



Universidad de Buenos Aires
Facultad de Ciencias Económicas
Biblioteca "Alfredo L. Palacios"



Dos ensayos econométricos sobre el tipo de cambio real argentino

Dal Bianco, Marcos José

2008

Cita APA: Dal Bianco, M. (2008). Dos ensayos econométricos sobre el tipo de cambio real argentino.

Buenos Aires : Universidad de Buenos Aires.

Facultad de Ciencias Económicas. Escuela de Estudios de Posgrado

Este documento forma parte de la colección de tesis de posgrado de la Biblioteca Central "Alfredo L. Palacios". Su utilización debe ser acompañada por la cita bibliográfica con reconocimiento de la fuente.

Fuente: Biblioteca Digital de la Facultad de Ciencias Económicas - Universidad de Buenos Aires

Tesis final de la Maestría en Economía
Facultad de Ciencias Económicas
Universidad de Buenos Aires

**“Dos Ensayos Econométricos Sobre el Tipo de Cambio Real
Argentino”**

Autor: Marcos José Dal Bianco

Tutor: Prof. Dr. Jorge Carrera

Buenos Aires, 12 de marzo de 2008

Índice

0. Introducción	p. 3
1. Capítulo 1: Tipo de cambio real argentino 1900-2006: Testeando la teoría de la paridad de poder adquisitivo	p. 5
1.1. Introducción	p. 5
1.2. Paridad de poder adquisitivo: Modelo conceptual y revisión de la literatura empírica	p. 7
1.3. Paridad de poder adquisitivo: Estudio econométrico para Argentina	p. 11
1.4. Conclusiones del Capítulo 1	p. 31
2. Capítulo 2: Un análisis de los desalineos del tipo de cambio real Argentino bajo cambios de régimen	p. 34
2.1. Introducción	p. 34
2.2. Tipo de cambio real: Equilibrio, desalineos y cambios de régimen	p. 37
2.3. Datos empleados	p. 44
2.4. Metodología econométrica	p. 46
2.5. Resultados empíricos	p. 49
2.6. Conclusiones del Capítulo 2	p. 55
2.7. Apéndices del Capítulo 2	p. 57
3. Conclusiones de la tesis	p. 63
4. Referencias	p. 65

0. Introducción*

El tipo de cambio real es el precio relativo entre bienes transables y no transables y es un indicador de los incentivos que tienen los agentes económicos respecto a sus decisiones de inversión y consumo entre bienes domésticos e internacionales. Así, el tipo de cambio real (TCR) es un precio relativo clave para cualquier economía abierta que juega un papel fundamental en el proceso de desarrollo de los países, en sus estrategias de crecimiento económico, y en sus políticas de estabilización, teniendo sus movimientos un efecto muy grande sobre la economía (Kenen y Rodrik, 1986; Bleaney, 1997; Bagellaa, et al. 2006).

En esta Tesis analizamos el tipo de cambio real argentino desde dos perspectivas. En el Capítulo 1, testeamos para Argentina la teoría de la "Paridad de Poder Adquisitivo" (PPA) de los tipos de cambio utilizando datos anuales para el período 1900 a 2006. En términos econométricos, esto es equivalente a testear si el tipo de cambio real es una variable estacionaria o si sus componentes (el tipo de cambio nominal y los precios relativos) están cointegrados. Para testearlo, utilizamos una batería de tests de raíz unitaria para el tipo de cambio real, considerando la posibilidad de cambios estructurales en la serie, y de cointegración entre el tipo de cambio nominal y los precios, también controlando por la existencia de un quiebre estructural.

La PPA ha sido extensamente testada en la literatura económica, especialmente en los últimos 30 años. Sin embargo, dado que la mayoría de los trabajos que estudian la PPA se centran en países desarrollados o en países en desarrollo pero con series que abarcan pocos años, nuestro trabajo intenta llenar una brecha en esta abundante literatura estudiando un país en vías de desarrollo con un enfoque de largo plazo, que es particularmente importante porque en el Siglo XX "Argentine economic performance tells a story of decline unparalleled in modern times" (Taylor 1992, p. 907). Nuestra idea, basada en los resultados de algunos modelos teóricos que relacionan la evolución del producto de un país con su tipo de cambio real, es que la caída de este país otrora desarrollado pudo haber afectado el comportamiento del tipo de cambio real y la validez de la PPA. Para testearlo, utilizamos un amplio abanico de técnicas econométricas, siendo el principal resultado que encontramos es que la paridad de poder adquisitivo no se verifica para Argentina en los años considerados, dado que el tipo de cambio real aparece como no estacionario y no hay

* Agradezco particularmente a los miembros del Tribunal, Profesores Jorge Carrera, Mario Damill y Guillermo Rozenwurcel, por toda la ayuda brindada para la consecución de esta Tesis, ayuda sin la cual no hubiese sido posible que este largo proceso llegue a su término, y por los útiles comentarios que han realizado a la misma. Por supuesto, no tienen ninguna responsabilidad por los errores que la misma pueda contener.

evidencia de cointegración entre el tipo de cambio nominal y los precios relativos. En particular, el tipo de cambio real aparece como estacionario sobre una tendencia determinística bajo cambios estructurales (*trend stationary under structural breaks*), lo que es contrario a la reversión a una media constante que propone la teoría testeada. En particular, la tendencia implica una continua depreciación real de la moneda argentina, lo que es consistente con las teorías mencionadas que relacionan el empobrecimiento paulatino de un país con la depreciación de su tipo de cambio real, como el bien conocido efecto Balassa-Samuelson.

En el Capítulo 2 nos concentramos en estudiar si los desalineos del tipo de cambio real respecto al tipo de cambio de equilibrio, utilizando datos desde 1959 hasta 2006. Nuestra idea es que a lo largo del tiempo los desalineos del tipo de cambio real argentino se han comportado de modo diferente entre distintas sub-muestras, es decir, si han estado sujetos a "cambios de régimen", y buscamos verificar estadísticamente si ello ha sido así y estudiar, en ese caso, qué ha ocasionado esos cambios. Para ello, utilizamos los modelos de Cambio de Régimen Markovianos (*Markov Regime Switching*) originados en el trabajo de Hamilton (1989), pero con probabilidades de transición entre estados cambiantes en el tiempo (*Time-Varying Transition Probabilities*) tal como fueron desarrolladas por Filardo (1994).

Este trabajo se motiva en la experiencia de algunos países latinoamericanos en general y de Argentina en particular, que tienden a alternar períodos de tipo de cambio real apreciado, por ejemplo cuando el tipo de cambio nominal es utilizado para reducir la inflación, con otros de tipo de cambio real depreciado, como cuando políticas deliberadas buscan mantener depreciado el tipo de cambio para ganar competitividad. Esto ha sido documentado en varios trabajos que reconocen estos períodos de modo *ad-hoc* y lo relacionan con planes de estabilización u otros factores. Nuestro objetivo es encontrar un modelo estadístico que endógenamente identifique estos regímenes y nos permita estudiar por qué ocurren y cambian en Argentina, para testear las afirmaciones de los estudios de caso mencionados. Los resultados que obtenemos en el Capítulo 2 confirman que hay dos estados persistentes en la media de los desalineos del tipo de cambio real argentino, asociados con apreciaciones y depreciaciones reales. Las variables que explican los cambios en las probabilidades de transición son locales, como la tasa de inflación, e internacionales, como el tipo de interés de Estados Unidos. Así, se arriban a algunas conclusiones sobre los determinantes de las apreciaciones y depreciaciones.

Finalmente, en la Sección 3 presentamos las conclusiones de la Tesis.

Capítulo 1: Tipo de Cambio Real Argentino 1900-2006: Testeando la Teoría de la Paridad de Poder Adquisitivo*

“Under the skin of any international economist lies a deep-stated belief in some variant of the purchasing power parity theory of the exchange rate.” Dornbusch y Krugman (1976, p. 540).

“Simplified views based on the purchasing power parity theory have suggested that the equilibrium real exchange rate is a constant that does not vary through time. Speaking rigorously, however, there is no reason why the value of the TCR required to attain internal y external equilibrium should be a constant number; it would indeed be an extraordinary coincidence if it was”. Edwards (1989b, p. 15).

1.1. Introducción

El tipo de cambio real es el precio relativo de los bienes locales en relación con los extranjeros, y es una variable clave para cualquier economía abierta. La “Teoría de la Paridad de Poder Adquisitivo” de los tipos de cambio, que establece que los precios nacionales deben ser los mismos una vez convertidos en la misma moneda, es una de las teorías más importantes de la determinación del tipo de cambio nominal (y ciertamente la más testeada) y tiene claras predicciones para el TCR: si la PPA se cumple, el TCR debe ser una variable estacionaria.

La PPA ha sido ampliamente refutada como una relación de corto plazo, pero hay un convencimiento generalizado de que es válida en el largo plazo, siendo una suerte de “ancla para los tipos de cambio real de largo plazo” (Rogoff, 1996, p. 647). En esta visión, el Tipo de Cambio Nominal (TCN) cambia en el corto plazo debido a variaciones en las tasas de interés o por la existencia de *shocks* monetarios, pero en el largo plazo son las *fuerzas* económicas que están detrás de la PPA las que explican sus movimientos. El lugar central que ocupa la PPA en la economía internacional se revela en el hecho que la mayoría de los modelos de economías abiertas la imponen como una condición de equilibrio (Obstfeld y Rogoff, 1996).

* La primera versión de este trabajo fue presentada en el Seminario de Economía del IAE-Escuela de Dirección y Negocios, en las Novenas Jornadas de Economía Monetaria e Internacional de la Universidad de La Plata, y en el Seminario de Análisis Económico del CEMA. Agradezco a los participantes de esos Seminarios y a Santiago Acosta, Cecilia Adrogué, Daniel Aromí, Eduardo Fracchia, Leandro Galli, Alejandro Gay, Elina Gigaglia, Juan Jáuregui, Berti Kiss, Juan Llach, Alejo Macaya, Juan Quiroga, y Jorge Streb por sus útiles comentarios. Por supuesto, todos los errores que puedan subsistir son mi exclusiva responsabilidad. La versión en que se basa este Capítulo aparecerá publicada en *Estudios de Economía*, Vol. 34, No. 1 (Junio).

Respecto a la validez de largo plazo de la PPA, la evidencia empírica reciente, en muchos casos utilizando datos que abarcan varias décadas (e incluso varios siglos) para capturar el ajuste lento hacia la paridad, parece sostener que es una paridad válida en el largo plazo pero principalmente para países desarrollados. La evidencia para los países en vías de desarrollo es mucho más escasa y menos concluyente dado que por la escasez está basada principalmente en datos de corto plazo. Para Argentina, y de acuerdo a lo mejor de nuestros conocimientos, el único estudio de la PPA de largo plazo es Taylor (2002), quien encuentra soporte empírico para la PPA para los años 1884-1996, mientras que los demás trabajos que estudian este país usan datos de corto plazo y obtienen resultados mixtos.¹ En línea con Taylor (2002) pero utilizando una cantidad más amplia de técnicas econométricas, en este trabajo testamos la teoría de la PPA en Argentina usando datos anuales para los años 1900-2006. Entonces, buscamos llenar una brecha en la amplia literatura sobre la PPA estudiando un país en vías de desarrollo pero con que abarcan un período extenso de tiempo.

Estudiar la PPA en Argentina durante el Siglo XX es muy interesante dado que en este período “Argentine economic performance tells a story of decline unparalleled in modern times” (Taylor, 1992, p. 907). Nuestra idea *a priori* es que la caída de este país otrora desarrollado probablemente afectó el comportamiento de su TCR. Además, este país experimentó en dicho siglo grandes cambios en los términos de intercambio, varias crisis de balanza de pago y bancarias, e hiperinflaciones. Estos eventos pueden haber causado cambios en el TCR de equilibrio o una tendencia en el TCR, comportamientos que son contrarios a la reversión a una media estable tal como postula la teoría de la PPA. El uso de datos que abarquen varias décadas es entonces crucial, dado que sólo podemos detectar tendencias de largo plazo utilizando datos de largo plazo.

Los resultados que encontramos aquí son contrarios a la teoría de la PPA. En particular, el TCR de Argentina aparece como una variable no estacionaria, y no hay evidencia de cointegración entre el TCN y los precios de Argentina y EE.UU. Esto tiene importantes implicancias, entre otras cosas, para la política económica. Por ejemplo, es relevante para el debate de por cuánto tiempo puede obtener un país beneficios de mantener apreciado o depreciado su TCR. Estas políticas serán más efectivas y durarán más cuánto menor sea la conexión entre el TCN y los precios relativos. Cuando la PPA se verifica, cualquier apreciación/depreciación real de la moneda gene-

¹ Para otros países latinoamericanos, además de Taylor (2002) que también estudia a Brasil y a México, los únicos estudios de largo plazo de la PPA que encontramos son Calderón y Duncan (2003) quienes testean la PPA trabajado con 193 años de datos de Chile; y Fernandes Guimaraes-Filho (1999) que estudia la PPA en Brasil en el período 1855-1990.

ra flujos comerciales que llevan al TCR a una tasa consistente con la PPA, pero dicha reversión no ocurre si la PPA no se verifica. Más aún, las políticas económicas basadas en modelos que tienen como supuesto básico la PPA no son adecuados para Argentina o, como mínimo, deben tomarse con sumo cuidado. Por último, la validez de la PPA tiene relevancia en asuntos prácticos, dado que el tipo de cambio de PPA es comúnmente usado como una tasa de referencia para los hacedores de política y para los participantes del mercado financiero, y como una guía para juzgar si una moneda está apreciada o depreciada.

Este Capítulo continúa así: en la Sección 1.2 resumimos brevemente la teoría de la PPA y la literatura empírica que la ha testado.² En la Sección 1.3 realizamos el estudio econométrico para Argentina. En la Sección 1.4, concluimos el Capítulo 1.

1.2. Paridad de Poder Adquisitivo: Modelo conceptual y revisión de la literatura empírica

La PPA es una de las teorías más antiguas de la determinación del tipo de cambio.³ En su forma moderna, fue por formulada y testada por primera vez por Gustav Cassel (1916, 1917, y 1918), quien creó la expresión “Paridad de Poder Adquisitivo” para nombrar la teoría que estaba proponiendo. Enunciada como un teorema, la PPA absoluta enuncia que los precios en un país deben ser iguales que los precios de los otros países si están expresadas en la misma moneda, con lo cual el TCN entre la moneda doméstica y la internacional debe ser igual al ratio de los precios domésticos e internacionales (Krueger, 1983, p. 24). La menos restrictiva PPA relativa, enfatizando el arbitraje a lo largo del tiempo antes que en el espacio, proclama que las variaciones en el TCN deben compensar los cambios en los precios relativos.

La base conceptual de la PPA es la “Ley de un Único Precio” (LUP) que enuncia que en ausencia de cualquier fricción, bienes idénticos vendidos en mercados competitivos e integrados deben tener el mismo precio en todos los países, una vez expresados en la misma moneda. Esto implica, en logaritmos:

$$p_{i,t} = s_t + p_{i,t}^* \quad (1.1)$$

² Véase Dornbusch (1987), Breuer (1994), Froot y Rogoff (1995) y Sarno y Taylor (2002) para excelentes revisiones de la literatura de la PPA, en quienes nos basamos extensamente.

³ Rogoff (1996) muestra que las primeras formulaciones de la teoría de la PPA fueron hechas por académicos de la Universidad de Salamanca en los Siglos XV y XVI, mientras Frenkel (1978) muestra avances de la teoría en los escritos de John Wheatley y David Ricardo en el Siglo XIX.

Donde p_i es el logaritmo del precio local del bien i expresado en moneda local, p_i^* es el logaritmo del precio del bien i en el extranjero expresado en moneda extranjera, y s es el logaritmo del TCN expresado como el precio doméstico de la moneda extranjera.

Sin embargo, varios estudios econométricos rechazan la LUP para un amplio número de bienes transables, exceptuando unos pocos bienes fuertemente expuestos al comercio internacional, como el oro.⁴ Las razones que se argumentan para explicar este rechazo son: (1) los bienes nacionales y extranjeros no son sustitutos perfectos, e incluso en muchos casos ni siquiera cercanos; la existencia de (2) barreras tarifarias y no tarifarias, y de (3) costos de transacción; (4) la ausencia de mercados competitivos, y (5) variaciones en los componentes no-transables de los bienes en los diferentes países. A pesar de la evidencia contraria, la LUP es una base importante de la mayoría de los modelos de economías abiertas en general, y de la PPA en particular. Para verlo, consideremos los niveles de precios locales y extranjeros, $p_t = f(p_{1t}, \dots, p_{it}, \dots, p_{nt})$ y $p_t^* = g(p_{1t}^*, \dots, p_{it}^*, \dots, p_{nt}^*)$, respectivamente. Si la LUP es válida para todos los bienes y las funciones f y g son las mismas, entonces la PPA se cumple para todo período t :

$$s_t = p_t - p_t^* \quad (1.2)$$

Esta proposición teóricamente sólida es empíricamente cuestionable porque: (i) los factores que inhiben la LUP también afectan la PPA; (ii) las canastas de bienes locales y extranjeros deben ser iguales, pero los índices de precios nacionales usados para testear la PPA típicamente tienen diferentes ponderaciones para el mismo bien. En este caso, es necesario para que la PPA se cumpla tener un alto grado de sustitución en el comercio internacional, de modo que los *shocks* monetarios no tengan efectos reales y las desviaciones de la PPA causados por estos eventos monetarios tengan efectos transitorios (Dornbusch, 1987, pp. 1076-7). (iii) Además de esas desviaciones temporarias de la PPA, pueden existir desviaciones permanentes causadas por eventos reales que afectan los precios relativos de equilibrio, debido a diferenciales de productividad entre sectores como el conocido efecto “Balassa-Samuelson”⁵ (BS; Balassa, 1964; Samuelson, 1964), diferencias en las dotaciones de factores y remuneraciones entre países (Kravis y Lipsey, 1983; Bhagwati, 1984), en el grado de apertura económica, etc.

La validez de la PPA tiene importantes implicaciones para el TCR. Dado que el logaritmo del TCR en el período t , que denominamos r_t , es:

⁴ Véase Isard (1977), Giovannini (1988), Knetter (1989, 1993) y Rogoff et al. (2001) para estudios empíricos de la LUP.

⁵ Las primeras formulaciones del efecto BS fueron hechas por Ricardo (1821) y Harrod (1933). Por ello, algunos autores denominan al efecto “Ricardo-Harrod-Balassa-Samuelson” o combinaciones alternativas de estos cuatro apellidos.

$$r_t = s_t - p_t + p_t^* \quad (1.3)$$

Es claro que si la PPA se verifica tal como está enunciada en (1.2), r_t debe ser igual a cero, si usamos *índices* de precios en lugar de *niveles* de precios, igual a una constante arbitraria. En cualquier caso, el TCR es una medida de las desviaciones de la PPA. Si el TCR es una variable (débilmente) estacionaria que tiende a retornar a una media constante, entonces las desviaciones de la PPA son transitorias y la PPA se verifica en el largo plazo, mientras que si el TCR es no-estacionario, entonces la PPA no se verifica.

Desde la década de 1970 el testeo empírico de la PPA ha crecido exponencialmente, pero principalmente utilizando datos de países desarrollados. Rogoff (1996) afirma que de esta literatura emanan dos hechos estilizados: (a) los tipos de cambio reales convergen a la PPA en el largo plazo, pero a un ritmo muy lento, y (b) las desviaciones de corto plazo de la PPA son muy grandes y muy volátiles. En este sentido, Sarno y Taylor (2002, p. 65) concluyen que: “*Purchasing power parity might be viewed as a valid long-run international parity condition when applied to bilateral exchange rates among major industrialized countries.*” Para los países desarrollados, problemas con la disponibilidad de datos hacen que la mayoría de los trabajos utilicen datos de corto plazo y que entonces la evidencia sea menor y menos concluyente. Por ejemplo, Holmes (2002a) no encuentra para treinta países en desarrollo evidencia firme a favor de la PPA, mientras que Anoruo et al. (2002) estudiando once países en vías de desarrollo concluyen que la PPA se verifica en su muestra.⁶

Los estudios econométricos que han testeado la teoría de la PPA han utilizado una amplia cantidad de técnicas que para los objetivos del presente trabajo podemos dividirla en tres grupos. Primero, dado que la PPA requiere como mínimo que el TCR fluctúe alrededor de una media estable, muchos trabajos testean la teoría estudiando si el TCR es un proceso estacionario, básicamente chequeando la existencia de una raíz unitaria (RU) en las series del TCR.⁷ Si la existencia de una raíz unitaria es rechazada, el TCR aparece como un proceso estacionario y la convergencia a la PPA no es rechazada. Por el contrario, si la serie contiene una raíz unitaria entonces la PPA no se verifica. Los trabajos que han utilizado este método encuentran resultados mixtos. Por

⁶ Ver Alves et al. (2001), Alba y Park (2003), Holmes y Wang (2004) y los trabajos citados para Argentina en la Tabla 1.7, para estudios que testean la PPA en países en vías de desarrollo.

⁷ La existencia de una raíz unitaria es una condición suficiente para no-estacionariedad, pero no una necesaria. Si el proceso es “estacionario sobre una tendencia determinística” (*trend-stationary*) entonces no contiene una raíz unitaria pero es igualmente no-estacionario dado que su media cambia a lo largo del tiempo.

ejemplo, Darby (1983) y Huizinga (1987) encuentran una raíz unitaria en los TCR de varios países en el período post Bretton-Woods, mientras Frankel (1986) encuentra soporte empírico para la PPA de largo plazo para EE.UU. en relación con Gran Bretaña (GB), utilizando una serie de datos anual de largo plazo para incrementar el poder de los tests de raíz unitaria.

En el segundo grupo incluimos a los trabajos que testean la PPA usando métodos de cointegración, que modelan relaciones de equilibrio de largo plazo entre variables integradas del mismo orden. Cuando una combinación de esas variables es integrada de un orden menor, se dice que esas variables están cointegradas. Dado que el TCN y los precios son usualmente variables integradas de primer orden, y que bajo la PPA debe existir una relación de largo plazo entre ellas, este método es muy adecuado para testear la teoría. Así, si el TCN y los precios relativos están cointegrados existen desviaciones de corto plazo de la relación de equilibrio existente entre ellos, pero en el largo plazo esas desviaciones se disipan y la PPA se verifica. Por el contrario, cuando esas variables no están cointegradas la PPA no se verifica. Una ventaja adicional de esta estrategia para testear la PPA es que se pueden contrastar versiones más débiles de la teoría, dado que los test de cointegración verifican que:

$$s_t + \mu p_t + \mu^* p_t^* \quad (1.4)$$

sea estacionario para *cualquier* valor de las constantes μ y μ^* que pueden ser iguales entre ellas (llamado el caso “restringido”) o diferentes (en el caso “no restringido”), mientras que los tests de raíz unitaria implícitamente imponen la llamada “condición de homogeneidad” que requiere que $\mu = \mu^* = 1$.

Nuevamente, los resultados de los trabajos que usan técnicas de cointegración para testear la PPA son mixtos. Por ejemplo, Taylor (1988) y Mark (1990) rechazan la PPA, mientras que trabajos que usan muestras de datos temporalmente más largas como Kim (1990) o Cheung y Lai (1993) tienden a confirmar la PPA en el largo plazo. En cualquier caso, esta aproximación ha sido criticada porque los coeficientes de cointegración no tienen un sentido claro, especialmente cuando la condición de homogeneidad no se verifica (Breuer, 1994).

Finalmente, los trabajos pertenecientes al tercer grupo emplean técnicas no lineales para testear la PPA, utilizando básicamente dos modelos, Primero, modelos “*Smooth Transition Threshold Autoregressive*” (STAR; Granger y Teräsvirta, 1993; Teräsvirta, 1994) que chequean si el TCR revierte a la media de modo creciente con el tamaño de la desviación del equilibrio (Sarno y Taylor, 2002, pp. 84-88). Por ejemplo, Michael et al. (1997) rechazan el modelo lineal

para varios TCR, apoyando para ellos una reversión no lineal a la media. La segunda estrategia de testeo no-lineal que ha sido usada en dos trabajos recientes, es permitir comportamientos de tipo “*Markov Regime Switching*” (Hamilton, 1989) en regresiones tipo test Dickey-Fuller aumentado (Said y Dickey, 1984). Utilizando esta estrategia de testeo de la PPA, Kanas (2006) encuentra que la mayoría de los 16 países que analiza muestran estacionariedad dependiente del régimen en que se encuentre, dado que hay períodos en los cuales el TCR es estacionario y la PPA se verifica, mientras que en otros el TCR es no-estacionario y la PPA no se verifica. En un trabajo relacionado, Kanas y Genius (2005) encuentran que el TCR entre GB y EE.UU. es estacionario en un régimen de *baja volatilidad*, mientras que es no-estacionario en un régimen de *alta volatilidad*.

1.3. Paridad de Poder Adquisitivo: Estudio Econométrico para Argentina

En esta Sección testeamos la PPA utilizando datos anuales de Argentina y EE.UU. entre 1900 y 2006, lo que nos da 107 observaciones anuales, replicando las estrategias de testeo lineal de los trabajos en los grupos 1 y 2. Aunque consideramos que el uso de métodos no lineales para testear la PPA es un paso importante a seguir luego, considerarlos ahora implicaría extender considerablemente la longitud del presente trabajo. Entonces utilizamos aquí primero las técnicas lineales como un primer paso necesario para testear la PPA en cualquier país, y dejamos la extensión a los métodos no lineales para investigaciones posteriores.

Así, en la Sub-sección 1.3.1 testeamos si el TCR Argentino⁸ es estacionario utilizando varios test de raíz unitaria y en la Sub-sección 1.3.2 estudiamos la robustez de estos resultados a la existencia de cambios estructurales en las series.⁹ Luego, en la Sub-sección 1.3.3 testeamos la existencia de cointegración entre el TCN y los precios de Argentina y EE.UU., tanto sin cambios estructurales como con ellos. En la Sub-sección 1.3.4 analizamos qué es lo que hemos encontrado para Argentina y lo comparamos con los resultados de los otros trabajos que han testeado la PPA para este país. En la Sub-sección 1.3.5 mencionamos algunos *caveats* que debilitan nuestros resultados.

En este trabajo utilizamos datos anuales porque los datos mensuales disponibles para Argentina comienzan en 1943 para el Índice de Precios al Consumidor (IPC) y en 1959 para el Índi-

⁸ De ahora en más utilizaremos los términos “TCR Argentino” o ”TCR” como abreviaciones de “TCR Argentino con EE.UU.”; “TCN” para “TCN entre la moneda Argentina y el dólar norteamericano”; y “precios relativos” para precios relativos de Argentina y EE.UU.”.

