

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

---

**MAESTRÍA EN ECONOMÍA**

---

**TRABAJO FINAL DE MAESTRÍA**

---

“Validez de la paridad del poder adquisitivo en Argentina  
para el período 1943-2016: Análisis de cointegración con  
sistemas parciales”

---

AUTOR: NICOLÁS CALICCHIO

DIRECTOR: JULIO FABRIS

NOVIEMBRE 2018

---

## Resumen

El presente trabajo analiza la validez de la teoría de la Paridad del Poder Adquisitivo (PPP, por las siglas en inglés de “Purchasing Power Parity”) en Argentina durante el período 1943-2016. La metodología utilizada incluye una serie de innovaciones respecto a los antecedentes bibliográficos revisados. En primer lugar, se utilizan series largas con frecuencia mensual del tipo de cambio nominal, los precios al consumidor argentinos y los precios al consumidor estadounidenses. A su vez, se analiza la cointegración de estas variables con sistemas parciales, teniendo en cuenta que los precios de Estados Unidos no deberían realizar parte del ajuste ante desvíos en la relación de largo plazo (exogeneidad débil), debido al escaso peso de la economía argentina dentro del comercio exterior estadounidense. El análisis se realiza tanto a través de la metodología original de Johansen, como mediante las pruebas para sistemas parciales desarrolladas por Pesaran et al. (2000) y Harbo et al. (1998), que fueron programadas en el software econométrico EViews a los efectos de la presente investigación, y cuya aplicación empírica reviste particular interés para el estudio de la PPP en economías pequeñas y abiertas. Los resultados obtenidos indican que existe una relación de cointegración entre las variables, pero con una tendencia determinística. Este resultado implica que el tipo de cambio real de equilibrio ha tendido a depreciarse a lo largo del tiempo, lo cual podría deberse al efecto Balassa-Samuelson. También se comprueba que los precios estadounidenses no solo son débilmente exógenos, sino que además no están causados en el sentido de Granger por el resto de las variables (exogeneidad fuerte). Asimismo, se halla evidencia que respalda la exogeneidad débil del tipo de cambio nominal, lo cual implica una novedad respecto a otros trabajos que la consideran una variable endógena. El análisis de impulso-respuesta realizado a través del modelo final estimado indica que, luego de un shock devaluatorio, el tipo de cambio real demora entre 4 y 5 años en retornar a su equilibrio. Por último, se enumeran algunas limitaciones del trabajo y se delinean posibles líneas de investigación futuras, como la verificación de la hipótesis acerca del efecto Balassa-Samuelson o la incorporación de la influencia de los flujos financieros (paridad de tasas de interés) en el tipo de cambio real de equilibrio.

**Palabras clave:** Paridad del Poder Adquisitivo, Tipo de Cambio Real, Cointegración, Modelos de Vector de Corrección de Errores, Sistemas Parciales, Exogeneidad.

**Clasificación JEL:** F310, C320, C510

## ÍNDICE

<b>1. Introducción.....</b>	<b>4</b>
<b>2. Antecedentes bibliográficos.....</b>	<b>6</b>
2.1 Antecedentes teóricos e investigaciones sobre la PPP.....	6
2.2 Antecedentes teóricos sobre técnicas de cointegración .....	17
<b>3. Análisis de las series de datos.....</b>	<b>27</b>
3.1 Orden de integración de las variables: 1943M01-2016M12.....	27
3.2 Cambios estructurales en la economía argentina .....	29
<b>4. Test de Johansen .....</b>	<b>33</b>
4.1 Análisis de cointegración: 1943M01-2016M12 .....	34
4.2 Estimación de Modelos VEC bajo las especificaciones III y IV .....	36
<b>5. Test de Pesaran et al. (2000).....</b>	<b>42</b>
5.1 Análisis de cointegración: 1943M01-2016M12 .....	44
<b>6. Test de Harbo et al. (1998) .....</b>	<b>49</b>
6.1 Análisis de cointegración: 1943M01-2016M12 .....	50
<b>7. Análisis de impulso-respuesta y velocidad de ajuste al equilibrio.....</b>	<b>51</b>
<b>8. Conclusiones .....</b>	<b>56</b>
<b>9. Referencias bibliográficas .....</b>	<b>59</b>
<b>10. Apéndice I: Salidas de EViews – Test de Johansen .....</b>	<b>63</b>
<b>11. Apéndice II: Instrucciones – Test de Cointegración sobre Sistemas Parciales .....</b>	<b>64</b>
<b>12. Apéndice III: Código EViews – Test de Cointegración sobre Sistemas Parciales ....</b>	<b>67</b>

## 1. Introducción.

La teoría conocida como “Paridad del Poder Adquisitivo” o “Purchasing Power Parity” (PPP) es probablemente la teoría sobre la determinación del tipo de cambio real de equilibrio más difundida y con mayor volumen de bibliografía empírica. Su primera formalización se debe a Cassel (1918); sin embargo, la teoría se deriva de la Ley del Precio Único, cuya formulación se remonta hasta escritos del siglo XV y XVI de la Universidad de Salamanca. Como bien indican Sarno & Taylor (2002), aunque prácticamente ningún economista sugeriría hoy en día que la PPP es válida en todo momento y lugar, muchos sostienen alguna variante de esta teoría y sus aplicaciones siguen siendo diversas: determinar el grado de desvío del tipo de cambio real respecto al equilibrio, el cálculo de paridades de cambio, la comparación de cuentas nacionales entre distintos países, etc. De hecho, una buena parte de la bibliografía que procura verificar empíricamente la PPP encuentra resultados favorables. Sin embargo, así como existe una amplia gama de trabajos que la respaldan en alguna de sus versiones, también hay una vasta biblioteca que presenta evidencia contraria. Por lo tanto, el debate acerca de la vigencia de esta teoría no está exento de fuertes controversias y de ninguna manera se encuentra cerrado.

La bibliografía empírica sobre la PPP tuvo un fuerte impulso alrededor de la década de 1980, con el surgimiento de dos herramientas: las pruebas de raíz unitaria y los softwares estadísticos. Posteriormente, en la década de 1990, la aparición de las técnicas de cointegración aportaría una nueva herramienta para testear esta teoría y eventualmente analizar la velocidad de ajuste del tipo de cambio real al equilibrio. Luego del aporte original de Engle & Granger (1987), la metodología de Johansen se constituyó en una herramienta aún más apta para comprobar la PPP a través de la econometría de series de tiempo.

Partiendo de la metodología de Johansen, Harbo et al. (1998) y Pesaran et al. (2000) aportaron sendos test de cointegración para sistemas parciales, en los cuales se asume que una o más variables del sistema son débilmente exógenas; esto es, que no reaccionan ante desvíos respecto a las relaciones de cointegración.

Cabe mencionar que, si bien Harbo et al. (1998) hacen más hincapié en la eficiencia operativa del test para trabajar con sistemas que tengan una elevada cantidad de variables (o cuando las variables débilmente exógenas son, por algún motivo, difíciles de modelar en el contexto de un modelo VAR), Pesaran et al. (2000) mencionan explícitamente su aplicabilidad para problemas de investigación relacionados con economías pequeñas y abiertas, e inclusive utilizan su test para verificar la PPP y la paridad de tasas de interés en Gran Bretaña. Se

considera que el estudio de la PPP en Argentina es claramente un ejemplo de este tipo de problemas de investigación.

En sintonía con el enfoque de Pesaran et al. (2000), en el presente trabajo se procurará responder si la teoría de la PPP puede considerarse válida para Argentina durante el período 1943-2016, utilizando las metodologías anteriormente mencionadas y considerando al nivel de precios de Estados Unidos como una variable débilmente exógena<sup>1</sup>. Este supuesto tiene bastante sustento económico (y también sustento estadístico, como se observará más adelante), ya que, ante desvíos del tipo de cambio real respecto al equilibrio, difícilmente podría considerarse que los precios estadounidenses realizarían parte del ajuste, considerando el bajo tamaño relativo de la economía argentina y su ínfimo peso en el comercio exterior norteamericano.

Por lo tanto, para comprobar la validez de la teoría bajo estas circunstancias, se trabajará primero con el sistema total siguiendo la metodología de Johansen; posteriormente, se utilizarán las pruebas propuestas por Harbo et al. (1998) y Pesaran et al. (2000) para analizar la validez de la PPP, trabajando así directamente con el sistema parcial que surge de considerar a los precios de Estados Unidos como débilmente exógenos. Dado que estas pruebas no están implementadas en EViews, se programó en este software el procedimiento del test de cointegración de Pesaran et al. (2000), así como la estimación del sistema parcial y la prueba de exogeneidad débil propuesta por los mismos autores. El mismo código se utiliza para el test de cointegración de Harbo et al. (1998), cuyo procedimiento para el cálculo de los estadísticos empíricos es análogo al de Pesaran et al. (2000) y solo difiere en la distribución del estadístico Traza contra la cual debe contrastarse la hipótesis nula.

Los datos utilizados corresponden a lo que podríamos denominar una serie mensual “larga”. Utilizar una muestra mensual para un período tan prolongado resulta particularmente interesante, ya que no se han encontrado trabajos empíricos sobre la PPP que utilicen un período y frecuencia de este tipo para la economía argentina. Sin embargo, vale aclarar que, si bien el uso de datos mensuales incrementa significativamente el tamaño de la muestra, no es la intención de este trabajo aumentar la potencia de las pruebas de cointegración por esta vía. Como bien indican Shiller & Perron (1985) en el caso de las pruebas de raíz unitaria, para

---

<sup>1</sup> En realidad, los precios de Estados Unidos probablemente cumplan la condición de exogeneidad fuerte; esto es, se podría presumir que son débilmente exógenos y además no están causados en el sentido de Granger por el tipo de cambio nominal y los precios argentinos. Sin embargo, lo importante es establecer la exogeneidad débil de dicha variable. El supuesto de exogeneidad fuerte no es relevante para la determinación de la cantidad de relaciones de cointegración, ya que el análisis asintótico no es afectado por la presencia o ausencia de términos de corto plazo. Ver Harbo et al. (1998), pp. 395.

incrementar la potencia es necesario acrecentar simultáneamente la cantidad de observaciones y el intervalo temporal que abarca la muestra. El único objetivo que se persigue con el tipo de muestra utilizado es lograr mayor detalle en la dinámica del modelo y más precisión en la estimación de los parámetros.

El trabajo se organiza de la siguiente manera. En la sección 2 se revisan los antecedentes bibliográficos, tanto sobre la PPP y su verificación empírica para el caso argentino, como los principales aportes al análisis de cointegración, hasta llegar a las pruebas de cointegración en sistemas parciales. En la sección 3 se estudia la evolución de las variables utilizadas en el trabajo (tipo de cambio nominal respecto al dólar, precios argentinos y precios estadounidenses) y su orden de integración. La sección 4 presenta el resultado del test de cointegración para el sistema total, así como las pruebas de restricciones sobre los coeficientes de la relación de largo plazo y los coeficientes de ajuste (test de exogeneidad débil). Las secciones 5 y 6 muestran, respectivamente, los resultados de las pruebas de Pesaran et al. (2000) y Harbo et al. (1998) para sistemas parciales, cuyos estadísticos empíricos fueron obtenidos a partir del programa desarrollado para la presente investigación. La sección 7 exhibe los resultados del análisis impulso-respuesta, basado en el sistema de ecuaciones estimado en la sección 4, que asume la exogeneidad débil de los precios de Estados Unidos y del tipo de cambio nominal, además de algunas restricciones sobre los coeficientes de la relación de largo plazo. Por último, la sección 8 resume las conclusiones del trabajo y enumera algunas limitaciones.

## **2. Antecedentes bibliográficos.**

### **2.1 Antecedentes teóricos e investigaciones sobre la PPP.**

La teoría más antigua acerca de la determinación del tipo de cambio real (TCR) puede considerarse que es la Ley del Precio Único, cuyos orígenes pueden trazarse hasta escritos del siglo XV y XVI de la Universidad de Salamanca<sup>2</sup>. En el marco del comercio internacional, la Ley del Precio Único indica que los precios de un bien “i” vendido en dos países, en un mismo período, deben ser iguales:

$$(1) \quad P_{i,t}^A = S_t P_{i,t}^B$$

---

<sup>2</sup> Sarno & Taylor (2002), pp. 51.

dónde  $P_{i,t}$  es el precio del bien “i” en el período “t” en el país “A”,  $P_{i,t}^B$  es el precio del bien “i” en el período “t” en el país “B” y  $S_t$  es el tipo de cambio nominal (expresado como la cantidad de unidades monetarias del país “A” que son necesarias para adquirir una unidad de moneda del país “B”). Esta ley asume que no hay fricciones en el comercio internacional del bien en cuestión (esto es, los mercados son competitivos, no hay costos de transporte, no hay barreras en el comercio, etc.). Si se asume que la ley del precio único se cumple para una determinada canasta de “N” bienes que se comercian entre estos dos países hipotéticos, tenemos que:

$$(2) \quad P_{i,t}^A = S_t P_{i,t}^B, \text{ para } i=1, \dots, N$$

Esta forma de la Ley del Precio Único es conocida como la versión “absoluta”. Existe también una versión “relativa”, que está implícita en su formulación “absoluta” (pero no viceversa), la cual postula la siguiente condición:

$$(3) \quad \frac{S_{t+1} P_{i,t+1}^B}{P_{i,t+1}^A} = \frac{S_t P_{i,t}^B}{P_{i,t}^A}, \text{ para } i=1, \dots, N$$

que implica que debe mantenerse constante el precio relativo de dichos bienes entre el país A y el país B.

La Ley del Precio Único es la base fundamental de la teoría conocida como Paridad del Poder Adquisitivo (PPP, por las siglas en inglés de “Purchasing Power Parity”). El principal antecedente teórico de la PPP es el trabajo de Cassel (1918), a quien se le adjudica la primera formalización de la misma, basada a su vez en los conceptos esbozados en Ricardo (1817). La obra de Keynes (1923) también constituye un importante antecedente histórico. En dicha obra, Keynes explica la PPP de la siguiente forma:

*“...en condiciones de equilibrio, el tipo de cambio entre la moneda local y la extranjera tenderá a igualarse con la relación entre el poder adquisitivo de la moneda local en el país y el de la divisa extranjera en el país extranjero. Esta relación entre los poderes de compra locales respectivos de las dos monedas recibe el nombre de paridad de poder adquisitivo.”<sup>3</sup>*

Keynes hace referencia aquí a la versión absoluta de la PPP, que se deriva a su vez de la versión absoluta de la Ley del Precio Único:

$$(4) \quad P_t = S_t P_t^*$$

---

<sup>3</sup> Keynes, J. M. (1923). Breve tratado sobre la reforma monetaria. México D.F., Fondo de Cultura Económica, pp. 102.

donde  $P_t$  es un índice de precios de la economía local,  $P_t^*$  es un índice de precios de algún país extranjero (o conjunto de países extranjeros) y  $S_t$  es el tipo de cambio nominal de la moneda local respecto a dicho país (o conjunto de países). Esta relación suele ser expresada en logaritmos naturales, lo cual facilita su verificación estadística:

$$(5) \quad s_t = p_t - p_t^*$$

donde  $p_t$  es el logaritmo natural del índice de precios de la economía local,  $p_t^*$  es el logaritmo natural del índice de precios de algún otro país (o conjunto de países) y  $s_t$  es el logaritmo natural del tipo de cambio nominal de la moneda local respecto a dicho país (o conjunto de países).

También existe una versión relativa de la PPP, que dice que la tasa variación del tipo de cambio nominal es igual a la tasa de variación de los precios locales, menos la tasa de variación de los precios extranjeros (o, lo que es lo mismo, la tasa de variación del cociente de precios locales y extranjeros). El testeo de la PPP relativa se suele tratar considerando la presencia de un intercepto ( $\alpha$ ) en la ecuación 5:

$$(6) \quad s_t = \alpha + p_t - p_t^*$$

La existencia de dicha constante suele justificarse a través de fricciones de algún tipo en el comercio internacional (ya se mencionaron algunos ejemplos anteriormente). Cabe aclarar que la versión relativa de la PPP está implícita en la PPP absoluta, pero aquella no implica a esta última.

Más adelante, Keynes explica cómo funcionaría el proceso de ajuste del TCR a este nivel de equilibrio:

*“Por lo tanto, si resulta que el poder de compra interno y externo de una moneda son muy distintos y, lo que es lo mismo, que los tipos de cambio reales difieren notablemente de las paridades de poder adquisitivo, se deberá inferir que el equilibrio no se ha establecido y que con el paso del tiempo se desatarán fuerzas que aproximarán los tipos de cambio efectivos a las paridades del poder de compra.”<sup>4</sup>*

Por último, también indica por qué pueden existir desvíos relativamente importantes y/o persistentes del mismo:

*“Los tipos de cambio efectivos son a menudo más sensibles y más volátiles que las paridades de poder de compra, puesto que están sometidos a especulación, a súbitos movimientos de*

---

<sup>4</sup> Keynes, J. M. (1996). Breve tratado sobre la reforma monetaria. México D.F., Fondo de Cultura Económica, pp. 102.



*capitales, a influencias estacionales y a anticipaciones de cambios inminentes en la paridad del poder de compra (debidos a inflaciones o deflaciones relativas), aunque también en algunas ocasiones pueden moverse con retraso.”<sup>5</sup>*

Las técnicas econométricas utilizadas para verificar la PPP también son un aspecto relevante de la historia de dicha teoría. Los primeros estudios empíricos intentaron evaluar su validez a través de regresiones lineales del tipo:

$$(7) \quad s_t = \alpha + \beta p_t + \beta^* p_t^* + \varepsilon_t$$

donde  $s_t$ ,  $p_t$  y  $p_t^*$  siguen siendo los logaritmos naturales del tipo del cambio nominal, de los precios locales y de los precios extranjeros, respectivamente, y  $\varepsilon_t$  es el término de error de la regresión lineal. En este contexto, la validez de la PPP relativa se evaluaba a través de un test sobre los coeficientes de los precios locales y extranjeros, tal que la hipótesis nula fuera  $\beta = 1$  y  $\beta^* = -1$ ; si se añadía la hipótesis  $\alpha = 0$ , esta prueba podía interpretarse como un test acerca de la PPP absoluta.

Uno de los problemas de este enfoque era la posibilidad de que los errores  $\varepsilon_t$  no fueran estacionarios y, por lo tanto, que la regresión estimada fuera espuria. Para solucionar esta dificultad, surgió una segunda etapa de la bibliografía empírica que utilizó pruebas de raíz unitaria, en particular la más difundida de ellas, el test de Dickey-Fuller Aumentado (ADF). En este caso, se evalúa la estacionariedad de la serie de tipo de cambio real:

$$(8) \quad tcr_t \equiv s_t - p_t + p_t^*$$

a través de la regresión auxiliar:

$$(9) \quad \Delta tcr_t = \gamma_0 + \gamma_1 t + \gamma_2 tcr_{t-1} + \sum_{i=1}^p \theta_i \Delta tcr_{t-i} + \varepsilon_t$$

Si el coeficiente  $\gamma_2 = 0$ , entonces la serie no es estacionaria, con lo cual no tiende a retornar a su media y la PPP no sería válida en ninguna de sus versiones; a su vez, si  $\gamma_2 < 0$ , la serie puede considerarse estacionaria en torno a una tendencia determinística, lo cual también implica la invalidez de la PPP. En cambio, pueden probarse la PPP relativa y la PPP absoluta a través de las otras dos especificaciones del test ADF, que asumen que la serie tiene intercepto, pero no tendencia ( $\gamma_1 = 0$ , PPP relativa), y que la serie no tiene ni intercepto ni tendencia ( $\gamma_0 = \gamma_1 = 0$ , PPP absoluta).

---

<sup>5</sup> Keynes, J. M. (1996). Breve tratado sobre la reforma monetaria. México D.F., Fondo de Cultura Económica, pp. 102.

Cabe aclarar que el test ADF fue el primer test de raíz unitaria y, por lo tanto, el más difundido de ellos. Sin embargo, existe una amplia variedad de pruebas de raíz unitaria que procuran mejorar, extender y/o modificar algunos aspectos de esta prueba. Si bien no se hará una revisión exhaustiva de estos métodos, ya que no es el objetivo del presente trabajo, ni tampoco es el tipo de técnica que se utilizará en el mismo, se procurará, cuando corresponda, mencionar las variantes de este test utilizadas en los trabajos reseñados.

Luego de las pruebas de raíz unitaria, una tercera etapa de pruebas empíricas corresponde a aquellas que utilizaron el análisis de cointegración. Volviendo a la ecuación (7), dicha regresión no sería espuria si los residuos  $\varepsilon_t$  resultantes de la misma fueran estacionarios. En este caso, las variables  $s_t$ ,  $p_t$  y  $p_t^*$  estarían cointegradas.

En el caso de economías pequeñas, la prueba de cointegración a través de la ecuación (7) se suele tomar bajo la forma:

$$(10) \quad s_t = \alpha + \beta(p_t - p_t^*) + \varepsilon_t$$

que implica asumir que  $\beta = \beta^*$  y es, por ende, un caso particular de la ecuación (7). Esta formulación del vector de cointegración permite incluir los precios extranjeros en el modelo, considerando el hecho de que el tipo de cambio nominal y los precios locales de una economía pequeña no deberían tener efecto alguno sobre aquellos, en el corto ni en el largo plazo.

El principal problema de las pruebas de raíz unitaria y de cointegración es su baja potencia, dado los limitados períodos muestrales con que cuenta el análisis empírico de la PPP aún hoy en día. La solución a este problema se buscó por dos vías. Por un lado, se propuso incrementar el tamaño de los períodos muestrales tomados, extendiendo la cantidad de años que abarcaba los estudios.

Por el otro, se procuró testear la PPP en forma conjunta para un panel de varios países, metodología que incrementa la potencia de las pruebas para una cantidad dada de observaciones a lo largo del tiempo. Sin embargo, estas pruebas testean la no estacionariedad conjunta de todas las series de tipo de cambio real del panel de países utilizado. Por lo tanto, el rechazo de esta hipótesis no permite identificar qué series, ni cuántas de ellas, son estacionarias; por ejemplo, el rechazo de la hipótesis nula podría deberse a una única serie estacionaria, la cual además no sería identificable.

