificación en la ecuación a estimar, con $H_{0,LIN}: \beta_{1j} = \beta_{2j} = \beta_{3j} = 0 \quad (j = 1, \dots, p)$: $q_t = \beta_{00} + \sum_{j=1}^p (\beta_{0j}q_{t-j} + \beta_{1j}q_{t-j}q_{t-d} + \beta_{2j}q_{t-j}q_{t-d}^2 + \beta_{3j}q_{t-j}q_{t-d}^3) + \varepsilon_t$.

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

$$H_{0,1}: \beta_{3j} = 0 \quad (j = 1, \dots, p) \quad (7)$$

$$H_{0,2}: \beta_{2j} = 0 \mid \beta_{3j} = 0 \quad (j = 1, \dots, p) \quad (8)$$

$$H_{0,3}: \beta_{1j} = 0 \mid \beta_{2j} = \beta_{3j} = 0 \quad (j = 1, \dots, p) \quad (9)$$

Finalmente, si el *p-valor* resultante del segundo test es el menor, se elige la especificación ESTAR, caso contrario se opta por la LSTAR.

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

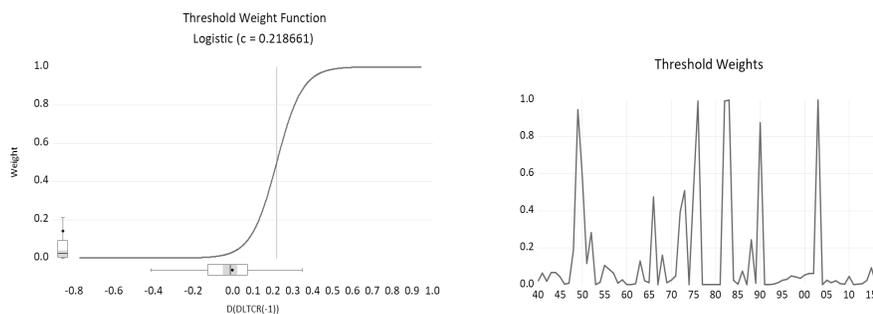
Tabla II.3 – Modelo LSTAR para el TCR

Variable	Coefficiente	Error Std.	Estadístico-t	Prob.
Parte Lineal				
C	-0,013	0,041	-0,326	0,745
DLTCR(-1)	-0,056	0,089	-0,632	0,530
Parte No Lineal				
C	0,641	0,175	3,669	0,001
DLTCR(-1)	-1,129	0,290	-3,889	0,000
Slopes				
SLOPE	15,5	14,0	1,108	0,272
Thresholds				
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.4 – Función de Transición

Fuente: Elaboración Propia

Anexo III: Residuos del modelo lineal

Gráfico III.1 – Residuos del Modelo Lineal para DLTCR



Fuente: Elaboración Propia

MERCADO DE TRABAJO Y DESIGUALDAD EN ARGENTINA Y CHILE UNA APLICACIÓN DE MÉTODOS ECONÓMICOS SEMI-PARAMÉTRICOS

Recibido 17/12/2020. Aprobado 15/10/2021.

Anahí Di Lalla* y Julián Leone**

RESUMEN

Durante los 2000, la caída en la desigualdad se convirtió en un hecho estilizado para toda la región de América Latina, motorizada por la suba en el precio de sus commodities exportables y las políticas públicas dirigidas al mercado laboral. Sin embargo, este fenómeno se observó con mayor intensidad en Argentina que en Chile. Mediante la aplicación de regresión por cuantiles condicionados y no condicionados, se estiman los efectos específicos del vector de atributos relevantes sobre distintos segmentos de la distribución condicional y no condicional de ingresos. Mientras para la Argentina, el rol de la formalización laboral tuvo un impacto significativo en la cola más baja de la distribución, este efecto se debilita en el país trasandino. Por su parte, la caída en los retornos a la educación en Argentina explicó en buena parte el tránsito hacia una mayor igualdad en los ingresos laborales. En cambio, la mayor instrucción en Chile contribuyó a una mayor desigualdad, con retornos muy dispares aun controlando por la dotación educativa, hecho que se amplifica en la parte alta de la distribución.

Palabras clave: Desigualdad, Sector informal, Salarios, Mercados de trabajo, Educación Abstract

ABSTRACT

During the 2000s, the reduction in inequality became a stylized fact all around Latin American region, driven by the rise in tradable commodities prices and public policies targeted to the labour market. Nonetheless, this trend was perceived with larger intensity in Argentina rather than in Chile. Using a conditional and unconditional quantile regression, the main individual characteristics effects vector is estimated for the different tails of the conditional and non-conditional wage distribution. For Argentina, the formality had a significant effect in the lowest tail, while for Chile it got weaker. On the other hand, the decrease in the education returns in the former had an important equalizing result. On the contrary, the higher educational level in Chile underwrote a

*Anahí Di Lalla Universidad de Buenos Aires, Facultad de Ciencias Económicas. anahidilalla@gmail.com

**Julián Leone Universidad de Buenos Aires, Facultad de Ciencias Económicas julian.leone@outlook.com

CODIGO JEL C14 - Métodos semiparamétricos y no paramétricos.

J46 - Informal Labor Markets J01 - Labor Economics General.