⁹ Con el objetivo de ahorrar espacio, no describiremos los 16 tests utilizados en la Sección 1.3. Los lectores interesados pueden referirse a los trabajos citados o a textos especializados como Stock (1994) o Maddala y Kim (1998).

ce de Precios Mayoristas (IPM), lo que nos brinda (hasta 2006) sólo 64 y 50 años, respectivamente. Esto es insuficiente dado que los test de raíz unitaria tienen bajo poder por lo que en muestras pequeñas y ante lenta reversión a la media tienden a aceptar falsas hipótesis nulas, por lo que son necesarias varias décadas de datos para rechazar fiablemente la existencia de un componente *random walk*. Los test de cointegración sufren el mismo problema de bajo poder en muestras pequeñas. En su revisión de literatura, Rogoff (1996) encontró que el tiempo en que se verifica la mitad de la reversión a la media de las desviaciones de la PPA es entre tres y cinco años, lo que implica tasas de reversión a la media tan bajas que el problema de bajo poder se vuelve relevante.¹⁰ Es importante notar que este problema del bajo poder no se corrige aumentando el número de observación con la utilización de datos de frecuencia más alta, como datos trimestrales o mensuales (Shiller y Perron, 1985; Hakkio y Rush, 1991), por lo que aunque con datos mensuales tendríamos más observaciones (728 con el IPC, 600 con el IPM) que utilizando datos anuales (107) ello no incrementaría el poder de los tests empleados.

1.3.1. ¿Es estacionario el tipo de cambio real Argentino?

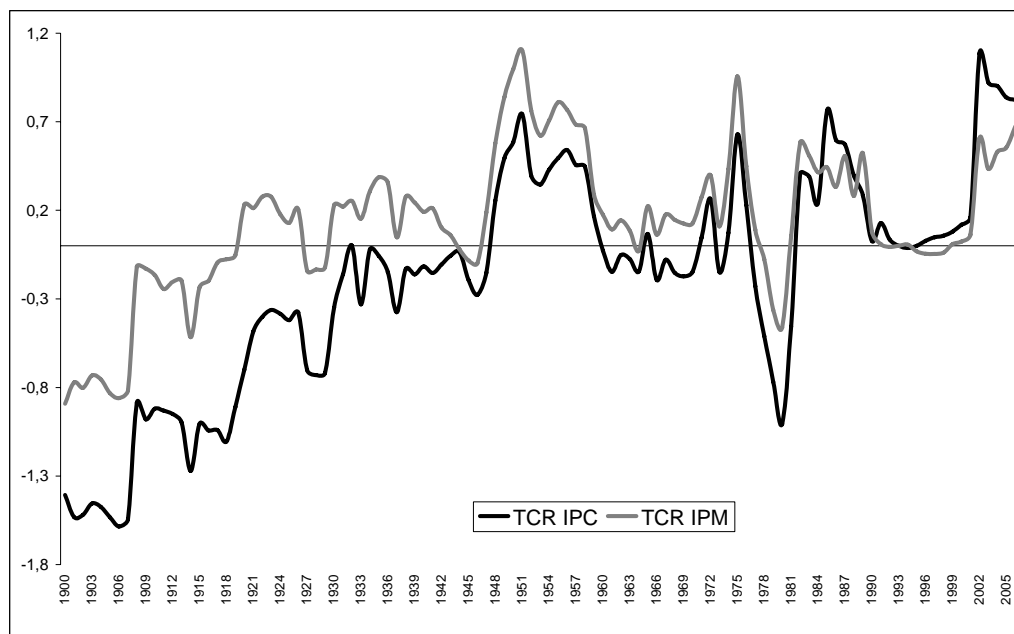
El TCR Argentino es construido tal como está definido en (1.3) usando el promedio anual del TCN libre entre la moneda argentina y el dólar estadounidense, y los correspondientes precios nacionales. Dado que utilizamos *índices* de precios en lugar de *niveles* de precios, Crownover et al. (1996, pp. 784-5) argumentan de modo convincente que estamos testando la PPA *relativa* en vez de la PPA *absoluta*. Un tema a considerar es qué índice de precios debe utilizarse para testear la PPA, dado que algunos autores argumentan que solo se refiere a bienes transables y entonces sugieren utilizar índices de precios que incluyan solo esos bienes, como el IPM, mientras que la línea trazada por Cassel y Keynes considera que la teoría solo tiene sentido si incluye un conjunto más amplio de bienes, incluyendo no transables, con lo que sugieren utilizar el IPC.¹¹ Para obtener resultados robustos, utilizamos aquí tanto el IPC como el IPM, presentando los TCR resultan-

¹⁰ Inicialmente, nosotros también empleamos nuestra muestra mensual, pero reconociendo el problema del bajo poder y siguiendo una sugerencia de A. Gay trabajamos aquí solamente con la muestra anual. El uso de datos anuales de largo plazo es una forma usual de resolver el problema del bajo poder. Ver, por ejemplo, Frankel (1986) y Lothian y Taylor (1996).

¹¹ "Some people believe that Purchasing Power Parities should be calculated exclusively on price indexes for such commodities as form the subject of trade. This is a misinterpretation of the theory... purchasing power parity essentially refers to the internal value of the currencies concerned, and variations in this value can be measured only by general index figures representing as far as possible the whole mass of commodities marketed in the country" (Cassel, 1928, p. 33). En este sentido, Keynes (1924, pp. 100-1) afirma que: "For if we restrict ourselves to articles entering into international trade and make exact allowance for transport and tariff costs, we should find that the [PPP] theory is always in accordance with the facts... the theory, stated thus, is a truism".

tes (y que denominamos de aquí en más TCR IPC al construido con precios minoristas, y TCR IPM para el que utiliza precios mayoristas) en el Gráfico 1.1.¹²

Gráfico 1.1: Tipos de cambio real argentino (con IPC e IPM) – en logaritmos - (1993=0)



Para testear la existencia de raíces unitarias en el TCR utilizamos los siguientes tests: la versión de mínimos cuadrados generalizados del test de Dickey-Fuller aumentado (ADF, Dickey y Fuller, 1979; Said y Dickey, 1984) propuesta por Elliott, Rothenberg, y Stock (ERS, 1996), y que llamamos ADF GLS; el test de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt, y Shin (KPSS, 1992); el test de Punto Óptimo de ERS (ERSPO); y las versiones modificadas de los tests de Phillips-Perron (PP, 1988), Bhargava (1986) y ERSPO propuestas por Ng y Perron (NP, 2001). Con la excepción del test KPSS que tiene como hipótesis nula la estacionariedad, todos los demás tienen como hipótesis nula la existencia de una raíz unitaria en las series evaluadas. Las versiones tradicionales de los test ADF, Bhargava, y PP no son consideradas dado que sus versiones modificadas que utilizan datos a los que se les quitó la tendencia utilizando mínimos cuadrados generalizados jun-

¹² El TCN es el promedio anual de la serie mensual de TCN libre tomada de la Fundación de Investigaciones Económicas Latinoamericanas (FIEL), exceptuando los últimos tres años de la serie que proviene del Banco Central de la Republica Argentina (BCRA). El IPC Argentino es construido utilizando datos del Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INDEC) de Argentina desde 1943 a 2006, y de Gerchunoff y Llach (1998) desde 1900 a 1943. El IPM de Argentina es construido utilizando data de Della Paollera (1994) desde 1900 a 1913, Gerchunoff y Llach (1998) desde 1913 a 1958 y del INDEC desde 1959 a 2006. El IPC de EE.UU. y el Índice de Precios al Productor (IPP) de EE.UU. provienen del *US Bureau of Labor Statistics*. Hasta 1978 el IPP de EE.UU. se llamaba IPM, por lo que es la contraparte apropiada del IPM argentino.

to con la versión modificada del criterio de información de Akaike (MAIC) para elegir la estructura óptima de rezagos tienen más potencia y mejores propiedades de tamaño (*size properties*) que las versiones originales (Ng y Perron, 2001), por lo que los test originales no agregan ninguna información relevante sobre las versiones modificadas que son más poderosas.

Como lo muestran Culver y Papell (1999), el testeo correcto de la PPA implica testear la teoría utilizando los test de raíz unitaria sin tendencia determinística en la ecuación del test, porque la existencia de una tendencia en el TCR es inconsistente con la teoría. Sin embargo, utilizamos aquí los test de raíz unitaria para los TCR con y sin tendencia, para verificar si el TCR Argentino es: (i) estacionario alrededor de una constante, lo que ocurre cuando la existencia de una raíz unitaria es rechazada sin incluir una tendencia en la ecuación del test; (ii) estacionario en diferencias (*difference stationary*, DS), cuando la existencia de una raíz unitaria no es rechazada sin incluir una tendencia; (iii) estacionario sobre una tendencia (*trend stationary*, TS), cuando la existencia de una RU es rechazada incluyendo una tendencia; o (iv) contiene tanto una RU como una tendencia, cuando la existencia de una raíz unitaria no es rechazada incluyendo una tendencia. Aunque la PPA se verifica estrictamente sólo cuando el TCR no contiene ni una raíz unitaria ni una tendencia, las implicancias económicas de estas dos formas de no-estacionariedad son diferentes en términos del efecto de los *shocks*, por lo que queremos distinguir entre ellas.

Si una serie es DS se dice que contiene una *tendencia estocástica* porque cada *shock* aleatorio genera un cambio permanente en la media condicional causando una variación permanente del intercepto. Entonces, la serie no tiene ninguna tendencia particular para crecer o decrecer en el tiempo, ni tampoco para revertir a ningún valor medio determinado. En cambio, si la serie es TS, i.e. su no-estacionariedad se debe a la presencia de una tendencia determinística, su media es una función lineal del tiempo y los *shocks* son transitorios dado que las desviaciones de la tendencia son temporarias. En nuestro caso, si verificamos que el TCR es TS entonces la PPA no es la única fuente de largo plazo de los cambios del TCR, pero los demás factores de largo plazo cambian de un modo predecible por lo que su influencia puede ser aproximada como una función determinística del tiempo. En particular, una tendencia en el TCR de un país de ingreso medio como Argentina en relación a un país de altos ingresos como EE.UU. puede ser explicado por el mencionado efecto Balassa-Samuelson. Este efecto es el resultado de sesgos de productividad generados por el crecimiento asimétrico de la productividad entre los sectores transables y no transables dentro de un país, lo que lleva a un ratio de precios de bienes no transables/transables más alto en

los países desarrollados donde esta asimetría es más grande. Esto opera del siguiente modo: si la LUP se verifica para los precios transables y hay igualación de salarios dentro del país, las subas de productividad ocurridas en el sector transable llevan a una suba generalizada de salarios en la economía (sin afectar los precios de los bienes transables) que puede ser afrontada en el sector no-transable sólo con subas de precios. Esto causa subas en el índice general de precios, que serán mayores en los países con mayor crecimiento de la productividad. Esto lleva a la predicción que las monedas de los países con alta productividad tienden a estar apreciadas. Asociando bajo crecimiento de la productividad con bajo crecimiento del PIB, los países pobres tienden a tener un TCR depreciado, a medida que su PIB per cápita cae en relación con el de los países desarrollados. En este caso, el TCR tendrá una tendencia determinística y algunos autores denominan a esta situación “PPA con tendencia” (*trend-PPP*) o “versión Balassa-Samuelson de la PPA” (ver nota al pie número 13). Exploramos un poco más este tema en la próxima Sección.

En la Tabla 1.1 presentamos los resultados de los mencionados test de raíz unitaria para ambos TCR.

Tabla 1.1: Resultados de los test de raíz unitaria

Test de raíz unitaria	TCR IPC		TCR IPM	
	Sin tendencia t-estadístico	Con tendencia t-estadístico	Sin tendencia t-estadístico	Con tendencia t-estadístico
GLSDF	-0.62 ^a	-1.52 ^b	-0.99 ^a	-2.15 ^a
KPSS				
Newey-West Bandwidth	0.96 ^{***}	0.22 ^{***}	0.54 ^{**}	0.21 ^{***}
Andrews Bandwidth	0.44 [*]	0.15 ^{**}	0.37 [*]	0.16 ^{**}
ERSPO	15.39 ^a	19.12 ^b	11.96 ^a	9.32 ^a
NP				
Estadístico PP modificado (MZa)	-1.43 ^a	-4.76 ^b	-2.60 ^a	-11.00 ^a
Estadístico PP modificado (MZt)	-0.57 ^a	-1.54 ^b	-0.93 ^a	-2.34 ^a
Estadístico Bhargava modificado	0.40 ^a	0.32 ^b	0.36 ^a	0.21 ^a
Estadístico ERSPO modificado	11.62 ^a	19.12 ^b	8.61 ^a	8.28 ^a

●, ●● y ●●● denotan el rechazo de la hipótesis nula al 10%, 5%, y 1% respectivamente, utilizando los correspondientes valores críticos para cada test (no reportados). a: 0 rezagos de acuerdo al MAIC. b: 9 rezagos de acuerdo al MAIC.

Como puede verse en la Tabla, los resultados de estos tests son concluyentes en contra de la PPA utilizando ambos TCR dado que en ningún caso rechazamos la hipótesis nula de RU (ni siquiera a un nivel de significancia del 10%) o utilizando el test KPSS rechazamos la hipótesis nula de estacionariedad al menos al 10% de significancia. Estos resultados son robustos a la inclusión de una tendencia determinística en la ecuación del test. Entonces, ambos tipos de cambio real aparecen como variables no-estacionarias, por lo que la PPA aparece como refutada.

1.3.2. Testeando la existencia de una raíz unitaria en el TCR Argentino bajo cambios estructurales

Cuando hay cambios estructurales en una serie estacionaria los test de raíz unitaria están sesgados hacia no-rechazar la hipótesis nula de RU. Entonces, la existencia de cambios estructurales en nuestras series largas de TCR Argentino pueden haber sesgado los resultados haciéndolos aparecer como no-estacionarios cuando quizá sean estacionarios si se hubiese controlado por los cambios estructurales. Entonces, en esta Sub-sección verificamos si los resultados obtenidos anteriormente son robustos a la existencia de cambios estructurales.¹³

Como un primer paso, aplicamos el test de RU bajo un cambio estructural exógeno propuesto por Perron (1989, 1990) que considera la posible existencia de un quiebre tanto bajo la hipótesis nula como bajo la alternativa. Perron especifica cuatro estructuras para su test (1) un cambio en el nivel de una serie sin tendencia; y para series con tendencia (2) un cambio en su nivel, (3) un cambio en la pendiente de la tendencia, y (4) un cambio tanto en el nivel como en la pendiente.¹⁴ Como dijimos, la versión apropiada para testear la PPA es (1) dado que la existencia de una tendencia en el TCR es contraria a la PPA, pero tal como hicimos en la Sección 1.3.1 y en orden de verificar si las series de TCR series son DS o TS bajo cambio estructural también contrastamos las opciones (2)-(4) del test de Perron. Una desventaja de este test es que asume que la fecha del cambio estructural es conocida, por lo que debemos identificar *ex-ante* cuales son las fechas candidatas para el cambio estructural. En este sentido, y dado que ha sido argumentado que la PPA es más fácilmente verificable en situaciones de alta inflación en las cuales los cambios en los precios son dominados por factores monetarios por encima de los reales, un cambio importante que ocurrió en la economía Argentina y que probablemente afectó el cumplimiento de la PPA fue a comienzos de la década de 1950 desde un régimen de baja inflación a un régimen de alta inflación primero, y a un régimen de hiperinflación luego (hacia 1975) y que duró hasta 1991

¹³ Hegwood y Papell (1998, p. 281) afirman que la presencia de cambios estructurales es evidencia en contra de la PPA de largo plazo, arguyendo que la PPA sólo se verifica si el TCR revierte a una media *constante*, y llaman “Qualified PPP” al caso que ocurre cuando el TCR retorna a una media cambiante. En esta visión, los resultados de la Sección 1.3.1 serían evidencia suficiente en contra de la PPA en Argentina. Papell y Prodan (2006) también distinguen entre “trend PPP” que ocurre cuando el TCR es TS y “Qualified Trend PPP” que ocurre cuando el TCR es TS bajo cambios estructurales. Para simplificar la discusión y darle además a la PPA más posibilidades de ser verificada nosotros no distinguimos entre la PPA y las versiones más débiles de la PPA Cualificada.

¹⁴ Además, Perron permite dos efectos de transición: el *additive outlier* (AO) que ocurre cuando el cambio al nuevo nivel/tendencia ocurre instantáneamente; y el *innovation outlier* (IO) cuando el cambio es gradual. Para limitar los tecnicismos, no aclaramos en cada caso cuál efecto de transición fue elegido, sólo mencionamos que en la mayoría de los casos el preferido fue el de AO siendo pese a ello los resultados robustos a ambas especificaciones. Esto confirma la afirmación de Papell y Prodan (2006, p. 1337) de que “... [IO transition] is more appropriate for macroeconomic aggregates than for real exchange rates.”

cuando la caja de conversión llamada “convertibilidad” tuvo éxito en hacer retornar a la economía a un régimen de baja inflación.¹⁵ Para verificarlo, llevamos a cabo el test de Perron considerando posibles cambios estructurales en todos los años entre 1945 y 1960¹⁶ y presentamos los resultados menos favorables para la hipótesis nula de existencia de una raíz unitaria (i.e., más favorables para la PPA) en la Tabla 1.2.¹⁷

Tabla 1.2: Resultados del test de raíz unitaria con un cambio estructural exógeno de Perron

Modelo	TCR IPC				TCR IPM			
	Fecha quiebre	Estadístico	Tendencia tras quiebre	Tendencia tras quiebre	Fecha quiebre	Estadístico	Tendencia antes del quiebre	Tendencia tras quiebre
Cambio de nivel en una serie sin tendencia	1951	2.89	-	-	1952	-3.02	-	-
Cambio de nivel en una serie con tendencia	1960	-3.37	0.016 (8.94)	-	1959	-4.25**	0.017 (8.75)	-
Cambio de pendiente en una serie con tendencia	1952	-4.02**	0.021 (9.50)	-0.007 (-7.90)	1957	-5.04***	0.018 (9.21)	-0.009 (-6.82)
Cambio de nivel y pendiente en una serie con tendencia	1957	-5.13***	0.036 (14.7)	0.011 (6.36)	1957	-4.61**	0.025 (11.4)	0.001 (7.33)

t-estadístico en paréntesis. ●, ●● y ●●● denotan el rechazo de la hipótesis nula de raíz unitaria al 10%, 5%, y 1% respectivamente utilizando los valores críticos de Perron (1989, 1990).

Los resultados indican que cuando permitimos un cambio en el nivel de una serie sin tendencia, no podemos rechazar la existencia de una raíz unitaria en ninguno de los dos TCR ni siquiera al nivel de significancia de 10%, por lo que los datos sugieren que las series de TCR son estacionarias en diferencias con un cambio estructural en 1951 para el TCR construido con IPC y en 1952 para el TCR con IPM. Dado que esta es la única especificación del test plenamente compatible con la PPA los resultados no apoyan la verificación de la teoría.

Cuando permitimos la existencia de una tendencia en las series, la hipótesis nula de existencia de una RU es rechazada en todos los casos excepto uno a favor de la alternativa de TS con un cambio estructural, siendo los resultados más fuertes para un cambio en el nivel y la pendiente para el TCR IPC y para un cambio en la pendiente para el TCR IPM, en ambos casos en 1957. Es interesante destacar que ambas tendencias son positivas hasta el cambio, y todavía positivas pero

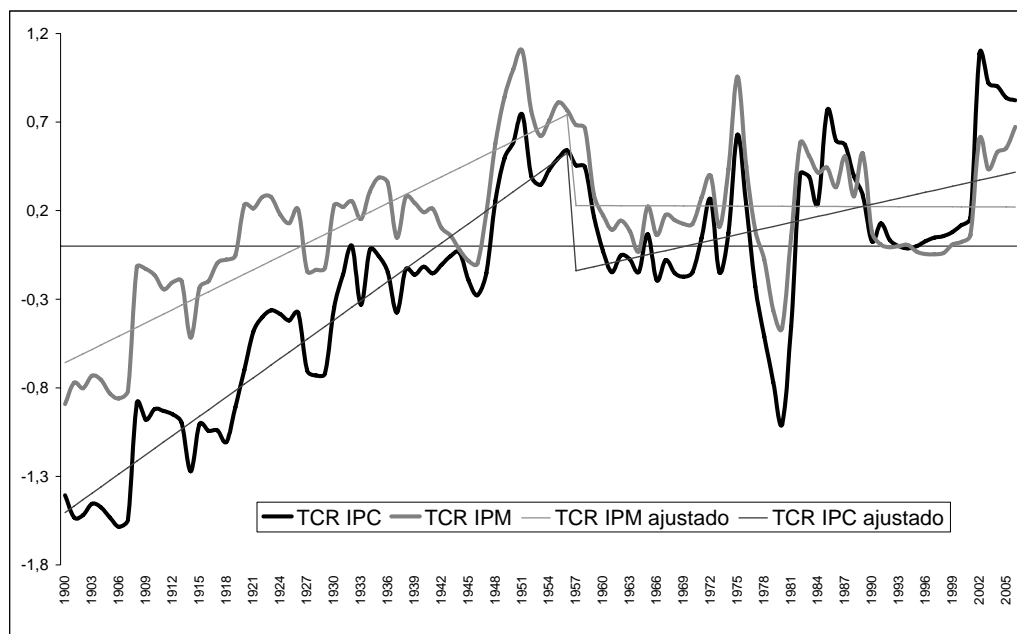
¹⁵ Desde 1900 a 1945 la inflación promedio anual fue de 2% (con un máximo de 25,9% en 1918), desde 1946 a 1974 fue de 27,3% (114% en 1959); y desde 1975 a 1991 el promedio anual subió hasta 578% (4.923% en 1989). Le agradezco a J. Llach por sugerirme esta posible fuente de cambio estructural en las series de TCR.

¹⁶ Hemos confirmado la existencia de un cambio estructural en las series de TCR utilizando el test de Chow (1960) para modelos tipo ARMA para las series de TCR, encontrando cambios en el TCR IPC en 1948, 1952, 1957 y 1959 y para el TCR IPM en 1952 y 1959.

¹⁷ Ciertamente, existen muchas otras fuentes de posibles cambios estructurales en la economía Argentina, como cambios en el patrón de crecimiento económico (Taylor, 1992; Sanz-Villaroya, 2006), en la política comercial (Richaud, et al 2003), o en la integración al mercado internacional de capitales (Taylor, 1998). Aquí, como un paso inicial y siguiendo a Zhou (1997), sólo consideramos cambios en el régimen de inflación. El estudio de las fuentes de cambios estructurales en el TCR argentino es un camino relevante para investigaciones posteriores.

con una pendiente significativamente menor, casi cero (o sin tendencia) para el TCR IPM, luego del cambio. Esto sugiere que el TCR Argentino fue TS en la primera mitad del Siglo XX y estacionario alrededor de una constante desde entonces.¹⁸ Dado que, como hemos explicado, desde mediados del Siglo XX la economía Argentina sufrió una alta inflación, esto confirma la afirmación de que es más probable verificar la teoría de la PPA en situaciones de alta inflación cuando los factores reales pierden peso en favor de los eventos monetarios (Frenkel, 1980).¹⁹ Más aún, esto explicaría por qué los trabajos que testean la PPA en Argentina utilizando datos para la segunda mitad del Siglo XX tienden a verificar la teoría (ver la Tabla 1.7 abajo). Como ilustración, en el Gráfico 1.2 presentamos ambos TCR y sus ecuaciones ajustadas del test de Perron para el modelo de un cambio tanto en el nivel como en la pendiente, con un cambio estructural en 1957.

Gráfico 1.2: Tipos de cambio real argentino (1993=0, en logaritmo) y su ajuste de acuerdo a la ecuación del test de Perron



¹⁸ Los tests de raíz unitaria para ambas sub-muestras apoyan este argumento, porque la hipótesis nula de raíz unitaria no es rechazada para el período 1900-1956 pero sí lo es para el período 1957-2006. Sin embargo, el problema del bajo poder es aún más relevante en estas muestras cortas, por lo que estos resultados son meramente ilustrativos.

¹⁹ *Inter alia*, McNown y Wallace (1989), Mahdvi y Zhou (1994), y Zhou (1997) encuentran soporte para la PPA en economías de alta inflación. En particular, Zhou (1997) no puede rechazar la existencia de una raíz unitaria en el TCR de cinco economías altamente inflacionarias, pero concluye a favor de la estacionariedad luego de permitir la existencia de cambios estructurales asociados a cambios en el régimen de inflación.

Dos hechos relacionados del Gráfico 1.2 merecen destacarse. Primero, la tendencia positiva implica una depreciación real continua de la moneda Argentina.²⁰ Esto puede ser evidencia del efecto BS dado que, como explicamos arriba, el sesgo de productividad a favor de los bienes transables es mayor en economías que crecen rápido, por lo que una economía que crece lentamente debería experimentar una depreciación real a lo largo del tiempo. Segundo, el TCR IPC tiene una tendencia más pronunciada que el TCR IPM. Dado que el IPC contiene una fracción mayor de bienes no transables que el IPM esto también es consistente con el efecto BS dado que, si estuviese presente, debería ser más evidente en el TCR IPC que en el TCR IPM

En cualquier caso, los resultados del test de Perron indican la posible existencia de un cambio estructural en las series de TCR. A continuación profundizamos un poco más en este descubrimiento de dos modos. Primero, mientras Perron (1989, 1990) asume que la fecha del cambio es conocida *a priori* la literatura subsiguiente permite que la fecha del cambio sea determinada por los datos, por lo que aplicamos a continuación diversos test de raíz unitaria bajo cambios estructurales *endógenos*. Segundo, el test de Perron permite la existencia de un solo cambio, pero está lejos de ser obvio que este sea un aspecto correcto de nuestros TCR de largo plazo, por lo que llevamos a cabo también varios tests de raíz unitaria bajo la existencia de dos cambios estructurales.²¹ Entonces, aplicamos a continuación los siguientes seis tests: para series sin tendencia (i) el test de Perron y Vogelsang (PV, 1992) con un único cambio estructural endógeno, que es una variante del test de Perron (1990) pero donde el cambio estructural es determinado cuando el estadístico del test es minimizado, y (ii) el test de Clemente, Montañés y Reyes (CMR, 1998) que extiende el test de PV para el caso de dos cambios estructurales. Incluyendo una tendencia, utilizamos (iii) el test de Zivot y Andrews (ZA, 1992), que también estima el cambio donde el estadístico del test de RU es minimizado, y (iv) el test de Lumsdaine y Papell (LP, 1997), que extiende el test de ZA para incluir dos cambios estructurales. Una desventaja de los test de ZA y LP es que en ellos la hipótesis nula es “RU sin cambio estructural” por lo que además de “TS con cambio estructural”, también puede ser “RU con cambio estructural” la alternativa. De hecho, Lee y

²⁰ Es importante recordar que dado que estamos trabajando con el logaritmo del TCR, la tendencia en estas series es la tasa de crecimiento de las series en niveles.