En resumen, existe una gran cantidad de bibliografía acerca de la verificación empírica de la PPP, que utiliza una amplia gama de técnicas econométricas. A esto también se suma el uso

de diversos tipos de muestras (uno o varios países, período y frecuencia de la muestra, tipos de índices de precios utilizados, etc.). Dado que no es factible reseñar toda esta bibliografía, se mencionarán simplemente los trabajos más relevantes que incluyan o impliquen la verificación de la PPP en Argentina.

Abordando ya directamente el estudio empírico de la PPP para la economía argentina en particular, la cantidad de investigaciones econométricas acerca de la validez de esta teoría comienzan a crecer aceleradamente con la aplicación de las técnicas de raíz unitaria y cointegración en la década de los '90. A su vez, estos trabajos presentan una amplia variedad en lo referente a otros aspectos metodológicos: definición de TCR utilizado (bilateral o multilateral), objeto del estudio (conjunto de países, dentro del cual se incluye Argentina, o solo la economía argentina), tamaño, período y frecuencia de la muestra, y resultados obtenidos (rechazo o verificación de la PPP).

La mayoría de las investigaciones utiliza el TCR bilateral respecto a USA, aunque también hay algunas que analizan el TCR multilateral, una versión más acabada del TCR, dado que se calcula teniendo en cuenta a los principales socios comerciales argentinos. Asimismo, la mayoría de los estudios utiliza índices de precios al consumo debido a que, aunque incluyen el relevamiento de bienes no transables, suele haber una mayor disponibilidad de datos para este tipo de series de precios. Las técnicas econométricas utilizadas son básicamente pruebas de raíz unitaria (en sus distintas variantes) y técnicas de cointegración tradicionales (Engle-Granger y Johansen). También hay una amplia variedad en el tamaño, período y frecuencia de las muestras, ya que algunos estudios toman datos anuales de períodos largos (al menos 50 años) y otros utilizan datos trimestrales o mensuales de períodos más cortos (en general, entre 20 y 30 años aproximadamente).

Por último, existen casos en los que se estudia exclusivamente la economía argentina y otros que analizan la PPP para un conjunto de países (incluido Argentina). Cabe mencionar que, dentro de los primeros, los resultados obtenidos han sido mayoritariamente en contra de la validez de la PPP, mientras que en el segundo grupo ocurre lo contrario. Se comentarán en principio los trabajos que analizan la PPP en un conjunto de países y con resultados favorables para Argentina y luego las investigaciones de ese mismo grupo que tengan resultados divididos o contrarios. A continuación, se pasará a los estudios que resultan más relevantes: los que investigan específicamente la economía argentina, dado que coinciden, en este sentido, con el enfoque del presente trabajo.

Los trabajos del primer grupo que se mencionarán inicialmente son el de Taylor (1996) y Anoruo et al. (2002). El primero de ellos recurre al testeo de la PPP absoluta y relativa a través de pruebas de raíz unitaria del TCR, tanto a nivel país como a través de pruebas de datos de panel (lo cual permite incrementar la potencia de las mismas), así como mediante técnicas de cointegración (también a nivel país y pruebas de datos de panel), utilizando datos anuales promedio de tipo de cambio nominal (respecto a Estados Unidos) e índices de precios (de consumo cuando están disponibles, y deflatores de PBI en caso contrario) de 20 países para el período 1880-1994. Encuentra evidencia a favor de la verificación de la teoría de la PPP relativa, pero no de la PPP absoluta.

El otro trabajo mencionado es el de Anoruo et al. (2002), que analiza la hipótesis de la PPP en 11 países y la rechaza con pruebas de raíz unitaria sobre el TCR, pero encuentra evidencia a favor de la misma al utilizar técnicas de cointegración a través de la estimación de modelos de corrección de errores (en ambos casos, las pruebas se llevan a cabo para cada país individualmente). En este trabajo, se utiliza una muestra correspondiente a 11 países, de un período más corto, con mayor frecuencia (datos trimestrales correspondientes a 1961-1999) y también analiza solo el TCR respecto a Estados Unidos.

Otro trabajo posterior de Taylor (2000) examina datos anuales del tipo de cambio nominal (respecto a Estados Unidos y al resto del mundo) y los precios al consumidor (o deflactor del PBI, cuando aquellos no estuvieran disponibles) de 20 países, correspondientes al período 1850-1996. El autor realiza un test multivariado de razón de verosimilitud derivado de la metodología de Johansen, en el cual plantea un modelo de corrección de errores vectorial entre los tipos de cambio reales de los 20 países que componen la muestra y verifica si el menor autovalor de la matriz de vectores de cointegración es estadísticamente distinto a cero; si lo es, entonces dicha matriz tiene rango  $N$  (en este caso,  $N=20$ ) y por lo tanto todas las series son estacionarias. También lleva a cabo una metodología univariada, aplicando el test de Elliot-Rotemberg-Stock, que es una variante del test de Dickey-Fuller aumentado con mínimos cuadrados generalizados. Con ambas metodologías, el autor encuentra evidencia a favor de la PPP en general y también para Argentina en particular.

Hanck (2006) también halla evidencia a favor de la PPP para Argentina en un panel de países, controlando el problema de multiplicidad o “Family Wise Error Rate” (FWER), que consiste en este caso en la probabilidad de obtener uno o más falsos rechazos en las pruebas de raíz unitaria, al correr el test sobre un conjunto de países. Los autores indican que este problema

persiste en las pruebas de raíz unitaria para datos de panel, dado que habitualmente se plantea la hipótesis nula de que la totalidad del panel no es estacionario, contra la hipótesis alternativa de que el panel es estacionario. Además, si bien algunas pruebas de raíz unitaria de datos de panel proponen hipótesis alternativas en las que una porción del panel es estacionaria, no hay forma de identificar qué series de datos del panel lo son. Para solucionar este problema, los autores proponen una adaptación del test de raíz unitaria sobre paneles de Romano & Wolf (2005), que utiliza un algoritmo de bootstrapping para asegurarse que el FWER sea menor o igual al nivel de significancia del test y que permite identificar para qué países del panel es válida la PPP.

Holmes (2002a) establece que el TCR de Argentina tiene un comportamiento estacionario y sin evidencias de no linealidad (cuestión esta última que es el objeto de estudio del trabajo) a través de modelos de regresión con transición suavizada (“STAR”), logísticos (“LSTAR”) y exponenciales (“ESTAR”). Este trabajo utiliza datos trimestrales de tipo de cambio respecto a Estados Unidos y precios al consumidor para el período 1972Q2-2001Q1 y correspondientes a 30 países distintos. En otro trabajo, Holmes (2002b) utiliza la misma base de datos y también halla evidencia a favor de la PPP para una serie de países de alta inflación y bajo nivel de desarrollo (entre ellos, Argentina), al verificar que sus tipos de cambio reales están integrados fraccionalmente; esto es, tienen un orden de integración  $0 \leq d < 1$ , lo cual implica que dichas series muestran reversión a la media.

También hay algunos trabajos de esta categoría que obtienen lo que podríamos considerar evidencia dividida sobre la PPP, o bien directamente contraria a dicha teoría. En un trabajo previo a los mencionados en el párrafo anterior, Holmes (2001) utiliza el tipo de cambio real (respecto a Estados Unidos y usando índices de precios al consumidor) de una muestra de 30 países en desarrollo para el período 1972Q2-1997Q3 y los organiza de acuerdo a su nivel de tasa de inflación promedio (mayor o menor a 30% anual) y a la región a la que pertenecen. A cada grupo se le realiza un análisis de componentes principales y se construye una serie  $X_t$  con el primer componente principal, para luego analizar la estacionariedad de la misma a través de un test de Dickey-Fuller aumentado. Si  $X_t$  tiene una raíz unitaria, es muy probable que la misma se detecte construyéndola con el primer componente principal (en vez de construirla con los componentes principales siguientes) y esto implicará una refutación de la PPP. En caso contrario, si el primer componente principal es estacionario, entonces los siguientes también lo serán, lo cual sugiere que las series que componen  $X_t$  también son estacionarias y por lo tanto la PPP se cumple. El autor encuentra evidencia general a favor de la PPP para todo el conjunto

de países y para los países de alta inflación, pero en contra para la región sudamericana. El aporte argentino a la aceptación de la PPP en el total de la muestra y en el grupo de alta inflación no es significativo, pero sí lo es su contribución al rechazo de la PPP en la región sudamericana, de lo cual se deduce que no se cumpliría esta teoría para el caso argentino.

Cancelo et al. (2000) analizan la vigencia de la PPP entre Argentina, Brasil y Uruguay, y entre cada uno de estos países con Estados Unidos. Para ello, utilizan una muestra de largo plazo (datos anuales del período 1913-1997) y una de corto o mediano plazo (datos trimestrales del período 1973-1998). Las variables corresponden a tipos de cambio nominales libres (o de mercado) e índices de precios al consumo (excepto para Brasil, que se utiliza el deflactor del PBI). En primera instancia se verifica la PPP a través del test de Dickey-Fuller aumentado sobre los tipos de cambio reales; luego, se realizan pruebas de raíz unitaria con cambios estructurales (comparando contra las distribuciones de Zivot & Andrews, Banerjee et al. y una propuesta por los autores del trabajo) para aquellos casos en que se encuentra evidencia de una raíz unitaria. A su vez, este procedimiento se aplica para ambas muestras (largo plazo y corto/mediano plazo). Para el caso argentino, se encuentra evidencia a favor de la PPP entre Argentina y Uruguay en el largo plazo, mientras que en el corto/mediano plazo se halla evidencia si se considera la presencia de un cambio estructural; en cambio, en el caso de Argentina y Brasil, la teoría de la PPP se cumple solo en la muestra de corto/mediano plazo. En cuanto al análisis del tipo de cambio real entre Argentina y Estados Unidos, hallan evidencia que respalda la validez de la PPP en el largo plazo, pero no en el corto plazo.

Divino et al. (2006) toman datos de tipo de cambio nominal respecto a Estados Unidos y precios al consumidor de 26 países latinoamericanos para el período Enero 1981-Diciembre 2003. Con dichos datos, calculan el TCR de cada uno de esos países. Estos autores aplican una amplia gama de pruebas de raíz unitaria. En primer lugar, analizan la estacionariedad de esa variable con las pruebas de raíz unitaria de Dickey-Fuller Aumentado, Elliot-Rothenberg-Stock (1996) y Ng-Perron (2001); mientras que con el primero encuentran evidencia a favor de la PPP, con los últimos dos se descarta esta hipótesis. Luego consideran la posibilidad de cambios estructurales, a través de las pruebas de raíz unitaria de Perron (1997) y Lee-Strazicich (2003); aquí la evidencia es nuevamente dividida, ya que con el primero se descarta la presencia de raíces unitarias (la teoría de la PPP sería válida), mientras que con el segundo se concluye que la serie no es estacionaria. A continuación, usan un test no lineal de raíz unitaria desarrollado por Kapetanios-Shin-Snell (2003); en este caso, se halla evidencia significativa de una raíz unitaria en el caso de Argentina, al nivel habitual de 5%. Por último, realizan una serie de

pruebas de raíz unitaria para datos de panel, con y sin cambio estructural, concluyendo que la PPP es válida para la muestra de países utilizada.

Caporale & Gil-Alana (2010) analizan una muestra de datos mensuales de tipo de cambio real (respecto a Estados Unidos y utilizando índices de precios al consumidor) de 17 países de América Latina para el período Enero 1970-Mayo 2008. Los autores utilizan un test para detectar si dichas series son integradas fraccionalmente, proponiendo además el método de Gil-Alana (2008) para considerar posibles cambios estructurales. Se encuentra evidencia a favor de la PPP en el caso argentino utilizando un test de integración fraccional; cuando se considera la posibilidad de un cambio estructural, el tipo de cambio real resulta ser estacionario solo a partir de Agosto 1981.

El último trabajo de este conjunto que es relevante mencionar es el de Froot & Rogoff (1994), quienes realizan un resumen de los resultados obtenidos por diversas investigaciones y hacen algunas verificaciones propias. Si bien una amplia gama de trabajos respalda la PPP en general, para el caso de Argentina llevan a cabo un test de Dickey-Fuller Aumentado con el TCR argentino del período 1913-1988 (respecto a Estados Unidos y Gran Bretaña, construido con precios al consumidor) y encuentran evidencia en contra de la PPP. Interpretan el caso argentino como una alerta acerca de la posibilidad de que existan problemas de sesgo de selección en los trabajos que respaldan la PPP, y aducen que esta teoría podría no ser válida para aquellos países cuyo ingreso relativo respecto al resto del mundo se modificó significativamente a lo largo del tiempo.

Por otro lado, hay una serie de trabajos que estudian el cumplimiento de la PPP tomando exclusivamente a Argentina como objeto de estudio. El primer antecedente que se considerará es el de Carrera et al. (1997), en el cual se analiza la validez de una serie de teorías sobre la determinación del TCR de equilibrio. Respecto a la PPP, se rechaza tanto mediante la utilización de pruebas de raíz unitaria como de técnicas de cointegración. En este caso, el estudio es muy completo en el aspecto metodológico, ya que utiliza tanto el TCR bilateral (respecto a USA) y el multilateral, así como distintos tipos de índices de precios. Por otro lado, analiza únicamente una muestra mensual del período 1980-1997, el cual resulta particularmente corto, tanto intuitivamente como en relación al resto de los estudios relevados.

A su vez, existe un trabajo posterior de Carrera et al. (2003) que, si bien no analiza directamente la validez de la PPP para la economía argentina, lo hace indirectamente al testear el orden de integración de un conjunto de variables macroeconómicas argentinas (dentro de las

cuales se encuentra el TCR, calculado respecto a Estados Unidos, con precios al consumidor y para el período 1980Q1-1999Q4) mediante una amplia gama de pruebas de raíz unitaria. Este trabajo halla que el orden de integración para el TCR es igual a 1, lo cual demostraría que no es estacionario y por ende no se cumpliría la PPP.

Luego debe mencionarse el trabajo de Jaitman (2007). Al igual que en Carrera et al. (1997), se analizan allí una serie de teorías sobre la determinación del TCR. La verificación de la PPP se realiza mediante un test de raíz unitaria en una serie mensual corta (1980-2004) de TCR multilateral. El resultado obtenido es que no puede descartarse la existencia de una raíz unitaria y por ende el TCR multilateral sigue un proceso no estacionario, con lo cual no habría una tendencia a retornar a la media y resultaría refutada la PPP.

También existe un trabajo posterior de Bastourre et al. (2008), que analiza una serie de enfoques alternativos para la determinación del TCR y rechaza la hipótesis de validez de la PPP mediante un test de Dickey-Fuller Aumentado sobre el TCR multilateral trimestral argentino para el período 1981-2006.

Por último, es muy importante mencionar dos trabajos, también específicos sobre Argentina, que comparten la característica común de utilizar datos anuales de TCR bilateral (respecto a Estados Unidos), pero que llegan a resultados opuestos, y que se consideran los antecedentes más cercanos a la presente investigación. Uno de ellos es Le Clech (2007). En este trabajo, la evidencia hallada es a favor de la teoría de la PPP, tanto mediante la técnica de Engle-Granger como de Johansen. Esta investigación analiza una muestra de datos anuales correspondiente al período 1948-2006 y se utiliza información de tipo de cambio oficial para todo el período muestral.

Por otro lado, el trabajo de Dal Bianco (2008) presenta algunas diferencias metodológicas respecto a Le Clech (2007). Una de las diferencias entre ambas investigaciones radica en los datos usados, ya que Dal Bianco (2008) emplea tanto índices de precios al consumidor como deflatores del PBI, utiliza el tipo de cambio nominal libre o de mercado en vez de la cotización oficial y la muestra corresponde a un período más largo (1900-2006), para lo cual se recurre a un conjunto de estimaciones de distinto origen para completar las variables durante las primeras décadas del siglo XX. Asimismo, Dal Bianco (2008) hace uso de una variedad más amplia de técnicas econométricas, lo cual les brinda mayor robustez a los resultados obtenidos. La otra discrepancia entre ambos trabajos corresponde a los resultados obtenidos. Dal Bianco (2008) llega a una conclusión opuesta a Le Clech (2007), a través de pruebas de raíz unitaria y de



cointegración. Las pruebas de raíz unitaria muestran que las series de TCR no son estacionarias. En cambio, el TCR sí presenta un comportamiento estacionario en torno a una tendencia con cambios estructurales, lo cual según el autor contradice la PPP. En cuanto a los resultados con el método de cointegración, se confirma el rechazo de la PPP con las dos técnicas más tradicionales (Engle-Granger y Johansen). Asimismo, utiliza una técnica de cointegración con cambios estructurales (Gregory-Hansen), con la cual también se retiene la hipótesis de que no existe una relación de cointegración entre el TCN argentino y el cociente de precios de USA y Argentina. Sin embargo, podría pensarse que estos resultados guardan cierta relación con Le Clech (2007), ya que Dal Bianco (2008) encuentra un cambio estructural en su serie alrededor de la década del '50, justamente en torno al inicio del período muestral utilizado por aquel autor.

Como se habrá notado, la bibliografía acerca de la validez de la PPP como teoría del TCR de equilibrio para Argentina no está libre de controversias. A su vez, la variedad de los trabajos en cuanto a las técnicas econométricas utilizadas, el período/tamaño/frecuencia de la muestra, el tipo de TCR utilizado y los índices de precios con que se calcula, etc., también agregan fuentes adicionales de discusión en el plano metodológico.

Inmerso en este marco empírico, la pregunta que se intentará contestar en el presente trabajo será si la teoría de la PPP puede considerarse válida para una economía pequeña como Argentina en el período 1943-2016, tanto a través de la metodología propuesta por Johansen (1995), como mediante la aplicación de la innovación propuesta por Pesaran et al. (2000) y Harbo et al. (1998) para sistemas parciales. En particular, también se intentará establecer si dichas técnicas simplemente ratifican los resultados que se podrían obtener con la técnica de cointegración tradicional de Johansen, o bien si nos conducen a conclusiones distintas. Para contestar estas preguntas, se utilizará una serie “larga” (1943-2016) de frecuencia mensual. Por lo tanto, en la próxima sección realizamos un repaso de la evolución de los principales aportes econométricos vinculados al análisis de cointegración, hasta llegar a las pruebas para sistemas parciales.

## **2.2 Antecedentes teóricos sobre técnicas de cointegración.**

En este apartado, haremos un breve repaso de los antecedentes más relevantes sobre la técnica econométrica que se utilizará para verificar empíricamente la validez de la PPP en Argentina; esto es, las pruebas de cointegración y modelos ECM/VECM. Cabe aclarar que este apartado no pretende hacer un repaso detallado de los aportes en la materia, sino simplemente

sintetizar aquellos más reconocidos y la evolución que han mostrado este tipo de técnicas. A los efectos de facilitar la exposición y comparabilidad entre los distintos aportes, se procurará presentar cada técnica respetando lo más posible la notación de Pesaran et. al (2000).

En primer lugar, debemos mencionar el aporte fundacional de Engle y Granger (1987). Solo a los efectos de simplificar la exposición, suponiendo un sistema con dos variables únicamente, estos autores propusieron la estimación de un “Modelo de Corrección de Errores” con la siguiente estructura:

$$(11) \quad \Delta Y_t = c_{y0} + c_{y1}t + \alpha_y(Y_{t-1} - \beta_0 - \beta_1 X_{t-1}) + \Lambda_{yy} \Delta Y_{t-p} + \Lambda_{yx} \Delta X_{t-p} + \epsilon_{yt}$$

$$(12) \quad \Delta X_t = c_{x0} + c_{x1}t + \alpha_x(Y_{t-1} - \beta_0 - \beta_1 X_{t-1}) + \Lambda_{xy} \Delta Y_{t-p} + \Lambda_{xx} \Delta X_{t-p} + \epsilon_{xt}$$

donde  $Y_t$  y  $X_t$  son variables  $I(1)$ ,  $\Delta Y_t$  y  $\Delta X_t$  son las diferencias de dichas variables (y, por lo tanto, variables con orden de integración igual a cero) y  $\Delta Y_{t-p}$  y  $\Delta X_{t-p}$  son vectores que contienen los rezagos de las diferencias de dichas variables hasta el orden  $p$ . Para verificar si hay o no cointegración, los autores proponen estimar la relación de largo plazo entre paréntesis y luego testear la estacionariedad de los residuos de la regresión realizada. En caso de existir una relación de cointegración, pueden estimarse las ecuaciones (11) y (12) en dos etapas: primero se estima la relación de largo plazo y luego se utilizan sus residuos como una variable regresora más en la estimación de las ecuaciones (11) y (12). Ambas estimaciones se realizan mediante mínimos cuadrados ordinarios (MCO).

Sin embargo, esta metodología tiene algunos inconvenientes. En primer lugar, a los efectos de la estimación de la relación de largo plazo, el investigador debe definir cuál de las variables será la regresada. En muestras pequeñas, se pueden obtener resultados contradictorios del test de cointegración, de acuerdo a qué variable fue elegida como dependiente en la relación de largo plazo, y también los parámetros de corto plazo ( $c_{y0}$ ,  $c_{x0}$ ,  $c_{y1}$ ,  $c_{x1}$ ,  $\Lambda_{yy}$ ,  $\Lambda_{yx}$ ,  $\Lambda_{xy}$  y  $\Lambda_{xx}$ ) y de ajuste ( $\alpha_y$  y  $\alpha_x$ ) resultan sesgados en muestras pequeñas<sup>6</sup>. Por último, si el sistema de ecuaciones estimado está formado por tres o más variables, existe la posibilidad de que haya más de una relación de cointegración entre las variables. Si este es el caso, el método de Engle-Granger no indica ningún procedimiento que permita detectar esta situación y estimar dichas relaciones de cointegración por separado.

---

<sup>6</sup> Wickens y Breusch propusieron, como solución a este punto en particular, la estimación conjunta de los parámetros de corto y largo plazo, en reemplazo del método bietápico de Engle y Granger. Ver Brufman & Urbisaia (2000), pp. 195-201.