²¹ Para evaluar la existencia de más o menos un cambio es aceptada al 1% de nivel de significancia en el TCR IPC y al 10% en el TCR IPM; (ii) para el TCR IPC los resultados sugieren que ha tenido o bien dos cambios, en 1919 y 1947 utilizando el criterio de información LWZ, o cuatro quiebres en 1919, 1947, 1963 y 1981 con el criterio de información BIC; (iii) en el TCR IPM, los resultados sugieren que ha tenido o bien un quiebre en 1916 con el criterio LWZ, o bien tres, en 1916, 1946 y 1962 usando el criterio de BIC. Ver Bai y Perron (1998) por los detalles del test. Agradecemos a Pierre Perron por el código de Gauss utilizado para realizar este test.

Strazicich (2001) muestran que el test de ZA presenta *size distortions* ante un quiebre estructural bajo la hipótesis nula, con lo cual la misma es rechazada muy a menudo, causando “rechazos espurios”, y que la fecha del cambio es típicamente mal estimada. Para salvar estas limitaciones, utilizamos dos test adicionales que no exhiben estas *size distortions* por lo cual el rechazo de la hipótesis nula implica estacionariedad sin ambigüedades: (v) el test de minimización del multiplicador de Lagrange (MLM) con un cambio estructural de Lee y Strazicich (LS1, 2004) y (vi) el test MLM con dos cambios estructurales de Lee y Strazicich (LS2, 2003). Presentamos los resultados de estos seis tests en la Tabla 1.3.

Tabla 1.3: Resultados de los test de raíz unitaria bajo uno o dos quiebres estructurales

Modelo	Test	TCR IPC					TCR IPM				
		Fecha quiebre	t-estadístico	Tendencia original	Tendencia tras 1 ^{er} quiebre	Tendencia tras 2 ^{do} quiebre	Fecha quiebre	t-estadístico	Tendencia original	Tendencia tras 1 ^{er} quiebre	Tendencia tras 2 ^{do} quiebre
Cambio de nivel en serie sin tendencia	PV	1953	-2.21	-	-	-	1953	-2.92	-	-	-
	CMR	1927 1978	-4.55	-	-	-	1949 1956	-3.76	-	-	-
Cambio de nivel en serie con tendencia	ZA	1965	-4.37	0.008 (3.44)	-	-	1975	-4.88**	0.004 (3.04)	-	-
	LS1	1976	-3.16	0.023 (13.1)	-	-	1958	-2.88	0.016 (7.95)	-	-
	LP	1958 1975	-6.47**	0.019 (6.03)	-	-	1958 1976	-5.86	0.009 (4.40)	-	-
	LS2	1958 1975	-3.99**	0.033 (15.39)	-	-	1914 1972	3.31	0.007 (3.13)	-	-
Cambio de pendiente en serie con tendencia	ZA	1958	-5.69***	0.021 (4.99)	0.007 (3.35)	-	1958	-5.10**	0.013 (3.82)	-0.001 (-2.96)	-
Cambio de nivel y pendiente en serie con tendencia	ZA	1957	-5.62***	0.022 (4.97)	0.007 (3.35)	-	1957	-5.04*	0.025 (4.47)	-0.001 (-2.95)	-
	LS1	1957	-5.98***	0.036 (14.8)	0.011 (6.46)	-	1957	-5.17***	0.025 (11.4)	-0.000 (7.33)	-
	LP	1958 1994	-6.26	0.024 (5.60)	0.005 (3.86)	0.051 (2.43)	1941 1958	-5.55	0.017 (3.29)	-0.005 (-2.11)	-0.03 (-3.29)
	LS2	1957 1983	-6.34**	0.036 (15.88)	-0.018 (-7.14)	0.014 (3.00)	1959 1974	-6.12**	0.025 (12.17)	0.005 (1.24)	0.001 (0.23)

t-estadístico entre paréntesis. ●, ●● y ●●● denotan el rechazo de la hipótesis nula de RU al 10%, 5%, y 1% respectivamente utilizando los correspondientes valores críticos obtenidos en los trabajos citados.

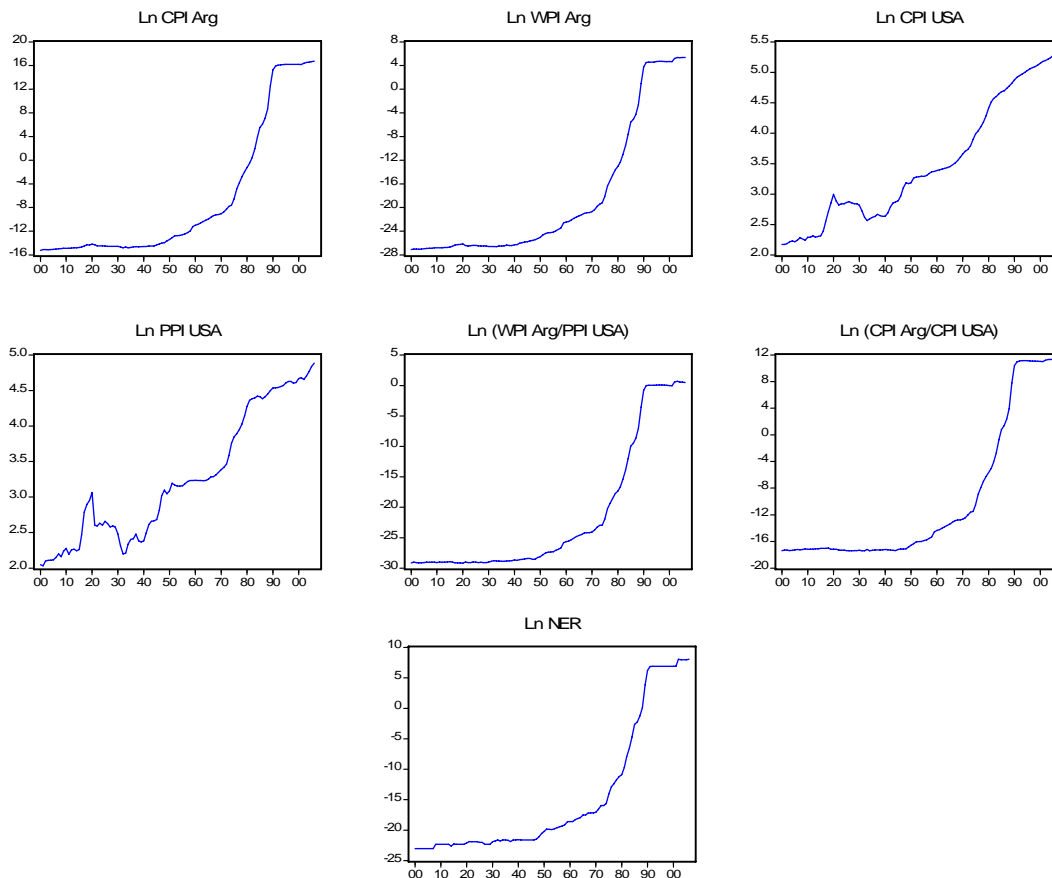
Cuatro hechos emergen de la aplicación de estos test de raíz unitaria tests bajo cambios estructurales endógenos a las series de TCR: (i) Utilizando los test de PV y CMR no podemos rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria para ningún TCR, es decir que obtenemos el mismo resultado que con los tests previos de raíz unitaria sin tendencia. (ii) Con una tendencia y considerando un cambio en el nivel de la serie, rechazamos la hipótesis nula de RU para el TCR IPM sólo con el test de ZA, así que este modelo sugiere que el TCR IPM es DS con cambios estructurales. Para el TCR IPC y evaluando un cambio en el nivel de una serie con tendencia, los tests arrojan resultados mixtos: con un solo cambio estructural no rechazamos la hipótesis nula de raíz unitaria, pero con dos cambios estructurales la nula de RU es rechazada al 5% a favor de la alternativa de TS con cambios estructurales. (iii) Considerando sólo un cambio en la pendiente, la nula de RU es claramente rechazada para los dos TCR, en ambos casos con un cambio estructural en 1958. (iv) Cuando consideramos un cambio tanto en el nivel como en la pendiente de la tendencia, todos los tests excepto el de LP rechazan la hipótesis nula de raíz unitaria para ambos TCR a favor de la alternativa de estacionarios sobre una tendencia con cambio(s) estructural(es).

Como resumen de esta Sub-sección, el resultado de aplicar test de raíz unitaria con cambios estructurales es que ambas series de TCR aparecen como no estacionarias, siendo la evidencia más favorable a que son estacionarios sobre una tendencia con cambios estructurales en vez de estacionarios en primeras diferencias.

1.3.3. Tests de Cointegración para los componentes del TCR Argentino

Testeamos ahora la teoría de la PPA verificando si el TCN y los precios de Argentina y EE.UU. están cointegrados. Así, en el caso “restringido” construimos para cada índice de precios una serie de precios relativa (IPC Arg/IPC EE.UU.; IPM Arg/IPM EE.UU.) y testeamos si está cointegrada con el TCN, y alternativamente en el caso “no restringido” trabajamos con las series de precios por separado, y verificamos si están cointegradas con el TCN. En el Gráfico 1.3 presentamos las series de TCN y precios con las que trabajaremos en esta Sub-sección.

Gráfico 1.3: TCN y precios de Argentina y EE.UU. –1900-2006 (en logaritmos)



En testeos previos hemos verificado que todas estas series son integradas de orden uno.²² Para estudiar si una combinación de estas variables es integrada de orden cero aplicamos primero el método en dos etapas de Engle y Granger (EG, 1987) que estudia la estacionariedad de los residuos de ecuaciones de equilibrio. Esto requiere estimar en el caso restringido y no restringido, respectivamente:

$$s_t = \mu (p_t - p_t^*) + \varepsilon_t \quad (1.5a)$$

$$s_t = \mu p_t + \mu^* p_t^* + \varepsilon_t \quad (1.5b)$$

Donde ε_t es el término del error, que debe ser estacionario si el TCN y los precios respectivos están cointegrados, y no estacionario de otro modo. Presentamos los resultados de los test de RU a los residuos de (1.5a,b) en la Tabla 1.4.

²² Hemos confirmado pero no presentamos los resultados para ahorrar espacio la presencia de una única raíz unitaria en todas las variables, dado que los test en niveles no rechazaron la nula de RU para ninguna serie a los niveles usuales de significatividad, mientras que los tests en diferencias han rechazado la presencia de raíces unitarias al 1% de significatividad.

Tabla 1.4: Test de raíz unitaria a los residuos de la ecuación de cointegración

UR test	TCR IPC		TCR IPM		Valores críticos del test						
	Restringido	No restringido	Restringido	No restringido	Restringido			No restringido			
					1%	5%	10%	1%	5%	10%	
ADF											
Rezago = 0	-2.59	-3.03	-2.99	-3.29							
Rezago = 1	-2.91	-3.42	-3.38*	-3.63*							
Rezago = 2	-2.78	-3.25	-3.28*	-3.56*							
PP											
Newey-West Band	-2.67	-3.03	-3.04	-3.44	-4.08	-3.39	-3.08	-4.41	-3.82	-3.51	
Andrews Band	-2.70	-3.22	-3.08	-3.44							

Tests aplicados sin tendencia ni intercepto. ●, ●● y ●●● denotan el rechazo de la hipótesis nula de raíz unitaria al 10%, 5%, y 1% de nivel de significación, respectivamente, utilizando los valores críticos de Enders (2004) porque los residuos proceden de una ecuación de regresión.

Estos resultados sugieren que los residuos de las ecuaciones de cointegración son no estacionarios, dado que en sólo cuatro de veinte casos rechazamos la hipótesis nula de raíz unitaria, y sólo al nivel de significación de 10%. Entonces, utilizando el test de EG rechazamos la cointegración entre el TCN y los precios de Argentina y EE.UU. y por tanto la PPA no se verifica

Una limitación del test de EG es que requiere elegir una de las variables como dependiente y los resultados son usualmente sensibles a cuál de ellas fue elegida. Para evitar esta limitación aplicamos el método de una etapa de Johansen (1988, 1991, 1995) que no asume *a priori* ninguna relación de causalidad tratando a todas las variables como exógenas y utilizando un estimador de máxima verosimilitud para hallar los coeficientes de las ecuaciones (1.5a,b) y simultáneamente testear la existencia de relaciones de cointegración. Presentamos los resultados del test de Johansen en la Tabla 1.5.

Tabla 1.5: Test de cointegración de Johansen para los componentes del TCR Argentino

Modelo	TCR IPC				TCR IPM			
	Restringido		No restringido		Restringido		No restringido	
	Estadístico de la traza	Estad. MV	Estadístico de la traza	Estad. MV	Estadístico de la traza	Estad. MV	Estadístico de la traza	Estad. MV
Sin intercepto en la EC, sin tendencia en los datos en niveles	6.97 (0.32)	6.94 (0.25)	17.76 (0.26)	10.38 (0.44)	3.00 (0.84)	2.60 (0.84)	23.60* (0.06)	18.52** (0.03)
Intercepto en la EC, sin tendencia en los datos en niveles	13.91 (0.29)	8.32 (0.50)	31.56 (0.11)	19.06 (0.13)	13.90 (0.29)	12.49 (0.16)	33.68* (0.07)	19.95 (0.10)
Intercepto en la EC, tendencia lineal en los datos en niveles	8.49 (0.41)	7.47 (0.43)	22.26 (0.28)	15.48 (0.25)	10.93 (0.21)	10.85 (0.16)	27.31* (0.09)	17.97 (0.13)
Tendencia lineal en la EC y en los datos en niveles	18.52 (0.31)	13.15 (0.31)	31.73 (0.40)	15.48 (0.59)	22.00 (0.14)	15.03 (0.19)	34.39 (0.27)	18.77 (0.32)

EC: Ecuación de cointegración. MV: Máximo valor propio. MacKinnon et al. (1999) p-valores entre paréntesis. ●, ●● y ●●● denotan el rechazo de la hipótesis nula de ninguna relación de cointegración al nivel de significación de 10%, 5%, y 1% respectivamente. La estructura de rezagos fue elegida antes aplicar el test con el criterio de información de Akaike para el VAR en niveles e implicó el uso de 2 rezagos en todos los casos excepto en el caso restringido con IPM donde implicó 4 rezagos. Sin embargo, los resultados son robustos a la inclusión de hasta 6 rezagos.

Los resultados de este test son conclusivos en contra de la existencia de una relación de cointegración entre el TCN y los precios de Argentina y EE.UU. En casi todos los casos la hipótesis nula de ninguna relación de cointegración entre ellas no es rechazada, y sólo para el caso de precios mayoristas hay una evidencia débil de cointegración en el caso no restringido. Entonces, utilizando el procedimiento de Johansen así como con el test de EG los datos apoyan la noción de la ausencia de una relación de equilibrio de largo plazo entre estas variables, y entonces la PPA no se verifica en Argentina.

En nuestro último ejercicio econométrico, y de acuerdo a lo hecho en la Sub-sección 1.3.2 para los test de raíz unitaria, testeamos ahora la existencia de cointegración permitiendo la existencia de cambios estructurales en el vector de cointegración. Esto es importante porque en los test de cointegración basados en residuos, si el modelo es cointegrado con un cambio de régimen en el vector de cointegración, los test ADF pueden no rechazar la nula de RU y el investigador falsamente concluir que no existe relación de cointegración. Entonces, utilizamos ahora el test de cointegración de Gregory y Hansen (1996) basado en residuos en modelos con cambio estructural, donde el vector de cointegración puede cambiar una vez en una fecha desconocida durante el período de la muestra. Ellos extienden los test univariados de Perron (1989), Banerjee, et al. (1992) y Zivot y Andrews (1992) a un contexto multivariado. En el test de Gregory y Hansen la hipótesis nula es la de no-cointegración, y la alternativa es la de cointegración con un posible cambio estructural. Ellos consideran tres diferentes hipótesis alternativas. La primera es el modelo “cambio de nivel” en el cual no hay una tendencia en la relación de cointegración y sólo el intercepto (y no los coeficientes de la relación de cointegración) varían luego del cambio estructural. El segundo es el modelo de “cambio de nivel con tendencia”, en el cual se incluye una tendencia pero sólo el intercepto se modifica luego del cambio estructural. El tercer modelo es el de “cambio de régimen”, en el cual no hay tendencia y tanto el intercepto como los coeficientes de la relación de cointegración están sujetos a un cambio de régimen. Presentamos los resultados del test de Gregory y Hansen en la Tabla 1.6.

Tabla 1.6: Test de cointegración con un quiebre estructural de Gregory y Hansen

Modelo	TCR IPC				TCR IPM			
	Restringido		No restringido		Restringido		No restringido	
	Estad. del test	Fecha quiebre	Estad. del test	Fecha quiebre	Estad. del test	Fecha quiebre	Estad. del test	Fecha quiebre
Cambio de nivel								
t-estadístico, test tipo ADF	-4.00	1974	-4.63	1984	-4.42*	1986	-4.34	1987
Zt-estadístico, test Phillips	-3.81	1974	-4.27	1985	-4.14	1985	-4.08	1917

Za estadístico, test Phillips	-26.38	1974	-32.79	1984	-31.05	1984	-31.02	1917
Cambio de nivel con tendencia	-5.28**	1984	-6.10***	1960	-4.82*	1984	-5.10*	1960
t-estadístico, test tipo ADF	-4.95*	1983	-5.12*	1983	-4.56	1985	-4.85	1959
Zt estadístico, test Phillips	-41.84	1983	-44.31	1983	-37.43	1984	-40.97	1960
Za estadístico, test Phillips								
Cambio de régimen								
t-estadístico, test tipo ADF	-4.20	1960	-5.07	1984	-4.48	1983	-4.90	1983
Zt estadístico, test Phillips	-3.97	1957	-4.98	1983	-4.26	1983	-4.69	1982
Za estadístico, test Phillips	-28.85	1960	-41.95	1983	-31.89	1983	-37.16	1983

•, •• y ••• denotan el rechazo de la hipótesis nula de no cointegración al nivel de significación de 10%, 5%, y 1% respectivamente utilizando los valores críticos de Gregory y Hansen (1996). Los rezagos fueron elegidos utilizando el criterio de selección de Akaike. Esto implicó en todos los casos el modelo “cambio de nivel”, no restringido, IPC en el cual implicó cuatro rezagos.

Como antes, los resultados del test de cointegración de Gregory y Hansen no apoyan la teoría de la PPA. Cuando una tendencia no es incluida en la relación de cointegración (modelos primero y tercero), la hipótesis nula de no cointegración no es rechazada a ningún nivel de significación habitual excepto en un solo caso (modelo de cambio de nivel, IPM, caso restringido) y sólo al 10% de nivel de significación. Por supuesto, rechazar la hipótesis nula no implica aceptación de la alternativa, pero creemos que podemos decir con cierta seguridad que la evidencia no apoya la existencia de una relación de cointegración entre el TCN y los precios de Argentina y EE.UU., incluso luego de permitir la existencia de un cambio estructural ocurrido en una fecha desconocida. Como en el caso de los test de raíz unitaria bajo cambio estructural, cuando una tendencia es incluida en el test de Gregory y Hansen (modelo de cambio de nivel con tendencia), la hipótesis nula es rechazada más a menudo a favor de la alternativa de cointegración con un cambio estructural, notablemente cuando se utilizan precios al consumidor. Nuevamente, la existencia de una tendencia en el vector de cointegración implica que hay otros factores aparte de los correspondientes a la PPA que influyen en la relación entre el tipo de cambio nominal y los precios.

1.3.4. ¿Qué hemos encontrado acerca de la validez de la paridad de poder adquisitivo en Argentina?

En este trabajo hemos tratado de favorecer la verificación de la PPA de diferentes maneras. Primero, hemos testeado la versión más débil de la PPA relativa en vez de la más fuerte de la PPA absoluta. Segundo, no hemos requerido que el tipo de cambio real converja a una media constante sino que hemos permitido que dicha media cambie una o dos veces a lo largo de la muestra, y hemos permitido que la relación de cointegración entre el tipo de cambio y los precios también sufra un cambio estructural endógeno. Tercero, hemos permitido que la condición de homogeneidad no se verifique en los test de cointegración. A pesar de todo ello, los resultados

obtenidos para Argentina en relación con EE.UU. no apoyan la teoría de la PPA. En este sentido, cuando chequeamos la existencia de una raíz unitaria en las series de TCR aparecen como variables no estacionarias. Más aún, la no estacionariedad de los TCR Argentinos es robusta a la existencia de cambios estructurales, dado que los test de raíz unitaria bajo cambio estructural no rechazan la hipótesis nula de RU cuando no se incluye una tendencia en la ecuación del test, o rechazan la nula a favor de la alternativa de TS bajo cambio estructural cuando se permite una tendencia en las series, siendo los quiebres estructurales principalmente a mediados de la década de 1950. Entonces, hemos encontrado evidencia de que los tipos de cambio real son TS con quiebres estructurales en vez de DS. Mientras que ambos casos son contrarios a la teoría de la PPA, las implicaciones económicas de ambas situaciones son distintas, tal como lo hemos reflejado en el texto.

Luego, cuando testeamos la existencia de cointegración entre el tipo de cambio nominal y los precios de Argentina y EE.UU. no pudimos sostener la existencia de una relación de equilibrio de largo plazo entre esas variables que sea consistente con la PPA, incluso luego de controlar por la existencia de un cambio estructural ocurrido en una fecha desconocida. Por el contrario, los resultados muestran ampliamente que las desviaciones de la PPA no desaparecen a lo largo del tiempo por lo que el TCN y los precios tienen a divergir unos de otros y así la PPA no se verifica en Argentina en el Siglo XX.

Éstos resultados confirman la hipótesis de “sesgo de supervivencia” (*survivorship-bias*) de Froot y Rogoff (1995, pp. 1660-62). Ellos aducen convincentemente que las series que abarcan muchos años usualmente sólo están disponibles para aquellos países que han estado continuamente entre las naciones más ricas, pero normalmente no hay datos (o se los busca menos) para países como Argentina que son países que han experimentado grandes cambios relativos en su ingreso y por lo tanto es más probable que no se verifique la PPA, debido a tendencias en los precios relativos de los bienes no transables, entre otros factores. De hecho, para ilustrar la posibilidad de este “sesgo de selección” Froot y Rogoff (1995) testean con la versión tradicional del test ADF la existencia de una raíz unitaria para el TCR IPC Argentino en relación con EE.UU. y GB usando datos anuales para el período 1913-1988 y no rechazan la hipótesis de que el TCR Argentino tenga un comportamiento tipo *random walk*. Dado que su muestra no es muy extensa (abarca sólo 76 años) y, como dijimos, el test que han utilizado tiene muy poco poder en muestras

pequeñas, sus resultados deben ser tomados como meramente ilustrativos.²³ Sin embargo, nuestros resultados utilizando una muestra anual mucho más extensa que morigera el problema del bajo poder, utilizando tanto precios mayoristas como minoristas y un conjunto más amplio de técnicas econométricas con mayor poder y mejores propiedades de tamaño corroboran sus resultados. Fernandes Guimaraes-Filho (1999) presentan resultados análogos para Brasil encontrando una raíz unitaria en su TCR para los años 1855-1990, otro país que ha experimentado grandes cambios relativos en su ingreso respecto al resto del mundo. Claramente, el estudio de la no-estacionariedad de éstos y otros TCR latinoamericanos merecen investigaciones más profundas.

¿Qué relación existe entre nuestros resultados y los obtenidos en los otros 15 estudios que han testeado la PPA en Argentina? Estos trabajos obtienen resultados tanto a favor como en contra de la PPA para este país, resultados diversos que pueden provenir de diferencias en los datos utilizados o en las técnicas de estimación empleadas. Para verificarlo, en la Tabla 1.7 resumimos las principales características de dichos trabajos.

Tabla 1.7: Estudios empíricos que testean la PPA utilizando datos de Argentina

Autores	Frecuencia de los datos	Período	Tipos de dato y fuentes	País de Ref.	Test de RU para el TCR	Test de cointegr.	Evidencia sobre la PPA
McNown & Wallace (1989)	M	1976:1-1986:6	TCN oficial, IPC e IPM del IFS	EE.UU.	ADF	EG	A favor con IPM, en contra con IPC
Liu (1992), Liu & Burkett (1995)	Q	1956:1-1989:4	TCN, IPC e IPM del IFS	EE.UU.	-	EG y Johansen	A favor ²⁴
Bahmani-Oskooee (1993)	Q	1973:1-1988:4	NEER construido con TCN e IPC del IFS	19 DCs	-	EG	En contra
Mahdavi & Zhou (1994)	Q	1980:2-1991:2	TCN e IPM del IFS	EE.UU.	-	Johansen	A favor
Froot & Rogoff (1995)	A	1913-1988	IPC y TCR de Cavallo (1986) e IFS	EE.UU. GB	ADF		En contra
Bahmani-Oskooee (1995)	Q	1971:1-1990:4	REER construido con el TCN e IPC del IFS	19 DCs	ADF y Perron	-	En contra
McLellan & Chakraborty (1997)	M	1973:7-1990:12	TCN e IPM del IFS	EE.UU.	ADF y Sims (1988)	No	En contra con el test ADF, a favor con el test de Sims
Bleaney et al. (1999)	M	1972:1-1993:5	TCN e IPM del IFS	EE.UU.	ADF		En contra
Carrera et al. (1999)	Q	1980:1-1998:4	TCN e IPC del Indec	EE.UU.	ADF, PP, VR y Perron		En contra

²³ Richaud et al. (2003), sin buscar contrastar la teoría de la PPA, han también testeado la existencia de una raíz unitaria en el TCR Argentino para el período 1913-1996 usando los tradicionales (y de bajo poder) test ADF y PP, y concluyen que dicho TCR contiene una raíz unitaria. Nuevamente, estos resultados apoyan los nuestros, pero los tomamos como meramente ilustrativos.

²⁴ Sin embargo, Liu y Burkett (1995) analizan la estabilidad del ajuste hacia la PPA encontrando que aunque los coeficientes del ECM son consistentes con la PPA como un promedio grueso, tienen muy altas varianzas y contradicen directamente la PPA durante varios trimestres.