Antes de proseguir con avances posteriores en la temática de cointegración, debe mencionarse el trabajo de Engle et al. (1983), en el cual los autores definen una serie de conceptos relacionados con la noción de exogeneidad. En particular, es sumamente relevante destacar la definición de exogeneidad débil, que en los modelos de corrección de errores puede interpretarse como la independencia de una variable respecto a la relación de cointegración; en otras palabras, una variable débilmente exógena no reacciona ante desvíos en la relación de largo plazo. Este tipo de exogeneidad implica que, en un sistema de ecuaciones, el sistema marginal (esto es, el sistema de ecuaciones donde se determinan las variables débilmente exógenas) no contiene información relevante para estimar los parámetros del modelo condicional o parcial (ecuaciones donde se determinan las variables endógenas). Este tipo de exogeneidad se diferencia de la exogeneidad fuerte, que implica el cumplimiento de la exogeneidad débil y la no causalidad en el sentido de Granger; esto es, una variable es fuertemente exógena si no reacciona ante desvíos en la relación de largo plazo, ni ante variaciones precedentes de corto plazo en el resto de las variables del sistema de ecuaciones. Por último, también es definida la super-exogeneidad, como el cumplimiento de la definición de exogeneidad débil en conjunción con el principio de invarianza estructural (todos los parámetros son invariantes ante cambios en la distribución de las variables condicionales).

Teniendo en cuenta estos conceptos, y volviendo a los principales aportes en técnicas de cointegración, Pesaran et al. (1999) propusieron una nueva metodología para testear la existencia de una relación de cointegración en el marco de un modelo ARDL (“Autoregressive Distributed Lag”). La ventaja de este método es que es aplicable a situaciones en las que haya una variable endógena o dependiente I(1) y variables exógenas o independientes I(1), I(0) o mutuamente cointegradas. Además, en los casos en que existe una sola relación de cointegración y la muestra es pequeña, se ha encontrado evidencia de que este método es más eficiente<sup>7</sup>.

El sistema propuesto por los autores podría considerarse un modelo de corrección de errores con rezagos distribuidos, una única variable endógena y un vector de variables débilmente exógenas:

$$(13) \quad \Delta Y_t = c_{y0} + c_{y1}t + \pi_{yy}Y_{t-1} + \pi_{yx.x}X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_{yi}\Delta Z_{t-i} + \Lambda_y\Delta X_t + \epsilon_{yt}$$

$$(14) \quad \Delta X_t = c_{x0} + c_{x1}t + \pi_{xx}X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_{xi}\Delta Z_{t-i} + \Lambda_x\Delta X_t + \epsilon_{xt}$$

---

<sup>7</sup> Nkoro & Uko (2016), pp. 87.

donde  $\Delta Z_{t-i}$  está compuesto por diferencias rezagadas de las series endógenas y exógenas. Las variables exógenas  $X_t$  son determinantes de largo plazo de la endógena  $Y_t$ , pero esto no excluye la posibilidad de que  $Y_t$  cause a las  $X_t$  en el corto plazo (es decir, en el sentido de Granger). Tal como está planteado el modelo, el mismo implica que las variables  $X_t$  son débilmente exógenas y que existe una relación de cointegración como máximo, independientemente del nivel de integración de  $X_t$ <sup>8</sup>.

El problema de la determinación de la cantidad de relaciones de cointegración es solucionado por la metodología introducida por Johansen (1995). El test de Johansen se basa en la relación entre el rango de una matriz y sus raíces características, y puede ser considerado una versión multivariada del test de Dickey-Fuller. Para el caso univariado, el test de Dickey-Fuller consistía en verificar la estacionariedad de la variable  $Y_t$  partiendo de la ecuación:

$$(15) \quad \Delta Y_t = (a_1 - 1)Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Si  $(a_1 - 1) = 0$ , la variable  $Y_t$  posee una raíz unitaria y por lo tanto sigue un proceso no estacionario. En cambio, si  $(a_1 - 1) < 0$ , podemos afirmar que  $Y_t$  sigue una secuencia estacionaria.

Si generalizamos este caso para  $n$  variables, tendríamos la siguiente ecuación matricial:

$$(16) \quad \Delta Y_t = \pi Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

donde  $Y_t$  y  $\varepsilon_t$  son ahora vectores de dimensión  $n \times 1$ ,  $\pi = A_1 - I$ ,  $A_1$  es una matriz de tamaño  $n \times n$  e  $I$  es la matriz identidad de dimensión también  $n \times n$ .

El método de Johansen se basa en hallar las raíces características de la matriz  $\pi$ , dado que puede demostrarse que el rango de dicha matriz es igual a la cantidad de raíces características no nulas que posee. Esa matriz estará asociada a un modelo de vector de corrección de errores (VECM) con la siguiente forma:

$$(17) \quad \Delta Y_t = a_0 + a_1 t + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + \pi Y_{t-1} + \Gamma_x X_t + \varepsilon_t$$

En el caso en que todas las raíces características de  $\pi$  sean iguales a cero, el rango de dicha matriz es cero; dado que ninguna combinación de las variables  $Y_i$  (que componen el vector  $Y_t$ ) es estacionaria, las mismas no están cointegradas. En cambio, si todas las raíces características son distintas de cero (y ninguna de ellas es mayor a uno), todas las variables son estacionarias.

---

<sup>8</sup> Pesaran et al. (1999), pp. 5-6.

Por último, si existen  $r$  raíces características distintas a cero (con  $r < n$ ), podemos afirmar que hay  $r$  vectores de cointegración.

Para evaluar la cantidad de raíces características significativas, se pueden utilizar dos pruebas que poseen estadísticos distintos. Por un lado, tenemos el estadístico  $\lambda$  traza:

$$(18) \quad \lambda_{traza}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i)$$

donde  $\hat{\lambda}_i$  son los valores estimados de las raíces características obtenidos de la matriz  $\pi$  y  $T$  es la cantidad de observaciones. La hipótesis nula de este test es la existencia de  $r$  relaciones de cointegración, contra la hipótesis alternativa de que existen más de  $r$  relaciones de cointegración.

Por el otro, también se puede llevar a cabo el test con el estadístico  $\lambda$  máximo:

$$(19) \quad \lambda_{max}(r, r + 1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1})$$

La hipótesis nula es también que existen  $r$  relaciones de cointegración, pero en este caso la hipótesis alternativa es que hay  $r + 1$  relaciones de cointegración.

En ambas pruebas, las raíces características  $\hat{\lambda}_i$  estimadas deben ser ordenadas de mayor a menor. En el caso de  $\lambda_{traza}$ , si las raíces  $\hat{\lambda}_{r+1}, \dots, \hat{\lambda}_n$  se aproximan a cero, el estadístico también será cercano a cero, con lo cual no se podría rechazar la hipótesis nula y se debería concluir que la cantidad de relaciones de cointegración es igual a  $r$ ; a su vez, para el estadístico  $\lambda_{max}$ , si la raíz característica  $\hat{\lambda}_{r+1}$  es estadísticamente igual a cero, entonces se llegaría a la misma conclusión. A su vez, cabe destacar que el test puede tener las siguientes especificaciones:

- 1) Sin intercepto ni tendencia
- 2) Intercepto en las relaciones de cointegración solamente.
- 3) Intercepto en las relaciones de cointegración y en el modelo.
- 4) Intercepto y tendencia en la ecuación de cointegración, pero solo intercepto en el modelo.
- 5) Intercepto y tendencia tanto en la ecuación de cointegración como en el modelo.

Cabe mencionar que los casos 1-2 implican que no hay tendencia determinística en las series originales, mientras que los casos 3-4 implican una tendencia lineal y el caso 5 una tendencia cuadrática.

A los efectos de verificar la validez de la PPP, nos interesan los casos 1 sin intercepto ni tendencia (PPP absoluta) y 2-3 con intercepto solamente (PPP relativa), ya que la existencia de una tendencia determinística dentro del vector de cointegración implicaría que el tipo de cambio nominal no mantiene una relación de equilibrio constante con los precios domésticos y externos, sino que la misma se modifica a lo largo del tiempo, lo cual contradice ambas versiones de la teoría.

El método de Johansen puede considerarse una primera aproximación matricial a las pruebas de cointegración. Permite verificar y modelar la existencia de más de una relación de equilibrio, y es hasta ahora la más difundida de todas las pruebas de cointegración. Sin embargo, puede notarse en la ecuación (17) que, en la metodología de Johansen, la cantidad de variables del sistema ( $m$ ) coincide con la cantidad de variables endógenas ( $n$ ). Un vector de variables exógenas  $X_t$  podría eventualmente entrar en el modelo fuera de la relación de cointegración, junto con los rezagos de las variables endógenas, con lo cual solo tendrían efectos de corto plazo en las variables endógenas; si eventualmente quisiera plantearse y probarse la exogeneidad débil de un conjunto de las variables  $Y_t$ , esto podría llevarse a cabo luego de verificar la cantidad de relaciones de cointegración en el sistema total.

En cambio, Harbo et al. (1998) y Pesaran et al. (2000) proponen dos métodos que parten de la metodología de Johansen y se basan en estimar un sistema parcial o condicional de un modelo VAR cointegrado, en el cual  $m > n$ ; esto es, hay  $k = m - n$  variables exógenas en el sistema. Además, estas variables exógenas forman parte de los vectores de cointegración del modelo parcial, lo cual hace que estas pruebas sean más apropiadas para determinados problemas de investigación, donde haya variables relevantes que formen parte de la relación de equilibrio y deban ser consideradas exógenas. En particular, esto ocurre en el caso del análisis de la PPP en una economía pequeña, como la de Argentina. La influencia de los desvíos respecto a la PPP sobre los precios estadounidenses debería ser ínfima, debido a los diferentes tamaños relativos de cada mercado y al escaso peso que tiene el comercio entre ambos países dentro del comercio exterior estadounidense. Los análisis de sistemas parciales de Harbo et al. (1998) y Pesaran et al. (2000) permiten determinar la cantidad de relaciones de cointegración asumiendo esta intuición teórica. El programa elaborado en EViews para el presente trabajo implementa la prueba de Pesaran et al. (2000), siendo posible así verificar la validez de la PPP en Argentina sobre el sistema parcial directamente.

El test propuesto por Pesaran et al. (2000) verifica las mismas hipótesis que el test tradicional de Johansen: la hipótesis nula de ambas pruebas establece que existen  $r$  relaciones de cointegración; asimismo, la hipótesis alternativa del test de  $\lambda_{traza}$  es la opción general de que existen más de  $r$  relaciones de cointegración, mientras que la del test correspondiente al estadístico  $\lambda_{max}$  es que existen  $r + 1$  relaciones de cointegración.

La diferencia de este test con la prueba de Johansen radica fundamentalmente en las restricciones introducidas en el sistema de ecuaciones, además de algunos matices en el sistema VAR subyacente y, como consecuencia de esto, en las cinco especificaciones utilizadas. Siguiendo a Pesaran et al. (2000), supongamos que tenemos un vector de  $m$  variables  $Z_t$ , el cual particionamos en un vector de  $n$  variables endógenas  $Y_t$  y otro de  $k$  variables exógenas  $X_t$ , donde  $m \equiv n + k$ . La matriz de variables endógenas que se intenta modelizar es  $Y_t$ .

Supongamos ahora que tenemos un modelo de vector de corrección de errores con la siguiente estructura:

$$(20) \quad \Delta Z_t = a_0 + a_1 t + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta Z_{t-i} + \pi Z_{t-1} + e_t$$

donde  $\Gamma_i$  denota a las matrices de respuesta de corto plazo,  $\pi$  es la matriz de multiplicadores de largo plazo,  $e_t$  es un vector de errores (con  $e_t \sim IN(0, \Omega)$ ) y las letras en mayúsculas corresponden a los vectores de las variables mencionadas en el párrafo anterior.

Al particionar  $Z_t$ , también debemos particionar el vector de errores de tal forma que  $e_t = (e'_{yt}, e'_{xt})'$ . Su matriz de varianzas y covarianzas es entonces:

$$(21) \quad \Omega = \begin{pmatrix} \Omega_{yy} & \Omega_{yx} \\ \Omega_{xy} & \Omega_{xx} \end{pmatrix}$$

por lo cual podemos expresar a  $e_{yt}$  en términos de  $e_{xt}$  como:

$$(22) \quad e_{yt} = \Omega_{yx} \Omega_{xx}^{-1} e_{xt} + u_t$$

donde  $u_t \sim IN(0, \Omega_{uu})$ ,  $\Omega_{uu} \equiv \Omega_{yy} - \Omega_{yx} \Omega_{xx}^{-1} \Omega_{xy}$  y  $u_t$  es independiente de  $e_{xt}$ . También particionamos los vectores de parámetros, de tal forma que  $a_0 = (a'_{y0}, a'_{x0})'$ ,  $a_1 = (a'_{y1}, a'_{x1})'$ ,  $\pi = (\pi'_y, \pi'_x)'$  y  $\Gamma_i = (\Gamma'_{yi}, \Gamma'_{xi})$ , con  $i = 1, \dots, p - 1$ . Reemplazando (22) en (20), el modelo VECM queda con  $\Delta Y_t$  como vector de variables dependientes, expresadas respecto a  $Z_{t-1}, \Delta X_t, \Delta Z_{t-1}, \dots, \Delta Z_{t-p+1}$ :

$$(23) \quad \Delta Y_t = c_0 + c_1 t + \Lambda \Delta X_t + \sum_{i=1}^{p-1} \Psi_i \Delta Z_{t-i} + \pi_{yy,x} Z_{t-1} + u_t$$

donde  $c_0 \equiv a_{y0} - \Omega_{yx}\Omega_{xx}^{-1}a_{x0}$ ,  $c_1 \equiv a_{y1} - \Omega_{yx}\Omega_{xx}^{-1}a_{x1}$ ,  $\Lambda = \Omega_{yx}\Omega_{xx}^{-1}$ ,  $\Psi_i \equiv \Gamma_{yi} - \Omega_{yx}\Omega_{xx}^{-1}\Gamma_{xi}$  con  $i = 1, \dots, p-1$  y  $\pi_{yy,x} \equiv \pi_y - \Omega_{yx}\Omega_{xx}^{-1}\pi_x$ .

A continuación, se asume que  $\pi_x = 0$  y por lo tanto  $\pi_{yy,x} \equiv \pi_y$ .<sup>9</sup> Este supuesto significa que las variables  $x_t$  son débilmente exógenas e implica que los elementos del vector  $X_t$  no están cointegrados entre si. Podemos expresar el sistema parcial de ecuaciones que compone al modelo VECM de la siguiente forma:

$$(24) \quad \Delta Y_t = c_0 + c_1 t + \Lambda \Delta X_t + \sum_{i=1}^{p-1} \Psi_i \Delta Z_{t-i} + \pi_y Z_{t-1} + u_t$$

$$(25) \quad \Delta X_t = a_{x0} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_{xi} \Delta Z_{t-i} + e_{xt}$$

donde (24) es el modelo condicional o parcial y (25) es el modelo marginal.

Asimismo, podemos decir que la información contenida en el modelo marginal correspondiente a las variables  $X_t$  es redundante para la estimación e inferencia de los parámetros de corto y largo plazo del sistema parcial, y que las variables del vector  $X_t$  son determinantes de largo plazo de las variables del vector  $Y_t$ .

La nueva hipótesis nula de los test de cointegración con los estadísticos  $\lambda_{traza}$  y  $\lambda_{max}$  se basa ahora en el rango de la matriz  $\pi_y$ , que es igual a  $r$  bajo dicha hipótesis; en el caso de las hipótesis alternativas, también se mantiene la estructura del test de Johansen, ya que en el caso de  $\lambda_{traza}$  se mantiene la hipótesis general de que existen más de  $r$  relaciones de cointegración, mientras que en el caso de  $\lambda_{max}$  la hipótesis alternativa también coincide ( $r+1$  relaciones de cointegración).

La construcción de los estadísticos también es similar al caso del test de Johansen. Las fórmulas para calcular los mismos coinciden con las ecuaciones (18) y (19), pero en este caso la raíces  $\hat{\lambda}_i$  y  $\hat{\lambda}_{r+1}$  corresponden a la matriz  $\pi_y$  de la ecuación (24). Sin embargo, el planteo de las posibles especificaciones de los términos determinísticos (intercepto y tendencia) tiene implicancias levemente distintas en el trabajo de Pesaran et al. (2000):

- 1) Sin intercepto ni tendencia.
- 2) Intercepto restringido ( $c_0 = -\pi_y * \mu$ , donde  $\mu$  es el vector de coeficientes del intercepto del modelo VAR(p) original) y sin tendencia.
- 3) Intercepto libre y sin tendencia.

---

<sup>9</sup> El pasaje del sistema total al sistema parcial está basado en Pesaran et al. (2000), pp. 299.



- 4) Intercepto libre y tendencia restringida ( $c_0 = -\pi_y * \gamma$ , donde  $\gamma$  es el vector de coeficientes de tendencia del modelo VAR(p) original).
- 5) Intercepto y tendencia libres.

En los casos 1, 2 y 4, la especificación del test coincide con Johansen: no hay tendencia determinística lineal en los casos 1 y 2, y hay tendencia lineal en los datos originales en el caso 4. Sin embargo, los casos 3 y 5 difieren entre ambas pruebas. En la especificación 3 de Johansen, está implícito que los datos presentan una tendencia lineal, mientras que en Pesaran et al. (2000) no la tienen. A su vez, en el caso 5, el planteo de Johansen implica una tendencia cuadrática en los datos, mientras que en Pesaran et al. (2000) hay solo una tendencia lineal.

Como se mencionó anteriormente, la utilización de este test para el estudio de la PPP es relevante ya que permite estudiar la existencia de relaciones de cointegración directamente a partir del sistema parcial; esto es, asumiendo que los precios de Estados Unidos son débilmente exógenos. Esta prueba no se encuentra programada en EViews; a su vez, si bien Zeugner (2006) desarrolló un código para correr el test en Matlab, este programa tiene varias limitaciones. Por ejemplo, no se estiman los coeficientes de corto plazo del sistema parcial y no se permite la introducción de variables exógenas que solo tengan influencia como factores de corto plazo (en particular, variables dummy estacionales centradas). Por lo tanto, se consideró importante programar la prueba y la estimación del sistema parcial en EViews, basando el código desarrollado en los trabajos de Pesaran et al. (2000) y Zeugner (2006).

Aquí vale mencionar el trabajo de Harbo et al. (1998), que también aplica el análisis de sistemas parciales (como el de las ecuaciones 24 y 25) al estudio del fenómeno de la cointegración. Al igual que en Pesaran et al. (2000), los autores plantean la extensión del test de Johansen para el caso en que  $k > 0$  (esto es, el caso en que existen variables débilmente exógenas en el modelo, que forman parte del vector de cointegración). El sistema parcial presentado en dicho trabajo tiene la misma estructura que el de Pesaran et al. (2000), con lo cual podemos afirmar que ambos trabajos hacen, a grandes rasgos, la misma aproximación al mismo problema. Sin embargo, Harbo et al. (1998) siguen el planteo del modelo VAR original de Johansen y llegan a las mismas especificaciones que aquél. Como consecuencia de esto, las pruebas propuestas por ambos trabajos difieren en la especificación de los casos III y V, tal como se explicó previamente en relación a la técnica de Johansen y Pesaran et al. (2000)<sup>10</sup>.

---

<sup>10</sup> Para conocer en detalle el origen de las diferencias, ver Pesaran et al. (2000), pp. 295-297, y Apéndice B; Harbo et al. (1998), pp. 390; y Cottrell (2011), pp. 6-7.

En el presente trabajo, primero se procura analizar la existencia de una relación de cointegración en el sistema total de ecuaciones, para luego verificar empíricamente la exogeneidad débil de los precios norteamericanos (sección 4). Esta aproximación al problema sigue los pasos de la metodología de Johansen. Posteriormente, se utiliza el código desarrollado en EViews para verificar la existencia de relaciones de cointegración en el sistema parcial, de acuerdo al test de Pesaran et al. (2000) (sección 5). En este caso, se asume la exogeneidad débil de un grupo de variables y se infiere la cantidad de relaciones de cointegración directamente en el sistema parcial. Los estadísticos empíricos que calcula el programa también sirven para llevar a cabo el test de Harbo et al. (1998), si se comparan contra las tablas de valores críticos provistas en dicho trabajo (sección 6). El programa puede ser parametrizado fácilmente definiendo cuáles son las variables endógenas y cuáles son las variables débilmente exógenas, además de la cantidad de rezagos y la inclusión optativa de otras variables exógenas de corto plazo (por ejemplo, variables dummy estacionales centradas).

Por último, también debe definirse uno de los cinco posibles casos de la prueba. Cabe aclarar que, al igual que en el test de Johansen, a los efectos de verificar la validez de la PPP, nos interesarían en particular las especificaciones sin intercepto ni tendencia (PPP absoluta) y con intercepto solamente (PPP relativa). Sin embargo, siguiendo la lógica aplicada para la verificación mediante la prueba de Johansen, a la hora de ejecutar el programa de sistemas parciales desarrollado para el presente trabajo se analizarán las especificaciones del test que sean consistentes con la evolución de las variables estudiadas. En caso de resultar pertinentes, se estimarán las versiones IV y V del test, ya que la ausencia de una relación de cointegración y la existencia de una relación de cointegración con tendencia lineal tienen implicancias económicas distintas: si bien ambos casos implican un rechazo de la PPP, podríamos decir que, si existe una relación de cointegración, hay un tipo de cambio real de equilibrio que tiende a incrementarse o disminuir a lo largo del tiempo, fenómeno que podría estar vinculado, por ejemplo, al efecto Balassa-Samuelson. Este efecto indica que un aumento en la productividad de los bienes transables debería llevar a un incremento en los precios de los bienes no transables, lo cual genera una apreciación cambiaria real, si se piensa al tipo de cambio real como el cociente de precios entre transables y no transables; aplicado al caso argentino, el menor aumento de la productividad de los bienes transables en este país respecto a Estados Unidos a lo largo de las últimas décadas daría lugar a una tendencia a la depreciación del tipo de cambio real.