Taylor (2002)	A	1884-1996	TCN oficial, deflactor del consumo	EE.UU., 19 países	ADF y ERS	-	A favor
Anoruo et al. (2002)	Q	1961:1-1999:4	TCN e IPC del IFS	EE.UU.	ADF	DECM	En contra con el test ADF, a favor con el DECM
Holmes (2001, 2002a,b)	Q	1973:2-2001:1	TCN oficial e IPC del IFS	EE.UU.	ADF		A favor
Achy (2003)	M	1973:4-1998:12	TCN oficial e IPC del IFS	EE.UU.	ADF, PP, Perron, VR, FI	-	En contra con los tests ADF y PP; a favor con FI y VR
Alba & Park (2003)	M	1976:1-1999:12	TCN oficial e IPC del IFS	EE.UU.	ADF	-	En contra
Diamandis (2003)	M	1973:11-1993:12	TCN, IPC del IFS, TCN del mercado paralelo de PCY y WCY	EE.UU.	-	Johansen	A favor
Nuestro trabajo	A	1900-2006	TCN libre de FIEL; IPC e IPM	EE.UU.	ADF GLS, ERSPO, KPSS, PP- Bhargava- ERSPO modificados, Perron, PV, ZA, LS1, LS2, LP, CMR	EG, Johansen, Gregory&Hansen	En contra

Nuevas abreviaturas usadas en la Tabla: M: mensual; Q: trimestral; A: Anual; IFS: International Financial Statistics, IMF; PCY: Pick's Currency Yearbook; WCY: World Currency Yearbook; DECM: Dynamic Error Correction Model; REER: Tipo de cambio real efectivo; NEER: TCN efectivo; DCs: países desarrollados; VR: Variance Ratio; FI: Fractional Integration.

En términos de sus resultados, cinco trabajos encuentran apoyo para la teoría de la PPA en Argentina, y 3 obtienen resultados mixtos. Es importante destacar que siete de estos ocho trabajos utilizan datos de corto plazo de la segunda mitad del Siglo XX, empleando un máximo de 38 años en el caso de Anoruo et al. (2002). Dado que como mencionamos antes en este período Argentina padecía una muy alta inflación, esto puede explicar que sus resultados apoyen la verificación de la PPA. El trabajo restante que encuentra apoyo para la teoría es Taylor (2002), quien utiliza una muestra extensa de datos anuales desde 1884 hasta 1996 (113 años). Según lo mejor de nuestros conocimientos, es el único trabajo que emplea datos de Argentina de largo plazo y que acepta la PPA por lo que es el más desafiante para nosotros. Las principales diferencias entre Taylor (2002) y nuestro trabajo son: (i) Las muestras son diferentes, dado que mientras los datos de Taylor comienzan 16 años más temprano que los nuestros, finalizan 10 años antes; (ii) Taylor usa el TCN oficial, mientras que nosotros empleamos el libre; (iii) además de estudiar el TCR Argentino contra EE.UU., tal como hicimos nosotros, Taylor usa un TCR multilateral con respecto a 19 países; (iv) nosotros empleamos tanto el IPC como el IPM, mientras que Taylor sólo utiliza el deflactor del consumo; (v) nosotros hemos empleado un conjunto mucho más amplio de técnicas econométricas, incluyendo tests de raíz unitaria y cointegración bajo cambio estructural, que no fueron considerados por Taylor. Nuestra idea es que los resultados diversos se deben principalmente a (i), porque las diferencias en las muestras al principio y el final de las series pueden

encubrir diferencias en el comportamiento de reversión a la media del TCR²⁵; a (ii) y (iv), porque el IPC, IPM y deflactor de consumo, por un lado, y el TCN oficial y el libre, por el otro, normalmente no se comportan del mismo modo. Por ejemplo, el TCN oficial (en épocas de tipos de cambios múltiples) suele estar más vinculado a operaciones comerciales mientras que el libre a operaciones financieras. Un análisis más detallado de las diferencias en el comportamiento de las series entre ambos grupos de datos podría explicar la diferencia en los resultados.

1.3.5. Caveats

Existen problemas potenciales con los datos y los métodos de estimación que hemos empleado debilitan nuestras conclusiones. Primero, hemos utilizado índices de precios agregados por lo que implícitamente hemos asumido que los precios relativos dentro de la economía han permanecido estables. Si este no fue el caso, podemos haber incurrido en un sesgo de especificación (Frenkel, 1981). Esto es particularmente relevante el caso Argentino dado que algunos investigadores encuentran que en el largo período que hemos estudiado ha habido grandes cambios en los precios relativos (Dabus, 2000). Más aún, las series de precios que abarcan muchos años tienen el (bien conocido) problema de la introducción de nuevos bienes, y la acumulación de los errores de medición que pueden haber afectado los resultados (Bresnahan y Gordon, 1997). Por supuesto, estos problemas son comunes a todos los trabajos que utilizan índices de precios agregados y de largo plazo. Además, dado que utilizamos datos anuales también padecemos el problema de la “agregación temporal” que tal como Taylor (2001) muestra sesgan el análisis hacia encontrar un comportamiento tipo *random walk* del TCR.

Además, hemos mezclado datos de diferentes regímenes cambiarios, dado que en el período bajo estudio Argentina y EE.UU. han alternado períodos de TCN fijo y flotante (véase Gerchunoff y Llach, 1998, para Argentina; y Grilli y Kaminski, 1991, para EE.UU.). Dos diferencias importantes entre dichos regímenes son que los tipos de cambio reales y nominales tienden a ser mucho más volátiles bajo tipo de cambio fijo que bajo tipo de cambio flotante (Rogoff, 1996, p. 656), y que bajo tipo de cambio fijo las desviaciones de la PPA son principalmente disipadas por movimientos de los precios relativos, mientras que bajo tipo de cambio flotante el principal me-

²⁵ Por ejemplo, la muestra de Taylor no incluye el final de la caja de conversión “Convertibilidad” ocurrida en 2002 que causó que el TCR, tras varios años de estar fuertemente apreciado, sufriera una gran depreciación. Del mismo modo, nosotros no consideramos los últimos 16 años del Siglo XIX, un período en el cual el TCR sufrió grandes cambios que pueden haber modificado, si los hubiésemos considerado con series de precios al consumidor y mayoristas homogéneas, nuestros resultados.

canismo de ajuste es el TCN que es mucho más flexible que los precios. Mezclar datos de regímenes con diferentes volatilidades y mecanismos de ajustes pueden haber sesgado nuestros resultados. Claramente, cambios en el régimen cambiario pueden ser fuente de cambio estructural. Aunque hemos controlado por la existencia de uno o dos cambios estructurales, en los 107 años que abarca el estudio ha habido múltiples cambios en el régimen del tipo de cambio,²⁶ por lo que investigaciones posteriores deberían evaluar la posibilidad de múltiples cambios estructurales, posiblemente siguiendo a Kanas (2006).²⁷

Además, nosotros hemos utilizado el TCR bilateral que introduce un sesgo cuando la estructura comercial es diversificada, dado que al utilizar precios que no están exactamente relacionados con los flujos comerciales no capturamos aspectos importantes relacionados con los efectos de los términos del intercambio. Entonces, sería importante considerar el uso de un tipo de cambio real efectivo. Limitaciones en la disponibilidad de los datos no nos permitió realizarlo aquí, pero investigaciones futuras deberían considerar esta extensión.

La última precaución es la posible existencia de no-linealidades en el TCR Argentino debido a la heterogeneidad de los participantes en el mercado de divisas en sus objetivos o en la manera que forman sus expectativas, debido al arbitraje limitado ante *shocks* pequeños por la existencia de costos de transacción, por el efecto de reformas comerciales, etc. (Sarantis, 1999). Si este fuese el caso, nuestros resultados no serían válidos porque hemos trabajado con test lineales en donde se asume que el proceso de ajuste es continuo y ocurre a una velocidad constante. Holmes (2002b) testó la presencia de no linealidades en el TCR Argentino utilizando datos trimestrales para el período 1973:2-2001:1 y no encontró que dicho TCR tenga un ajuste no lineal. Sin embargo, es necesario estudiar este tema en el mucho más largo período de tiempo considerado en nuestro trabajo. En particular, aplicar modelos STAR para Argentina y otros países en vías de desarrollo para estudiar la PPA es una vía necesaria de investigaciones posteriores.

1.4. Conclusiones del Capítulo 1

En base a nuestro trabajo empírico concluimos que existe evidencia en contra de la teoría de la PPA de los tipos de cambio cuando es testeada para Argentina. Esto contrasta con el “consen-

²⁶ Psaradakis (2001) muestra que para procesos con raíces unitarias con múltiples cambios de nivel de tipo de Markov los test ADF pueden llevar a rechazos espurios de la hipótesis nula de raíz unitaria, y para procesos estacionarios bajo múltiples y persistentes cambios tipo Harkov los test de raíz unitaria tienen bajo poder.

²⁷ Sin embargo, el test de Bai y Perron sugiere que el TCR con IPC tiene como máximo cuatro quiebres estructurales, y el TCR con IPM como mucho tres. Véase la nota 21.

so” de la literatura acerca de la validez de la PPA en el largo plazo en los países desarrollados. Ante esto, surgen dos preguntas: ¿Por qué la PPA no se verifica en Argentina?, y ¿cuáles son las consecuencias de ello?

En relación con la primera pregunta, además de los *caveats* enunciados en la Sección 1.3.5 hay algunas respuestas que podemos ensayar. Primero, el “consenso” puede ser explicado por el mencionado “sesgo de supervivencia” de Froot y Rogoff (1995). Dado que la mayoría de los estudios utiliza datos de países desarrollados dado que hay más muestras largas para ellos el sesgo de selección consistente en analizar a los países desarrollados entre sí y entre quienes los diferenciales de productividad u otros factores estructurales que puedan causar una tendencia en el TCR son menos probables que entre países ricos y pobres. Dado que hemos estudiado aquí a Argentina en relación con EE.UU., esos resultados adversos de la PPA no son tan sorprendentes dado que factores como el efecto BS pueden causar una depreciación continua del TCR de un país más pobre como Argentina. Estos factores estructurales pueden ser responsables, entonces, de la no estacionariedad de ambos tipos de cambio real y más aún considerando que estos TCR aparecen como estacionarios sobre una tendencia, siendo la pendiente de dicha tendencia más pronunciada en el TCR IPC que en el TCR IPM.²⁸ Claramente, se necesita investigar este tema en más profundidad, buscando determinar cuáles son los factores que generan la tendencia en el TCR Argentino de largo plazo.²⁹

Otro factor que puede explicar nuestros resultados es la alta volatilidad del TCN Argentino, que genera grandes inestabilidades en el ingreso nominal y, con mercados de capitales imperfectos, efectos reales permanentes sobre los ahorros, la inversión y el mercado de trabajo (Andersen, 1997). Estos efectos se trasladan, en última instancia, al TCR. Más aún, Argentina ha tenido altas barreras al comercio internacional durante varios períodos a lo largo de la muestra, lo que hace que el arbitraje de bienes y servicios sea más dificultoso, afectando el ajuste a la PPA que es postulado básicamente para economías abiertas.³⁰

Por otro lado, es importante destacar que varios estudios han rechazado la validez de la PPA incluso para países desarrollados. Este consenso acerca de la validez de largo plazo de la PPA es

²⁸ Además de la mayor fracción de bienes transables en el IPM en relación con el IPC, una razón extra para esperar que la PPA se verifique más utilizando precios mayoristas, es que los bienes mayoristas tienen mercados más “profundos”. Le agradezco a J. Llach por sugerirme este factor que no es usualmente mencionado en la literatura de la PPA.

²⁹ Cavallo y Domenech (1988) y Carrera et al. (1998), entre otros, estudian los determinantes del TCR Argentino.

³⁰ Por supuesto, EE.UU. ha tenido también períodos con altas barreras al comercio internacional, siendo la política proteccionista en el sector agropecuario particularmente persistente a lo largo del Siglo XX (ver Trebilcock y Howse, 1995, Capítulos 2 y 11).

en buena media reciente y los juicios profesionales concernientes a la validez de la PPA han cambiado varias veces en los últimos treinta años (Sarno y Taylor, 2002, p. 95). Avances econométricos o el uso de nuevos datos pueden cambiar el actual consenso en el futuro. Además, dada la evidencia mixta acerca de la PPA que hemos intentado reflejar en nuestro breve repaso de la literatura, podemos considerar en buena medida que el consenso es una opinión de quien realiza la revisión.³¹

Respecto a la segunda pregunta, existen importantes implicaciones de política económica derivadas del rechazo de la PPA. Primero, ello significa que las sugerencias de política derivadas de modelos en los que la PPA es un supuesto básico son inapropiadas para Argentina o como mínimo deben ser tomados con cuidado.³² De modo más general, si la PPA se verifica las desviaciones de la misma (en este caso, los desvíos del TCR respecto a su media constante) se disipan eventualmente por cambios en el TCN o en los precios relativos, debido a que cuando la PPA es válida los movimientos de precios entre dos países son los determinantes fundamentales de los cambios en el TCR. Si este es el caso, a pesar de que existan desvíos de corto plazo del valor de PPA, el TCR revertirá eventualmente a su valor de PPA de largo plazo, que es una suerte de “ancla” para el tipo de cambio. Como resultado, el TCR de largo plazo será una constante fuera del control de los hacedores de política. Por el contrario, si la PPA no es válida las desviaciones de la misma no se disiparán y entonces tendrán efectos de largo plazo en la competitividad externa del país, su balance externo, el producto y el empleo (Dornbusch, 1987). Esto es central en el debate respecto a cuánto tiempo puede un país beneficiarse de mantener deliberadamente apreciado el TCR, buscando ganancias de competitividad, mejoras en el balance externo e incrementos del empleo, o un TCR depreciado si el objetivo es luchar contra la inflación. Estas políticas serán más efectivas y tendrán efectos más duraderos cuanto menor sea la conexión entre el TCN, los precios y los salarios.

Finalmente, la validez de la PPA es relevante en asuntos prácticos, como el tema de saber si el TCR se encuentra apreciado o no. Si la PPA es válida, entonces el tipo de cambio de PPA es una tasa de referencia para el tipo de cambio o, como usualmente se hace en la práctica, la media

³¹ Por ejemplo, Breuer (1994, p. 262) modera el *consenso* afirmando que: “A judicious review [of PPP literature] would likely conclude that no consensus has yet emerged”.

³² Como hemos visto, a pesar que la PPA no se verifica en Argentina en toda la muestra, es posible que sí lo haga en algunos subperíodos, e.g., bajo situaciones de alta inflación, períodos bajo los cuales modelos que asumen la PPA sí serían aplicables. Por ejemplo, McNown y Wallace (1994) encuentran que el modelo monetario de determinación del tipo de cambio que tiene a la PPA como un supuesto clave ha sido válido para Argentina durante el período de alta inflación de 1977:3-1986:12. Ver la nota 19, y las Secciones 1.3.2 y 1.3.5 para más comentarios de este tema.

del TCR para medir el desalineo del TCR actual. Por el contrario, si el TCR sigue una tendencia definida, no es más válido comparar el TCR con su media histórica para testear si está apreciado o no, sólo es posible hacerlo si se modela la tendencia considerando los desalineos como desvíos de la misma.

A lo largo del Capítulo hemos indicados varias vías posibles para investigaciones posteriores. Tres de ellas merecen mencionarse nuevamente. (i) El estudio de la posible reversión no lineal del TCR Argentino a su media. (ii) Si el mismo continúa apareciendo como no estacionario utilizando técnicas econometritas no lineales, el estudio de los determinantes de la no estacionariedad del TCR para estudiar cuáles son los factores estructurales que determinan los desvíos de permanentes de la PPA en Argentina. (iii) Investigar las fuentes de los quiebres estructurales encontrados en los TCR Argentinos. Ciertamente, extender el análisis entero para otros países latinoamericanos sería muy relevante también.

Capítulo 2: Un Análisis de los Desalineos del Tipo de Cambio Real Argentino Bajo Cambios de Régimen³³

2.1. Introducción

El tipo de cambio real es un indicador de los incentivos que tienen los agentes económicos respecto a sus decisiones de inversión y consumo entre bienes domésticos e internacionales, jugando un papel clave en el desarrollo y crecimiento económico de los países. Por ejemplo, tipos de cambio real apreciados han sido asociados a la ocurrencia de alto desempleo en varios países latinoamericanos (Frenkel y Ros, 2006) y a bajas exportaciones (Pfefferman, 1985), mientras que depreciaciones del TCR parecen estar relacionadas a un crecimiento más alto (Razin y Collins, 1997) pero también a una mayor inflación (Kiguel, 1992).

Más aún, los desalineos persistentes del “TCR de Equilibrio” (TCRE) pueden generar severos desbalances económicos que pueden llevar a costosas correcciones externas (Dornbusch, 1983; Williamson, 1985) especialmente en los países en vías de desarrollo (Edwards, 1989a). De hecho, varios trabajos han mostrado que en muchas de las crisis cambiarias y bancarias recientes un TCR apreciado ha jugado un rol clave (Frankel y Rose, 1996; Kaminsky y Reinhart, 1999). Entonces, reconocer si el TCR está apreciado o depreciado, cual es la probabilidad de un cambio en su estado y qué factores influyen esos cambios aparecen como importantes temas para economistas y hacedores de políticas, especialmente en las economías emergentes que tienen típicamente un TCR mucho más inestable.

En particular, una extensa literatura ha documentado que varios países Latinoamericanos han tenido una historia de cambios sucesivos entre tipos de cambio real apreciado, usualmente cuando el tipo de cambio nominal es utilizado como un ancla nominal para reducir la inflación (Kiguel y Liviatan, 1992) y períodos de TCR depreciado, como cuando se persiguen políticas cambiarias que deliberadamente deprecian el TCR para mejorar la competitividad externa del país (Edwards, 1989b). Es importante destacar que estas situaciones de desalineo tienden a ser muy persistentes y que los cambios entre ellas suelen ocurrir súbitamente, como cuando los pla-

³³ Quiero agradecer a Gabriel Pérez-Quirós, Berti Kiss y Gustavo Martín los útiles comentarios que han realizado a versiones previas de este Capítulo. Un trabajo más general en el que se basa este Capítulo fue presentado en el *Econometric Workshop* de la Universidad de Alicante, España, y en el XXXI Simposio de Análisis Económico de la Asociación Española de Economía desarrollada en Granada, España, en diciembre de 2007.

nes de estabilización basados en el tipo de cambio terminan en crisis, tal como han documentado Reinhart y Végh (1995).

En este estudio analizamos algunos de estos temas. En particular, estudiamos para Argentina si los “Desalineos del TCR” (DTCR) respecto de su equilibrio están sujetos a cambios de régimen en su media y varianza y, si ese es el caso, qué genera esos cambios. Para ello, utilizamos el modelo “Autorregresivo de Cambios de Régimen tipo Markov” (*Markov Regime Switching Autoregressive*, MRS AR) de Hamilton (1989), que modela una serie como un proceso estacionario no lineal, siendo la fuente de las no linealidades cambios discretos de régimen. Entonces, nuestra idea es que existen diferentes regímenes en la media de los DTCR en este país con bruscos e infrecuentes cambios entre ellos, que es el tipo de no linealidad modelada por el modelo MRS AR, y buscamos chequear si las estimaciones confirman esto o, por el contrario, muestran que un solo estado es una descripción más apropiada del proceso estocástico de los datos. Además, dado que típicamente los TCR tienden a ser más volátiles bajo regímenes cambiarios de tipos de cambio flotante que bajo tipo de cambio fijo, o entre períodos históricos diferentes (Grilli y Kaminsky, 1991; Hasan y Wallace, 1996), controlaremos por cambios en la varianza de los desalineos del TCR entre estados.

Adicionalmente, y dado que la literatura ha encontrado varios eventos económicos que pueden generar dichos desalineos del TCR (apreciaciones o depreciaciones) modelamos las probabilidades de cambio de régimen como dependientes de variables económicas relacionadas a esas situaciones utilizando las “Probabilidades de Transición Cambiantes en el Tiempo” (*Time Varying Transition Probabilities*, TVTP) tal como fueron desarrolladas por Filardo (1994), con el objetivo de estudiar los determinantes económicos de dichas probabilidades de transición. Esto es particularmente importante para el caso de un abrupto cambio de la media de los desalineos del TCR de un régimen apreciado a uno depreciado que suele ocurrir a través de una gran devaluación nominal, dado que "little attention has been given to the likelihood of crisis or devaluations in appreciation episodes" (Goldfajn y Valdés, 1999, p. 230).

Los resultados obtenidos en este Capítulo son los siguientes. Primero, hemos reconocido dos estados persistentes en la media de los desalineos del TCR Argentino. Dado que una de las medias dependiente de los estados es negativa y la otra es positiva asociamos las mismas a apreciaciones y depreciaciones reales, respectivamente. En cualquier caso, encontramos una correspondencia temporal cercana entre los principales planes de estabilización y el estado apreciado,

mientras que la correspondencia entre las apreciaciones y los planes de estabilización menores es más vaga.

Segundo, las depreciaciones reales aparecen como más persistentes que las apreciaciones reales. La duración media de las depreciaciones es ocho años, mientras que los desalineos del TCR permanecen en el estado apreciado unos tres años en promedio. La duración promedio de las apreciaciones que hemos encontrada es substancialmente mayor que los doce meses de duración promedio que Goldfajn y Valdés (1999) encontraron para las apreciaciones en 93 países. Así, el TCR de Argentina parece permanecer en el estado apreciado significativamente más que el promedio.³⁴

Tercero, no pudimos identificar diferentes estados en la varianza de los desalineos del TCR con lo cual un solo régimen en la varianza aparece como una representación mejor del proceso estocástico de los desalineos del TCR Argentino. Un resultado similar fue encontrado por Bergman y Hansson (2005) para la varianza del TCR de siete países desarrollados.

Cuarto, el uso de TVTP mejora los resultados en contraste con el modelo estimado con Probabilidades de transición fijas (PTF) porque cuando las TVTP son utilizadas se obtiene una mejor identificación de los episodios de desalineo.

Quinto, las variables que explican los cambios en las probabilidades de transición entre estados son locales, como la tasa de inflación, o internacionales, como el tipo de interés de EE.UU. Entonces, podemos obtener algunas conclusiones sobre los determinantes de las apreciaciones y depreciaciones.

El resto de este Capítulo sigue de este modo: en la Sección 2.2 revisamos la literatura sobre el TCR de equilibrio y los desalineos, y los justificantes de la posible existencia de diferentes regímenes en la serie de los desalineos del TCR y justificamos el uso de los modelos MRS AR con TVTP. En la Sección 2.3 explicamos los datos que utilizamos y en la Sección 2.4 la metodología econométrica que empleamos para analizarlos. En la Sección 2.5 presentamos los resultados empíricos, y en la Sección 2.6 concluimos.

2.2. Tipos de cambio real: Equilibrio, desalineos y cambios de régimen

³⁴ No hemos encontrado estudios de la duración media de las depreciaciones para compararlos con nuestros resultados.

2.2.1. El TCR de equilibrio de largo plazo y la plausibilidad de diferentes regímenes en los desalineos del TCR

Como vimos en el Capítulo 1, una extensa literatura analiza la reversión a la media del TCR con el objetivo de verificar la validez empírica de la teoría de la PPA de los tipos de cambio. Si el TCR es estacionario, la PPA se verifica y el TCRE es una constante y los desalineos del TCR alrededor del equilibrio de largo plazo se disipan. Sin embargo, existen muchos factores no incluidos en el modelo de PPA que afectan al TCR, como los diferenciales de productividad. Entonces, otra rama de la literatura abandona la idea de un TCR de equilibrio constante y asume que éste varía en el tiempo debido a los cambios en los *fundamentals* económicos (ver, por ejemplo, Edwards, 1989b, p. 15). Esta literatura define el TCRE como el valor para el cual, dados magnitudes permanentes de los fundamentos macroeconómicos, asegura la obtención simultánea del equilibrio interno y externo (Edwards, 1988; Williamson, 1994).³⁵ Entonces, el TCRE es especificado como una función de los valores sostenibles de *fundamentals* como los términos de intercambio (TOT), flujos netos de capitales o el gasto del gobierno (Baffes, et al., 1997). Sin embargo, el TCR actual usualmente diferirá del equilibrio, generando desalineos reales (Edwards, 1989b). Nosotros seguimos aquí esta literatura y obtenemos los desalineos como desviaciones del TCR de un TCRE estimado.³⁶ Nuestro objetivo es identificar estadísticamente la existencia de estados persistentes en la media de los desalineos del TCR, que serán asociados con situaciones de apreciación y depreciación, y estudiar cuáles son las variables que influyen en los cambios entre ellos.

La pregunta que surge es por qué los desalineos del TCR podrían tener diferentes estados persistentes y cuál es el significado económico de que los desalineos del TCR sigan un proceso de cambio de régimen. *A priori*, hay dos parámetros del proceso estocástico de los desalineos del TCR que pueden cambiar entre sub-muestras: media y varianza.³⁷ Para la media, es importante recordar que la propiedad más significativa del TCR es que es una *proxy* de la competitividad

³⁵ El equilibrio interno ocurre cuando la economía opera a pleno empleo, y el equilibrio externo cuando se ha obtenido una situación sostenible de la cuenta corriente dada la posición deseada de capitales netos.

³⁶ Si el TCRE es casi constante, la mayoría de las variaciones en la diferencia entre el TCR y el TCRE se deberán a movimientos en el primero. En este caso, diferencias en el TCR actual de su media puede aproximarse por el grado de desalineo (Klein y Marion, 1997), con lo que podríamos estudiar directamente el TCR actual y sus desvíos respecto a la media sin estimar el TCRE, asumiendo que cualquiera sea el TCRE, el TCR actual alterna entre persistentes niveles apreciados y depreciados.

³⁷ En nuestro modelo, también el coeficiente autorregresivo puede ser dependiente del estado. Esto puede ser relevante dado que Parsley y Popper (2001, p. 988) encuentran que "the real exchange rate exhibits its greatest mean reversion under a dollar peg". Sin embargo, postulamos aquí un coeficiente autorregresivo independiente del estado y dejamos esta extensión para versiones futuras del trabajo.

internacional de un país, entonces si la media cambia a lo largo del tiempo también lo hace el costo doméstico de producir bienes transables.

Una media negativa de los desalineos del TCR (i.e., el TCR actual debajo del TCRE) está señalando una apreciación real, lo que implica un incremento del coste doméstico de producir bienes comercializables, con lo cual el país en cuestión se vuelve caro. Entonces, debemos analizar cuáles son los eventos que pueden hacer que el TCR esté debajo de su valor de equilibrio. Esto puede ocurrir: (a) porque el país en cuestión se vuelve rico, con lo cual está relacionado con cambios en los *fundamentals* como incrementos de productividad tal como lo modelan Balassa (1964) y Samuelson (1964). En estos casos, dado que lo que genera la apreciación real son cambios permanentes en los *fundamentals* no debería surgir una situación de desalineo permanente. Es importante mencionar que cambios transitorios en los *fundamentals* pueden generar desvíos transitorios del TCR del TCRE que, como dijimos, está calculado con *proxies* de sus valores fundamentales. (b) Como resultado de decisiones de política. Por ejemplo, si el gobierno establece un plan de estabilización que mantiene la tasa de depreciación nominal por debajo de la inflación el TCR resultará apreciado. (c) Debido a factores exógenos, como en el caso de ingresos masivos de capitales –atraídos por eventos domésticos como una buen desempeño macroeconómico o factores globales como tasas de interés internacional bajas (ver Calvo, et al., 1992, 1994, 1996)- que aprecian el TCR porque generan revaluaciones del TCN y/o presiones inflacionarias. Entonces, cuando las apreciaciones no están justificadas por cambios permanentes en los *fundamentals* los desalineos del TCR tendrán una media baja. Es importante destacar que estas situaciones pueden ser muy persistentes, como cuando el plan de estabilización es creíble y efectivo, o las tasas de interés internacionales permanecen bajas o la expansión macroeconómica es robusta. En estos casos, los desalineos resultantes persistirán generando la clase de regímenes duraderos en la media de los desalineos del TCR que estudiamos aquí. Más aún, en muchas ocasiones los desequilibrios macroeconómicos generados por los desalineos llevan a súbitas correcciones de los desbalances externos, que pueden realizarse por devaluaciones nominales abruptas, con lo cual puede ocurrir un cambio súbito de régimen.

Análogamente, una media positiva en los desalineos del TCR (i.e., TCR actual arriba del TCRE) está señalando una depreciación real, que implica que el país se vuelve barato. Esto puede ocurrir porque: (a) el país se vuelve pobre (ver Bhagwati, 1984). (b) Como consecuencia de decisiones de política. Por ejemplo, cuando un país abandona un régimen de tipo de cambio fijo con

una gran devaluación, dado que el *pass-through* de las variaciones del TCN a los precios suele ser bajo e incompleto (Burstein, et al., 2005) el TCR alcanza un nivel más depreciado que antes. Más aún, existen casos en los que los hacedores de política deciden mantener deliberadamente depreciado el TCR para ganar competitividad internacional o evitar pérdidas de competitividad ante presiones inflacionarias.³⁸ (c) *Shocks* exógenos, como salidas masivas de capitales. En estos casos en los que la depreciación no está justificada por cambios permanentes en los *fundamentals*, la media resultante de los desalineos del TCR será alta.

En los países latinoamericanos, un ciclo de políticas que típicamente genera los ciclos de TCR apreciado seguido, tras un cambio abrupto, por un TCR depreciado, está dado por la secuencia de situaciones de alta inflación, planes de estabilización, crisis, y vuelta a la alta inflación. Esto funciona así. Partiendo de una situación de alta inflación, los hacedores de política buscan frenarla persiguiendo planes de estabilización basados en el tipo de cambio (ERBS) donde el TCN es usado como un instrumento para estabilizar la inflación coordinando las expectativas en un punto focal. Reinhart y Végh (1995) encuentran que dichos planes tienen dinámicas bien definidas.³⁹ Inicialmente, la inflación cae, la economía crece y el consumo y la inversión aumentan, usualmente financiadas externamente. Dado que la inflación típicamente converge a los niveles internacionales gradualmente, la inercia inflacionaria hace que los precios internos crezcan más que en el resto del mundo, generando una apreciación persistente del TCR. También, el *boom* de importaciones y actividad ayuda a la suba de los precios internos. A medida que el déficit de cuenta corriente aumenta, los mercados financieros comienzan a convencerse que el plan de estabilización es insostenible, generando un ataque a la moneda doméstica. Entonces, en vez de experimentar una reversión suave a la media asociada a un diferencial de inflación favorable⁴⁰ varios países han ajustado estas situaciones de desalineo a través de una devaluación nominal discreta y abrupta, normalmente ante un ataque especulativo y con una costosa crisis externa (Goldfajn y Valdés, 1999, pp. 247-8). Si la devaluación del tipo de cambio es seguida por incrementos de precios (*pass-through*), la economía puede volver a un régimen de alta inflación. Entonces, la dinámica de estos planes puede generar el fenómeno de media alta/baja en los DTTCR que anali-

³⁸ Ver Calvo, et al. (1995) para un análisis de las políticas que buscan deliberadamente conseguir un TCR apreciado.

³⁹ Ver también Kiguel y Liviatan (1992) y Végh (1992).

⁴⁰ Una corrección suave de un TCR apreciado puede ocurrir porque las pérdidas de competitividad causan déficit de cuenta corriente insostenibles que eventualmente llevan a una recesión y a la pérdida de reservas, que bajo un TCN fijo implican caídas en la base monetaria. Estos efectos llevan a un ajuste hacia la baja de los precios domésticos, generando la deflación necesaria (o al menos menor inflación que en el resto del mundo) para ir reduciendo la apreciación real.

zamos en este Capítulo.⁴¹ Un ejemplo de este ciclo es la experiencia Argentina entre 1990 y 2002.

La literatura ha fundamentado en otras razones adicionales la posibilidad de que a través de su historia el TCN, y por ende los desalineos del TCR debido al comportamiento relativamente constante del TCRE, pueda estar sujeto a diferentes regímenes, debido a la existencia de situaciones diferentes en la economía internacional respecto a los *shocks* de inflación, a la relativa fluidez del comercio internacional, al sistema monetario internacional (McKinnon, 1993; Bordo y Schwartz, 1999); y distintas políticas monetarias, regímenes cambiarios y grados de barreras al comercio internacional –y por ende del arbitraje internacional de bienes y servicios- en los países individuales.⁴² En el caso del TCN el principal cambio de régimen ocurre por la alternancia de períodos de tipo de cambio fijo y flexible.⁴³ Una diferencia importante entre ambos regímenes es que en el primero los *shocks* del TCR se disipan por movimientos en los precios relativos y la política monetaria es pasiva, mientras que en el segundo el principal mecanismo de ajuste es el TCN que mucho más flexible que los precios, y además la política monetaria es activa. Un hecho estilizado que surge de estas diferencias es que los países bajo tipo de cambio fijo tienen a sufrir con mayor frecuencia apreciaciones reales (Goldfajn y Valdés, 1999).⁴⁴

En relación con la existencia de diferentes regímenes en la varianza de los desalineos del TCR, esto se fundamenta en el hecho estilizado de que los TCR tienen períodos de alta volatilidad y otros de baja volatilidad. Esto ha sido usualmente asociado a diferencias en la volatilidad

⁴¹ Calvo y Végh (1994) argumentan que también los planes de estabilización basados en la oferta monetaria (*Money Based Stabilization*, MBS) pueden generar apreciaciones reales, a pesar de que las dinámicas de los planes MBS son diferentes de las de los planes ERBS. Entonces, nosotros analizamos la relación entre los dos tipos de planes de estabilización perseguidos en Argentina desde 1959 –listados en el Apéndice- y las apreciaciones del TCR. Ver Choueiri y Kaminsky (1999), Reinhart y Végh (1995) y Calvo y Végh (1999) para trabajos que analizan algunos de estos planes implementados en Argentina y en otros países en vías de desarrollo.

⁴² Como vimos en el Capítulo 1, la existencia de estos regímenes lleva a una crítica de la literatura empírica sobre la PPA, dado que la teoría es usualmente testada utilizando tests de raíz unitaria y cointegración que no controlan por la existencia de estos regímenes. En este sentido, Rogoff (1996, p. 656) aduce que: "*RERs tend to be more volatile under floating than under fixed exchange rate, and the econometric implication of mixing data from the two regimes is unclear*". Ver también Engel y Kim (1999, p. 335).

⁴³ Los dos países involucrados en nuestro estudio (Argentina, y EE.UU., el país de referencia) han tenido sucesivos períodos de tipos de cambio fijo y flotante pero, dado que existen una gran cantidad de sistemas cambiarios diferentes y una discusión reciente acerca de las diferencias entre los regímenes cambiarios *de jure* y *de facto* dado que algunos autores argumentan que los países no siguen usualmente el régimen cambiario que dicen tener (Reinhart y Rogoff, 2004; Levy-Yeyati y Sturzenegger, 2006), es muy difícil establecer una clasificación no-controverial de regímenes cambiarios para cada país para asociarlos *a priori* con los estados de los desalineos del TCR.

⁴⁴ Además de lo expuesto, debido a la relativa inflexibilidad de los precios respecto a los TCN podemos encontrar cambios de régimen en los desalineos del TCR si el TCN sigue un proceso MRS del tipo que Engel y Hamilton (1990) encontraron para el TCN dólar-Marco. Entonces, si los precios no ajustan inmediatamente ni completamente a los cambios del TCN, el TCR replicará el comportamiento tipo MRS del TCN. Esto sería más fácil de encontrar entre países desarrollados, tal como Bergman y Hansson (2005) hicieron, entre los que los diferenciales de inflación y el pass-through de las variaciones del TCN a los precios es usualmente bajo, en relación con los países en vías de desarrollo.

del TCN entre regímenes cambiarios (Stockman, 1983; Mussa, 1986), aunque Grilli y Kaminsky (1991) argumentan que estas diferencias en volatilidad son más una función de períodos históricos específicos que al arreglo cambiario (sin embargo, véase Hasan y Wallace, 1996). Entonces, la varianza de los desalineos del TCR pueden cambiar entre diferentes sub-muestras debido, entre otras cosas, a diferentes regímenes cambiarios⁴⁵; situaciones cambiantes en el sistema monetario y la economía internacional (e.g., contrástese los estables sesenta con los inestables setenta); características estructurales de los propios países, como su apertura económica⁴⁶; o *shocks* específicos a cada país, como crisis bancarias o hiperinflaciones.

2.2.2. El modelo de cambio de régimen de Markov con probabilidades de transición variables para los desalineos reales

Todo lo expuesto anteriormente fundamenta la posibilidad de que los desalineos del TCR en los países Latinoamericanos en general y en Argentina en particular puedan comportarse diferente entre sub-períodos de la muestra, y nosotros proponemos estudiar esto con las técnicas MRS AR que modelan una serie como un proceso estacionario lineal, siendo la fuente de la no linealidad discretos cambios de régimen. ¿Por qué este enfoque puede ser útil? Como dijimos, una característica importante de los desalineos del TCR en estos países es que tienden a volverse persistentes, y que su corrección suele ser abrupta (Edwards, 1989a). La existencia de diferentes estados para los desalineos con cambios discretos entre ellos aparece como un campo apropiado para aplicar la metodología MRS AR. Otros trabajos que han estudiado los desalineos del TCR han definido de modo *ad-hoc* un cierto umbral para que la diferencia entre el TCR actual y el de equilibrio pueda ser considerada un desalineo (e.g., Goldfajn y Valdés, 1999). Por el contrario, los modelos MRS no requieren especificar dicho umbral porque aunque los regímenes no son directamente observables, se realiza una inferencia probabilística de dichos episodios del comportamiento de las variables observables. Así, los regímenes no están estipulados *a priori* sino que son inferidos de los datos, lo que permite testear la existencia de dichos episodios sin recurrir a un umbral arbitrario.

⁴⁵ En términos más generales, la discusión es la de la neutralidad del régimen del tipo de cambio nominal. Par aun análisis de esta hipótesis, véase Caporale y Pittis (1995) quienes estudian el efecto de los diversos regímenes cambiarios sobre el TCR y otras variables macroeconómicas.

⁴⁶ Por ejemplo, Hau (2002) argumenta teórica y empíricamente que la apertura de la economía y la volatilidad del TCR están inversamente relacionadas.

Muy pocos trabajos han aplicado modelos MRS a los tipos de cambio, y la mayoría lo ha hecho para el TCN, como Engel y Hamilton (1990) o Bollen, et al. (2000). Para el TCR, dos importantes excepciones para los objetivos del presente trabajo son Terra y Estrella (2003) y Bergman y Hansson (2005). Este último trabajo encuentra que el nivel del TCR de siete países desarrollados es generado por un modelo MRS AR con dos estados. Es destacable que Bergman y Hansson permitieron que todos los parámetros (media, coeficiente autorregresivo y varianza) cambien entre estados pero sólo encontraron que la media fuese dependiente del estado.

Terra y Estrella (2003), por su parte, estudian desalineos del TCR de un TCR de equilibrio estimado para 85 países, y modelan las series de desalineos obtenidas como un proceso estocástico autorregresivo gobernado por dos diferentes estados en la media, interpretados como señalando episodios de apreciación y depreciación. Nuestro trabajo es cercano al de ellos, con dos diferencias relacionadas, una metodológica y otra en el foco del trabajo. La diferencia metodológica es que nosotros permitimos que las probabilidades de cambio de régimen sean cambiantes en el tiempo, en función de determinantes económicos. Esto es, tal como ellos lo expresan en sus conclusiones, una extensión de su trabajo. La diferencia en el foco surge porque mientras Terra y Estrella buscan replicar el trabajo de Goldfajn y Valdés sin recurrir a un umbral *ad-hoc*, su interés es en la posible existencia de cambios de régimen en los desalineos del TCR y no en sus causas. Nuestro interés, por el contrario, no es meramente chequear la existencia de estos regímenes, sino encontrar un método estadístico que nos permita no solo verificar su existencia sino también estudiar por qué ocurren y cambian en Argentina, para testear lo afirmado en los estudios de caso que analizan estos eventos en los países latinoamericanos y los relacionan con planes de estabilización u otros factores. En este sentido, el uso de TVTP no es sólo una extensión de su trabajo, sino un elemento esencial en el cambio de foco.

Entonces, nosotros exploramos la pregunta de qué genera los cambios de régimen utilizando probabilidades de transición cambiantes en el tiempo en función de variables económicas seleccionadas de la literatura que estudia las apreciaciones y depreciaciones reales en la economía latinoamericanas. Por ejemplo, dado que un TCR apreciado puede ser el resultado de un plan de estabilización de la inflación o puede deberse a ingresos masivos de capitales a la economía, la aceleración de la inflación que lleve a la implementación del plan de estabilización o una caída de la tasa de interés internacional que genere salidas de capitales de los países desarrollados pueden indicar que un TCR depreciado pueda ser seguido de uno apreciado. Ahora, una vez que el TCR

se encuentra en el estado apreciado, este durará siempre y cuando los capitales sigan entrando en la economía o el PIB siga creciendo, el desempleo se mantenga bajo, etc. Tan pronto como estas series se comporten “mal” la probabilidad de un cambio de régimen, usualmente a través de una devaluación nominal, debería incrementarse.

Existe una vasta literatura que evalúa si las apreciaciones del TCR han sido la principal causa de las crisis de balance de pagos (BOP) y/o de las crisis bancarias, dado que el TCR está típicamente sobrevaluado en los períodos previos a las mismas. Entonces, es de esperar que de la literatura de los indicadores líderes de las crisis cambiarias (Kaminsky, et al., 1998), que son usualmente resueltas con súbitas devaluaciones, podamos obtener las variables de las que dependen las probabilidades de cambiar de un estado apreciado a uno depreciado. Así, por ejemplo, Kaminsky y Reinhart (1999) encontraron que las crisis cambiarias y bancarias están precedidas de una multitud de débiles *fundamentals*, como caídas en los TOT, recesiones, incrementos del costo del crédito, estancamiento o caídas de las exportaciones, pérdidas de las reservas internacionales, excesos en los balances monetarios, subas del tipo de interés internacional, patrones *boom-bust* en varias variables (importaciones, PIB, flujos de capital, créditos bancarios y precio de los activos), déficit fiscales, corridas bancarias, etc. Esta literatura también encuentra que los *fundamentals* deteriorados y las políticas fiscales inconsistentes han jugado un importante rol en las crisis de los países de Europa del este (Kempe y Roy, 2006), reforzando el argumento de adoptar TVTP dependientes de variables económicas.

Entonces, el uso de TVTP no es sólo un modo de mejorar el ajuste del modelo. Además, nos permite estudiar los determinantes de las apreciaciones y depreciaciones y los cambios entre ellas, clarificando un poco la discusión de los regímenes de TCR en Latinoamérica y las causas de sus crisis cambiarias. Además, proveen una medida de la fragilidad de la economía e información acerca de en qué medida esos cambios eran predecibles.^{47 48}

⁴⁷ Los modelos alternativos de crisis cambiarias asignan a diferentes factores la causa de la crisis. Por ejemplo, en Krugman (1979) la crisis es precedida por caídas en las reservas internacionales, rápido crecimiento del crédito doméstico y de la demanda de dinero, problemas fiscales, e incrementos del crédito al sector público. Extensiones de este modelo apuntan a caídas de la competitividad, mayores salarios reales o al deterioro del balance comercial. En Obstfeld (1994) las autoridades evalúan ante shocks adversos (e.g., subas del tipo de interés internacional) los beneficios de mantener el TCN fijo, como incrementar la credibilidad para reducir la inflación, con las desventajas en términos de la desviación del producto de cierto nivel objetivo, con lo cual la evolución del GDP y de los tasas de interés son los indicadores que deberían seguirse.

⁴⁸ Un trabajo importante en esta línea de investigación es Martínez Peria (2002), quien estudia los ataques especulativos contra las monedas del Sistema Monetario Europeo entre 1979-1993, modelando el TCN con un modelo MRS AR con TVTP dependientes de *fundamentals* económicos y expectativas. Ella encuentra que tanto los *fundamentals* como las expectativas determinan la probabilidad de pasar de un período tranquilo a uno de ataque especulativo.

2.3. Datos empleados

En este trabajo utilizamos datos trimestrales desde para el período 1959:1-2006:2, lo que implica un total de 190 observaciones. La fuente de los datos está detallada en el Apéndice 2.

Tipo de cambio real: es calculado como el TCN, definido como el precio local de un dólar, ajustado por el ratio de los correspondientes IPC, tal como está expresado en la ecuación (1.3).

Tipo de cambio real de equilibrio: Entre los distintos *fundamentals* que han sido propuestos para el TCRE, hemos obtenido y utilizado las siguientes variables:

-Términos del Intercambio (Edwards, 1988; Goldfajn y Valdés, 1999; Terra y Estrella, 2003; Kemme y Roy, 2006): una suba en los precios de exportación (*shock* positivo de los TOT) tiene un efecto ingreso, aumentando la demanda interna de bienes los precios locales y apreciando el TCR, y un efecto sustitución, dado que las importaciones se han vuelto baratas, por lo que la demanda interna cae, por ende los precios y el TCR se deprecia.

-Apertura (Goldfajn y Valdés, 1999; Terra y Estrella, 2003; Kemme y Roy, 2006): cuando la economía se abre aumenta la oferta de bienes extranjeros y cae la demanda de bienes no transables, por lo que el TCR se aprecia. Nosotros aproximamos apertura como la suma de importaciones e importaciones sobre el PIB.

-Tamaño del gobierno (Goldfajn y Valdés, 1999; Terra y Estrella, 2003; Kemme y Roy, 2006): el gasto público está sesgado hacia bienes no transables, por lo que cuando más grande sea el gasto público más grande será la demanda de bienes no transables y por ende los precios internos, y la apreciación del TCR. Utilizamos como *proxy* el ratio de Gasto Público sobre el PIB.

-Tipo de interés internacional (Goldfajn y Valdés, 1999; Terra y Estrella, 2003). Es un determinante clave de los flujos de capitales que, a su vez, determinan el TCR. Como *proxy* para esta tasa utilizamos la tasa de los fondos federales de EE.UU.

Factores afectando las probabilidades de transición: en la literatura se relacionan varias variables a las apreciaciones y depreciaciones del TCR. Dado que estamos modelando las probabilidades de transición como cambiando con la información subyacente, estas variables son las candidatas naturales para explicar las TVTP. Sin embargo, no es fácil encontrar series fiables para todas las variables, por lo que hemos tenido que trabajar con un subconjunto de las mismas. A continuación explicamos cuáles de ellas hemos usado, argumentado brevemente cómo o por qué deberían estar relacionadas con los desalineos del TCR.

- Crecimiento monetario: si hay inconsistencias entre la política monetaria y el sistema cambiario, el TCR puede apartarse del equilibrio. Por ejemplo, una política monetaria expansiva puede ser incompatible con el mantenimiento de un TCN fijo y generar apreciaciones del TCR por su impacto en los precios. En estos casos, la tasa de crecimiento del *stock* de dinero puede explicar las variaciones en las TVTP. Incluso con una política monetaria completamente pasiva (e.g., bajo una caja de conversión), los cambios en el *stock* de dinero reflejarán cambios y en los flujos de capital y ayudarán a explicar variaciones en el estado del TCR.

- Inflación doméstica: está relacionada con los ciclos de los planes ERBS (y los de los planes MBS) explicados arriba. Un régimen de alta inflación es típicamente acompañado de un TCR apreciado. Cuando la inflación alcanza niveles intolerables, el gobierno suele perseguir algún plan de estabilización. Dado que los planes ERBS y MBS tienden a generar apreciaciones reales, subas en la tasa de inflación deberían ayudar a predecir apreciaciones porque anticiparía la aplicación de un plan que busque estabilizarla. Una vez que la economía ha alcanzado un nivel apreciado, si la inflación no es lo suficientemente baja, tenderá a apreciar aún más al TCR, minando la sustentabilidad del plan de estabilización. Si esta situación persiste, típicamente ocurre una crisis cambiaria y la economía se mueve súbitamente a un nuevo estado de TCR depreciado.

-Reservas internacionales: Los movimientos de capitales afectan al *stock* de reservas internacionales salvo que el Banco Central no intervenga en absoluto ante esos flujos. A su vez, las políticas macroeconómicas expansivas/no sostenibles están típicamente asociadas a pérdidas de reservas internacionales. Sus movimientos, entonces, deberán ayudarnos a predecir los cambios en el estado de los desalineos del TCR.

-Actividad económica mundial: su impacto en el TCR es básicamente a través de su efecto en los flujos de capitales. Las recesiones en los países desarrollados generan flujos de capitales para las economías emergentes, ocurriendo lo contrario ante expansiones en los países desarrollados. Utilizamos como *proxy* de la actividad mundial el crecimiento del PIB de EE.UU.

-Tasa de interés real internacional (RIR): Utilizamos el tipo de interés real de EE.UU. como *proxy*. Aunque hemos incluido el tipo de interés nominal de EE.UU. como determinante del TCRE sólo cambios permanentes en esta tasa fueron consideradas para explicar el TCR de equilibrio, por lo que movimientos transitorios del RIR de EE.UU. debería influir en los desalineos del TCR por su influencia en los flujos de capital.

Otras series que deberían ser importante para explicar los cambios en las TVTP pero para las cuales todavía no tenemos datos son aquellas relacionadas con las tasas de interés de préstamos y depósitos, cuenta corriente e indicadores de deuda (deuda del sector público, *stock* de deuda de corto plazo, etc.), crecimiento del producto, déficit fiscal, crédito al sector público, precio de las acciones, *stock* de depósitos y crecimiento del crédito doméstico.

2.4. Metodología econométrica

El primer paso es estimar el TCRE para Argentina analizando la cointegración entre el TCR y sus *fundamentals*. Para ello, comenzamos testeando si estas variables involucradas son integradas de orden uno (I(1)) utilizando los test modificados de ADF y PP, para luego estudiar la cointegración entre dichas variables con el procedimiento de Johansen (1988, 1991, 1995) que también nos provee del vector de cointegración. El TCRE es obtenido aplicando dicho vector a las series suavizadas (con el filtro de Hodrick-Prescott) de los *fundamentals*. Por último, los desalineos del TCR se obtienen como diferencia entre el TCR y el de equilibrio estimado.

Una vez hecho esto, asumimos que los desalineos del TCR, m_t , son generados por la siguiente ecuación:

$$(1 - \phi(L)) (m_t - \alpha_0 - \alpha_1 s_t) = \varepsilon_t \quad (2.1)$$

$$\varepsilon_t \sim N(0; \sigma_{st}) \quad s_t = 0, 1 \quad (2.2)$$

Donde $\phi(L)$ es un polinomio en el operador rezago, el valor inicial m_0 es fijo, y s_t es una variable de estado no observable que gobierna tanto la media como la varianza. En este caso, los desalineos del TCR siguen un proceso autorregresivo normalmente distribuido con media α_0 en el estado cero y $(\alpha_0 + \alpha_1)$ en el estado 1, y varianza σ_{st} en cada uno de los dos posibles estados ($i = 0, 1$). La variable aleatoria no observable s_t es independiente de los pasados m_t condicional a s_{t-1} . Como es usual, asumimos que el sendero de regímenes siguen un procesé de Markov de primer orden. Sin embargo, adoptamos la variación del modelo original de Hamilton (1989) desarrollada por Filardo (1994) donde las probabilidades de transición pueden cambiar en el tiempo, dependiendo de la información disponible. Estas TVTP son entonces:

$$P(s_t=j/s_{t-1}=I, x_t) = p_{ij}(x_t) \quad i, j = 0,1 \quad (2.3)$$

Donde x_t representa un vector de variables que afecta las probabilidades de cambio de estado, que pueden ser expresadas en una matriz 2x2:

$$P = \begin{bmatrix} p_{11}(x_t) & 1 - p_{22}(x_t) \\ 1 - p_{11}(x_t) & p_{22}(x_t) \end{bmatrix} \quad (2.4)$$

Siguiendo a Filardo y Gordon (1998) esta matriz de probabilidades de transición es estimada para cada período t utilizando la versión latente del modelo probit:

$$P(s_t=0) = P(s_t^* < 0) \quad (2.5)$$

$$P(s_t=1) = P(s_t^* \geq 0) \quad (2.6)$$

Donde s_t^* es una variable latente definida por la ecuación de probabilidades de transición:

$$s_t^* = \gamma_0 + \gamma_1^i x_t + \gamma_2 s_{t-1}^* + u_t \quad i=0,1 \quad (2.7)$$

$$u_t \sim N(0;1) \quad (2.8)$$

donde γ_1^i ($i=0,1$) es un parámetro dependiente del estado que intenta capturar asimetrías en el efecto entre estados de las variables que influyen en las TVTP.⁴⁹

Para calcular las probabilidades de transición, calculamos para cada período t la función de densidad acumulada de una distribución normal estándar de u_t , $\Phi_{\{U/x\}}(u(x))$, siendo $u(x)$ el límite superior de integración determinado por las ecuaciones (2.5) y (2.7). Entonces, las probabilidades de transición para cada período t son:

$$p_t = P(S_t=1/s_{t-1}=1) = P(u_t > -\gamma_0 - \gamma_1 x_t - \gamma_2) = 1 - \Phi_{\{U/x\}}(-\gamma_0 - \gamma_1 x_t - \gamma_2) \quad (2.9)$$

$$q_t = P(S_t=0/s_{t-1}=0) = P(u_t < -\gamma_0 - \gamma_1 x_t) = \Phi_{\{U/x\}}(-\gamma_0 - \gamma_1 x_t) \quad (2.10)$$

⁴⁹ En nuestra primera versión impusimos que la magnitud del efecto de las variables que influyen en las TVTP sea el mismo entre estados, pero esto aparecía como un supuesto muy restrictivo. Más aún, es posible que una variable económica sirva para identificar episodios de apreciación (depreciación) sin tener influencia en las probabilidades de depreciación (apreciación). Entonces, usar parámetros dependientes del estado para el efecto de las variables que influyen sobre las TVTP ayuda a verificar si los factores que determinan el cambio entre estados difiere para los casos de media alta en relación con los de media baja.