### 3. Análisis de las series de datos.

#### 3.1 Orden de integración de las variables: 1943M01-2016M12.

En primer lugar, se debe analizar el orden de integración de las variables que utilizaremos en las próximas secciones: el tipo de cambio nominal y los índices de precios de Argentina y Estados Unidos. En resumen, las variables que analizaremos en esta sección son las siguientes:

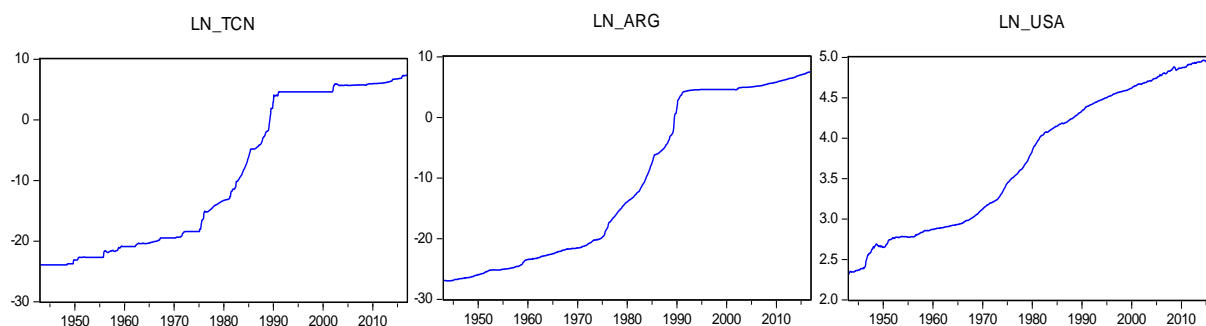
*LN\_TCN*: logaritmo natural del índice de tipo de cambio nominal oficial de Argentina (en relación al dólar estadounidense, cambio de base a 1999) para el período Enero 1943-Diciembre 2016. Fuente: cotización BCRA.

*LN\_ARG*: logaritmo natural del nivel de precios al consumidor de Argentina para el período Enero 1943-Diciembre 2016 (base original último día de Octubre 2007, cambio de base a 1999). Fuente: <http://www.inflacionverdadera.com/>, en base a INDEC (Enero 1943-Diciembre 2006), IPC San Luis (Enero 2007-Noviembre 2007) y PriceStats (Diciembre 2007-Diciembre 2016).

*LN\_USA*: logaritmo natural del nivel de precios al consumidor de Estados Unidos (base original 1982-1984, cambio de base propio a 1999) para el período Enero 1943-Diciembre 2016. Fuente: Bureau of Labor Statistics.

A los efectos de determinar el orden de integración de las variables, se utiliza el test de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), usando el criterio de Akaike para la selección de rezagos. La inspección gráfica de las variables sugiere que todas poseen intercepto y tendencia durante gran parte del período analizado, como puede observarse a continuación:

**Figura 1. Evolución de LN\_TCN, LN\_ARG y LN\_USA.**



Por lo tanto, se decidió incluir intercepto y tendencia en la especificación del test. Los resultados del test ADF correspondientes a las variables en niveles son los siguientes:

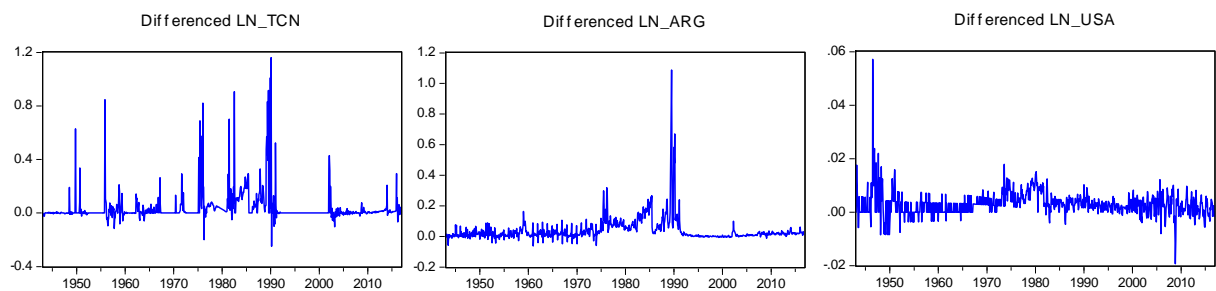
**Figura 2. Test de raíz unitaria sobre las variables en niveles.**

Null Hypothesis: LN_TCN has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 11 (Automatic - based on AIC, maxlag=20)			Null Hypothesis: LN_ARG has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 20 (Automatic - based on AIC, maxlag=20)			Null Hypothesis: LN_USA has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 15 (Automatic - based on AIC, maxlag=20)		
	t-Statistic	Prob.*		t-Statistic	Prob.*		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.624874	0.7827	Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.542124	0.8144	Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.131192	0.9219
Test critical values:			Test critical values:			Test critical values:		
	1% level	-3.968418		1% level	-3.968670		1% level	-3.968418
	5% level	-3.414883		5% level	-3.415006		5% level	-3.414883
	10% level	-3.129615		10% level	-3.129688		10% level	-3.129615

Como puede observarse, en ninguno de los tres casos se halla evidencia que permita rechazar la hipótesis nula, con lo cual todas variables tendrían al menos una raíz unitaria y por lo tanto no serían estacionarias.

A continuación, debemos verificar que sean integradas de orden 1. La inspección gráfica de las series parecería indicar que la diferenciación habría eliminado el intercepto y la tendencia:

**Figura 3. Evolución de LN\_TCN, LN\_ARG y LN\_USA – series diferenciadas.**



Sin embargo, se decidió dejar el intercepto en la especificación del test sobre las series diferenciadas, ya que teóricamente la diferenciación de la tendencia lineal original debería implicar la presencia de un intercepto en la serie diferenciada. Por lo tanto, reiteramos el test ADF (con intercepto y sin tendencia), pero en esta oportunidad sobre las series diferenciadas:

**Figura 4. Test de raíz unitaria sobre las variables diferenciadas.**

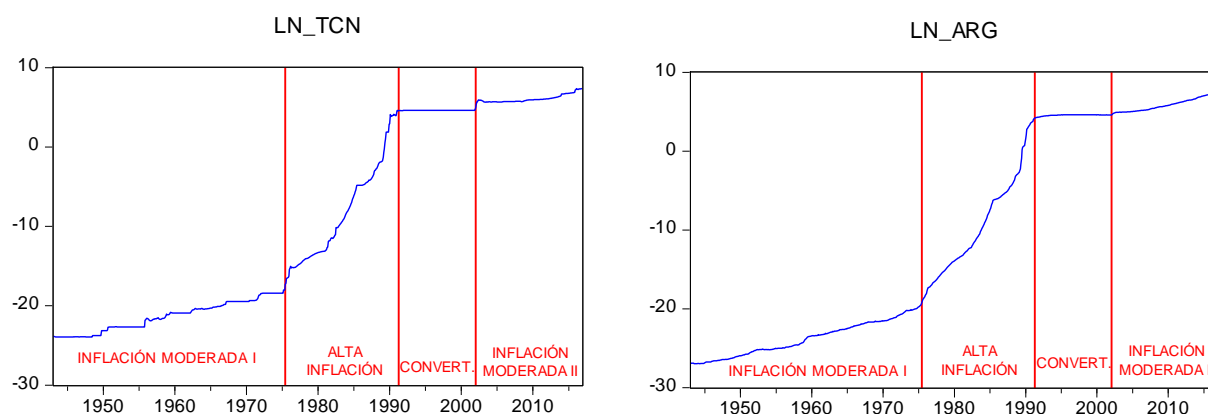
Null Hypothesis: D(LN_TCN) has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 10 (Automatic - based on AIC, maxlag=20)			Null Hypothesis: D(LN_ARG) has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 20 (Automatic - based on AIC, maxlag=20)			Null Hypothesis: D(LN_USA) has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 14 (Automatic - based on AIC, maxlag=20)		
	t-Statistic	Prob.*		t-Statistic	Prob.*		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.243435	0.0000	Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.670520	0.0047	Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.726706	0.0001
Test critical values: 1% level	-3.437491		Test critical values: 1% level	-3.437678		Test critical values: 1% level	-3.437491	
Test critical values: 5% level	-2.864582		Test critical values: 5% level	-2.864664		Test critical values: 5% level	-2.864582	
Test critical values: 10% level	-2.568443		Test critical values: 10% level	-2.568487		Test critical values: 10% level	-2.568443	

El resultado indica que las diferencias de primer orden de las series son estacionarias a un nivel de significatividad del 1%. Por lo tanto, las respectivas series en niveles podrían considerarse integradas de orden 1, lo cual implica que podría existir, en principio, una combinación lineal de ellas (esto es, una relación de cointegración) que sea integrada de orden 0. Además, el hecho de que sean integradas de orden 1 implica que las pruebas de Johansen, Pesaran et al. (2000) y Harbo et al. (1998) son aplicables a estas series.

### 3.2 Cambios estructurales en la economía argentina.

Si se observan detalladamente los gráficos de las variables en niveles del apartado anterior, pueden observarse algunos potenciales cambios estructurales muy marcados en las tendencias de las variables analizadas:

**Figura 5. Posibles cambios macroeconómicos estructurales.**



El primero de ellos se ubica en torno a Junio 1975, coincidiendo con una fuerte devaluación de la moneda argentina en dicho mes, fenómeno usualmente conocido como “Rodrigazo”. A

partir de ese período, la tendencia creciente de las series LN\_TCN y LN\_ARG pareciera volverse más vertical. Podríamos pensar que este cambio estructural marca la salida de la economía argentina del período de inflación moderada y su entrada en un régimen de alta inflación.

Dicho régimen parece extenderse hasta Abril 1991, mes en que entra en vigencia la Ley de Convertibilidad. A partir de ese período, el tipo de cambio nominal queda fijo (se observa una leve fluctuación solo en los primeros meses) y el nivel de precios comienza a estabilizarse. Este punto de quiebre parece indicar la salida del régimen de alta inflación y la entrada de la economía argentina en el período del plan de Convertibilidad, caracterizado por una inusual (en términos históricos) estabilidad de las variables nominales.

El último punto de quiebre se encuentra en Enero 2002, como consecuencia de la salida de la convertibilidad, devaluación del peso argentino mediante. Este punto de quiebre marca además una vuelta gradual a un régimen de inflación moderadamente elevada, caracterizado por una suba pausada, pero relativamente persistente, del tipo de cambio nominal y el nivel de precios.

La historia económica argentina está repleta de eventos macroeconómicos y decisiones de política económica reformistas implementadas con un criterio de “shock”. Por lo tanto, podríamos pensar y mencionar otros puntos de quiebre ad-hoc que potencialmente habrían cambiado la tendencia (o el intercepto) de las series analizadas. Si las variables presentan cambios estructurales en torno a alguna de esas fechas, las pruebas de raíz unitaria corridas previamente sobre el total de la muestra podrían no ser válidas. Por lo tanto, para descartar esta posibilidad, se decidió realizar una serie de pruebas de raíz unitaria con cambio estructural sobre las variables argentinas (LN\_TCN y LN\_ARG).

Las pruebas de raíz unitaria implementadas en EViews están basadas en Perron (2006), que considera cuatro posibilidades de quiebre estructural: un cambio por única vez en niveles (intercepto), un cambio permanente en niveles, un cambio permanente de niveles y tendencia, y un cambio solo en tendencia. Cabe aclarar que, mientras la primer especificación es apta para series sin tendencia determinística, las últimas tres corresponden a variables con tendencia.

A su vez, es posible modelar los quiebres mediante dos dinámicas distintas. Por un lado, están los llamados “innovational outliers”, que asumen un impacto gradual del quiebre estructural. Por otro lado, se encuentran los “additive outliers”, que implican un impacto inmediato de los quiebres.

Por último, también existe la posibilidad de seleccionar un punto de quiebre “ad-hoc”, o bien utilizar algún procedimiento para la selección del punto de quiebre a partir de los datos. Para realizar esto, una primera opción consiste en elegir como punto de quiebre el período que minimiza el estadístico de Dickey-Fuller (Zivot y Andrews, 1992); esto es, el que brinda mayor evidencia en contra de la hipótesis nula de raíz unitaria y, por lo tanto, a favor de la hipótesis alternativa de quiebre estructural en la tendencia. Sin embargo, también existen procedimientos que permiten invertir esta elección y seleccionar la fecha con mayor evidencia a favor del quiebre estructural.

Por lo tanto, existen una gran variedad de especificaciones para la hipótesis nula y alternativa de esta familia de pruebas, dependiendo si se asume que el quiebre es gradual o inmediato, si la serie tiene tendencia determinística y si el punto de quiebre es conocido o debe determinarse a partir de los datos. Es relevante mencionar que, si la selección del punto de quiebre se realiza a través de alguno de los procedimientos mencionados en el párrafo anterior, la hipótesis nula de esta familia de pruebas consiste en la existencia de una raíz unitaria, sin cambios estructurales en la tendencia. Esta hipótesis se contrasta contra la alternativa de que la serie no tiene raíz unitaria, pero posee cambios estructurales.

A continuación, testeamos las series LN\_TCN y LN\_ARG siguiendo el método de selección de quiebres propuesto por Zivot y Andrews (1992), considerando la opción de quiebre en tendencia, así como la de quiebre en intercepto y tendencia. Si bien tiene más sentido testear la posibilidad de cambios estructurales inmediatos (“Additive Outlier”), debido a las reflexiones de párrafos anteriores respecto a la naturaleza de los cambios estructurales en la economía argentina, también se consideró la opción de cambios estructurales de impacto gradual (“Innovational Outlier”).

En primer lugar, se exhiben los resultados para el tipo de cambio nominal:

**Figura 6. Test de raíz unitaria con cambios estructurales – LN\_TCN.**

		Tipo de quiebre					
		"Additive" Outlier			"Innovational" Outlier		
		Estadístico	P-value	Fecha quiebre	Estadístico	P-value	Fecha quiebre
Especificación del quiebre	Tendencia	-1.83	0.9863	2001M08	-2.03	0.9876	1997M07
	Intercepto y tendencia	-2.99	0.9626	1980M09	-3.53	0.8011	1981M03

En todos los casos, se retiene la hipótesis nula de que la serie tiene una raíz unitaria, contra la hipótesis de que es estacionaria en torno a una tendencia con quiebre estructural. Los casos de quiebre en intercepto y tendencia seleccionan puntos del tiempo en torno a 1980-1981, previos a la crisis de la deuda en Argentina (1982), un punto de quiebre que no había sido considerado anteriormente. En cambio, la opción de quiebre en tendencia solamente indica un punto cercano a la salida de la convertibilidad (Agosto 2001) como punto de quiebre de efecto inmediato y la crisis asiática (Julio 1997) si consideramos un punto de quiebre de efecto gradual.

Respecto al nivel de precios de Argentina, los resultados obtenidos fueron los siguientes:

**Figura 7. Test de raíz unitaria con cambios estructurales – LN\_ARG.**

		Tipo de quiebre					
		"Additive" Outlier			"Innovational" Outlier		
		Estadístico	P-value	Fecha quiebre	Estadístico	P-value	Fecha quiebre
Especificación del quiebre	Tendencia	-1.99	0.9713	2003M01	-2.14	0.9787	1996M07
	Intercepto y tendencia	-3.27	0.9049	1986M03	-3.38	0.8652	1982M06

En este caso también se retiene la hipótesis nula en todas las especificaciones corridas del test, con lo cual LN\_ARG sería una variable no estacionaria sin cambios estructurales. En general, los puntos de quiebre seleccionados endógenamente guardan cierta relación con los elegidos para el tipo de cambio nominal. El caso con mayor diferencia parece ser el de un cambio estructural en tendencia e intercepto de efecto inmediato (“Additive outlier”), donde el shock ocurriría en 1980 para LN\_TCN y en 1986 para LN\_ARG.

Es relevante mencionar también que, para ambas variables, se probó el método que selecciona el período con mayor evidencia de quiebre estructural (“trend break t-statistic”). Si bien los puntos de quiebre seleccionados varían significativamente en algunos casos, se sigue sosteniendo la hipótesis nula de que las variables tienen raíz unitaria sin cambios estructurales.

En resumen, a pesar de que la historia económica argentina está repleta de eventos macroeconómicos y cambios de regímenes que podrían interpretarse como quiebres estructurales, la evidencia estadística sostiene la hipótesis de que las series argentinas son integradas de orden 1 sin cambios estructurales de efecto inmediato o gradual, al menos para el período de tiempo analizado en el presente trabajo.



En la próxima sección, estudiaremos la existencia de relaciones de cointegración entre las variables analizadas mediante la técnica de Johansen, antes de hacerlo a través del programa para sistemas parciales desarrollado a los efectos del presente trabajo.

#### 4. Test de Johansen.

Habiendo verificado que las variables son integradas de orden 1, podemos continuar y llevar a cabo el test de Johansen para establecer si LN\_TCN, LN\_ARG y LN\_USA cointegran. Existen cinco especificaciones posibles acerca de la presencia de intercepto y tendencia en la relación de equilibrio de largo plazo. A los efectos de verificar la validez de la teoría de la PPP en particular, nos interesarían los casos I a III: sin intercepto ni tendencia; solo con intercepto restringido a la relación de cointegración; y con intercepto sin restringir (es decir, presente en la relación de cointegración y en el modelo VEC). Mientras que el caso I es coherente con la PPP absoluta, los últimos dos son coherentes con la versión relativa de la PPP<sup>11</sup>.

Sin embargo, la selección del caso debe responder también a la evolución exhibida por las variables modeladas. Mientras los casos I y II son aptos para modelar series que no exhiben tendencia, los casos III y IV corresponden a variables con tendencia lineal; a su vez, el caso V debería ser utilizado en modelos cuyas variables originales muestren una tendencia cuadrática. Si existiera una relación de cointegración con una tendencia determinística (casos IV y V), esto implicaría evidencia en contra de la PPP, ya que el tipo de cambio real de equilibrio exhibiría una tendencia creciente o decreciente a lo largo del tiempo. Para explicar este fenómeno, deberíamos ensayar una hipótesis adicional que implicaría la influencia de factores ajenos a la PPP; por ejemplo, el efecto Balassa-Samuelson (ver Dal Bianco, 2008).

El objetivo del presente trabajo (verificar o rechazar la hipótesis de la PPP) nos indica que nuestra área de interés se ubica en los casos I, II y III. Sin embargo, más allá del objetivo del presente trabajo, la selección del caso pertinente del test de Johansen y del modelo VEC se realizará en base a criterios econométricos. La selección de la especificación es importante para que las conclusiones obtenidas sean correctas, dado que las estimaciones y la distribución asintótica del test de Johansen dependen de dicha elección.<sup>12</sup>

---

<sup>11</sup> La aclaración de este punto se obtuvo de Enders, W. (2010). *Applied Econometric Time Series*, John Wiley & Sons, Inc., Cap. 6, pp. 382.

<sup>12</sup> Juselius (2003), pp. 106-107.

#### 4.1 Análisis de cointegración: 1943M01-2016M12.

Como se mencionó anteriormente, con excepción de períodos breves en términos históricos (como el período del plan de convertibilidad), en general las series presentan una tendencia creciente a lo largo del tiempo, motivo por el cual se descartó el uso de los casos I y II. Asimismo, se descartó el caso V, que corresponde a variables con tendencia cuadrática. Desde el punto de vista empírico, no parecería correcto considerar que la variable LN\_USA registra un comportamiento de este tipo; desde el punto de vista teórico, los modelos estimados bajo el caso V podrían tender a “sobreajustarse” a la muestra de estimación<sup>13</sup>. Entonces, se decidió correr el test de Johansen sobre las dos especificaciones que consideran la posibilidad de una tendencia lineal en las variables, esto es, los casos III y IV, dado que no contamos con una hipótesis a priori acerca de la presencia de una tendencia lineal en la relación de largo plazo.

A su vez, otro punto relevante que debemos considerar es la potencial estacionalidad de las variables analizadas. Al estar trabajando con series mensuales en vez de anuales, las mismas podrían exhibir estacionalidad significativa. Por este motivo, se decidió incluir una serie de variables dummy estacionales centradas, que no afectan la distribución asintótica de los estadísticos.<sup>14</sup>

Se presentan los resultados del test de Johansen para los casos III y IV en el siguiente cuadro resumen. Las salidas de EViews con los resultados del test pueden consultarse en el Apéndice I:

**Figura 8. Test de cointegración de Johansen – 15 rezagos.**

	Rels. Coimt.	CASO III		CASO IV	
		Estadístico	P-Value	Estadístico	P-Value
TEST TRAZA	0	35.98	0.01	46.57	0.02
	1	12.51	0.13	22.76	0.12
	2	1.72	0.19	3.01	0.88
TEST MAX. AUTOVALOR	0	23.48	0.02	23.81	0.09
	1	10.79	0.17	19.75	0.04
	2	1.72	0.19	3.01	0.88

<sup>13</sup> Juselius (2003), pp. 107.

<sup>14</sup> Johansen (1995), pp. 84.

La selección de rezagos se realizó de modo de lograr el mejor ajuste según el criterio de Akaike, que resultó coincidente con el criterio FPE (“Final Prediction Error”) y además es la selección de rezagos que presenta menor evidencia de autocorrelación residual. En el Apéndice I también se incluyen las salidas con los resultados del test de selección de rezagos sobre el modelo VAR en niveles.

En general, los resultados indican que se rechaza la hipótesis de que no existen relaciones de cointegración, manteniéndose luego la hipótesis de una sola relación de cointegración. El único caso en que no ocurre esto es en el test de máximo autovalor de la especificación IV. Allí solo se rechaza la hipótesis de cero relaciones de cointegración al 10% de significatividad; si se relajara el nivel de significatividad a dicho nivel, luego se terminaría concluyendo que hay dos relaciones de cointegración. Dado que el resto de los resultados no es consistente con esta conclusión y todos indican la existencia de una sola relación de cointegración, sostener esta hipótesis parece la decisión más razonable.

Por otro lado, el test de Johansen depende de una serie de supuestos acerca del comportamiento de los residuos del sistema, siendo los más relevantes la ausencia de autocorrelación residual y la aproximación a una distribución normal. Respecto al primer punto, si bien la cantidad de rezagos incluidos no elimina la autocorrelación residual a un nivel de significatividad del 5%, sí lo hace al 1%, hasta el rezago 24. En cuanto a su distribución, los residuos del sistema no siguen una distribución normal.