La estimación conjunta del modelo (2.1, 2.9, 2.10) se realiza adoptando la metodología bayesiana y usando el *Gibbs sampler*⁵⁰, tratando todas los elementos no observados del modelo como parámetros a ser estimados y condicionando todas las inferencias en las variables observables del modelo.⁵¹

El uso del *Gibbs sampler* y la estimación bayesiana tiene algunas ventajas sobre los métodos alternativos de inferencia utilizados en la literatura, es decir los filtros no-lineales para evaluar la función de verosimilitud desarrollados en el trabajo seminal de Hamilton (1989) y el algoritmo EM de Hamilton (1990). Estos métodos se enfrentan a la dificultad que deben considerar todas las posibles permutaciones de la variable no observables. Aunque el filtro y el algoritmo hacen la estimación posible, las inferencias en este modelo tienen el problema adicional de que es muy dificultoso obtener las propiedades asintóticas de los estadísticos y evaluar la incertidumbre de las medidas de la variable no observable es complejo (Filardo y Gordon, 1998). Por el contrario, tal como Albert y Chib (1993) lo muestran el método de simulación del *Gibbs sampling* evita los complicados cálculos de la función de verosimilitud y proveen distribuciones posteriores de todos los parámetros desconocidos, que pueden ser usadas para evaluar su incertidumbre. Además, cuando se espera encontrar sólo unos pocos cambios de régimen este método de simulación captura mejor los mismos que los métodos alternativos. Sin embargo, a pesar de su atractivo y tractabilidad, el *Gibbs sampler* no está libre de problemas, porque este modelo requiere valores previos precisos (*tight priors*) para la estimación.

2.5. Resultados empíricos

Dado que la estimación de la serie de TCRE no es el principal objetivo de este estudio y para ahorrar espacio en el texto principal presentamos en el Apéndice los resultados de los test de cointegración entre el TCR Argentino y sus *fundamentals*, y los gráficos de las series estimadas. En esta Sección, entonces, nos focalizamos en los resultados de analizar los desalineos del TCR bajo cambios de régimen. La estimación de los modelos MRS AR están basados en 10.000 *passes* del *Gibbs sampler* donde las primeras 2.000 observaciones fueron descartadas para mitigar el

⁵⁰ El Gibbs sampler es un método estadístico para generar variables aleatorias de una distribución indirectamente sin tener que computar la función de densidad conjunta. Véase Casella y George (1992) y Gelfand (2000) para una introducción a esta técnica.

⁵¹ La Sección 4 en Filardo y Gordon (1998) explica en detalle la estimación conjunta del modelo. Un Apéndice con la adaptación del mismo a nuestro modelo está disponible para quienes estén interesados.

efecto de la elección de los valores iniciales, así que los momentos presentados están computados con los restantes 8.000 *passes*.

En la primera Sub-sección presentamos los resultados del modelo MRS AR tanto con PTF como con TVTP, que muestran que fueron reconocidos dos estados en la media de las series, y que interpretamos como estados de apreciación y depreciación real. Las variables que explican las TVTP presentadas son aquellas que fueron encontradas importantes para explicar sus cambios dentro del conjunto más amplio que hemos considerado. En la segunda Sub-sección tratamos el tema de evaluar la contribución de las TVTP para explicar los cambios de estado en contraste con el caso de PTF. En la tercera Sub-sección, buscamos escoger dentro de las variables que afectan las TVTP aquellas que son más útiles para explicar sus cambios.

Antes de pasar a los resultados, debemos informar un importante producto de las estimaciones. Tal como explicamos en la Sección 2, nuestra idea *a priori* era que tanto la media como la varianza de los desalineos del TCR podían cambiar entre estados. Nuestras estimaciones, sin embargo, aunque confirman que la media de los desalineos del TCR se comporta diferente entre sub-muestras, la varianza no presenta el mismo comportamiento. Entonces, un solo estado en la varianza aparece como una mejor representación del proceso generador de los datos del desalineos del TCR Argentino, en vez de dos estados con una baja varianza en uno y una alta varianza en el otro. Entonces, todos los resultados presentados abajo son con una varianza independiente del estado.

2.5.1. Estimación de los parámetros del modelo MRS AR

En la siguiente tabla presentamos los resultados de la estimación de los modelos MRS AR para los desalineos del TCR argentino con diferentes variables afectando las probabilidades de transición por separado, eligiendo en cada caso el término autorregresivo más grande que haya sido encontrado estadísticamente significativo.⁵²

Tabla 2.1: Desalineos del TCR Argentino – Estimación de modelos MRS AR con 2 estados

Parámetros y estadísticos		PTF	Variable influenciando las TVTP (Xt)				
			Inflación	Reservas/importaciones	Aumento MI	EE.UU. RIR	PIB EE.UU.
Coefficientes de las medias	α_0	-0.21 (0.06)	-0.26 (0.13)	-0.23 (0.08)	-0.18 (0.06)	-0.25 (0.07)	-0.26 (0.07)

⁵² El código de Gauss usado para la estimación de los modelos MRS-AR-TVTP es una modificación de un programa provisto por Martin Ellison y obtenible en www2.warwick.ac.uk/fac/soc/economics/staff/faculty/ellison/.

	α_1	0.43 (0.03)	0.39 (0.03)	0.45 (0.03)	0.40 (0.04)	0.39 (0.04)	0.39 (0.04)
	$\alpha_0 + \alpha_1$	0.22	0.13	0.22	0.22	0.20	0.13
Coeficientes autorregresivos	ϕ_1	1.22 (0.07)	1.27 (0.09)	1.23 (0.08)	1.24 (0.08)	1.29 (0.09)	1.27 (0.10)
	ϕ_2	-0.36 (0.07)	-0.41 (0.09)	-0.36 (0.07)	-0.38 (0.07)	-0.42 (0.08)	-0.40 (0.10)
Desviación estándar	σ	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01
Parámetros de la ecuación de las probabilidades de transición	γ_0	-1.71 (0.04)	-2.01 (0.05)	-1.7 (0.07)	-1.86 (0.04)	-1.67 (0.19)	-1.75 (0.12)
	γ_1^0	-	2.36 (0.24)	-0.09 (0.02)	0.18 (0.03)	3.34 (3.46)	6.23 (3.70)
	γ_1^1	-	0.58 (0.08)	-0.05 (0.02)	0.74 (0.13)	5.12 (1.65)	8.55 (6.11)
	γ_2	3.63 (0.07)	3.69 (0.08)	3.44 (0.11)	3.41 (0.06)	3.30 (0.18)	3.46 (0.15)
Probabilidades de transición fijas	p	0.97	-	-	-	-	-
	q	0.95	-	-	-	-	-

Notes: Se presenta la media de las estimaciones de los parámetros de todas las *Gibb samplers*. Los errores estándar están entre paréntesis. Los parámetros de las TVTP corresponden al modelo probit $P(S_t=1)=P(S_t^*>0)$ donde S_t^* es una variable latente. Las probabilidades de transición son $p_i=P(S_t=1/S_{t-1}=1)=P(u_t > -\gamma_0 - \gamma_1 x_t - \gamma_2)$ y $q_i=P(S_t=0/S_{t-1}=0)=P(u_t < -\gamma_0 - \gamma_1 x_t)$.

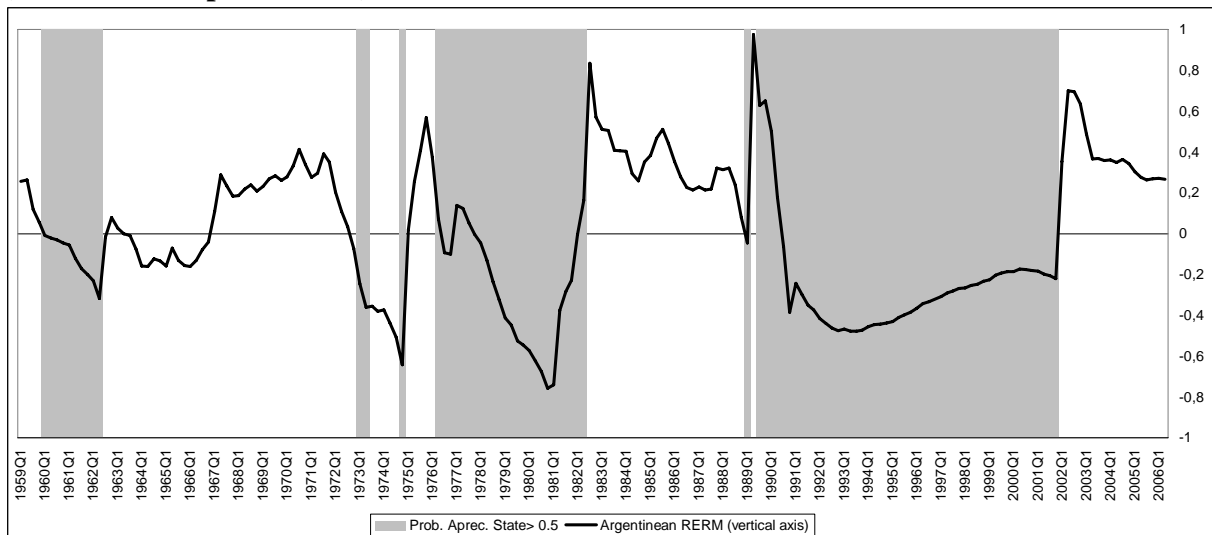
Las estimaciones identifican claramente dos estados para la media, con valores similares de los parámetros entre estimaciones. La media baja se encuentra entre -0.18 y -0.26; y la alta entre 0.13 y 0.22. Estas medias negativas y positivas de los desalineos del TCR justifican la asociación de los regímenes con episodios de apreciación y depreciación, respectivamente.

Los parámetros de la ecuación de las probabilidades de transición son estadísticamente significativos. Los parámetros γ_0 y γ_2 determinan la duración media incondicional de los estados apreciado y depreciado; y las estimaciones muestran que las depreciaciones tienden a durar más que las apreciaciones. Los parámetros γ_1^i ($i=0,1$) que gobiernan los cambios en el tiempo de las probabilidades de transición son también usualmente significativos. Como dijimos, utilizamos parámetros γ_1 dependientes del estado con el objetivo de evaluar si los determinantes de las TVTP las afectan de modo diferente en las apreciaciones en contraste con las depreciaciones. Los resultados muestran que una suba en la tasa de inflación incrementa la probabilidad de permanecer en el estado depreciado y decrece la probabilidades permanecer en el apreciado. Incrementos en la tasa de crecimiento del dinero también incrementan la probabilidad de, una vez que l economía está en el estado depreciado, permanecer allí, y decrece la probabilidad de, una vez que el TCR se encuentra en el estado apreciado, permanecer ahí. ESTe resultado es consistente con el efecto de la inflación sobre las TVTP anteriormente comentado, dado que las altas inflaciones parecen estar asociadas con altas tasas de crecimiento del dinero (Fischer, et al. 2002). Un incremento en el ratio de reservas sobre importaciones, por el contrario, incrementa la probabilidad de

permanecer en el estado apreciado, y decrece la probabilidad de continuar en el depreciado, siendo el efecto más grande en este último caso. Esto resulta consistente con el efecto de aumentos en el tipo de interés de EE.UU. –una suerte de *shock* negativo exógeno- que decrece la probabilidad de permanecer en el estado apreciado y aumenta la probabilidad de permanecer en el depreciado. Este es el mismo resultado que en la literatura de crisis de BOP porque el *shock* negativo causa salidas de capitales del país en un fenómeno de *flight to quality*. También consistente con el argumento de ingresos-egresos de capitales es el efecto de una suba (baja) en el crecimiento del PIB de EE.UU. que genera salidas (ingresos) de capitales desde (hacia) los países en vías de desarrollo incrementando (disminuyendo) la probabilidad de permanecer en el estado depreciado (apreciado).

Es usual en la literatura sobre modelos MRS utilizar un umbral de 0.5 para que las probabilidades de transición suavizadas indiquen un cambio de régimen. En el gráfico siguiente presentamos los desalineos del TCR, mostrando en las áreas sombreadas los trimestres en los cuales las probabilidades suavizadas del estado apreciado están por encima de este umbral, para el caso en que la variable de información es el ratio de reservas sobre importaciones.

Gráfico 2.1: Desalineos del TCR y probabilidades suavizadas del estado apreciado (x_t =reservas/importaciones)



Podemos ver que los valores altos de las probabilidades suavizadas del estado 0 están en correspondencia con los desalineos negativos del TCR (i.e., TCR apreciado) y las subas por encima

de 0.5 ocurren temprano en esos episodios, con lo cual el modelo captura esos cambios de régimen en los desalineos del TCR y lo hacen tempranamente. Estos resultados son robustos para el uso de umbrales hasta un valor de 0.8.

Como esperábamos, la correspondencia entre valores altos de TCR apreciado y los principales planes de estabilización –fechados en el Apéndice 2.4- es bastante alta, porque los cuatro episodios de apreciación están relacionados con cuatro planes de estabilización principales. En particular, el tercer episodio de apreciación reconocido por el modelo empezó el mismo trimestre en que fue lanzado el correspondiente plan. Sin embargo, dos planes de estabilización principales (Vasena en los sesenta y Austral en los ochenta) no están relacionados con ningún episodio de apreciación reconocido por el modelo, y si consideramos todos los planes de estabilización la correspondencia con los episodios de apreciación es más débil. Esto es en parte porque mientras algunos de estos planes menores generaron caídas en el TCR, estos movimientos no han sido lo suficientemente profundos para constituir un desalineo, y en parte es un resultado lógico de un sesgo de selección, dado que los planes de estabilización mayores fueron reconocidos como tales porque fueron exitosos, y es para ellos para los que fueron estudiadas las dinámicas arriba explicadas y que incluyen la apreciación del TCR.

2.5.2. Contribución de las TVTP para explicar los cambios de régimen

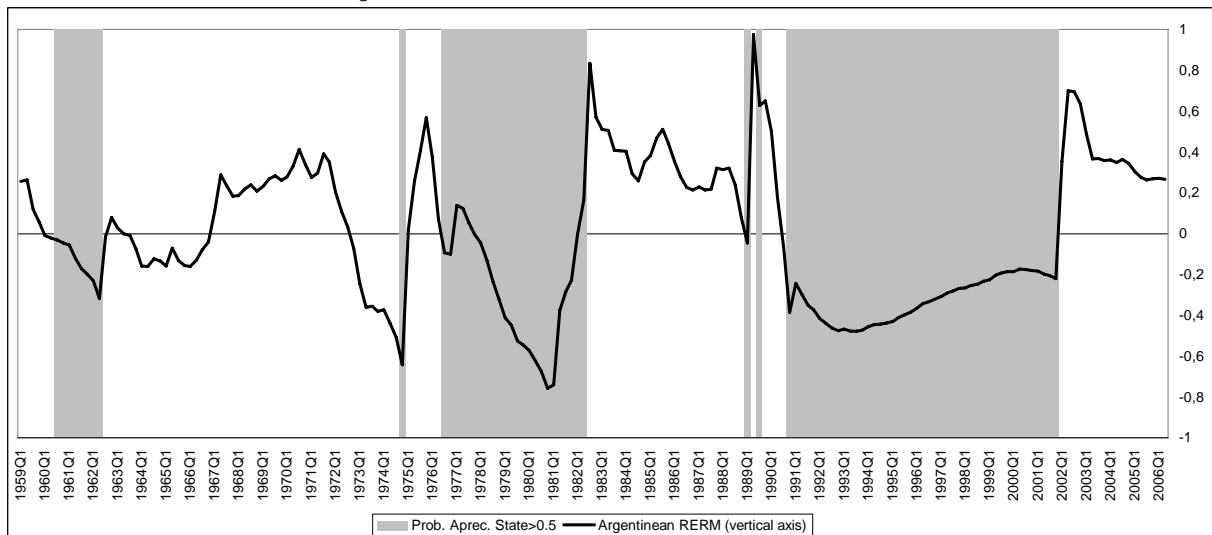
Evaluamos aquí la contribución de las TVTP para explicar los cambios de régimen en los desalineos del TCR, por la comparación de los resultados del modelo usando las TVTP con respecto a los resultantes de utilizar las PTF que son obtenidas imponiendo que γ_1 sea igual a cero en las estimaciones.

Los resultados con PTF son presentados en la segunda columna de la Tabla 2.1. Como puede observarse, las estimaciones de los parámetros son parecidas a las del modelo estimado con TVTP. Sin embargo, como puede verse en la Figura 7 –donde mostramos para el modelo con PTF el gráfico análogo al presentado en el Gráfico 2.1 para el modelo con TVTP- usando el criterio del umbral *ad-hoc* el modelo con PTF no captura el primer episodio de apreciación de comienzos de los setenta, que fue efectivamente identificado cuando se utiliza el modelo con TVTP. Además, cuando utilizamos TVTP las apreciaciones son capturadas más temprano. Por ejemplo, en el episodio de apreciación de los noventa las probabilidades suavizadas cuando utilizamos PTF suben por encima de 0.5 en el último trimestre de 1990 cuando el desalineo ya era

negativo (-0.4) mientras que usando TVTP las probabilidades suavizadas suben tres trimestres antes, cuando los desalineos eran todavía positivos pero estaban cayendo. Algo similar ocurre en las otras dos apreciaciones capturadas con PTF. Entonces, mientras que las probabilidades suavizadas con TVTP anticipan los cambios de estado, usando PTF el modelo reconoce las apreciaciones cuando ya han ocurrido.

Entonces, del análisis previo confirmamos que el uso de TVTP aunque no implique diferencias significativas de la estimación de los parámetros, ayuda a reconocer episodios que se perderían si se utilizan PTF, y lo hacen más pronto.

Gráfico 2.2: Desalineos del TCR y probabilidades suavizadas del estado apreciado con probabilidades de transición fijas



2.5.3. Eligiendo entre las variables informativas de las TVTP

En esta Sub-sección evaluamos la significancia estadística de las diferentes variables que influyen las TVTP. Hasta ahora, hemos usado sólo una variable cada vez como motor de las TVTP. Sin embargo, no conocemos ningún test formal para comparar las diferentes variables que afectan las TVTP entre estimaciones.⁵³ Entonces, para evaluar este tema de comparar entre variables, estimamos el modelo con todas las variables disponibles y procedemos a realizar los correspondientes test de significancia global e individual. Esta estrategia de testeo fue empleada por Martínez Peria (2002) en su estudio de las crisis cambiarias en el Sistema Monetario Europeo con modelos MRS AR. Entonces, presentamos en la Tabla 2.2 los resultados de estimar para los desalineos del TCR Argentino el modelo MRS AR con todas las variables informativas simultáneamente afectando las TVTP.

Tabla 2.2: Desalineos del TCR Argentino – Estimación de modelos MRS AR con 2 estados con el vector de variables e información afectando las TVTP

Parámetros		Estadísticos	
Coeficientes de las medias	α_0	-0.23 (0.07)	
	α_1	0.39 (0.03)	
	$\alpha_0 + \alpha_1$	0.16	
Coeficiente autorregresivo	ϕ_1	1.29 (0.07)	
	ϕ_2	-0.42 (0.07)	
Desviación estándar	σ_y	0.01	
Parámetros de la ecuación de las probabilidades de transición	γ_0	-1.43 (0.14)	
	RIR de EE.UU.	γ_1^0	3.18 (3.87)
		γ_1^1	-11.73 (1.04)
	Crecimiento PIB EE.UU.	γ_2^0	-11.8 (5.87)
		γ_2^1	3.84 (3.60)
	Reservas/Importaciones	γ_3^0	-0.19 (0.03)
		γ_3^1	-0.24 (0.03)
	Inflación local	γ_4^0	-0.62 (0.25)
		γ_4^1	-1.51 (0.37)
	Crecimiento de M1	γ_5^0	0.85 (0.24)

⁵³ El único trabajo que hemos encontrado que analice el tema de seleccionar entre las variables que afectan las TVTP es Filardo (1998) pero él se focaliza en las condiciones bajo las cuales los métodos de Hamilton (1989, 1990) pueden extenderse a los modelos TVTP MRS AR y no en estudiar cuál es la variable más significativa en motorizar los cambios de las probabilidades de transición.

	γ_5^1	2.36 (0.18)
	γ_6	4.37 (0.21)

Como puede verse en la Tabla, el modelo identifica dos estados para la media de los desalineos del TCR con valores de alfa cero y alfa uno muy cercanos a los obtenidos utilizando sólo una variable informativo por vez. En el presente, estamos llevando a cabo los test de significancia individual y global para realizar la selección entre las variables informativas.

2.6. Conclusiones del Capítulo 2

En este trabajo hemos analizado para Argentina si los desalineos del TCR actual respecto a un TCR de equilibrio estimado están caracterizados por diferentes regímenes persistentes y qué genera los cambios entre estos estados. Nuestras estimaciones han identificado dos estados en la media de los desalineos del TCR, y dado que una de ellas es negativa y la otra positiva, asociamos dichos estados con situaciones de apreciación y depreciación, respectivamente. También, encontramos que el estado apreciado es menos persistente y que los episodios de apreciación están temporalmente relacionados con los principales planes de estabilización llevados a cabo en el país. En relación con la varianza de los desalineos del TCR, no pudimos confirmar que cambie entre sub-muestras, con lo que un solo régimen en varianza aparece como una mejor representación del proceso estocástico de los desalineos del TCR. Además, hemos encontrado que el uso de probabilidades de transición cambiante en el tiempo en función de la información disponible mejora los resultados en contraste con el modelo estimado con probabilidades de transición fijas, porque con TVTP realizamos una mejor identificación de los episodios de desalineo. Entre las variables que encontramos importantes para explicar los cambios de las TVTP están variables locales, como la tasa de crecimiento del dinero o el ratio de reservas internacionales sobre importaciones, y variables internacionales como el tipo de interés o el crecimiento del PIB de EE.UU. En el presente estamos trabajando en la selección de las variables de información entre el grupo que hemos considerado.

Otras dos extensiones deberían ser consideradas. La primera es el uso de un parámetro autorregresivo dependiente del estado, para ver si dicho parámetro cambia entre estados y chequear si la respuesta de la serie a los *shocks* difiere entre apreciaciones y depreciaciones. La segunda extensión que debería ser considerada es chequear si existe un tercer estado en los desalineos del TCR. Este puede ser el caso porque siguiendo a una apreciación existe usualmente una reversión

rápida del desalineo para pasar a un episodio de depreciación, y luego de ello la serie revierte lentamente. Entonces, queremos estimar el modelo con tres estados y verificar si ello puede dar cuenta de las rápidas salidas del estado apreciado.⁵⁴ Esta extensión ayudaría a clarificar el tema del comportamiento asimétrico de las apreciaciones y depreciaciones encontrado por Goldfajn y Valdés (1999) donde en el primer caso la probabilidad de un suave retorno (i.e., la probabilidad de salir de la depreciación sin revaluar bruscamente el NER) es muy alta en contraste con el bajo valor de dicha probabilidad en el caso de las apreciaciones. Alternativamente, el tercer estado puede resultar en una situación de “alineo”, con lo cual el TCR cambiaría entre situaciones de desalineo y de equilibrio.

⁵⁴ Sichel (1993) documenta un comportamiento de este tipo en el crecimiento del PIB de EE.UU. de pos-guerra, encontrando que éste tiene tres fases en vez de dos: contracciones, fuertes recuperaciones y períodos de crecimiento moderado siguiendo a las recesiones. Hamilton (2005) encuentra que el desempleo de EE.UU. tiene un comportamiento similar y utiliza para modelarlo un modelo MRS con tres estados.

2.7. Apéndices del Capítulo 2

2.7.1. Apéndice 2.1: Resultados del test de cointegración

En la Tabla 2.3 mostramos los resultados del test de cointegración entre el TCR y sus *fundamentals*. Los signos del vector de cointegración están de acuerdo con lo que predice la teoría (ver Sección 2.3), salvo para el tipo de interés de EE.UU., que tiene signo negativo, siendo especialmente importantes los efectos de los términos del intercambio y del gasto público. También presentamos en el Gráfico 2.3 el TCR, el TCR de equilibrio y los desalineos del TCR obtenidos como la diferencia entre ambos. El TCR no presenta ninguna tendencia definida, con lo que los cambios del TCR respecto a su media siguen el mismo patrón que los desalineos del TCR. Para Argentina, entonces, la idea de Klein y Marion (1997) de que el TCR actual puede aproximar el grado de desalineo estaría justificado (ver nota 36).

Tabla 2.3: Resultados del test de cointegración para Argentina

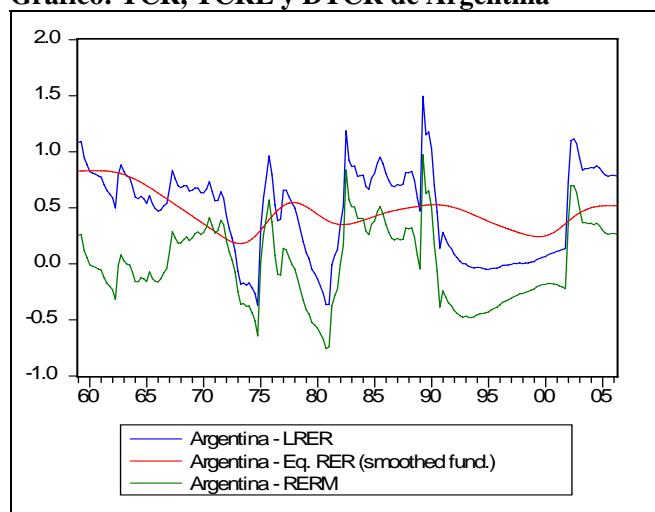
Simple: 1959:1 2006:2 - Test assumption: Linear deterministic trend in the data - Lags: 1 to 12

Eigenvalue	Likelihood Ratio	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value	Hypothesized No. of CE(s)
0.217668	101.0540	87.31	96.58	None **
0.116373	57.60466	62.99	70.05	At most 1
0.089618	35.70611	42.44	48.45	At most 2
0.074635	19.08733	25.32	30.45	At most 3
0.029818	5.357995	12.25	16.26	At most 4

*(**) denotes rejection of the hypothesis at 5%(1%) significance level. L.R. test indicates 1 cointegrating equation(s) at 5% significance level
Normalized Cointegrating Coefficients: 1 Cointegrating Equation(s)

ALRER	ALTOT	ALOPE	USLFEDRATE	ALGOV	@TREND(59:2)	C
1.000000	0.943	-0.4788	4.7586	1.383	0.007343	-7.075
	(0.26)	(0.245)	(0.558)	(0.725)	(0.0006)	

Gráfico: TCR, TCRE y DTCR de Argentina



2.7.2. Apéndice 2.2: Fuente de los datos

Tipo de cambio nominal: se tomó de la serie 223.ZF.RF del CD-ROM del FMI, que corresponde a la moneda nacional por dólar estadounidense, tasa oficial, y promedio del período.