Teniendo en cuenta estos problemas (sobre todo, el incumplimiento de la normalidad de los residuos), se decidió confirmar la evidencia de cointegración a través del test de Engle-Granger, que no exige el requisito de normalidad. Las especificaciones utilizadas son aquellas similares a los casos III y IV de Johansen. También se mantuvo el mismo criterio de selección de rezagos (Akaike):

**Figura 9. Test de Engle-Granger.**

Variable dependiente	Intercepto en Vector de Coint. Series con tendencia lineal		Intercepto y Tendencia en Vector de Coint. Series con tendencia lineal	
	Estadístico Tau	P-Value	Estadístico Tau	P-Value
LN_ARG	-3.854	0.042	-3.860	0.097
LN_TCN	-3.905	0.037	-3.917	0.085
LN_USA	-2.303	0.628	-1.858	0.917

Los resultados de esta prueba respaldan aquellos obtenidos con el test de Johansen, ya que hay evidencia de que existe al menos una relación de cointegración a un 10% de significatividad, cuando LN\_ARG o LN\_TCN son las variables dependientes. Los resultados desfavorables con LN\_USA como variable dependiente se interpretan como una consecuencia de la exogeneidad exhibida por esta variable, punto que se analizará en la próxima sección.

En resumen, la conclusión de este apartado indica que existiría una relación de cointegración entre las variables modeladas, la cual representaría la relación de largo plazo entre las mismas. En la próxima sección, estimaremos un modelo VEC con una sola relación de cointegración, considerando en principio tanto la especificación III como la IV. En base a los resultados obtenidos, se procurará determinar cuál de los modelos resulta más pertinente, cuestión que resultará determinante a la hora de analizar la validez de la PPP.

#### 4.2 Estimación de Modelos VEC bajo las especificaciones III y IV.

Teniendo en cuenta las conclusiones anteriores, se procedió a estimar los modelos VEC, bajo las especificaciones III y IV, con una relación de cointegración y 15 rezagos. En la siguiente salida de EViews, se pueden observar los coeficientes estimados de la relación de cointegración ( $\beta_i$ ) y los coeficientes de ajuste de cada ecuación ( $\alpha_i$ ):

**Figura 10. Relación de largo plazo y coeficientes de ajuste.**

Caso III				Caso IV			
Vector Error Correction Estimates Date: 08/14/17 Time: 14:00 Sample (adjusted): 1944M05 2016M12 Included observations: 872 after adjustments Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]				Vector Error Correction Estimates Date: 08/14/17 Time: 14:01 Sample (adjusted): 1944M05 2016M12 Included observations: 872 after adjustments Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]			
Cointegrating Eq:		CointEq1		Cointegrating Eq:		CointEq1	
LN_TCN(-1)	1.000000			LN_TCN(-1)	1.000000		
LN_ARG(-1)	-0.975020 (0.02433) [-40.0677]			LN_ARG(-1)	-0.945035 (0.02786) [-33.9187]		
LN_USA(-1)	0.867153 (0.37227) [2.32937]			LN_USA(-1)	-0.077237 (0.73724) [-0.10476]		
C	-4.384529			@TREND(40M01)	0.001642 (0.00157) [ 1.04290]		
Error Correction:		D(LN_TCN) D(LN_ARG) D(LN_USA)		C		-1.311892	
CointEq1	-0.015672 (0.01206) [-1.29956]	0.018067 (0.00524) [3.44657]	-0.000715 (0.00048) [-1.47737]	Error Correction:	D(LN_TCN) D(LN_ARG) D(LN_USA)		
				CointEq1	-0.026891 (0.01135) [-2.37011]	0.013548 (0.00496) [2.73304]	-0.000538 (0.00046) [-1.17960]

En primer lugar, debe destacarse que los coeficientes del caso III, con la normalización  $\beta_{LN\_TCN} = 1$ , parecen tomar valores bastante similares a los esperados para que se cumpla la PPP; esto es,  $\beta_{LN\_ARG} = -1$  y  $\beta_{LN\_USA} = 1$ . En el caso IV,  $\beta_{LN\_ARG}$  también se encuentra cerca del valor esperado, pero no ocurre lo mismo con  $\beta_{LN\_USA}$ . Volveremos a este punto más adelante.

Como se mencionó en el apartado 2.2, un concepto clave para nuestro tópico de investigación es el de exogeneidad débil. En el marco teórico de los modelos VEC, una variable es débilmente exógena si la misma no ajusta ante desvíos en la relación de largo plazo; es decir, si  $\alpha_i = 0$ . En este caso, dicha variable se considera como “determinante de largo plazo” (“long-run forcing”) de las variables endógenas del sistema.

Como hemos visto hasta ahora, la metodología de Johansen verifica la cantidad de relaciones de cointegración sobre el sistema total de ecuaciones, en el cual todas las variables son endógenas. Sin embargo, luego de definir la cantidad de relaciones de cointegración, la exogeneidad débil de una variable puede ser evaluada, restringiendo  $\alpha_i$  a cero y verificando la validez de esta restricción mediante el test de razón de verosimilitud provisto por EViews.

Desde un punto de vista económico, es sumamente difícil argumentar que los precios estadounidenses reaccionarían ante desvíos en el tipo de cambio real de equilibrio de largo plazo con Argentina, debido a los diferentes tamaños relativos de cada economía y la escasa relevancia de Argentina en el comercio exterior de Estados Unidos. Asimismo, aún sin haber verificado formalmente su significatividad estadística, podemos observar que los coeficientes  $\alpha_{LN\_USA}$  de ambos modelos parecen poco significativos, debido al bajo valor estimado del estadístico t en cada caso (aproximadamente -1.48 en el caso III y -1.18 en el caso IV). Resulta razonable entonces probar esta hipótesis en los modelos obtenidos previamente, planteando la restricción  $\alpha_{LN\_USA} = 0$ . Adicionalmente, esta hipótesis se testea junto con la igualdad, en términos absolutos, de los coeficientes de largo plazo del tipo de cambio nominal y los precios argentinos, normalizando en base a los precios argentinos (es decir,  $\beta_{LN\_TCN} = -1$  y  $\beta_{LN\_ARG} = 1$ ). La normalización de los coeficientes  $\beta_i$  así planteada implica que la relación de equilibrio medirá desviaciones respecto a la inversa del tipo de cambio real. Si bien esta normalización puede parecer algo extraña en un principio, cobrará mayor sentido con los resultados exhibidos más adelante:

**Figura 11. VEC restringido ( $\alpha_{LN\_USA} = 0, \beta_{LN\_TCN} = -1, \beta_{LN\_ARG} = 1$ ).**

**Caso III**

Vector Error Correction Estimates  
 Date: 03/21/18 Time: 19:09  
 Sample (adjusted): 1944M05 2016M12  
 Included observations: 872 after adjustments  
 Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

---

Cointegration Restrictions:  
 A(3,1)=0, B(1,1)=-1, B(1,2)=1  
 Convergence achieved after 3 iterations.  
 Restrictions identify all cointegrating vectors  
 LR test for binding restrictions (rank = 1):  
 Chi-square(2) 2.465670  
 Probability 0.291465

---

Cointegrating Eq:	CointEq1
LN_TCN(-1)	-1.000000
LN_ARG(-1)	1.000000
LN_USA(-1)	-1.222475 (0.07008) [-17.4442]
C	5.983452

---

Error Correction:	D(LN_TCN)	D(LN_ARG)	D(LN_USA)
CointEq1	0.008988 (0.01187) [0.75703]	-0.019764 (0.00515) [-3.83472]	0.000000 (0.00000) [NA]

**Caso IV**

Vector Error Correction Estimates  
 Date: 03/21/18 Time: 19:08  
 Sample (adjusted): 1944M05 2016M12  
 Included observations: 872 after adjustments  
 Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

---

Cointegration Restrictions:  
 A(3,1)=0, B(1,1)=-1, B(1,2)=1  
 Convergence achieved after 3 iterations.  
 Restrictions identify all cointegrating vectors  
 LR test for binding restrictions (rank = 1):  
 Chi-square(2) 2.787525  
 Probability 0.248140

---

Cointegrating Eq:	CointEq1
LN_TCN(-1)	-1.000000
LN_ARG(-1)	1.000000
LN_USA(-1)	-1.163971 (0.43797) [-2.65762]
@TREND(40M01)	-0.000199 (0.00148) [-0.13424]
C	5.859682

---

Error Correction:	D(LN_TCN)	D(LN_ARG)	D(LN_USA)
CointEq1	0.009474 (0.01182) [0.80163]	-0.019563 (0.00513) [-3.81241]	0.000000 (0.00000) [NA]

Dado que el p-value de ambas pruebas es superior a los valores habitualmente utilizados, se retienen las hipótesis planteadas y, por lo tanto, las restricciones aplicadas a los coeficientes son pertinentes. Nótese que, una vez estimados los modelos con todas las restricciones, ahora el caso IV también exhibe un coeficiente  $\beta_{LN\_USA}$  más consistente con la teoría de la PPP, dado que su valor se acerca a -1. Sin embargo, debemos probar esta hipótesis estadísticamente. Se muestran los resultados de dicho test en la siguiente salida, donde realizamos una prueba conjunta de  $\beta_{LN\_USA} = -1$  con el resto de las restricciones planteadas en el punto anterior:

**Figura 12. VEC restringido ( $\alpha_{LN\_USA} = 0, \beta_{LN\_TCN} = -1, \beta_{LN\_ARG} = 1, \beta_{LN\_USA} = -1$ ).**

**Caso III**

Vector Error Correction Estimates  
 Date: 03/21/18 Time: 19:13  
 Sample (adjusted): 1944M05 2016M12  
 Included observations: 872 after adjustments  
 Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

---

Cointegration Restrictions:  
 A(3,1)=0, B(1,1)=-1, B(1,2)=1, B(1,3)=-1  
 Convergence achieved after 1 iterations.  
 Restrictions identify all cointegrating vectors  
 LR test for binding restrictions (rank = 1):  
 Chi-square(3) 9.250116  
 Probability 0.026144

---

Cointegrating Eq:	CointEq1
LN_TCN(-1)	-1.000000
LN_ARG(-1)	1.000000
LN_USA(-1)	-1.000000
C	5.144159

---

Error Correction:	D(LN_TCN)	D(LN_ARG)	D(LN_USA)
CointEq1	0.008959 (0.00953) [0.94007]	-0.012334 (0.00415) [-2.97029]	0.000000 (0.00000) [NA]

**Caso IV**

Vector Error Correction Estimates  
 Date: 03/21/18 Time: 19:13  
 Sample (adjusted): 1944M05 2016M12  
 Included observations: 872 after adjustments  
 Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

---

Cointegration Restrictions:  
 A(3,1)=0, B(1,1)=-1, B(1,2)=1, B(1,3)=-1  
 Convergence achieved after 1 iterations.  
 Restrictions identify all cointegrating vectors  
 LR test for binding restrictions (rank = 1):  
 Chi-square(3) 2.910526  
 Probability 0.405627

---

Cointegrating Eq:	CointEq1
LN_TCN(-1)	-1.000000
LN_ARG(-1)	1.000000
LN_USA(-1)	-1.000000
@TREND(40M01)	-0.000744 (0.00024) [-3.06206]
C	5.506733

---

Error Correction:	D(LN_TCN)	D(LN_ARG)	D(LN_USA)
CointEq1	0.010732 (0.01162) [0.92396]	-0.018830 (0.00505) [-3.73186]	0.000000 (0.00000) [NA]

En el caso III, se rechazan las hipótesis planteadas al nivel de significatividad habitual. Por lo tanto, en este caso deberíamos quedarnos con el modelo anterior (figura 11). Esto implica que, bajo esta especificación, no se estaría cumpliendo la PPP, dado que, en el tipo de cambio real de equilibrio, los precios de Estados Unidos tienen una mayor ponderación que el tipo de cambio nominal y los precios argentinos.

Por otro lado, el caso IV indica que todas las hipótesis testeadas son válidas en forma conjunta; esto es, el valor esperado de los coeficientes de la relación de largo plazo y la hipótesis de exogeneidad débil del nivel de precios de Estados Unidos pueden ser considerados consistentes con la evidencia estadística. Sin embargo, como mencionamos en secciones previas del trabajo, la inclusión de una tendencia determinística en la relación de largo plazo implica que la teoría de la PPP no es estrictamente válida. En este caso, la tendencia determinística posee un coeficiente negativo; recordando que, tal como está planteada, la relación de cointegración haría referencia a la inversa del tipo de cambio real, podemos afirmar que el tipo de cambio real de equilibrio ha tendido a aumentar a lo largo del tiempo.

También podemos observar en las figuras 11 y 12 que el estadístico T correspondiente al coeficiente de ajuste de la ecuación de tipo de cambio nominal ( $\alpha_{ln\_tcn}$ ) toma valores muy bajos en ambas especificaciones del modelo VEC (aproximadamente 0,76 en el caso III y 0,92 en el caso IV). Este resultado podría estar indicando que dicho coeficiente no es estadísticamente distinto de cero y, por lo tanto, que el tipo de cambio nominal es también una variable débilmente exógena.

Contrastamos entonces esta hipótesis en la figura 13, junto con el resto de las restricciones ya verificadas en cada una de las especificaciones. Dado que el p-value es mayor a 0.05, las hipótesis planteadas serían válidas y el tipo de cambio nominal puede considerarse entonces como una variable débilmente exógena del sistema, al igual que los precios estadounidenses. La primera consecuencia de este fenómeno sería que tendríamos un sistema parcial con una única variable endógena. Se considerará este punto a la hora de verificar la existencia de cointegración a través de las pruebas sobre sistemas parciales programadas para el presente trabajo.

En segundo lugar, la exogeneidad débil del tipo de cambio nominal demuestra que no sería una variable de ajuste ante desvíos en la relación de equilibrio de largo plazo del tipo de cambio real y que, dada también la exogeneidad débil de los precios estadounidenses, serían los precios

argentinos los únicos encargados de restituir el equilibrio. Este resultado no resulta llamativo para el caso argentino, considerando que se han tomado datos de tipo de cambio nominal oficial para el presente trabajo, variable que tuvo varias y prolongadas etapas de fijación o fuerte intervención a lo largo del período analizado.

**Figura 13. Restricciones a los modelos VEC (caso III y IV).**

Caso III				Caso IV			
$(\alpha_{LN\_USA} = \alpha_{LN\_TCN} = 0, \beta_{LN\_TCN} = -1, \beta_{LN\_ARG} = 1)$				$(\alpha_{LN\_USA} = \alpha_{LN\_TCN} = 0, \beta_{LN\_TCN} = \beta_{LN\_USA} = -1, \beta_{LN\_ARG} = 1)$			
Vector Error Correction Estimates Date: 03/21/18 Time: 19:22 Sample (adjusted): 1944M05 2016M12 Included observations: 872 after adjustments Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]				Vector Error Correction Estimates Date: 03/21/18 Time: 19:21 Sample (adjusted): 1944M05 2016M12 Included observations: 872 after adjustments Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]			
Cointegration Restrictions: A(3,1)=0, B(1,1)=-1, B(1,2)=1, A(1,1)=0 Convergence achieved after 2 iterations. Restrictions identify all cointegrating vectors LR test for binding restrictions (rank = 1): Chi-square(3) 3.068241 Probability 0.381223				Cointegration Restrictions: A(3,1)=0, B(1,1)=-1, B(1,2)=1, B(1,3)=-1, A(1,1)=0 Convergence achieved after 1 iterations. Restrictions identify all cointegrating vectors LR test for binding restrictions (rank = 1): Chi-square(4) 3.818478 Probability 0.431129			
Cointegrating Eq:		CointEq1		Cointegrating Eq:		CointEq1	
LN_TCN(-1)	-1.000000			LN_TCN(-1)	-1.000000		
LN_ARG(-1)	1.000000			LN_ARG(-1)	1.000000		
LN_USA(-1)	-1.229325 (0.07106) [-17.2999]			@TREND(40M01)	-0.000760 (0.00025) [-3.06202]		
C	6.009294			C	5.514769		
Error Correction:	D(LN_TCN)	D(LN_ARG)	D(LN_USA)	Error Correction:	D(LN_TCN)	D(LN_ARG)	D(LN_USA)
CointEq1	0.000000 (0.00000) [NA]	-0.021173 (0.00482) [-4.39633]	0.000000 (0.00000) [NA]	CointEq1	0.000000 (0.00000) [NA]	-0.020500 (0.00471) [-4.35088]	0.000000 (0.00000) [NA]

Por último, podemos observar que la restricción  $\alpha_{LN\_TCN} = 0$  no afecta significativamente la estimación de los coeficientes  $\beta_{LN\_USA}$  en el caso III y de la tendencia en la relación de cointegración del caso IV. Como se mencionó anteriormente, ambos coeficientes implican un rechazo de la PPP en sentido estricto; en particular, en el caso IV se observa una tendencia del tipo de cambio real de equilibrio a depreciarse a lo largo del tiempo (o, lo que es lo mismo, una tendencia negativa de la inversa del tipo de cambio real). Esta conclusión implica que habría factores ajenos a la teoría de la PPP que influyen en la determinación de dicho equilibrio; por ejemplo, una posibilidad sería la hipótesis de Dal Bianco (2008). Tal como se explicó en la sección 2.2, la depreciación del tipo de real de equilibrio a lo largo del tiempo podría deberse a una declinación de la productividad de los bienes transables de Argentina en relación a Estados Unidos (efecto Balassa-Samuelson).



Aunque los resultados obtenidos bajo ambas especificaciones puedan interpretarse de manera similar, se considera que el caso IV sería el más apropiado. Además de la interpretación teórica del punto anterior, la significatividad estadística del coeficiente estimado para la tendencia determinística de la relación de cointegración nos da un indicio de que esta decisión es correcta. Como puede observarse, el estadístico T se ubica por fuera de los límites +/-2, habitualmente utilizados para definir la zona de rechazo de este tipo de pruebas, cuando la muestra es grande.

Dado que no es estrictamente correcto usar este estadístico, se recurre al test de razón de verosimilitud provisto por Johansen (1995, pp. 162), que permite seleccionar entre los casos III (restringido) y IV (no restringido); es decir, permite verificar si corresponde incluir una tendencia lineal en el vector de cointegración, asumiendo siempre las mismas restricciones sobre los coeficientes de ajuste y de largo plazo en ambos casos. El estadístico empírico de este test surge de comparar las funciones de verosimilitud de ambos casos:

$$LR = -2 * [\ln(L_{caso III}) - \ln(L_{caso IV})] \sim \chi_r^2$$

donde  $r$  es la cantidad de relaciones de cointegración y  $L$  es el valor que toma la función de verosimilitud. En este caso, el estadístico empírico toma el siguiente valor:

$$(26) \quad LR = -2 * [6215,519 - 6218,877] = 6,716 > 3.841 = \chi_1^2$$

que supera al valor crítico de la distribución Chi-Cuadrado con 1 grado de libertad y 5% de significatividad. Por lo tanto, dado que se rechaza la hipótesis nula (caso III, o bien no significatividad de la tendencia lineal en el vector de cointegración), se considera recomendable incluir este término en el modelo estimado.

Por otro lado, el tratamiento del tipo de cambio nominal y los precios estadounidenses como variables que juegan un rol similar en el sistema de ecuaciones podría parecer poco intuitivo. Para indagar un poco más acerca de este punto, se realiza un test de causalidad en el sentido de Granger, aplicando la corrección sugerida por Toda & Yamamoto (1995). Estos autores sugieren que, dado que el estadístico del test de Granger no sigue asintóticamente una distribución Chi-Cuadrado cuando las series involucradas no son estacionarias, se debe agregar al modelo VAR una cantidad de rezagos igual al máximo orden de integración de dichas series, a los efectos de efectuar la prueba estadística en cuestión. Por lo tanto, a continuación se exhiben los resultados del test introduciendo un rezago adicional al modelo VAR y considerando la especificación del modelo VECM que hemos seleccionado (esto es, con intercepto y tendencia):

**Figura 14. Causalidad en el sentido de Granger – Caso IV.**

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests  
 Date: 07/26/18 Time: 18:31  
 Sample: 1943M01 2016M12  
 Included observations: 871

---

Dependent variable: LN\_TCN

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
LN_ARG	171.1266	16	0.0000
LN_USA	22.06934	16	0.1410
All	203.3329	32	0.0000

---

Dependent variable: LN\_ARG

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
LN_TCN	153.4582	16	0.0000
LN_USA	13.81442	16	0.6125
All	164.3883	32	0.0000

---

Dependent variable: LN\_USA

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
LN_TCN	10.55092	16	0.8363
LN_ARG	21.22520	16	0.1700
All	31.33859	32	0.4999

Puede observarse que, cuando LN\_USA es la variable dependiente (última tabla), se concluye que no está causada en el sentido de Granger por ninguna de las otras dos. Sin embargo, cuando LN\_TCN es la variable dependiente (primera tabla), ésta sí es causada en el sentido de Granger por LN\_ARG. Por lo tanto, para los precios estadounidenses se cumplen las dos condiciones de exogeneidad fuerte (exogeneidad débil y no causalidad en el sentido de Granger), mientras que el tipo de cambio nominal es sólo una variable débilmente exógena. En otras palabras, si bien ninguna de las dos variables (tipo de cambio nominal y precios estadounidenses) reaccionan ante desvíos en la relación de largo plazo, el tipo de cambio nominal sí presenta fluctuaciones de corto plazo asociadas a cambios precedentes en el nivel de precios local.

## 5. Test de Pesaran et al. (2000).

El análisis del sistema total de ecuaciones de la sección 4 indicó la existencia de una relación de cointegración entre las variables analizadas. Asimismo, se verificó la plausibilidad, desde el punto de vista estadístico, de asumir la exogeneidad débil del nivel de precios estadounidenses, en conjunto con algunas restricciones sobre los coeficientes de la relación de largo plazo. Por último, también se encontró evidencia estadística a favor de la exogeneidad débil del tipo de cambio nominal. Sin embargo, se terminó hallando evidencia en contra de la PPP, ya que en el caso III el coeficiente de cointegración de los precios de Estados Unidos es

mayor a 1 (en valor absoluto) y en el caso IV hay evidencia de una tendencia lineal con coeficiente negativo en la relación de cointegración (expresada como la inversa del tipo de cambio real de equilibrio), con lo cual el tipo de cambio real de equilibrio estaría necesariamente influido por factores ajenos a la teoría de la PPP.

¿Qué ocurre entonces con esta evidencia si analizamos directamente el sistema parcial? Para responder esta pregunta, se utilizará el programa desarrollado en EViews para la comprobación de la existencia de relaciones de cointegración en sistemas parciales directamente. Este programa implementa el procedimiento del test para sistemas parciales de Pesaran et al. (2000), que asume la exogeneidad débil de algunas variables del sistema de ecuaciones. Este supuesto implica que los vectores de cointegración del sistema no están presentes en las ecuaciones correspondientes a dichas variables; por lo tanto, esas ecuaciones componen el “sistema marginal”, que no aporta información relevante sobre la cointegración de las variables, y por lo tanto la cantidad de relaciones de cointegración puede determinarse a partir de las ecuaciones correspondientes a las variables endógenas, que componen lo que se denomina como “sistema parcial”. Este tipo de análisis es particularmente interesante para algunos problemas de investigación, como aquellos referidos a economías pequeñas y abiertas como Argentina, donde la teoría económica indica que algunas variables externas deberían considerarse débilmente exógenas. El supuesto de exogeneidad débil permite la inclusión de dichas variables exógenas en la relación de largo plazo, lo cual implica que esta metodología es factible para analizar, por ejemplo, el cumplimiento de la PPP en una economía pequeña y abierta como la de Argentina.

A su vez, si bien la condición de exogeneidad débil de las variables se impone a partir de la teoría económica, es posible verificar la viabilidad estadística de dicho supuesto a través del test de exogeneidad débil provisto por Pesaran et al. (2000), que también fue programado en la rutina de EViews.

Asimismo, es posible utilizar la misma rutina para derivar los estadísticos del test de cointegración para sistemas parciales de Harbo et al. (1998), dado que el procedimiento de concentración de verosimilitud es análogo al de Pesaran et al. (2000), aunque difieran las distribuciones asintóticas de cada trabajo (lo cual se debe a que los procesos VAR subyacentes de los que parten ambos trabajos presentan algunas diferencias).

Por lo tanto, en las próximas secciones se considerará el hallazgo relacionado con la exogeneidad débil del tipo de cambio nominal a la hora de verificar la existencia de una relación

de cointegración con las pruebas para sistemas parciales de Pesaran et al. (2000) y Harbo et al. (1998). En cuanto a la exogeneidad fuerte de los precios estadounidenses, debe tenerse en cuenta que esta condición no afecta los resultados asintóticos de dichas pruebas, dado que se ha verificado que se trata de una variable integrada de orden 1 y que solo la condición de exogeneidad débil de las variables es relevante para la validez de las mencionadas pruebas<sup>15</sup>.

### 5.1 Análisis de cointegración: 1943M01-2016M12.

En la sección 4, se definió que, teniendo en cuenta que las series en niveles parecen presentar una tendencia creciente a lo largo del período analizado, los casos pertinentes para modelar el sistema de ecuaciones eran el III y IV del test de Johansen. Estas especificaciones consideran la presencia de una tendencia lineal en las variables originales, mientras que los casos I y II quedarían descartados por no incluir un término que capte este comportamiento de las series, y el caso V debido a que corresponde a series con tendencia cuadrática y a que podría generar problemas de sobreajuste.

En relación a esto, es relevante hacer un breve comentario respecto a la selección de la especificación del test de Pesaran et al. (2000). Las especificaciones III y V de este test difieren respecto a la prueba de Johansen en lo respectivo a los términos determinísticos del proceso VAR subyacente. Como se mencionó en la revisión bibliográfica de la sección 2.2, en el caso de Pesaran et al. (2000), el caso III implica la ausencia de una tendencia lineal en las variables originales, mientras que el caso V asume la presencia de una tendencia lineal solamente, en vez de la tendencia cuadrática correspondiente al mismo caso de la prueba de Johansen.

El origen de estas diferencias se encuentra en que estas pruebas asumen distintos procesos generadores de datos. Mientras que Johansen parte de un proceso VAR con la siguiente forma:

$$(27) \quad (I - A(L))X_t = \mu_0 + \mu_1 t + \epsilon_t$$

Pesaran et al. (2000) parten de una especificación distinta:

$$(28) \quad (I - A(L))(X_t - \mu_0 - \mu_1 t) = \epsilon_t$$

---

<sup>15</sup> Ver Harbo et al. (1998), pp. 395.

Esta última expresión del proceso VAR impide que el intercepto  $\mu_0$  implique una tendencia lineal de las variables  $X_t$  en niveles y que la pendiente  $\mu_1$  corresponda a una tendencia cuadrática de las mismas.

Teniendo en cuenta estas diferencias en las especificaciones de ambas pruebas y observando que todas las series tienen una tendencia creciente a lo largo del tiempo, los casos pertinentes de la prueba de Pesaran et al. (2000) son el IV y el V. Por lo tanto, procederemos a verificar la existencia de relaciones de cointegración bajo estas especificaciones, a través del programa para sistemas parciales desarrollado en EViews.

En primer lugar, llevamos a cabo el test para el caso IV. La selección de rezagos se mantuvo igual que en la metodología de Johansen.

**Figura 15. Test de cointegración de Pesaran et al. (2000) – 15 rezagos\*.**

Date & Time: 06/02/2018 19:20:14  
 Sample: 1944M05 2016M12  
 Sample size: 873  
 Test specification: Case IV (unrestricted intercepts and restricted trends)  
 Endogenous series: ln\_arg  
 Weakly exogenous series: ln\_tcn ln\_usa  
 Deterministic terms & other exogenous series: du\_m2 du\_m3 du\_m4 du\_m5 du\_m6 du\_m7 du\_m8...  
 Maximum lag selected (in first differences): 15

Pesaran, Shin & Smith Cointegration Rank Test - Trace Statistic

Null Hypothesis	Eigenvalue	Trace Statistic	5% Critical Value	10% Critical Value
At most 0**	0.023216	20.48299	18.08000	15.82000

Critical values obtained from Pesaran, Shin & Smith (2000), Appendix B  
 \* denotes rejection of the null hypothesis at the 10% level  
 \*\* denotes rejection of the null hypothesis at the 5% level

Pesaran, Shin & Smith Cointegration Rank Test - Maximum Eigenvalue Statistic

Null Hypothesis	Eigenvalue	Max. E. Statistic	5% Critical Value	10% Critical Value
At most 0**	0.023216	20.48299	18.08000	15.82000

Critical values obtained from Pesaran, Shin & Smith (2000), Appendix B  
 \* denotes rejection of the null hypothesis at the 10% level  
 \*\* denotes rejection of the null hypothesis at the 5% level

Date & Time: 06/02/2018 19:22:19  
 Sample: 1944M05 2016M12  
 Sample size: 873  
 Test specification: Case V (unrestricted intercepts and unrestricted trends)  
 Endogenous series: ln\_arg  
 Weakly exogenous series: ln\_tcn ln\_usa  
 Deterministic terms & other exogenous series: du\_m2 du\_m3 du\_m4 du\_m5 du\_m6 du\_m7 du\_m8...  
 Maximum lag selected (in first differences): 15

Pesaran, Shin & Smith Cointegration Rank Test - Trace Statistic

Null Hypothesis	Eigenvalue	Trace Statistic	5% Critical Value	10% Critical Value
At most 0**	0.023215	20.48230	17.14000	15.04000

Critical values obtained from Pesaran, Shin & Smith (2000), Appendix B  
 \* denotes rejection of the null hypothesis at the 10% level  
 \*\* denotes rejection of the null hypothesis at the 5% level

Pesaran, Shin & Smith Cointegration Rank Test - Maximum Eigenvalue Statistic

Null Hypothesis	Eigenvalue	Max. E. Statistic	5% Critical Value	10% Critical Value
At most 0**	0.023215	20.48230	17.14000	15.04000

Critical values obtained from Pesaran, Shin & Smith (2000), Appendix B  
 \* denotes rejection of the null hypothesis at the 10% level  
 \*\* denotes rejection of the null hypothesis at the 5% level

\*Programación propia en base a Pesaran et al. (2000) y Zeugner (2006).

El test sobre el sistema parcial nos indica que se rechaza la hipótesis de que no existen relaciones de cointegración; dado que estamos trabajando con un sistema parcial que posee una variable endógena, podemos concluir entonces que hay una sola relación de cointegración.

Por lo tanto, se estimó el sistema parcial de Pesaran et al. (2000) con una sola relación de cointegración ( $r = 1$ ). Puede observarse a continuación que los coeficientes resultantes son muy similares a los obtenidos bajo la metodología de Johansen cuando se asume la exogeneidad débil del tipo de cambio nominal y de los precios estadounidenses, bajo las mismas especificaciones (IV y V):

**Figura 16. Coeficientes de ajuste y de largo plazo – Casos IV y V\*.**

**Johansen**

**Pesaran et al. (2000)**

Vector Error Correction Estimates  
Date: 02/06/18 Time: 19:51  
Sample (adjusted): 1944M05 2016M12  
Included observations: 872 after adjustments  
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

---

Cointegration Restrictions:  
A(3,1)=0, A(1,1)=0, B(1,2)=1  
Convergence achieved after 4 iterations.  
Restrictions identify all cointegrating vectors  
LR test for binding restrictions (rank = 1):  
Chi-square(2) 3.331027  
Probability 0.189094

---

Cointegrating Eq:	CointEq1
LN_TC(-1)	-0.993316 (0.02896) [-34.2949]
LN_ARG(-1)	1.000000
LN_USA(-1)	-1.423969 (0.72919) [-1.95280]
@TREND(40M01)	0.000350 (0.00161) [0.21688]
C	6.632979

---

Error Correction:	D(LN_TC(-1))	D(LN_ARG(-1))	D(LN_USA(-1))
CointEq1	0.000000 (0.00000) [NA]	-0.021246 (0.00482) [-4.40393]	0.000000 (0.00000) [NA]

Vector Error Correction Estimates  
Date: 02/06/18 Time: 19:53  
Sample (adjusted): 1944M05 2016M12  
Included observations: 872 after adjustments  
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

---

Cointegration Restrictions:  
A(3,1)=0, A(1,1)=0, B(1,2)=1  
Convergence achieved after 4 iterations.  
Restrictions identify all cointegrating vectors  
LR test for binding restrictions (rank = 1):  
Chi-square(2) 3.321094  
Probability 0.190035

---

Cointegrating Eq:	CointEq1
LN_TC(-1)	-0.993316 (0.02898) [-34.2738]
LN_ARG(-1)	1.000000
LN_USA(-1)	-1.423969 (0.72964) [-1.95160]
@TREND(40M01)	0.000440
C	6.589125

---

Error Correction:	D(LN_TC(-1))	D(LN_ARG(-1))	D(LN_USA(-1))
CointEq1	0.000000 (0.00000) [NA]	-0.021246 (0.00483) [-4.40111]	0.000000 (0.00000) [NA]

VECM with Exogenous Variables - Pesaran, Shin & ...  
Date & Time: 21/03/2018 13:45:38  
Sample: 1944M05 2016M12  
Sample size: 873  
Model specification: Case IV (unrestricted intercepts ...  
Endogenous series: ln\_arg  
Weakly exogenous series: ln\_tcn ln\_usa  
Deterministic terms & other exogenous series: du ...  
Maximum lag selected (in first differences): 15  
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

---

	Coint. Equation 1
ln_arg(-1)	1.000000
ln_tcn(-1)	-0.993320 (0.02835) [-35.04316]
ln_usa(-1)	-1.423970 (0.71443) [-1.99314]
LINEAR TREND	0.000350 (0.00157) [0.22246]
INTERCEPT	6.638230

---

Equation:	D(ln_arg)
Coint. Equation ...	-0.021246 (0.004836) [-4.393107]

VECM with Exogenous Variables - Pesaran, Shin & ...  
Date & Time: 21/03/2018 13:49:20  
Sample: 1943M01 2015M08  
Sample size: 873  
Model specification: Case V (unrestricted intercepts ...  
Endogenous series: ln\_arg  
Weakly exogenous series: ln\_tcn ln\_usa  
Deterministic terms & other exogenous series: du ...  
Maximum lag selected (in first differences): 15  
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

---

	Coint. Equation 1
ln_arg(-1)	1.000000
ln_tcn(-1)	-0.993320 (0.02835) [-35.04316]
ln_usa(-1)	-1.423970 (0.71443) [-1.99314]
INTERCEPT	6.611560
LINEAR TREND	0.000440

---

Equation:	D(ln_arg)
Coint. Equation ...	-0.021246 (0.004839) [-4.390326]

\*Programación propia en base a Pesaran et al. (2000) y Zeugner (2006).

Esta coincidencia se encuentra dentro de lo esperado, considerando que la única diferencia entre el planteo de la exogeneidad débil bajo la metodología de Johansen y la estimación del sistema parcial de Pesaran et al. (2000), es la inclusión en este último de las diferencias contemporáneas de las variables exógenas ( $\Delta X_t$ , o bien  $\Delta \ln_{tcn}_t$  y  $\Delta \ln_{usa}_t$  en nuestro caso)

como factor explicativo de corto plazo. Por lo tanto, se espera que una eventual restricción de los coeficientes de largo plazo del tipo de cambio nominal y los precios estadounidenses arroje resultados similares a los obtenidos por la metodología de Johansen.

Por otro lado, en la sección 4 no se trabajó con la especificación 5, debido a que la metodología de Johansen asume una tendencia cuadrática de las series originales para dicho caso. En la metodología de Pesaran et al. (2000), este razonamiento no es válido, ya que en dicha especificación las series tendrían una tendencia lineal solamente. Por lo tanto, al analizar el sistema parcial directamente, ¿deberíamos trabajar con el caso IV o con el V? Pesaran et al. (2000) proveen un test de razón de verosimilitud que permite verificar la restricción sobre la tendencia lineal del sistema VEC que se impone implícitamente al estimar el caso IV; esto es, proveen un test de razón de verosimilitud que permite verificar si no hay diferencias significativas entre estimar el caso IV (restringido) o el caso V (no restringido). Sin embargo, este test no está definido para el caso de una variable endógena y una relación de cointegración, ya que sigue una distribución  $\chi^2_{n-r}$ , donde “n” es la cantidad de variables endógenas y “r” es la cantidad de relaciones de cointegración.

Debido a esto, se decidió definir la especificación más apropiada en base a la significatividad individual del coeficiente de tendencia determinística correspondiente a la ecuación de los precios locales. El coeficiente estimado puede encontrarse en la figura 17, junto con su correspondiente desvío estándar y el estadístico T asociado:

**Figura 17. Significatividad individual de la tendencia determinística – Caso V\*.**

du_m11	0.001187 (0.006715) [0.176717]
du_m12	0.021195 (0.006674) [3.17557]
INTERCEPT	-0.000379 (0.003374) [-0.112309]
LINEAR TREND	1.91E-06 (5e-06) [0.373497]
R-squared	0.781754
Adj. R-squared	0.765607
Sum sq. resids	1.124286
S.E. equation	0.037233
F-statistic	48.41639
Log. likelihood	1663.673
AIC	-3.675856
SIC	-3.342119
Mean dependen...	0.039543
S.D. dependent	0.076905
Determinant resid. covar. (dof adj....	0.001386
Determinant resid covar.	0.001289
Log. likelihood model	1663.673
AIC model	-3.666682
SIC model	-3.311061

\*Programación propia en base a Pesaran et al. (2000) y Zeugner (2006).

Considerando que tenemos un tamaño de muestra elevado, puede considerarse un valor crítico de aproximadamente  $\pm 2$  para definir la zona de rechazo del test. El estadístico T de la tendencia lineal (0,373497) es inferior a dicho valor crítico; por ende, retenemos la hipótesis nula en este caso, considerando así que la tendencia lineal fuera de la relación de cointegración no es significativa estadísticamente. Este resultado nos lleva a concluir que sería preferible la estimación del caso IV bajo la metodología de Pesaran et al. (2000).

Como se comentó anteriormente, el hecho de que se trabaje con series que tendrían una tendencia lineal implicaría, en sentido estricto, el rechazo de cualquier versión de la PPP. Esto se debe a que los casos IV y V, los únicos aptos para series con tendencia lineal en el test de Pesaran et al. (2000), asumen la presencia de una tendencia lineal en la relación de cointegración. Por lo tanto, bajo esta metodología, se asume que el tipo de cambio real de equilibrio tendría una tendencia a la apreciación o depreciación a lo largo del tiempo (dependiendo del signo de la tendencia), lo cual significa que se rechazaría la PPP, inclusive en su versión relativa.

Por último, se lleva a cabo el test de exogeneidad débil incluido en el paper de Pesaran et al. (2000, pp. 310-311). Al comprobar la hipótesis de exogeneidad débil ( $\alpha_{\ln\_tcn} = \alpha_{\ln\_usa} = 0$  en nuestro caso), se verifica obviamente la pertinencia de haber trabajado con un sistema parcial de este tipo. Al igual que en los casos anteriores, también es un test de razón de verosimilitud cuyo estadístico tiene la distribución  $\chi^2_{kr}$ , donde “r” sigue siendo la cantidad de relaciones de cointegración y “k” es la cantidad de variables débilmente exógenas del sistema. La salida del test con los valores críticos y el p-value pueden encontrarse en la figura 18:

**Figura 18. Test de Exogeneidad Débil – Caso IV\*.**

Weak exogeneity likelihood ratio test - Pesaran, Shin & Smith (2000)  
 Date & Time: 21/03/2018 14:07:27  
 Sample: 1944M05 2016M12  
 Sample size: 872  
 Model specification: Case IV (unrestricted intercepts and restricted trends)  
 Endogenous series: ln\_arg  
 Weakly exogenous series: ln\_tcn ln\_usa  
 Deterministic terms & other exogenous series: du\_m2 du\_m3 du\_m4 du\_m5 du\_m6 du\_m7 du\_m8 du\_m9 du\_m10 du...  
 Maximum lag selected (in first differences): 15  
 Null hypothesis: ln\_tcn ln\_usa are not long-run dependent on ln\_arg

# of C. E.	LR statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	P-value
1 C. E.	2.146338	9.210340	5.991465	4.605170	0.341923

\*Programación propia en base a Pesaran et al. (2000) y Zeugner (2006)



Puede observarse que se retiene la hipótesis nula de exogeneidad débil del tipo de cambio nominal y de los precios estadounidenses. Por lo tanto, estas variables no muestran una reacción estadísticamente significativa ante desvíos del tipo de cambio real de equilibrio de largo plazo, como era de esperar. Cabe mencionar que esta prueba también se encuentra programada en la rutina de EViews desarrollada para el presente trabajo (Apéndice II).

En resumen, en este apartado hemos visto que el test de cointegración para sistemas parciales de Pesaran et al. (2000) nos lleva a concluir que existe una relación de cointegración entre las variables analizadas tanto en el caso IV como en el V, que son las especificaciones aptas para modelar series con tendencia lineal bajo esta metodología. A su vez, la insuficiente significatividad estadística de la tendencia determinística fuera de la relación de cointegración nos conduce a seleccionar el caso IV como el más apto para modelar las series, al no ser posible aplicar el test de especificación propuesto por Pesaran et al. (2000). Esto implica arribar a la misma conclusión que en la sección 4; esto es, que el tipo de cambio real de equilibrio presenta una tendencia a depreciarse a lo largo del tiempo, lo cual indica a su vez que hay factores ajenos a la PPP que influyen en la determinación del tipo de cambio real de equilibrio. Por último, también se verificó la validez del supuesto de exogeneidad débil del tipo de cambio nominal y de los precios estadounidenses.

En el próximo apartado se analiza brevemente el problema de la cantidad de relaciones de cointegración bajo la metodología para sistemas parciales de Harbo et al. (1998), demostrando que llegaríamos a conclusiones similares a los de la presente sección.

## **6. Test de Harbo et al. (1998).**

Como se comentó en la sección 2.2, Harbo et al. (1998) también proponen un test de cointegración para sistemas parciales, asumiendo la exogeneidad débil de una o más variables de un sistema de ecuaciones. El procedimiento para obtener el estadístico empírico  $\lambda_{traza}$  es análogo al de Pesaran et al. (2000). Sin embargo, dado que Harbo et al. (1998) parten de un modelo VAR original similar al de Johansen, pero distinto al de Pesaran et al. (2000), las distribuciones de los estadísticos difieren de las obtenidas por estos últimos autores.

Como consecuencia de esto, en primer lugar, no se necesitará recalcular los estadísticos empíricos, sino que se hará uso de los obtenidos en la sección 5 y se los comparará con los valores críticos correctos cuando corresponda; en segundo lugar, tampoco será necesario volver

a estimar los coeficientes del sistema VECX, si llegamos a las mismas conclusiones en relación a la cantidad de relaciones de cointegración y a qué caso es más pertinente utilizar.

## 6.1 Análisis de cointegración: 1943M01-2016M12.

En principio, debe mencionarse una particularidad más de la prueba derivada por Harbo et al. (1998). En los casos III y V ( $H_2$  y  $H_4$ , según la notación del citado trabajo), la distribución del estadístico  $\lambda_{traza}$  depende de parámetros “ruidosos” que dificultan la inferencia<sup>16</sup>.

En el presente trabajo, se observa que las series en niveles podrían tener una tendencia lineal, con lo cual se debería volver a trabajar con los casos III y IV, al igual que en la sección 4, considerando que son las especificaciones aptas para verificar la existencia de una relación de cointegración, al trabajar con series que tienen ese comportamiento. Dado que, por los motivos antes mencionados, no se cuenta con la distribución para el caso III, se decidió trabajar directamente con el caso IV.

Como se mencionó anteriormente, los estadísticos  $\lambda_{traza}$  empíricos son los mismos que se obtuvieron en el test de Pesaran et al. (2000) para el caso IV:

**Figura 19. Test de cointegración de Harbo et al. – 15 rezagos\*.**

Date & Time: 06/02/2018 19:20:14  
 Sample: 1944M05 2016M12  
 Sample size: 873  
 Test specification: Case IV (unrestricted intercepts and restricted trends)  
 Endogenous series: ln\_arg  
 Weakly exogenous series: ln\_ton ln\_usa  
 Deterministic terms & other exogenous series: du m2 du m3 du m4 du m5 du m6 du m7 du m8...  
 Maximum lag selected (in first differences): 15

Pesaran, Shin & Smith Cointegration Rank Test - Trace Statistic

Null Hypothesis	Eigenvalue	Trace Statistic	5% Critical Value	10% Critical Value
At most 0**	0.023216	20.48299	18.08000	15.82000

Critical values obtained from Pesaran, Shin & Smith (2000), Appendix B  
 \* denotes rejection of the null hypothesis at the 10% level  
 \*\* denotes rejection of the null hypothesis at the 5% level

Pesaran, Shin & Smith Cointegration Rank Test - Maximum Eigenvalue Statistic

Null Hypothesis	Eigenvalue	Max E. Statistic	5% Critical Value	10% Critical Value
At most 0**	0.023216	20.48299	18.08000	15.82000

Critical values obtained from Pesaran, Shin & Smith (2000), Appendix B  
 \* denotes rejection of the null hypothesis at the 10% level  
 \*\* denotes rejection of the null hypothesis at the 5% level

\*Programación propia en base a Pesaran et al. (2000) y Zeugner (2006)

<sup>16</sup> Harbo et al. (1998), pp. 392.