Precios: el IPC de Argentina y EE.UU. es del IFS (64.ZF), promedio del período.

TOT: obtuvimos las series trimestrales interpolando las series anuales de TOT de la *Oxford Latin American Economic History Database*.

Exportaciones e Importaciones: los datos son del IFS (70 y 71, respectivamente).

PIB: utilizamos la serie "GDP en U\$S corrientes" del CD-ROM de los "Indicadores de Desarrollo" (WB-WDI) Banco Mundial.

Gasto Público sobre PIB: los datos son del WB-WDI.

Tipo de interés de EE.UU.: la tasa de interés de los fondos federales de EE.UU. es del IFS y del sitio web de la Reserva Federal.

Dinero: M1 es del IFS (34 y 34b).

Reservas internacionales: IFS (1L).

PIB de EE.UU.: IFS (99b).

2.7.3. Apéndice 2.3: Cambios de régimen en los desalineos del TCR: Fundamentos teóricos

Los desalineos del TCR ocurren cuando el TCR actual difiere del TCRE. Si la diferencia es positiva (negativa) el desalineo es una depreciación (apreciación) real y el TCR está depreciado (apreciado). En este Capítulo encontramos que en Argentina las apreciaciones y depreciaciones reales son situaciones persistentes que alternan con discretos cambios de régimen. Revisamos ahora la literatura teórica sobre TCR para ver si este comportamiento empírico puede fundamentarse en alguno de los modelos formales existentes que son capaces de generar desalineos del TCR.

Para obtener desalineos del TCR un modelo debe primero explícitamente especificar el TCRE y explicar por qué el TCR actual puede desviarse del equilibrio. Típicamente, estos desalineos se obtienen en los modelos como resultado de asumir la existencia de algún tipo de fric-

ción.⁵⁵ En particular, dos diferentes tipos de fricciones han sido utilizadas para generar desalineos del TCR: precios rígidos y costos de transacción.

Tres trabajos que obtienen desalineos del TCR utilizando precios rígidos son Edwards (1988), Razin y Collins (1997) y Aguirre y Calderón (2005). Estos trabajos pertenecen a tradiciones macroeconómicas distintas, Edwards desarrolla un modelo estructural con tres bienes del comportamiento TCR en países en vías de desarrollo, Razin y Collins utilizan una versión estocástica del modelo de Mundell-Fleming para pequeñas economías abiertas, y Aguirre y Calderón utilizan un modelo de dos sectores de la nueva economía internacional en la línea de Obstfeld y Rogoff (1995, 1996). Sin embargo, todos ellos comparten el hecho de que obtienen un TCRE dependiente de variables "fundamentales",⁵⁶ y muestran que el TCR actual de corto plazo difiere del TCRE debido a la existencia de rigideces en los precios, generando los desalineos del TCR. Entonces, existe una clara diferencia entre la solución fundamental bajo precios completamente flexibles, y bajo precios rígidos, lo que generará desviaciones del TCR de largo plazo originada en *shocks* que no son corregidos inmediatamente. Sin embargo, los desalineos tendrán una vida corta porque el equilibrio es rápidamente restaurado, dependiendo de la magnitud del *shock* y de los valores de las elasticidades involucradas.

La pregunta es si estos tres modelos pueden generar cambios de regímenes persistentes en los desalineos del TCR. En principio, uno puede pensar que podrían obtenerse postulando efectos lo suficientemente persistentes de los *shocks* no anticipados en la cantidad de dinero, el producto, etc. Sin embargo, es poco probable que podamos obtener además abruptos cambios de régimen salvo que uno acepte que los *shocks* son eventos excepcionalmente raros y de una magnitud muy grande. De otro modo, los desalineos del TCR que se obtendrán con estos tres modelos son pequeñas o medianas oscilaciones alrededor del equilibrio, y no persistentes regímenes en los desalineos del TCR con cambios bruscos entre ellos.

⁵⁵ Como enuncia Edwards (1989c, p. 19): "In order to construct a model of real exchange rate misalignments it is necessary to abandon the frictionless "real" world..."

⁵⁶ En Edwards los *fundamentals* son los balances reales, la prima del mercado cambiario paralelo, el *stock* de moneda extranjera, el consumo real del gobierno en bienes no transables en relación con bienes exportables, las tarifas a la importación y los precios de las importaciones; en Razin y Collins el tipo de interés internacional y determinantes de la oferta y demanda doméstica; y en Aguirre y Calderón los activos externos netos en relación con el GDP, la productividad laboral relativa del sector transable entre países, el ratio análogo para el sector no transable, los TOT, y el gasto relativo del gobierno entre países.

Entre los trabajos que obtienen los desalineos del TCR postulando la existencia de costos de transacción están Dumas (1992) y Sercu, et al (1995).⁵⁷ En estos modelos, existen costos de transacción para comercializar bienes internacionalmente por lo que los precios de bienes similares pueden diferir entre países. Como consecuencia, el tipo de cambio se mueve entre dos bandas donde los costos de transacción evitan el arbitraje que aseguraría el equilibrio, y estas desviaciones del equilibrio en la zona dentro de la banda constituyen los desalineos del TCR. Sin embargo, una vez que se alcanza una banda el arbitraje instantáneo hace que el tipo de cambio retorne a la zona dentro de la banda.

Dumas (1992) desarrolló un modelo de equilibrio con dos países idénticos separados físicamente con *shocks* idiosincráticos no correlacionados en su productividad que afecta a sus productos. Los consumidores sólo tienen acceso a los bienes físicamente disponibles en casa, y transferir bienes o capital internacionalmente es costoso, aunque los individuos pueden tener y comercializar *stocks* de bienes ubicados en el extranjero. Debido al deseo de diversificar su portafolio, los consumidores-inversores querrán que el *stock* de bienes de los dos países sea igual, pero surgirán desbalances como resultado de *shocks* acumulados sobre el producto que no son inmediatamente corregidos por el transporte físico de recursos entre países, debido a los costos de transacción.

Dumas muestra que en el modelo el TCR revierte a la paridad de uno (el TCR que prevalecería en ausencia de *shocks*), pero excepto en algunos puntos ubicados en la frontera, la probabilidad de desviarse de la paridad es siempre más grande que la probabilidad de acercarse a la misma, por lo que el TCR pasa la mayor parte del tiempo cerca de las soluciones de frontera. Esto significa que las desviaciones de la paridad, aunque no duran para siempre, lo hacen un tiempo lo suficientemente largo. Estos períodos de calma son interrumpidos por raros períodos de turbulencia donde la economía internacional, bajo la influencia de una sucesión de *shocks* en el mismo sentido, cruzan hacia la otra frontera.

Sercu, et al, desarrollan un modelo de tipos de cambio con costos de transacción del comercio internacional, donde los precios de los bienes similares son distintos entre países y el TCN puede desviarse de la paridad nominal y moverse entre dos bandas entre las cuales los costos de transacción evitan el arbitraje que aseguraría que la PPA se cumpla.

⁵⁷ Véase también O'Connell y Wei (2002) que desarrollan para explicar el TCN un modelo de dos países con costos de transacción para el comercio internacional, obteniendo para el TCN un comportamiento análogo al del TCR en Dumas (1992) y Sercu, et al (1995).

Inicialmente los dos países son iguales, pero luego típicamente diferirán en sus productos por los efectos de la acumulación de los *shocks* idiosincráticos, y los costos de transacción hacen que los mercados de bienes no estén perfectamente integrados. El costo de comercializar bienes internacionalmente implica que el comercio será óptimo sólo cuando el precio local del bien difiera lo suficiente del de afuera. Sin costos de transacción, el TCR es siempre uno, y cualquier desviación de la unidad es corregida transportando bienes. Pero con costos de transporte, hay una zona de no comercio donde las desviaciones de la unidad no son corregidos. Para los períodos donde hay comercio, el modelo se comporta como un modelo monetario de los tipos de cambio, pero en la zona de no comercio los desbalances internacionales no son corregidos siempre que sean lo suficientemente chicos en relación con el costo de transportar bienes y se observarán desviaciones de la PPA, es decir, desalineos del TCR.

¿Pueden estos dos modelos con costos de transacción generar los cambios de régimen en los desalineos del TCR? En estos casos, existe una zona de no comercio donde las desviaciones de la PPA no son corregidas, y donde surgen persistentes desalineos del TCR, pero es poco probable que puedan surgir cambios abruptos entre los episodios de apreciación y depreciación. Entonces, la clase de regímenes en los desalineos del TCR serán más parecidos a los encontrados por Engel y Hamilton (1990) para el TCN marco-dólar, que no son exactamente la clase de regímenes en los desalineos del TCR que encontramos para Argentina.⁵⁸ Sin embargo, si esos períodos persistentes del TCR cerca de las fronteras (desalineos persistentes del TCR de la paridad) son interrumpidos por fuertes períodos de "turbulencia" en la economía internacional bajo la influencia de grandes *shocks* aleatorios en la dirección correcta, podrían darse súbitos cambios de régimen. De hecho, alguna de las simulaciones de su modelo presentadas en Dumas (1992, p. 169) aparecen a la vista muy similares al gráfico de los desalineos del TCR que estudiamos aquí.

Por último, están los modelos de crisis cambiarias con profecías autocumplidas (Obstfeld, 1994; Jeanne y Masson, 2000) que tienen aspectos interesantes porque (1) modelan tipos de cambio; (2) tienen múltiples equilibrios para los mismos; (3) los cambios entre equilibrios son típicamente súbitos y abruptos. Por ejemplo, en Jeanne y Masson (2000) puede existir un equilibrio único basado en los *fundamentals*, o múltiples equilibrios tipo *sunspots* por cambios en las expec-

⁵⁸ Dumas (1992, p. 171) mismo enuncio esto: "Engel y Hamilton (1990) have observed that the dollar goes through 'long swings' or lasting phases of upward and downward movements. (...) Sample paths of the TCR produced by simulation of our model exhibit long swings as well. (...) Ours is the first general-equilibrium model that endogenously produces the kind of nonlinearity and heteroskedasticity that have previously been introduced into purely statistical models aiming to fit exchange-rate data".

tativas de los inversores en los que la economía salta entre estados, posiblemente relacionado a cambios en los *fundamentals*. Un modelo que genere persistentes regímenes en los desalineos del TCR con abruptos cambios entre ellos posiblemente podría contener múltiples equilibrios, con lo cual la estrategia de estos modelos de crisis cambiarias con múltiples equilibrios puede seguirse para generar modelos de TCR con múltiples equilibrios con cambios bruscos entre ellos. De hecho, Jeanne y Masson (2000, Sección 3) muestran que los modelos tipo MRS de las expectativas de evaluación pueden ser interpretados como formas reducidos de su modelo con *sunspots*.

Como conclusión de esta breve revisión de literatura, creemos que entre los modelos que resumimos, los modelos de Dumas (1992) y Sercu et al. (1995) son los que con mayor probabilidad pueden generar el comportamiento de cambio de régimen en los desalineos del TCR aunque más cerca de la clase de regímenes tipo *long-swings* de Engel y Hamilton (1990) donde es la tendencia estocástica del TCN la que es dependiente del estado, mientras que el comportamiento de los desalineos del TCR es cercano al del crecimiento el GDP encontrado por Hamilton (1989) donde es la media la que cambia entre estados. Nuestra idea es que una mejor representación teórica debería ser modelada con múltiples equilibrios donde el TCR cambie estocásticamente entre periodos de TCR apreciado y depreciado. No hemos encontrado dicho modelo en la revisión de literatura, aunque hemos revisado una cantidad mucho mayor de modelos que los reseñados aquí, con lo cual construir dicho modelo con múltiples equilibrios podría ser una tarea útil para investigaciones posteriores, para explicar el comportamiento de los desalineos del TCR que hemos encontrado en nuestro trabajo empírico.

2.7.4. Apéndice 2.4: Planes de estabilización en Argentina 1959-2006 basados en el tipo de cambio (ERBS) y en el Dinero (MBS)

Nombre del programa	Tipo de plan	Período
1959	ERB	1959:3 – 1962:2
Vasena	ERB	1967:1 – 1970:2
Gelbard	ERB	1973:2 – 1975:2
Martínez de Hoz	MBS	1976:2 – 1978:3
Tablita	ERB	1978:4 – 1981:1
Alemann		1981:4 – 1982:2
Austral Plan	ERB	1985:2 – 1986:3
Primavera I	ERB	1986:3 – 1986:4
Febrero	ERB	1987:1 – 1987:2
Austral II	ERB	1987:4 – 1988:2
Primavera II	ERB	1988:3 – 1989:1
Bunge y Born	ERB	1989:3 – 1989:4
Bonex	MB	1989:4 – 1991:1
Convertibilidad	ERB	1991:2 – 2001:4

Notas: los programas en negrita son considerados como planes principales por varios autores, tal como lo resume Veiga (2003). Fuentes: Calvo y Végh (1994, 1999); Choueiri y Kaminsky (1999); Kiguel y Liviatan (1992); Krois (2003); Reinhart y Végh (1995); Veiga (2003).

3. Conclusiones de la tesis

El tipo de cambio real es una variable clave en cualquier economía abierta dado que influye de modo muy importante en la asignación de los recursos, teniendo una gran importancia en el proceso de inversión y crecimiento de un país, la evolución de su desempleo, de su balance externo y su inflación. En particular, el TCR ha tenido, y tiene en la actualidad, un rol clave en las políticas económicas de Argentina, tanto en los planes de estabilización que han buscado controlar su problema de inflación crónica fijando el tipo de cambio nominal, como cuando el TCR es utilizado como herramienta para impulsar el crecimiento del país.

En este trabajo hemos analizado este precio relativo clave para el caso Argentino desde dos perspectivas. En la primera, desarrollada en el Capítulo 1, hemos estudiado la verificación de la teoría de la paridad de poder adquisitivo de los tipos de cambio que predice, si se verifica, la estacionariedad del tipo de cambio real. Según esta teoría, el tipo de cambio nominal entre dos países es igual al ratio de sus precios relativos, por lo cual el TCR de equilibrio de largo plazo es una constante que no depende de variables como los diferenciales de productividad entre los países y está fuera del control de los hacedores de política. Si la PPA no se verifica, por el contrario, el TCR tiene un comportamiento no estacionario, y por ende su valor de equilibrio puede variar en el tiempo, por ejemplo apreciándose a medida que un país se enriquece con respecto al resto del mundo, o depreciándose a medida que se empobrece relativamente, y se vuelve entonces necesario estudiar los determinantes de la evolución de este precio relativo clave a lo largo del tiempo.

La importancia de la PPA no radica sólo en esta cuestión de la estacionariedad del TCR, sino también en que es uno de los supuestos clave de los principales modelos teóricos de la macroeconomía de economías abiertas, desde modelos como el viejo enfoque monetario de la balanza de pagos surgido en los 70, hasta los más modernos de la “nueva economía internacional” (Obstfeld y Rogoff, 1995, 1996) surgidos en los 90. La no verificación de la PPA invalidaría para Argentina la aplicación de políticas económicas derivadas de estos modelos que asumen la PPA como una paridad válida en el largo plazo. De hecho, los resultados que encontramos para Argentina en el Capítulo 1 son contrarios a la validez de esta teoría. Luego de un amplio estudio econométrico, los resultados sugieren que el TCR Argentino contiene una tendencia determinística con quiebres estructurales a mediados del Siglo XX, con lo cual la PPA no se verificaría en este país. En las conclusiones del Capítulo 1 explicamos la relevancia de este resultado para la política económica Argentina, y las vías de investigación que se abren ante la no verificación de la PPA. Entre ellas,

creemos que la principal es el estudio de los determinantes de largo plazo del TCR argentino, buscando relacionar la continua depreciación del mismo con el secular empobrecimiento del país con respecto al resto del mundo. Creemos que nuestro trabajo es un necesario primer paso en esta tarea, dado que hemos verificado la existencia de dicha tendencia en el TCR de Argentina.

En el Capítulo 2 adoptamos un enfoque muy distinto para estudiar el TCR de Argentina. Partiendo de la no estacionariedad del TCR de equilibrio, estudiamos los desalineos del tipo de cambio real actual respecto a su equilibrio para verificar si estos desalineos están sujetos a comportamientos diferentes y persistentes entre sub-muestras, en particular si los desalineos del TCR cambian entre períodos largos de media baja (TCR apreciado) y media alta (TCR depreciado), y qué explica los cambios entre esos estados. La verificación de estos diferentes regímenes en los desalineos del TCR es muy importante porque implica que los estados de “desequilibrio” son situaciones muy persistentes en el tiempo con lo cual la economía permanece durante largos períodos en dicha situación de desequilibrio, en contra de lo que predicen la mayoría de las teorías macroeconómicas en donde las situaciones de desequilibrio originadas en *shocks* aleatorios se disipan con relativa rapidez revertiendo el TCR a su valor de equilibrio en pocos períodos.

Los resultados del Capítulo 2 muestran que, efectivamente, los desalineos del TCR Argentino del equilibrio están sujetos a cambios de régimen en su media, y que ésta cambia infrecuente y bruscamente entre persistentes estados de apreciación y depreciación real. Dado que las probabilidades de transición entre estados cambian en el tiempo en función de variables económicas, podemos extraer algunas conclusiones de los determinantes de estos estados. Como es un trabajo aún en marcha, todavía no hemos encontrado entre el conjunto de variables que explican las probabilidades de transición el sub-conjunto de ellas más relevantes, pero creemos que los resultados que hemos obtenido son alentadores y relevantes, dado que pudimos verificar estadísticamente la existencia de dichos regímenes en línea con lo que muchos estudios históricos habían encontrado para Argentina, con un método que nos permite entender por qué ocurren y cambian.

En conclusión, en esta tesis hemos profundizado el conocimiento sobre el TCR de Argentina, encontrando que éste es no estacionario debido a que contienen una tendencia determinística con quiebres estructurales, y que los desvíos del TCR actual respecto al TCR de equilibrio son situaciones persistentes con cambios bruscos e infrecuentes entre estados, pudiendo la probabilidad de cambio de estado modelarse en función de variables económicas. Creemos que la importancia de este trabajo está en estas conclusiones, y en las vías de investigación que abre.

4. Referencias

- Achy, Lahcen. (2003). "Parity Reversion in Real Exchange Rates: Middle Income Country Case", *Applied Economics*, Vol. 35, No. 5, Marzo, pp. 541-53.
- Aguirre, Álvaro, y César Calderón (2005), "Real Exchange Misalignments and Economic Performance", Bank of Chile Working Paper No. 315.
- Alba, Joseph D., y Donghyung Park. (2003). "Purchasing Power Parity in Developing Countries: Multi-period Evidence Under the Current Float", *World Development*, Vol. 31, No. 12, pp. 2049-60.
- Albert, James, y Siddhartha Chib (1993), "Bayes Inference via Gibbs Sampling of Autoregressive Time Series Subject to Markov Mean and Variance Shifts", *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 11, No. 1, Enero, pp. 1-15.
- Alves, Denisard C. O., Regina Celia Cati, y Vera Lucia Fava. (2001), "Purchasing Power Parity in Brazil: A Test for Fractional Cointegration", *Applied Economics*, Vol. 33; No. 9, pp. 1175-85.
- Andersen, Torben. (1997). "Exchange Rate Volatility, Nominal Rigidities, and Persistent Deviations from PPP", *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 11, No. 4, pp. 584-609.
- Anoruo, Emmanuel, Habtu Braha, y Yusuf Ahmad. (2002). "Purchasing Power Parity: Evidence from Developing Countries", *International Advances in Economic Research*, Vol. 8, No. 2, pp. 85-96.
- Baffes, John, Ibrahim A. Elbadawi, y Stephen O'Connell (1997), "Single-Equation Estimation of the Equilibrium Real Exchange Rate", Policy Research Working Paper No. 1800, World Bank.
- Bagellaa, Michele, Leonardo Becchettia, e Iftekhar Hasانب (2006), "Real Effective Exchange Rate Volatility and Growth: A Framework to Measure Advantages of Flexibility vs. Costs of Volatility", *Journal of Banking and Finance*, Vol. 30, No. 4, Abril, pp. 1149-1169.
- Bahmani-Oskooee, Moshen. (1993). "Purchasing Power Parity Based on Effective Exchange Rate and Cointegration: 25 LDC's Experience with its Absolute Formulation", *World Development*, Vol. 21, No. 6, pp. 1023-31.
- Bahmani-Oskooee, Moshen. (1995). "Real and Nominal Effective Exchange Rates for 22 LDCs: 1971:1-1990:4", *Applied Economics*, Vol. 27, pp. 591-604.
- Bai, Jushan, y Pierre Perron. (1998). "Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes," *Econometrica*, Vol. 66, No. 1, Enero, pp. 47-78.
- Bai, Jushan, y Pierre Perron (2003). "Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models," *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 18, No. 1, pp. 1-22.
- Balassa, Bela. (1964). "The Purchasing Power Parity Doctrine: A Reappraisal", *Journal of Political Economy*, Vol. 72, No. 6, Diciembre, pp. 584-96.
- Banerjee, A.R., R. Lumsdaine, y James Stock (1992), "Recursive and Sequential Tests of the Unit-Root and Trend-Break Hypotheses: Theory and International Evidence", *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 10, pp. 271-87.
- Bergman, Ulf Michael, y Jesper Hansson (2005), "Real Exchange Rates and Switching Regimes", *Journal of International Money and Finance*, Vol. 24, No. 1, pp. 121-138.
- Bhagwati, Jagdish N. (1984), "Why are Services Cheaper in the Poor Countries?", *Economic Journal*, Vol. 94, No. 374, Junio, pp. 279-86.
- Bhargava, A. (1986). "On the Theory of Testing for Unit Roots in Observed Time Series", *Review of Economic Studies*, Vol. 53, pp. 369-384.

- Bleaney, Michael F. (1997), "Is Good Macroeconomic Management Important for Growth?", *Journal of Macroeconomics*, Vol. 19, No. 3, July, pp. 523-537.
- Bleaney, Michael F., Stephen J. Leybourne, y Paul Mizen. (1999). "Mean Reversion of Real Exchange Rates in High-Inflation Countries", *Southern Economic Journal*, Vol. 65, No. 4, pp. 839-54.
- Bollen, Nicolas P. B., Stephen F. Gray, y Robert E. Whaley (2000), "Regime Switching in Foreign Exchange Rates: Evidence from Currency Option Prices", *Journal of Econometrics*, Vol. 94, No. 1-2, Enero-Febrero, pp. 239-276.
- Bordo, Michael D., y Anna J. Schwartz (1999), "Monetary Policy Regimes and Economic Performance: The Historical Record", en John B. Taylor y Michael Woodford (Eds.), *Handbook of Macroeconomics*, Vol. I, Capítulo 3, pp. 149-234, Elsevier Science.
- Bresnahan, Timothy F., y Robert J. Gordon. (1997). *The Economics of New Goods*. The University of Chicago Press. Chicago.
- Breuer, Janice B. (1994). "An Assessment of the Evidence on purchasing Power Parity", en John Williamson (Ed.), *Estimating Equilibrium Exchange Rates*, Institute for International Economics, Washington.
- Burstein, Ariel, Martin Eichenbaum, y Sergio Rebelo (2005), "Large Devaluations and the Real Exchange Rate", *Journal of Political Economy*, Vol. 113, No. 4, Agosto, pp. 742-784.
- Calderón, César, y Roberto Duncan. (2003). "Purchasing Power Parity in an Emerging Market Economy: A Long-Span Study for Chile", *Estudios de Economía*, Vol. 30, No. 1, pp. 103-32.
- Calvo, Guillermo A., Leonardo Leiderman, y Carmen M. Reinhart (1992), "Capital Inflows and Real Exchange Rate Appreciation in Latin America: The Role of External Factors", IMF Working Paper No. 92/62.
- Calvo, Guillermo A., Leonardo Leiderman, y Carmen M. Reinhart (1994), "Inflows of Capital to Developing Countries in the 1990s: Causes and Effects", Inter-American Development Bank Working Paper No. 302.
- Calvo, Guillermo A., Leonardo Leiderman, y Carmen M. Reinhart (1996), "Inflows of Capital to Developing Countries in the 1990s", *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 10, No. 2, pp. 123-139.
- Calvo, Guillermo A., Carmen M. Reinhart, y Carlos A. Végh (1995), "Targeting the Real Exchange Rate: Theory and Evidence", *Journal of Development Economics*, Vol. 47, No. 1, Junio, pp. 97-133.
- Calvo, Guillermo A., y Carlos A. Végh (1994), "Inflation Stabilization and Nominal Anchors", *Contemporary Economic Policy*, Vol. 12, Abril, pp. 35-45.
- Calvo, Guillermo A., y Carlos A. Végh (1999), "Inflation Stabilization and BOP in Developing Countries", en John B. Taylor, y Michael Woodford (Eds.), *Handbook of Macroeconomics*, Vol. 1, Capítulo 23, pp. 1531-1613, Elsevier Science.
- Caporale, Guglielmo Maria, y Nikitas Pittis (1995), "Nominal Exchange Rate Regimes and the Stochastic Behavior of Real Variables", *Journal of International Money and Finance*, Vol. 14, No. 3, pp. 395-415.
- Carrera, Jorge, Mariano Félix, y Demian Panigo. (1998). "La Aproximación del TCR de Equilibrio: Una Nueva Aproximación Econométrica", *Anales de la XXXIII Reunión Anual de la Asociación Argentina de Economía Política*.
- Carrera, Jorge, Mariano Félix, y Demian Panigo. (1999). "Unit Roots and Cycles in the Main Macroeconomic Variables for Argentina", *Anales de la XXXIV Reunión Anual de la Asociación Argentina de Economía Política*.