Sin embargo, en este caso se debe comparar contra valores críticos distintos a los de la figura 19, que se encuentran en el trabajo de Harbo et al. (1998). Los valores críticos están tabulados de acuerdo a la cantidad de variables exógenas  $p_2$  (con  $p_2 = 2$  en nuestro caso) y el número de tendencias comunes generadas por el sistema parcial ( $p_1 - r = 1$  en nuestro caso, donde  $p_1$  es la cantidad de variables endógenas y  $r$  es el número de relaciones de cointegración bajo la hipótesis nula). Para la hipótesis de cero relaciones de cointegración:

$$\lambda_{traza} = 20,48299 > 20,2 = Q_{97,5\%}^{r=0}$$

con lo cual se rechaza la hipótesis de cero relaciones de cointegración y, por lo tanto, el sistema parcial tendría una relación de cointegración. Cabe aclarar que 2,5% es el menor nivel de significatividad tabulado por los autores del mencionado trabajo.

Para concluir esta sección, en lo referente al problema de investigación del presente trabajo, la cantidad de relaciones de cointegración estimadas a partir de cada prueba es la misma y coincide con la estimación de la cantidad de relaciones de cointegración cuando se trabaja con el sistema total.

Considerando que se han obtenido los mismos resultados con todas pruebas utilizadas (solo una relación de cointegración, con intercepto y tendencia lineal), se analizará en la próxima sección el comportamiento de las funciones de impulso-respuesta del sistema y su velocidad de ajuste al equilibrio.

## **7. Análisis de impulso-respuesta y velocidad de ajuste al equilibrio.**

En las secciones previas, ha quedado claro que no parece haber diferencias significativas entre el modelo estimado bajo la metodología de Johansen (VEC), asumiendo la exogeneidad débil de los precios estadounidenses y del tipo de cambio nominal, y el modelo obtenido siguiendo las metodologías de Pesaran et al. (2000) y Harbo et al. (1998), el cual fue estimado directamente a partir del sistema parcial (VECX). La única diferencia en la especificación de estos dos modelos es la inclusión de términos de corto plazo adicionales en el sistema; esto es, la diferencia contemporánea de las variables débilmente exógenas. Asimismo, hemos verificado que las estimaciones de los coeficientes de largo plazo y de ajuste del modelo VEC y del modelo VECX son muy similares.

Por lo tanto, a los efectos de simplificar la carga de programación requerida para este trabajo, se analizarán solamente las funciones de impulso-respuesta del modelo VEC obtenido a través de la metodología de Johansen. Es esperable, por todo lo mencionado en el párrafo anterior, que los resultados obtenidos con el modelo VECX sean similares a los exhibidos en este apartado.

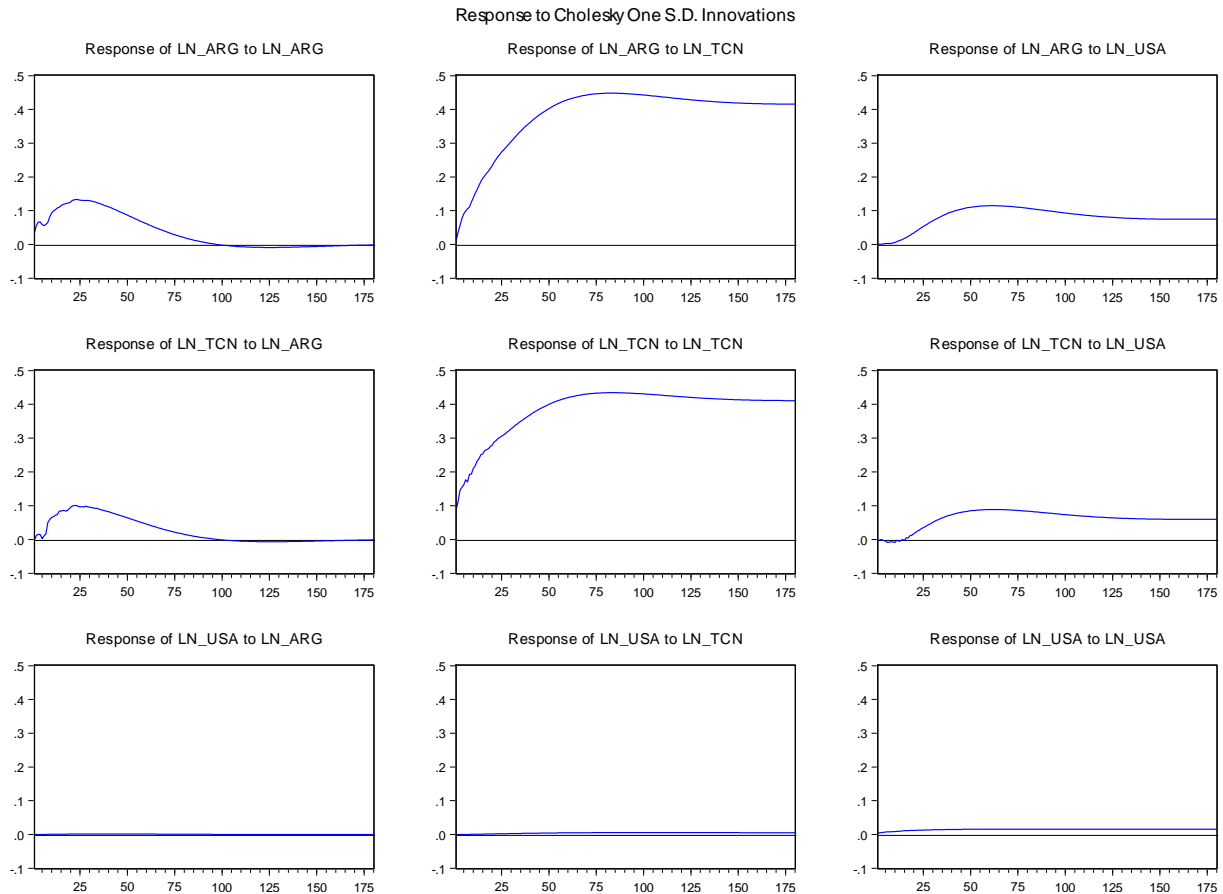
También es relevante aclarar que se analizará en esta sección el modelo obtenido para el caso IV. Esta decisión se fundamenta en el hecho de que, al evaluar las especificaciones posibles en los apartados 5 y 6, decidimos trabajar con dicho caso. En primer lugar, el caso III del test de Pesaran et al. (2000) no implica la presencia de una tendencia lineal en las series; asimismo, la tendencia lineal fuera de la relación de largo plazo (caso V) no era estadísticamente significativa. Ambos motivos parecieran aconsejar la selección del caso IV como el más apto, en lugar de las especificaciones III y V. En segunda instancia, al trabajar con el test de Harbo et al. (1998), vuelven a ser el caso III y el caso IV los que implican una tendencia lineal en las series originales; sin embargo, la distribución del estadístico para el caso III depende de parámetros “ruidosos”, motivo por el cual no es posible efectuar el test de cointegración para esta especificación. Por último, además de mantener la coherencia con los resultados de las secciones 5 y 6, también hay un fundamento estadístico para esta decisión. En la sección 4.2, se llevó a cabo un test de razón de verosimilitud para elegir entre los casos III y IV, concluyendo que esta última especificación era la más apropiada.

Las funciones de impulso-respuesta para un shock de 1 desvío estándar en cada una de las variables del sistema pueden encontrarse en la figura 20. Se utilizó la factorización de Cholesky, ajustada por grados de libertad, con el ordenamiento *LN\_USA*, *LN\_TCN* y *LN\_ARG*. La razón de este ordenamiento responde al tipo de comportamiento observado por cada variable en el presente trabajo (exogeneidad fuerte, exogeneidad débil y endogeneidad). De esta forma, los precios estadounidenses responden solamente a shocks propios, mientras que el tipo de cambio nominal reacciona a shocks propios y en los precios estadounidenses, y los precios argentinos son sensibles a los tres tipos de shocks.

La columna del medio corresponde a un shock de 1 desvío estándar en *LN\_TCN*. En este caso, puede observarse cómo los precios argentinos se incrementan a lo largo del tiempo. Al cabo de 6/7 años, los precios argentinos y el tipo de cambio nominal alcanzan un máximo y luego se reducen levemente, para estabilizarse alrededor de 12 años luego de ocurrido el shock.

Los precios estadounidenses no muestran una reacción importante ante una devaluación en Argentina, tal como era de esperarse.

**Figura 20. Funciones de Impulso Respuesta: Cholesky-1 desvío estándar.**



A su vez, pueden observarse los efectos de un shock en el nivel de precios de Argentina. En este caso, después de producido el shock, los precios argentinos alcanzan un máximo aproximadamente 2 años después. A continuación, el incremento en el nivel de precios tiende a reducirse suavemente, para luego anularse al cabo de 7 años después del shock. En el caso del tipo de cambio nominal, se observa una dinámica similar, aunque con algunos matices. Hasta el mes 8, el tipo de cambio no parece mostrar una reacción significativa. Sin embargo, a partir de dicho período, se produce un salto devaluatorio, que luego persiste por algunos meses; aproximadamente después de 2 años de producido el shock, el tipo de cambio nominal tiende a reducirse. Por lo tanto, de acuerdo con el ordenamiento elegido de las variables, un shock en el nivel de precios locales tiene solo un efecto transitorio, que dura aproximadamente 7 años. Por

último, al igual que en el caso de un shock en el tipo de cambio nominal, el nivel de precios estadounidense tampoco exhibe una reacción significativa durante todo este proceso.

También se exhibe el caso de un shock en el nivel de precios estadounidense. Si bien el shock en dicha variable es pequeño, y también lo es la reacción inicial del tipo de cambio nominal y de los precios argentinos, luego de un tiempo ambas variables empiezan a mostrar un aumento. Primero lo hacen los precios argentinos, que comienzan a incrementarse en torno al mes 10; luego, después del mes 15, se inicia el aumento del tipo de cambio nominal. Ambas variables siguen una dinámica similar y para el mes 60 su variación parece haber alcanzado un máximo. Finalmente, todas las variaciones parecen estabilizarse luego de 12 años de ocurrido el shock inicial.

Puede realizarse un análisis más pormenorizado de la evolución del tipo de cambio real de equilibrio ante cada tipo de shock a través de la figura 21. Para construir esta figura, se agregaron las funciones de impulso-respuesta de cada variable del modelo ante un mismo shock, para así obtener una función de impulso-respuesta del logaritmo natural del TCR. Operativamente, este cálculo se hizo aplicando la fórmula de tipo de cambio real expresado en logaritmos naturales:

$$LN\_TCR = LN\_TCN + LN\_USA - LN\_ARG$$

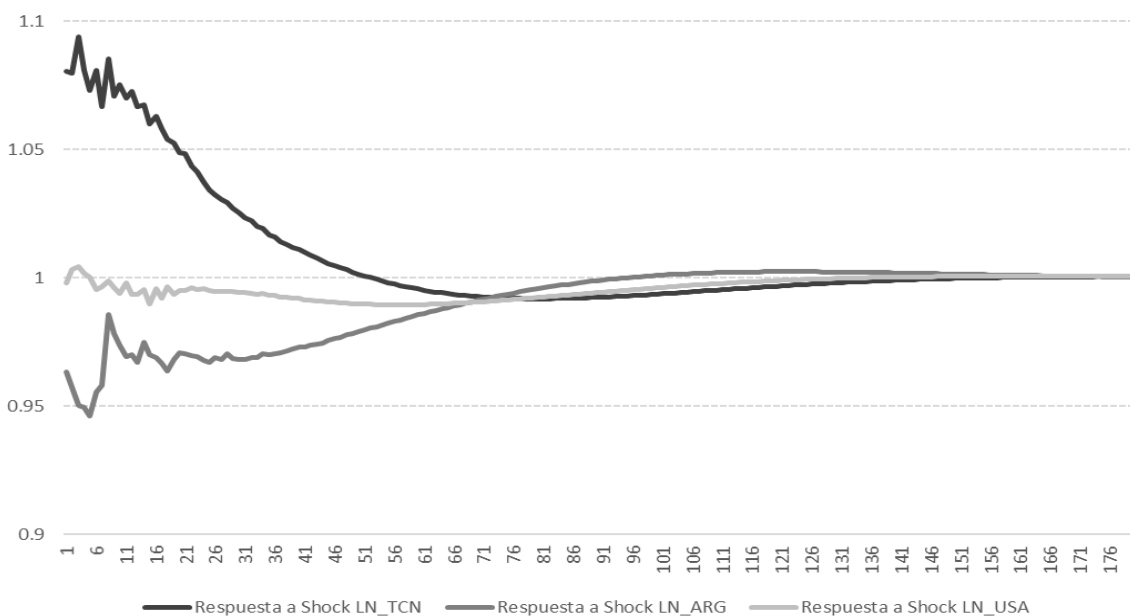
Posteriormente, se obtuvo la función de impulso-respuesta del TCR aplicando la función exponencial a  $LN\_TCR$ .

En primer lugar, un shock en el tipo de cambio nominal genera una fuerte depreciación del TCR, que luego tiende a reducirse durante los 4-5 años posteriores al shock devaluatorio. Transcurrido ese período, el TCR tiende a volver a su nivel original. El punto más relevante es que los efectos de una devaluación nominal en el TCR son transitorios y desaparecen entre 4 y 5 años luego de ocurrido el shock inicial.

En segunda instancia, una dinámica similar, aunque en sentido inverso, se da ante un shock en el nivel de precios locales. En este caso, el aumento en los precios locales produce una apreciación real. Sin embargo, la evolución del TCR exhibe algunos matices respecto al párrafo anterior. Luego de una apreciación real inicial, el TCR muestra un período de cierta volatilidad (entre los meses 5 y 18, aproximadamente), coincidente con la reacción del tipo de cambio nominal al shock en los precios locales. Posteriormente, el TCR tiende a converger suavemente a su nivel previo, alcanzándolo aproximadamente 7 años después de ocurrido el shock.

Por último, también puede analizarse la ocurrencia de un shock en el nivel de precios estadounidenses. Dada la menor volatilidad de esta serie, el tamaño del shock es mucho menor en este caso. La particularidad de este evento es que, a diferencia de lo ocurrido con el shock en el tipo de cambio nominal, da lugar a un período caracterizado por un TCR más apreciado; a su vez, si bien la evolución del TCR es más suave, la apreciación real también es más prolongada y persistente que el proceso de apreciación cambiaria real generado por un shock en los precios locales. Finalmente, el tipo de cambio real tiende a estabilizarse en el nivel previo al cabo de 10 años.

**Figura 21. Reacción del TCR ante un shock (de 1 desvío estándar) en cada variable.**



En resumen, parecería que, bajo el sistema de ecuaciones que se ha estimado, una devaluación del tipo de cambio nominal generaría un mayor tipo de cambio real solo transitoriamente por un período de 4-5 años. Por otro lado, no parece factible aprovechar una hipotética suba de precios estadounidenses para incrementar transitoriamente el TCR, ya que este tipo de shock desencadena un prolongado período de apreciación cambiaria real, en lugar de una depreciación. Por último, un shock en el nivel de precios local genera una apreciación cambiaria real que dura 7 años, con la particularidad de una mayor volatilidad inicial del TCR en la transición al equilibrio.

## 8. Conclusiones.

En el presente trabajo, hemos procurado analizar la validez de la PPP como teoría de la determinación del tipo de cambio real de equilibrio en la economía argentina, utilizando como novedad una serie de datos mensuales correspondientes a un período prolongado. Los resultados obtenidos indican que existe una relación de equilibrio entre las variables analizadas (tipo de cambio nominal, precios argentinos y precios estadounidenses), pero con un intercepto y una tendencia determinística. Se llega primero a este resultado a través del test de Johansen y la estimación del modelo VECM correspondiente, donde también se obtiene evidencia estadística a favor de la exogeneidad fuerte de los precios estadounidenses y de la exogeneidad débil del tipo de cambio nominal oficial. Estos resultados, además de bastante intuitivos, se consideran conceptualmente muy relevantes. Por un lado, no se encontraron trabajos previos sobre el tipo de cambio real argentino que hayan analizado el tipo de exogeneidad de las variables involucradas. Por el otro, se han hallado otras investigaciones que, en el marco de un análisis de cointegración, utilizan el tipo de cambio nominal oficial como la variable endógena del sistema (ver Le Clech, 2007). Sin embargo, en el presente trabajo se ha concluido que el tipo de cambio nominal oficial no reaccionaría significativamente a desvíos en la relación de largo plazo, motivo por el cual debería ser considerado como una variable débilmente exógena. Este resultado no resulta llamativo si se consideran los reiterados (y, a veces, prolongados) períodos de fijación o fuerte control a los que estuvo sometida esta variable.

La segunda novedad del presente trabajo es que la existencia de una relación de cointegración de largo plazo con constante y tendencia determinística es luego ratificada a través de las pruebas de cointegración para sistemas parciales de Pesaran et al. (2000) y Harbo et al. (1998), en las cuales primero se asume económicamente y luego se verifica estadísticamente la exogeneidad débil de los precios estadounidenses y el tipo de cambio nominal. Como se mencionó oportunamente, de acuerdo con el enfoque de Pesaran et al. (2000), dichas pruebas son aplicables a problemas de investigación relativos a economías pequeñas y abiertas, como el estudio de la PPP en Argentina. Estas pruebas de cointegración, así como el test de exogeneidad débil para sistemas parciales y la estimación del modelo VECX, fueron realizadas a través de un programa de EViews desarrollado a los efectos de la presente investigación y basado parcialmente en el código de Zeugner (2006) para Matlab.

Mientras la presencia del intercepto indica que no es válida la versión absoluta de la PPP, la presencia de una tendencia determinística con signo negativo implica que el tipo de cambio



real de equilibrio ha tendido a depreciarse a lo largo del tiempo (ya que la relación de equilibrio se expresó como la inversa del tipo de cambio real). La conclusión que puede obtenerse de este fenómeno es que la PPP relativa tampoco es válida en sentido estricto; en términos más benévolos, podríamos considerar que la PPP relativa sí es válida, pero que existen otros factores que influyen en la determinación del tipo de cambio real de equilibrio. Una hipótesis factible es la que aporta Dal Bianco (2008), que atribuye este fenómeno al efecto Balassa-Samuelson (declinación relativa de la productividad argentina respecto a Estados Unidos).

Por último, se lleva a cabo un análisis de impulso-respuesta con el modelo VECM estimado en la sección 4. A partir de dicho análisis, se concluye que, luego de un shock devaluatorio, el tipo de cambio real retorna a su nivel previo al cabo de 4-5 años. Por lo tanto, la autoridad monetaria argentina tendría la capacidad de influir en el tipo de cambio real solo transitoriamente.

Si bien las conclusiones a las que se ha arribado parecen muy relevantes, no pueden dejar de reconocerse algunas limitaciones. En primer lugar, en el plano econométrico, en la sección 7 se observan los efectos de un único shock durante un período prolongado. Si bien el análisis de impulso-respuesta es útil, asumir que durante varios años no se dan otros shocks de política económica parece ser un supuesto con poco sustento para una economía tan volátil como la de Argentina. En particular, no es posible analizar la dinámica del tipo de cambio real si las autoridades monetarias intentasen abusar sistemáticamente de la depreciación de la moneda como instrumento de política económica, circunstancia bajo la cual se presume que no podrían alterarlo, o bien podrían hacerlo por períodos mucho más breves.

En este mismo sentido, si bien en la sección 3.2 no se encontró evidencia de cambios estructurales en el comportamiento de las series *LN\_TCN* y *LN\_ARG*, debe reconocerse que la economía argentina ha estado expuesta a múltiples shocks y regímenes macroeconómicos durante el período analizado. Teniendo en cuenta esta particularidad de la historia económica argentina, resultaría relevante considerar la posibilidad de cambios estructurales en la relación de cointegración, o bien la introducción de variables dummy en el modelo VECM que capten los potenciales efectos de los cambios de régimen macroeconómico. Si bien existen algunas pruebas de cointegración y una versión del test de Johansen que consideran estas posibilidades, no se tiene conocimiento de algún test de cointegración para sistemas parciales que también lo haga. Dado que el objetivo del presente trabajo era, en parte, incorporar la utilización de estas pruebas, así como el análisis del tipo de exogeneidad exhibido por las variables involucradas,

al debate sobre la PPP en Argentina, se decidió dejar esta línea de investigación para futuros trabajos.

En segunda instancia, los datos utilizados en el presente trabajo corresponden al tipo de cambio real de Argentina respecto a Estados Unidos. La relevancia de este país en el comercio exterior argentino se ha ido reduciendo a lo largo del tiempo. Por este motivo, sería interesante analizar el tipo de cambio real multilateral de equilibrio. Claramente, replicar este análisis considerando índices de tipo de cambio nominal y precios extranjeros multilaterales podría constituir también un futuro tópico de investigación.

Por último, tampoco se han incorporado en este trabajo otros datos que podrían estar vinculados con la determinación del tipo de cambio real de equilibrio. En particular, algunos trabajos analizan la PPP y la paridad de tasas de interés conjuntamente. Sería interesante incorporar la influencia de los flujos financieros en el tipo de cambio real, incluyendo las tasas de interés y la verificación de la paridad de tasas dentro del análisis. También queda planteado el interrogante acerca de la tendencia determinística hallada en la relación de largo plazo. Si bien, basándonos en los antecedentes bibliográficos, se presume que este fenómeno podría deberse al efecto Balassa-Samuelson, esta hipótesis debería ser verificada econométricamente incorporando alguna variable proxy que mida la evolución estimada de la productividad argentina y norteamericana. También podrían explorarse otras hipótesis, como la influencia de los términos de intercambio y/o, como se mencionó anteriormente, de las tasas de interés en el tipo de cambio real de equilibrio.

## 9. Referencias bibliográficas

- Anoruo, E., Braha, H., & Ahmad, Y. (2002). Purchasing power parity: Evidence from developing Countries. *International Advances in Economic Research*, 8(2), 85-96. doi:10.1007/bf02295339
- Bastourre, D., Carrera, J., & Ibarlucía, J. (2008). En busca de una quimera: enfoques alternativos para el tipo de cambio real en Argentina. Retrieved from <http://www.cemla.org/PDF/ic/2008-ic/IC-10.pdf>
- Brufman, J. Z., & Urbisaia, Heriberto L. (2000). *Análisis de Series de Tiempo: Univariadas y Multivariadas*. Buenos Aires: Ediciones Cooperativas.
- Burke, S. P., & Hunter, J. (2004). *Modelling non-stationary time series: a multivariate approach*. New York: Palgrave Macmillan.
- Canceló, J. R., Fernández, A., Rodríguez, S., Urrestazaru, I., & Goyeneche, J. J. (2000). Paridad de poder de compra en el MERCOSUR: Un análisis a partir de la evolución a largo y mediano plazo del tipo de cambio real. Retrieved from <http://www.iesta.edu.uy/wp-content/uploads/2010/03/0001.pdf>
- Caporale, G. M., & Gil-Alana, L. A. (2010). Real Exchange Rates in Latin America: The PPP Hypothesis and Fractional Integration. *Journal of Economic Development*, 35(2), 1-21.
- Carrera, J., Félix, M., & Panigo, D. (1998). La Medición del TCR de Equilibrio: una Nueva Aproximación Econométrica. Retrieved from [http://www.aeep.org.ar/anales/works/works1998/carrera\\_feliz\\_panigo.pdf](http://www.aeep.org.ar/anales/works/works1998/carrera_feliz_panigo.pdf)
- Carrera, J. E., Félix, M., & Panigo, D. (2003). Testing the order of integration with low power tests. An application to argentine macro-variables. *Journal of Applied Economics*, VI(2), 221-246.
- Cassel, G. (1918). Abnormal deviations in international exchanges. *Economic Journal*, 28, 413-415.
- Cavallo, A., & Bertolotto, M. (2016). Serie completa de inflación de Argentina de 1943 a 2016. Retrieved from [http://www.mit.edu/~afc/papers/FillingTheGap\\_es.pdf](http://www.mit.edu/~afc/papers/FillingTheGap_es.pdf)
- Cottrel, A. (2011). Testing for cointegrating rank: Are we using the right model? Retrieved from [http://users.wfu.edu/cottrell/tmp/coint\\_model.pdf](http://users.wfu.edu/cottrell/tmp/coint_model.pdf)
- Dal Bianco, M. J. (2008). Argentinean real exchange rate 1900-2006: testing purchasing power parity theory. *Estudios de Economía*, 35(1), 33-64.
- Divino, J. A., Teles, V. K., & Andrade, J. P. (2009). On the purchasing power parity for Latin-American countries. *Journal of Applied Economics*, 12(1), 33-54. doi:10.1016/s1514-0326(09)60004-0

- Enders, W. (2010). *Applied econometric time series*. Hoboken, NJ: Wiley.
- Engle, R. F., Hendry, D. F., & Richard, J. (1983). Exogeneity. *Econometrica*,51(2), 277-304. doi:10.2307/1911990
- Engle, R. F., & Granger, C. W. (1987). Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*,55(2), 251-276. doi:10.2307/1913236
- Favero, C. A. (2001). *Applied macroeconometrics*. Oxford: Oxford University Press.
- Froot, K., & Rogoff, K. (1994). Perspectives on PPP and Long-Run Real Exchange Rates. doi:10.3386/w4952
- Gandolfo, G. (2001). *International finance and open-economy macroeconomics*. Berlin: Springer.
- Gil-Alana, L.A. (2008). Fractional integration and structural breaks at unknown periods of time. *Journal of Time Series Analysis*,29, 163-185.
- Gregory, A. W., & Hansen, B. E. (1996). Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts. *Journal of Econometrics*,70(1), 99-126. doi:10.1016/0304-4076(96)01685-7
- Hanck, C. (2008). For which countries did PPP hold? A multiple testing approach. *Empirical Economics*,37(1), 93-103. doi:10.1007/s00181-008-0224-z
- Harbo, I., Johansen, S., Nielsen, B., Rahbek, A., & Johansen, S. (1998). Asymptotic Inference on Cointegrating Rank in Partial Systems. *Journal of Business & Economic Statistics*,16(4), 388. doi:10.2307/1392608
- Holmes, M. J. (2001). Principal Components, Stationarity, and New Evidence of Purchasing Power Parity in Developing Countries. *The Developing Economies*,39(2), 189-198. doi:10.1111/j.1746-1049.2001.tb00899.
- Holmes, M. J. (2002). Are there non-linearities in US:Latin American real exchange rates. *Estudios de Economía*,29(2), 177-190.
- Holmes, M. J. (2002). Purchasing Power Parity and the Fractional Integration of the Real Exchange Rate: New Evidence for Less Developed Countries. *Journal of Economic Development*,27(1), 125-135.
- IHS Global Inc. (2015). *EViews 9 User's Guide I*. Irvine.
- Jaitman, L. (2007). Determinantes y Volatilidad del Tipo de Cambio real. El caso argentino (1980-2004). Retrieved from [http://www.consejo.org.ar/comisiones/com\\_39/files/Puesto1\\_tesina07.pdf](http://www.consejo.org.ar/comisiones/com_39/files/Puesto1_tesina07.pdf)
- Johansen, S. (1992). Cointegration in partial systems and the efficiency of single-equation analysis. *Journal of Econometrics*, 52(3), 389-402. doi:10.1016/0304-4076(92)90019-n

- Johansen, S. (1996). *Likelihood-based inference in cointegrated vector auto-regressive models*. New York: Oxford University Press.
- Johansen, S. (2004). Cointegration: an overview. Retrieved from <http://www.math.ku.dk/~sjo/papers/OverviewPreprint.pdf>
- Juselius, K. (2003). *The cointegrated VAR model: econometric methodology and macroeconomic applications*. S.l.: S.n.
- Keynes, J. M. (1923). *Breve tratado sobre la reforma monetaria*. México, Distrito Federal: Fondo de Cultura Económica.
- Le Clech, N. A. (2007). Paridad del poder de adquisitivo en el tipo de cambio argentino (peso/dólar). *Económica*, *LIII*(1-2), 101-124.
- Lütkepohl, H. (2005). *New introduction to multiple time series analysis*. Berlin: Springer.
- Nkoro, E., & Uko, A. K. (2016). Autoregressive Distributed Lag (ARDL) cointegration technique: application and interpretation. *Journal of Statistical and Econometric Methods*, *5*(4), 63-91.
- O'Connell, P. G. (1998). The overvaluation of purchasing power parity. *Journal of International Economics*, *44*(1), 1-19. doi:10.1016/s0022-1996(97)00017-2
- Perron, P. (2006). Dealing with structural breaks. *Palgrave Handbook of Econometrics: Econometric Theory*, *1*, 278-352.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (1999). Bounds Testing Approaches to the Analysis of Long Run Relationships. Retrieved from [http://www.econ.ed.ac.uk/papers/id46\\_esedps.pdf](http://www.econ.ed.ac.uk/papers/id46_esedps.pdf)
- Pesaran, M., Shin, Y., & Smith, R. J. (2000). Structural analysis of vector error correction models with exogenous I(1) variables. *Journal of Econometrics*, *97*(2), 293-343. doi:10.1016/s0304-4076(99)00073-1
- Ricardo, D. (1817). *Principios de Economía Política*. Madrid: SARPE.
- Rogoff, K. (1996). The Purchasing Power Parity Puzzle. *Journal of Economic Literature*, *XXXIV*, 647-668.
- Sarno, L., & Taylor, M. P. (2002). *The Economics of exchange rates*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Shiller, R., & Perron, P. (1985). Testing the Random Walk Hypothesis: Power versus Frequency of Observation. doi:10.3386/t0045
- Taylor, A. (1996). International Capital Mobility in History: Purchasing-Power Parity in the Long Run. doi:10.3386/w5742
- Taylor, A. (2000). A Century of Purchasing-Power Parity. doi:10.3386/w8012

- Taylor, A., & Taylor, M. (2004). The Purchasing Power Parity Debate. *Journal of Economic Perspectives*, 18(4), 135-158. doi:10.3386/w10607
- Toda, H. Y., & Yamamoto, T. (1995). Statistical Inferences in Vector Autoregressions with Possibly Integrated Processes, 66(1-2), 225-250. doi:10.1016/0304-4076(94)01616-8
- Trujillo Calagua, G. H. (2010). Test de Zivot & Andrews Secuencial. Retrieved from [https://econometriaaii.files.wordpress.com/2010/01/test\\_zivot.pdf](https://econometriaaii.files.wordpress.com/2010/01/test_zivot.pdf)
- Turner, P. (2009). Testing for cointegration using the Johansen approach: are we using the correct critical values? *Journal of Applied Econometrics*, 24(5), 825-831. doi:10.1002/jae.1073
- Zeugner, S. (2006). Implementing Pesaran-Shin-Smith: based on Pesaran et al. (2000): Structural analysis of vector error correction models with exogenous I(1) variables. Retrieved from [http://www.zeugner.eu/arbeiten/zeugner\\_firstyearpaper.pdf](http://www.zeugner.eu/arbeiten/zeugner_firstyearpaper.pdf)
- Zivot, E., & Andrews, D. W. (1992). Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis. *Journal of Business & Economic Statistics*, 10(3), 251-270. doi:10.2307/1391541

# 10. Apéndice I: Salidas de EViews – Test de Johansen.

## Selección de rezagos – Casos III y IV

VAR Lag Order Selection Criteria  
 Endogenous variables: LN\_TCN LN\_ARG LN\_USA  
 Exogenous variables: C @TREND D\_M2 D\_M3 D\_M4 D\_M5 D\_M6 D\_M7 D\_M8 D\_M9 D\_M10 D\_M11...  
 Date: 08/13/17 Time: 20:48  
 Sample: 1943M01 2016M12  
 Included observations: 864

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-1914.416	NA	0.018466	-4.521797	4.736729	4.604063
1	5442.926	14442.19	7.57e-10	-12.48826	-12.22372	-12.38701
2	5884.862	864.4334	2.79e-10	-13.49042	-13.17629	-13.37019
3	5915.893	60.48172	2.64e-10	-13.54142	-13.17769	-13.40220
4	5937.944	42.82626	2.56e-10	-13.57163	-13.15830	-13.41343
5	5955.916	34.78022	2.51e-10	-13.59240	-13.12947	-13.41521
6	6021.783	127.0071	2.20e-10	-13.72404	-13.21150*	-13.52786
7	6037.564	30.32018	2.17e-10	-13.73973	-13.17760	-13.52457
8	6047.535	19.08742	2.16e-10	-13.74198	-13.13025	-13.50784
9	6086.592	74.49788	2.02e-10	-13.81156	-13.15023	-13.55843*
10	6092.176	10.61256	2.03e-10	-13.80365	-13.09272	-13.53154
11	6103.253	20.97367	2.02e-10	-13.80846	-13.04793	-13.51736
12	6113.764	19.82952	2.02e-10	-13.81195	-13.00182	-13.50187
13	6127.091	25.04980	2.00e-10	-13.82197	-12.96224	-13.49290
14	6146.530	36.40370	1.95e-10	-13.84613	-12.93681	-13.49809
15	6158.636	22.58651	1.93e-10	-13.85332	-12.89440	-13.48629
16	6167.973	17.35621	1.93e-10*	-13.85410*	-12.84558	-13.46809
17	6171.675	6.855953	1.96e-10	-13.84184	-12.78371	-13.43684
18	6175.904	7.800656	1.98e-10	-13.83080	-12.72307	-13.40681
19	6189.344	24.70220	1.96e-10	-13.84107	-12.68375	-13.39810
20	6202.490	24.07049*	1.94e-10	-13.85067	-12.64374	-13.38871
21	6206.258	6.874089	1.96e-10	-13.83856	-12.58203	-13.35762
22	6214.986	15.85870	1.97e-10	-13.83793	-12.53180	-13.33800
23	6221.213	11.27236	1.98e-10	-13.83151	-12.47579	-13.31260
24	6223.984	4.996788	2.01e-10	-13.81709	-12.41177	-13.27920

\* indicates lag order selected by the criterion  
 LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)  
 FPE: Final prediction error  
 AIC: Akaike information criterion  
 SC: Schwarz information criterion  
 HQ: Hannan-Quinn information criterion

### Test de Johansen - Caso III

### Test de Johansen - Caso IV

Date: 08/13/17 Time: 20:56  
 Sample (adjusted): 1944M05 2016M12  
 Included observations: 872 after adjustments  
 Trend assumption: Linear deterministic trend  
 Series: LN\_TCN LN\_ARG LN\_USA  
 Exogenous series: D\_M2 D\_M3 D\_M4 D\_M5 D\_M6 D\_M7 D\_M8 D\_M9 D\_M10...  
 Warning: Critical values assume no exogenous series  
 Lags interval (in first differences): 1 to 15

Date: 08/13/17 Time: 20:58  
 Sample (adjusted): 1944M05 2016M12  
 Included observations: 872 after adjustments  
 Trend assumption: Linear deterministic trend (restricted)  
 Series: LN\_TCN LN\_ARG LN\_USA  
 Exogenous series: D\_M2 D\_M3 D\_M4 D\_M5 D\_M6 D\_M7 D\_M8 D\_M9 D\_M10 D\_M11...  
 Warning: Critical values assume no exogenous series  
 Lags interval (in first differences): 1 to 15

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.026562	35.98121	29.79707	0.0085
At most 1	0.012292	12.50578	15.49471	0.1342
At most 2	0.001971	1.720565	3.841466	0.1896

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level  
 \* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level  
 \*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.026562	23.47544	21.13162	0.0230
At most 1	0.012292	10.78521	14.26460	0.1653
At most 2	0.001971	1.720565	3.841466	0.1896

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level  
 \* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level  
 \*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.026940	46.57459	42.91525	0.0206
At most 1	0.022392	22.76057	25.87211	0.1163
At most 2	0.003449	3.012661	12.51798	0.8750

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level  
 \* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level  
 \*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None	0.026940	23.81402	25.82321	0.0900
At most 1 *	0.022392	19.74791	19.38704	0.0443
At most 2	0.003449	3.012661	12.51798	0.8750

Max-eigenvalue test indicates no cointegration at the 0.05 level  
 \* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level  
 \*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

## 11. Apéndice II: Instrucciones – Test de Cointegración sobre Sistemas Parciales.

El código del programa debe ser ejecutado sobre un archivo de EViews que contenga las variables que serán utilizadas. Cabe aclarar que todas las instrucciones y comentarios dentro del código del test fueron realizados en idioma inglés. La primera ventana corresponde a la ejecución del test de Pesaran et al. (2000) y contiene una serie de campos que permiten definir los parámetros en base a los cuales se ejecutará el mismo:

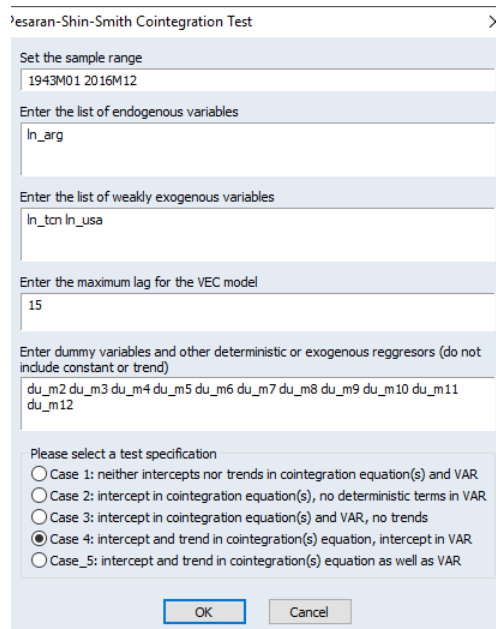
- ✓ **Set the sample range:** aquí se debe definir la ventana muestral que tomará el test, respetando la nomenclatura habitual de EViews. Se deben indicar el período de inicio de la muestra y el período final, separados por un espacio. Por ejemplo, si la base tuviera una frecuencia mensual, la muestra debe indicarse con el formato “aaaaMmm aaaaMmm”, donde “aaaa” indican los años, “M” es un caracter que corresponde a la nomenclatura habitual de EViews para series de datos de frecuencia mensual y “mm” indican los meses.
- ✓ **Enter the list of endogenous variables:** se deben ingresar los nombres de las variables endógenas del sistema parcial, separadas por un espacio. Por ejemplo, si las variables endógenas del sistema se llamaran “x”, “y” y “z”, debería introducirse “x y z”.
- ✓ **Enter the list of weakly exogenous variables:** se deben ingresar los nombres de las variables exógenas del sistema parcial, separadas por un espacio. Por ejemplo, si las variables exógenas del sistema se llamaran “x”, “y” y “z”, debería introducirse “x y z”.
- ✓ **Enter the maximum lag for the VEC model:** debe ingresarse la cantidad de rezagos de las variables endógenas y exógenas que desea incluirse en el sistema parcial. Por ejemplo, si se ingresa el número “12”, se considerará un sistema parcial con variables endógenas y exógenas rezagadas desde 1 período hasta 12 períodos. El código desarrollado no permite restringir los coeficientes de corto plazo. Es decir, no es posible indicar al programa que no considere un rango intermedio de rezagos; esto es, siguiendo con el ejemplo anterior, el programa no reconocerá la nomenclatura “1 1 3 12”, que eliminaría el rezago 2 para la estimación del test y del modelo VECX, sino que considerará directamente el último rezago indicado para la estimación (en este caso, “12”).
- ✓ **Enter dummy variables and other deterministic or exogenous regressors (do not include constant or trend):** esta opción permite introducir variables dummy que deseen considerarse para la estimación del sistema parcial, por ejemplo, variables dummy estacionales centradas. Esta opción también permite la introducción de



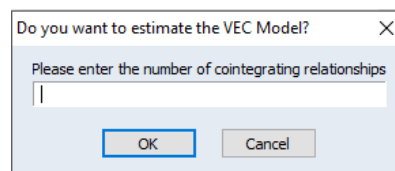
variables exógenas en el sistema, que no entren en el vector de cointegración. Todas estas variables deben haber sido creadas previamente en el archivo de EViews y deben ser citadas por sus nombres, separados por un espacio. Por ejemplo, si se introducen variables dummy centradas en una serie de frecuencia trimestral (“d\_q1”, “d\_q2” y “d\_q3”) y una variable exógena llamada “x”, debería ingresarse el siguiente texto “d\_q1 d\_q2 d\_q3 x”.

- ✓ **Please select a test specification:** debe seleccionarse una de las 5 especificaciones posibles del test de Pesaran et al. (2000).

A continuación, se muestra un ejemplo de la ventana del test, completada con los parámetros utilizados para el presente trabajo:



Una vez que aparezca la ventana de resultados del test, el programa preguntará si se desea estimar el modelo VEC, para lo cual se deberá ingresar la cantidad de relaciones de cointegración en el siguiente cuadro de diálogo:



Si se selecciona la opción “Cancel”, el programa se detendrá y podrán revisarse los resultados del test de cointegración de Pesaran et al. (2000) en la ventana emergente, creada en el archivo de EViews bajo el nombre “pss\_test”. Adicionalmente, se crean cuatro tablas que contienen los valores críticos de las pruebas Traza y Máximo Autovalor, para los niveles de

significatividad de 5% y 10%, las cuales fueron extraídas del trabajo de Pesaran et al. (2000). Estos elementos serán fácilmente identificables, ya que sus nombres comienzan con la leyenda “trace” y “max” respectivamente, seguidas por un dígito en números romanos que indica el caso seleccionado y luego un número indicando el nivel de significatividad de los valores críticos. Las tres secciones de los nombres son separadas por el carácter “\_”. Por ejemplo, si se ejecuta el test para el caso IV, el nombre de las cuatro tablas sería “trace\_iv\_005”, “trace\_iv\_01”, “max\_iv\_005” y “max\_iv\_01”.

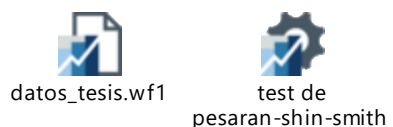
En caso de elegir la opción “Cancel”, si luego se desea correr el programa nuevamente, debería cerrarse el archivo de EViews original sin guardar los cambios y ejecutar el programa nuevamente desde un principio.

En caso de que ya se sepa la cantidad de relaciones de cointegración a incluir en el sistema parcial, pueden introducirse la cantidad de relaciones de cointegración en la ventana previa utilizando un número entero, y seleccionar la opción “OK”.

Luego de elegir dicha opción, aparecerán dos nuevas ventanas emergentes. La primera de ellas es una tabla llamada “vecx”, que contiene los coeficientes de largo plazo, de ajuste y de corto plazo del sistema parcial estimado. La segunda de ellas es la tabla “exog\_test” y contiene los resultados del test de exogeneidad débil propuesto por Pesaran et al. (2000, pp. 310-311).

Por último, cabe aclarar que todas las salidas mencionadas son de fácil lectura para quien esté familiarizado con el test de Johansen y con la interfaz de EViews, con lo cual se omite una explicación detallada de las mismas. En el siguiente apéndice puede encontrarse un link al programa de EViews que contiene el código del test de cointegración, de la estimación del sistema parcial y del test de exogeneidad débil.

## 12. Apéndice III: Código EViews – Test de Cointegración sobre Sistemas Parciales.



Los archivos adjuntos en el presente trabajo incluyen la base de datos utilizada en EViews y el programa que permite ejecutar el test de Pesaran et al. (2000), así como obtener la estimación del sistema VECX y los resultados del test de exogeneidad débil.

Estos archivos también pueden encontrarse en el siguiente link de Dropbox, dónde se encontrarán además el archivo de EViews con las series utilizadas y el apéndice II con las instrucciones para ejecutar el programa:

<https://www.dropbox.com/sh/d8mf3brpki9hc0h/AADaNZYaMKAQAznyg-CjKLZ9a?dl=0>