- Casella, George, y Edward I. George (1992), "Explaining the Gibbs Sampler", *American Statistician*, Vol. 46, No. 3, Agosto, pp. 167-174.
- Cassel, Gustav. (1916). "The Present Situation of the Foreign Exchanges", *Economic Journal*, Vol. 26, No. 101, pp. 62-65.
- Cassel, Gustav. (1917). "The Depreciation of Gold", *Economic Journal*, Vol. 27, No. 107, pp. 346-54.
- Cassel, Gustav. (1918). "Abnormal Deviations in International Exchanges", *Economic Journal*, Vol. 28, No. 112, pp. 413-15.
- Cassel, Gustav. (1928). *Post-War Monetary Stabilization*. Columbia University Press. New York.
- Choueiri, Nada, y Graciela L. Kaminsky (1999), "Has the Nature of Crisis Changed? A Quarter Century of Currency Crisis in Argentina", IMF Working Paper, WP/99/152.
- Cavallo, Domingo F., y Roberto Domenech. (1988). "Las Políticas Macroeconómicas y el Tipo de Cambio Real. Argentina, 1913-1984", *Desarrollo Económico*, Vol. 28, No. 111, pp. 1-27.
- Cheung, Yin-Wong, y Kon S. Lai. (1993). "A Fractional Cointegration Analysis of Purchasing Power Parity", *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 11, No. 1, pp. 103-12.
- Chow, Gregory C. (1960). "Tests of Equality Between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions", *Econometrica*, Vol. 28, No. 3, July, pp. 591-605.
- Clemente Jesús, Antonio Montañés, y Marcelo Reyes. (1998). "Testing for a unit root in variables with a double change in the mean". *Economics Letters*, Vol. 59, No. 2, Mayo, pp. 175-82.
- Crownover, Collin, John Pippenger, y Douglas G. Steigerwald. (1996). "Testing for Absolute Purchasing Power Parity", *Journal of International Money and Finance*, Vol. 15, No. 5, Octubre, pp. 783-96.
- Culver, Sarah E., y David H. Papell. (1999). "Long-Run Purchasing Power Parity with Short-Run Data: Evidence with a Null Hypothesis of Stationarity", *Journal of International Money and Finance*, Vol. 18, pp. 751-68.
- Dabús, Carlos. (2000). "Inflationary Regimes and Relative Price Variability: Evidence from Argentina", *Journal of Development Economics*, Vol. 62, pp. 535-47.
- Darby, Michael R. (1983). "Movements in Purchasing Power Parity: The Short and Long Runs", en M. R. Darby y J. R. Lothian, *The International Transmission of Inflation*. Chicago U. Press.
- Della Paolera, Gerardo (1994). "Experimentos Monetarios y Bancarios en Argentina: 1861-1930", *Revista de Historia Económica*, Vol. 12, No. 3, Fall, pp. 539-90.
- Diamandis, Panayiotis F. (2003). "Market Efficiency, Purchasing Power Parity, and the Official and Parallel markets for Foreign Currency in Latin America", *International Review of Economics and Finance*, Vol. 12, No. 1, pp. 89-110.
- Dickey, David A., y Wayne A. Fuller. (1979). "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 74, No. 366, pp. 427-31.
- Dornbusch, Rudiger (1983), "Equilibrium and Disequilibrium Exchange Rates", NBER Working Paper No. 983, July.
- Dornbusch, Rudiger. (1987). "Purchasing Power Parity", en J. Eatwell, M. Migare, y P. Newman (Eds.). *The New Palgrave Dictionary*. Stockton Press. New York.
- Dornbusch, Rudiger, y Paul A. Krugman. (1976). "Flexible Exchange Rates in the Short Run", *Brookings Papers on Economic Activity*, pp. 537-75.

- Dumas, Bernard (1992), "Dynamic Equilibrium and the Real Exchange Rate in a Spatially Separated World", *Review of Financial Studies*, Vol. 5, No. 2, pp. 153-180.
- Edwards, Sebastian (1988), "Real and Monetary Determinants of Real Exchange Rate Behavior: Theory and Evidence from Developing Countries", *Journal of Development Economics*, Vol. 29, No. 3, Nov., pp. 311-41. También en Williamson (1994).
- Edwards, Sebastian (1989a), "Exchange Rate Misalignment in Developing Countries", *World Bank Research Observer*, Vol. 4, No. 1, Enero, pp. 3-21.
- Edwards, Sebastian. (1989b). *Real Exchange Rates, Devaluation, and Adjustment. Exchange Rate Policy in Developing Countries*. MIT Press, Cambridge. Massachusetts.
- Edwards, Sebastian (1989c), "Real Exchange Rate in the Developing Countries: Concepts and Measurement", NBER Working Paper No. 2950, Abril.
- Elliott, Graham, Thomas J. Rothenberg, y James H. Stock. (1996). "Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root," *Econometrica*, Vol. 64, No. 4, Junio, pp. 813-36.
- Enders, Walter. (2004). *Applied Econometric Time Series*. Segunda Edición. John Wiley and Sons.
- Engel, Charles, y James D. Hamilton (1990), "Long Swings in the Dollar: Are They in the Data and Do Markets Know It?", *American Economic Review*, Vol. 80, No. 4, Sep., pp. 689-713.
- Engel, Charles, y Chang-Jin Kim (1999), "The Long-Run U.S./U.K. Real Exchange Rate", *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 3, No. 3, Aug., pp. 335-356.
- Engle, Robert F., y Clive W.J. Granger. (1987). "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", *Econometrica*, Vol. 55, No. 2, pp. 251-76.
- Fernandes Guimaraes-Filho, Roberto. (1999). "Does Purchasing Power Parity Hold After All? Evidence from a Robust Test", *Applied Financial Economics*, Vol. 9, No. 2, pp. 167-72.
- Filardo, Andrew J. (1994), "Business-Cycle Phases and Their Transitional Dynamics", *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 12, No. 3, pp. 299-308.
- Filardo, Andrew J. (1998), "Choosing Information Variables for Transition Probabilities in a Time-Varying Transition Probability Markov Switching Model", Federal Reserve Bank of Kansas City Working Paper 98-09, Diciembre.
- Filardo, Andrew J., y Stephen F. Gordon (1998), "Business Cycles Durations", *Journal of Econometrics*, Vol. 85, No. 1, July pp. 99-123.
- Fischer, Stanley, Ratna Sahay, y Carlos A. Végh (2002), "Modern Hyper- and High Inflation", *Journal of Economic Literature*, Vol. No. 3, Septiembre pp. 837-880.
- Frankel, Jeffrey A. (1986). "International Capital Mobility and Crowding-out in the U.S. Economy: Imperfect Integration of Financial Markets or Goods Markets?", en R. Hafer (Ed.). *How Open is the U.S. Economy?*. Lexington, pp. 33-67.
- Frankel, Jeffrey, y Andrew K. Rose. (1996b), "Exchange Rate Crisis in Emerging Markets", *Journal of International Economics*, Vol. 41, No. 3-4, pp. 351-368.
- Frenkel, Jacob A. (1978), "Purchasing Power Parity: Doctrinal Perspective and Evidence from the 1920s", *Journal of International Economics*, Vol. 8, No. 2, pp.169-191.
- Frenkel, Jacob A. (1980). "Exchange Rates, Prices and Money: Lessons from the 1920s", *American Economic Review*, Vol. 70, No. 2, Mayo, pp. 235-42.
- Frenkel, Jacob A. (1981). "The Collapse of Purchasing Power Parities During the 1970's", *European Economic Review*, Vol. 16, No. 1, pp. 145-65.

- Frenkel, Roberto, y Jaime Ros (2006), "Unemployment and the Real Exchange Rate in Latin America", *World Development*, Vol. 34, No. 4, Abril, pp. 631-646.
- Froot, Kenneth A., y Kenneth S. Rogoff (1995), "Perspectives on PPP and Long-Run Real Exchange Rates", en Gene Grossman, y Kenneth S. Rogoff (Eds.), *Handbook of International Economics*, Vol. 3, Capítulo 32, pp. 1647-1688, Amsterdam, Elsevier Press.
- Gelfand, Alan E. (2000), "Gibbs Sampling", *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 95, No. 402, Diciembre, pp. 1300-1304.
- Gerchunoff, Pablo, y Lucas Llach. (1998). *El Ciclo de la Ilusión y el Desencanto. Un Siglo de Políticas Económicas Argentinas*. Editorial Ariel. Buenos Aires. Argentina.
- Giovannini, Alberto. (1988). "Exchange Rate and Prices", *Journal of International Economics*, Vol. 24, No. 1-2, pp. 45-68.
- Goldfajn, Ilan, y Rodrigo Valdés (1999), "The Aftermath of Appreciations", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 114, No. 1, Febrero, pp. 229-262.
- Granger, Clive W. J., y Timo Teräsvirta. (1993). *Modelling nonlinear economic relationships*. Oxford University Press, New York.
- Gregory, Allan W., y Bruce E. Hansen (1996), "Residual-based Tests for Cointegration in Models with Regime Shifts", *Journal of Econometrics*, Vol. 70, pp. 99-126.
- Grilli, Vittorio, y Graciela L. Kaminsky. (1991). "Nominal Exchange Rate Regimes and the Real Exchange Rate: Evidence from the United States and Great Britain, 1885-1986", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 27, No. 2, Abril, pp. 191-212.
- Hakkio, Craig, y Mark Rush (1991), "Cointegration: How Short is the Long Run", *Journal of International Money and Finance*, Vol. 10, No. 4, Diciembre, pp. 571-581.
- Hamilton, James D. (1989). "A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle", *Econometrica*, Vol. 57, No. 2, Marzo, pp. 357-384.
- Hamilton, James D. (1990), "Analysis of Time Series Subject to Changes in Regime", *Journal of Econometrics*, Vol. 45, No. 1-2, July-Agosto, pp. 39-70.
- Hamilton, James D. (2005), "What's Real About the Business Cycle?", *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, July/Agosto, pp. 435-452.
- Harrod, Roy. (1933). *International Economics*. London: Nisbet and Cambridge University Press.
- Hasan, Shahriar, y Myles Wallace (1996), "Real Exchange Rate Volatility and Exchange Rate Regimes: Evidence from Long-Term Data", *Economics Letters*, Vol. 52, No. 1, Julio, pp. 67-73.
- Hau, Harald (2002), "Real Exchange Rate Volatility and Economic Openness: Theory and Evidence", *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 34, No. 3, Agosto, pp. 611-630.
- Hegwood, Natalie D., y David H. Papell. (1998). "Quasi Purchasing Power Parity", *International Journal of Finance and Economics*, Vol. 3, pp. 279-89.
- Holmes, Mark J. (2001). "New Evidence on Real Exchange Rate Stationary and Purchasing Power Parity in Less Developed Countries", *Journal of Macroeconomics*, Vol. 23, No. 4, pp. 601-14.
- Holmes, Mark J. (2002a). "Purchasing Power Parity and Fractional Integration of the Real Exchange Rate: New Evidence for Less Developed Countries", *Journal of Economic Development*, Vol. 27, No. 1, Junio, pp. 125-35.
- Holmes, Mark J. (2002b). "Are there Non-Linearities in US:Latin American Real Exchange Behavior", *Estudios de Economía*, Vol. 29, No. 2, Diciembre, pp. 177-90.

- Holmes, Mark J., y Ping Wang. (2004). "Real Exchange Rate Shocks, Asymmetric Adjustment and Long-Run Equilibrium in Less Developed Countries", mimeo, Enero.
- Huizinga, John. (1987). "An Empirical Investigation of the Long-run Behavior of Real Exchange Rates", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Autumn, pp. 149-215.
- Isard, Peter. (1977). "How Far can We Push the Law of One Price?", *American Economic Review*, Vol. 67, No. 5, Diciembre, pp. 942-48.
- Jeanne, Olivier, y Paul Masson (2000), "Currency Crisis, Sunspots and Markov-Switching Regimes", *Journal of international Economics*, Vol. 50, pp. 327-350.
- Johansen, Soren (1988), "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12, No. 2-3, June-Septiembre, pp. 231-254.
- Johansen, Soren. (1991). "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models", *Econometrica*, Vol. 59, No. 6, pp. 1551-80.
- Johansen, Soren (1995). *Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*, Oxford: Oxford University Press.
- Kaminsky, Graciela L., Saúl Lizondo, y Carmen M. Reinhart (1998), "Leading Indicator of Currency Crisis", *IMF Staff Papers*, Vol. 45, No. 1, Marzo, pp. 1-48.
- Kaminsky, Graciela L., y Carmen M. Reinhart (1999), "The Twin Crisis: The Causes of Banking and Balance of Payments Problems", *American Economic Review*, Vol. 89, No. 3, Junio, pp. 473-500.
- Kanas, Angelos. (2006). "Purchasing Power Parity and Markov Regime Switching", *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 38, No. 6, Septiembre, pp. 1669-87.
- Kanas, Angelos, y Margarita Genius. (2005). "Regime (non) stationarity in the US/UK real exchange rate", *Economics Letters*, Vol. 87, No. 3, Junio, pp. 407-13.
- Kemme, David M. y Saktinil Roy (2006), "Real Exchange Rate Misalignment: Prelude to Crisis?", *Economic Systems*, Vol. 30, No. 3, Octubre, pp. 207-30.
- Kenen, Peter B., y Dani Rodrik (1986), "Measuring and Analyzing the Effects of Short-Term Volatility in Real Exchange Rates", *Review of Economics and Statistics*, Vol. , No., pp. 311-315.
- Keynes, John Maynard. (1924). *Monetary Reform*. Harcourt Brace and Company. New York.
- Kiguel, Miguel A. (1992), "Exchange Rate Policy, the Real Exchange Rate, and Inflation: Lessons from Latin America", World Bank Working Paper No. 880, Abril.
- Kiguel, Miguel A., y Nissan Liviatan (1992), "The Business Cycle Associated with Exchange Rate-Based Stabilizations", *World Bank Economic Review*, Vol. 6, No. 2, pp. 279-305.
- Kim, Yoonbai. (1990). "Purchasing Power Parity in the Long Run: A Cointegration Approach", *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 22, No. 4, pp. 491-503.
- Klein, Michael W., y Nancy P. Marion (1997), "Explaining the Duration of Exchange-Rate Pegs", *Journal of Development Economics*, Vol. 54, No. 2, Diciembre, pp. 387-404.
- Knetter, Mark. (1989). "Price Discrimination by U.S. and German Exporters", *American Economic Review*, Vol. 79, No. 1, Marzo, pp. 198-210.
- Knetter, Mark. (1993). "International Comparisons of Price-to-Market Behavior", *American Economic Review*, Vol. 83, No. 3, Junio, pp. 473-86.
- Kravis, Irving B., y Richard E. Lipsey (1983), "Toward an Explanation of National Price Levels", *Princeton Studies on International Finance*, No. 52, Princeton University Press.

- Krois, Bettina (2003), "Essays on the Real Effects of Exchange Rate-Based Stabilizations", unpublished Ph.D. Dissertation, Humboldt-Universität zu Berlin.
- Krueger, Anne O. (1983). *Exchange-rate Determination*. Cambridge University Press. EE.UU..
- Krugman, Paul (1979), "A Model of Balance-of-Payments Crises", *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 11, No. 3, Agosto, pp. 311-325.
- Krugman, Paul (1991), "Target Zones and Exchange Rate Dynamics ", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 106, No. 3, Agosto, pp. 669-682.
- Kwiatkowski, Denis, Peter C. B. Phillips, Peter Schmidt, y Yongcheol Shin. (1992). "Testing the Null Hypothesis of Stationary against the Alternative of a Unit Root," *Journal of Econometrics*, Vol. 54, No. 1-3, Octubre-Diciembre, pp. 159-78.
- Lee, Junsoo, y Mark C. Strazicich. (2001). "Break Point Estimation and Spurious Rejections with Endogenous Unit Root Tests", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 63, No. 5, Diciembre, pp. 535-58.
- Lee, Junsoo, y Mark C. Strazicich. (2003). "Minimum Lagrange Multiplier Unit Root Test with Two Structural Breaks", *Review of Economics and Statistics*, Vol. 85, No. 4, Noviembre, pp. 1082-89.
- Lee, Junsoo, y Mark C. Strazicich. (2004). "Minimum Lagrange Multiplier Test with One Structural Break", Manuscript, Department of Economics, Appalachian State University.
- Levy-Yeyati, Eduardo, y Federico Sturzenegger (2006), "Classifying Exchange Rate Regimes: Deeds versus Words", *European Economic Review*, Vol. 49, No. 6, Agosto, pp. 1603-1635.
- Liu, Peter C. (1992). "Purchasing Power Parity in Latin America: A Co-Integration Analysis", *Weltwirtschaftliches Archiv*, Vol. 128, pp. 662-80.
- Liu, Peter C., y Paul Burkett. (1995). "Instability in Short-Run Adjustments to Purchasing Power Parity: Results for selected Latin American Countries, *Applied Economics*, Vol. 27, pp. 973-83.
- Lothian, James R. y Mark P. Taylor. (1996). "Real Exchange Rate Behavior: The Recent Float from the Perspective of the Past Two Centuries", *Journal of Political Economy*, Vol. 104, No. 3, Junio, pp. 488-509.
- Lumsdaine, Robin L., y David H. Papell. (1997). "Multiple Trend Breaks and the Unit-Root Hypothesis", *Review of Economics and Statistics*, Vol. 79, No. 2, Mayo, pp. 212-18.
- MacKinnon, James G., Alfred A. Haug, y Leo Michelis (1999), "Numerical Distribution Functions of Likelihood Ratio Tests For Cointegration," *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 14, No. 5, pp. 563-77.
- Maddala, G. S., e In-Moo Kim (1998), *Unit Roots, Cointegration and Structural Change*, Cambridge University Press.
- Mahdavi, Saeid, y Su Zhou. (1994). "Purchasing Power Parity in High-inflation Countries: Further Evidence", *Journal of Macroeconomics*, Vol. 16, No. 3, Summer, pp. 403-22.
- Martinez Peria, Maria Soledad (2002), "A Regime-Switching Approach to the Study of Speculative Attacks: A Focus on EMS Crisis", *Empirical Economics*, Vol. 27, No. 2, Marzo, pp. 299-334.
- Mark, Nelson. (1990). "Real and Nominal Exchange Rates in the Long Run: An Empirical Investigation", *Journal of International Economics*, Vol. 28, No. 1-2, Febrero, pp. 115-36.
- McKinnon, Ronald I. (1993), "The Rules of the Game: International Money in Historical Perspective", *Journal of Economic Literature*, Vol. 31, No. 1, Marzo, pp. 1-44.

- McLellan, Jacquelynne W., y Debasish Chakraborty. (1997). "Another Look at Long-Run Purchasing Power Parity using Sims Tests for Unit Roots", *Applied Economics Letters*, Vol. 4, No. 8, Agosto, pp. 473-76.
- McNown, Robert, y Myles S. Wallace. (1989). "National Price Levels, Purchasing Power Parity, and Cointegration: a Test of Four High Inflation Economies", *Journal of International Money and Finance*, Vol. 8, No. 4, Diciembre, pp. 533-45.
- McNown, Robert, y Myles S. Wallace. (1994). "Cointegration Tests of the Monetary Exchange Rate Model for Three High-Inflation Economies", *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 26, No. 3, Agosto, pp. 396-410.
- Michael, Panos, Robert Nobay, y David A. Peel. (1997). Transaction Costs and Nonlinear Adjustment in Real Exchange Rates: and Empirical Investigation, *Journal of Political Economy*, Vol. 105, No. 4, Agosto, pp. 862-69.
- Mussa, Michael (1986), "Nominal Exchange Rate Regimes, and the Behavior of Real Exchange Rates: Evidence, and Implications", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Vol. 25, Otoño, pp. 117-214.
- Ng, Serena, y Pierre Perron. (2001). "Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power," *Econometrica*, Vol. 69, No. 6, 1519-54.
- Obstfeld, Maurice (1994), "The Logic of Currency Crisis", NBER Working Paper No. 4640.
- Obstfeld, Maurice, y Kenneth S. Rogoff (1995), "Exchange Rate Dynamics Redux", *Journal of Political Economy*, Vol. 103, No. 3, pp. 624-660.
- Obstfeld, Maurice, y Kenneth S. Rogoff (1996), *Foundations of International Macroeconomics*, MIT Press.
- O'Connell, Paul G. J., y Shang-Jin Wei (2002), "'The Bigger they are, the Harder they Fall': Retail Price Differences Across U.S. Cities", *Journal of International Economics*, Vol. 56, No. 1, Enero, pp. 21-53.
- Papell, David H., y Ruxandra Prodan (2006). "Additional Evidence of Long-Run Purchasing Power Parity", *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 38, No. 5, pp. 1329-49.
- Parsley, David C., y Helen A. Popper (2001), "Official Exchange Rate Arrangements, and Real Exchange Rate Behavior", *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 33, No. 4, Nov., pp. 976-993.
- Perron, Pierre. (1989). "The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis", *Econometrica*, Vol. 57, No. 6, pp. 1361-1401.
- Perron, Pierre. (1990). "Testing for a Unit Root in a Time Series with a Changing Mean", *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 8, No. 2, pp. 153-62.
- Perron, Pierre, y Timothy J. Vogelsang. (1992). "Nonstationarity and Level Shifts With an Application to Purchasing Power Parity", *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 10, No. 3, pp. 301-20.
- Pfeffermann, Guy (1985), "Overvalued Exchange Rates and Development", *Finance and Development*, Vol. 22, Marzo, pp. 17-19.
- Phillips, Peter C.B., y Pierre Perron (1988). "Testing for a Unit Root in Time Series Regression," *Biometrika*, Vol. 75, No. 2, Junio, pp. 335-46.
- Psaradakis, Zacharias. (2001). "Markov Level Shifts and the Unit-Root Hypothesis", *Econometrics Journal*, Vol. 4, pp. 225-41.

- Razin, Ofair, y Susan M. Collins (1997), "Real Exchange Rate Misalignments and Growth", NBER Working Paper No. 6174, Septiembre.
- Reinhart, Carmen M., y Kenneth S. Rogoff (2004), "The Modern History of Exchange Rate Arrangements: A Reinterpretation", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 119, No. 1, Febrero, pp. 1-48.
- Reinhart, Carmen M., y Carlos A. Végh (1995), "Do Exchange Rate-Based Inflation Stabilizations Sow the Seeds of Their Own Destruction?", mimeo, available at <http://www.econ.ucla.edu/cvegh/vita.htm>.
- Ricardo, David. (1821). *The Principles of Political Economy and Taxation*.
- Richaud, Christine, Aristomène Varoudakis, y Marie-Ange Véganzones. (2003). "Real Exchange Rate and Openness in Emerging Economies: Argentina in the Long-Run", *Applied Economics*, Vol. 35, No. 3, Enero, pp. 293-303.
- Rogoff, Kenneth S. (1996). "The Purchasing Power Parity Puzzle", *Journal of Economic Literature*, Vol. 34, No. 2, Junio, pp. 647-68.
- Rogoff, Kenneth S., Michael Kim, y Kenneth A. Froot. (2001). "The Law of One Price Over 700 Years", *IMF Working Paper* WP/01/174, Noviembre.
- Said, Said E., y David A. Dickey. (1984). "Testing for Unit Roots in Autoregressive Moving Average Models of Unknown Order", *Biometrika*, Vol. 71, No. 3, pp. 599-607.
- Samuelson, Paul A. (1964). "Theoretical Notes on Trade Problems", *Review of Economics and Statistics*, Vol. 46, No. 2, Mayo, pp. 145-54.
- Sanz-Villarroya, Isabel (2006), "Economic Cycles in Argentina: 1875-1990", *Journal of Latin American Studies*, Vol. 38, pp. 549-570.
- Sarantis, Nicholas. (1999). "Modelling Non-Linearities in Real Effective Exchange Rates", *Journal of International Money and Finance*, Vol. 18, No. 1, pp. 27-45.
- Sarno, Lucio, y Mark P. Taylor. (2002). "Purchasing Power Parity and the Real Exchange Rate", *IMF Staff Papers*, Vol. 49, No. 1, pp. 65-105.
- Sercu, Piet, Raman Uppal, y Cinthia Van Hulle (1995), "The Exchange Rate in the Presence of Transaction Costs: Implications for Tests of Purchasing Power Parity", *Journal of Finance*, Vol. 50, No. 4, Septiembre, pp. 1309-1319.
- Shiller, Robert J., y Pierre Perron. (1985). "Testing the Random Walk Hypothesis: Power versus Frequency of Observation", *Economics Letters*, Vol. 18, No. 4, pp. 381-86.
- Sichel, Daniel E. (1994), "Inventories and the Three Phases of the Business Cycle", *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 12, No. 3, Julio, pp. 269-277.
- Sims, Christopher A. (1988), "Bayesian skepticism on unit root econometrics", *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12, No. 2-3, Junio-Septiembre, pp. 463-474
- Stock, James H. (1994). "Unit Roots, Structural Breaks and Trends", en Robert F. Engle, y Daniel L. McFadden (Eds.), *Handbook of Econometrics*, Vol. IV, Capítulo 46.
- Stockman, Alan (1983), "Real Exchange Rates under Alternative Nominal Exchange-Rate Systems", *Journal of International Money and Finance*, Vol. 2, No. 2, Agosto, pp. 147-166.
- Taylor, Alan M. (1992). "External Dependence, Demographic Burdens, and Argentine Economic Decline After the Belle Époque", *Journal of Economic History*, Vol. 52, No. 4, Diciembre, pp. 907-36.

- Taylor, Alan M. (1998). "Argentina and the World Capital Market: Saving, Investment, and International Capital Mobility in the Twentieth Century", *Journal of Development Economics*, Vol. 57, pp. 147-84.
- Taylor, Alan M. (2001). "Potential Pitfalls for the Purchasing-Power Parity Puzzle? Sampling and Specification Biases in Mean-Reversion Tests of the Law of One Price", *Econometrica*, Vol. 69, No. 2, Marzo, pp. 473-98.
- Taylor, Alan M. (2002). "A Century of Purchasing Power Parity", *Review of Economics and Statistics*, Vol. 84, No. 1, pp. 139-50.
- Taylor, Mark P. (1988). "An Empirical Examination of Long-run Purchasing Power Parity Using Cointegration Techniques", *Applied Economics*, Vol. 20, No. 10, pp. 1369-81.
- Teräsvirta, Timo. (1994). "Specification, Estimation, and Evaluation of Smooth Transition Autoregressive Models", *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 89, No. 425, Marzo, pp. 208-18.
- Terra, Maria Cristina, y Federico Estrella Carneiro Valadares (2003), "Real Exchange Rate Misalignments", Fundacao Getulio Vargas, Ensaio Economicos da EPGE, No. 493, Agosto.
- Trebilcock, Michael, y Robert Howse. (1995). *The Regulation of International Trade*. Routledge, UK.
- Veiga, Francisco José (2003), "The Political Economy of Failed Stabilization", Economic Policies Research Unit Working Paper, available at <http://www2.eeg.uminho.pt/economia/fjveiga/english/cv-publications.htm>.
- Végh, Carlos A. (1992), "Stopping High Inflation: An Analytical Overview", *IMF Staff Papers*, Vol. 39, pp. 626-695.
- Williamson, John (1985), "The Exchange Rate System", en *Policy Analysis in International Economics*, Vol. 5, Institute for International Economics, Washington.
- Williamson, John (1994), *Estimating Equilibrium Exchange Rates*, Institute for International Economics, Washington, 1994.
- Zhou, Su. (1997). "Purchasing Power Parity in High-Inflation Countries: A Cointegration Analysis of Integrated Variables with Trend Breaks", *Southern Economic Journal*, Vol. 64, No. 2, Oct., pp. 450-467
- Zivot, Eric, y Donald W.K. Andrews. (1992). "Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis", *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 20, pp. 25-44.