

Ensayos Económicos

La contundente justificación para una normativa de apalancamiento más sólida y efectiva para los bancos

Anat Admati

Un análisis de los desequilibrios del tipo de cambio real argentino bajo cambios de régimen

Daniel Aromí y Marcos Dal Bianco

La reforma de la Reserva Federal de 2008: ¿La oferta de dinero es endógena o exógena?

Guillermo Gigliani

El concepto de probabilidad en la obra de Lord Keynes

Alberto Landro

71

Diciembre de 2014



ie | BCRA
INVESTIGACIONES ECONÓMICAS

Un análisis de los desequilibrios del tipo de cambio real argentino bajo cambios de régimen

Daniel Aromí

IIEP UBA-Conicet

Marcos Dal Bianco*

BBVA Research

Resumen

En este trabajo estudiamos la presencia de diferentes regímenes en la media y la varianza de los desequilibrios del TCR de Argentina respecto de su equilibrio, utilizando un modelo de cambios de régimen tipo Markov con probabilidades de transición variables. Nuestras estimaciones reconocen dos estados persistentes en la media de los desequilibrios del TCR asociados a apreciaciones y depreciaciones reales, siendo las depreciaciones reales más persistentes que las apreciaciones. Por otro lado, encontramos un solo estado de la varianza de dichos desequilibrios. Además, se verifica una correspondencia temporal cercana entre los principales planes de estabilización y el estado apreciado. Por último, mostramos que el uso de probabilidades de transición cambiantes en el tiempo es apropiado, siendo dichas probabilidades explicadas por variables locales, como la tasa de inflación, e internacionales, como la tasa de interés de EE.UU.

Clasificación JEL: C11, C22, F31.

Palabras clave: Argentina, desequilibrios reales, modelos de cambio de régimen, tipo de cambio real.

* Agradecemos a los asistentes a la XLVIII Reunión Anual de la Asociación Argentina de Economía Política (Rosario, noviembre de 2013), a Gabriel Pérez-Quirós, a Hubert Janos Kiss, a Gustavo Martín y al referí anónimo, los muy útiles comentarios que han realizado a versiones previas de este trabajo. Las opiniones vertidas en este trabajo son exclusiva responsabilidad de los autores y en ningún caso compromete a las instituciones a las que están afiliados ni se corresponden necesariamente con las del BCRA o sus autoridades. Emails: marcos.dalbiano@bbva.com y jdanielaromi@yahoo.com.

An Analysis of Real Exchange Rate Misalignments under Regime Shifts in Argentina

Daniel Aromí

IIEP UBA-Conicet

Marcos Dal Bianco

BBVA Research

Summary

We analyzed the presence of different mean and variance regimens for the misalignment of the real exchange rate of Argentina using a switching regimen Markov model with time-varying transition probabilities. Our estimates identified two states in the mean of the real exchange rate misalignment associated with real appreciations and depreciations, being the latter more persistent than the former. On the other hand, we only found one state for the variance of those imbalances. Besides, a close temporal correlation between the mayor stabilization plans and the appreciated state is verified. Finally, we showed that using time-varying transition probabilities is proper approach, being those probabilities explained by domestic variables, like the inflation rate, and international variables, like the US interest rate.

JEL: C11, C22, F31.

Keywords: Argentina, real exchange rate, real imbalances, regime switching models.

I. Introducción

El tipo de cambio real (TCR) 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 económico de los países, sus estrategias de crecimiento, y planes de estabilización. 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, 1999) pero también a una mayor inflación (Kiguel, 1992).

Más aún, desequilibrios persistentes del tipo de cambio real respecto al TCR de equilibrio (TCRE) pueden generar severos desbalances económicos y 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, cuál es la probabilidad de un cambio en su estado y qué factores influyen esos cambios, aparecen como temas clave para economistas y hacedores de políticas, especialmente en las economías emergentes que tienen típicamente un TCR más inestable. En particular, una extensa literatura ha documentado que varios países latinoamericanos han tenido una historia de sucesiva alternancia entre períodos de TCR real apreciado, usualmente cuando el tipo de cambio nominal es utilizado como un “ancla” para reducir la inflación (Kiguel y Liviatan, 1992), y períodos de TCR depreciado, como cuando se persiguen políticas cambiarias que buscan mejorar la competitividad del país (Calvo, *et al.* 1995). Es importante destacar que estas situaciones de desequilibrio pueden ser muy persistentes y, al mismo tiempo, que los cambios entre ellas suelen ocurrir súbitamente, como cuando los planes de estabilización basados en el tipo de cambio terminan en crisis y devaluaciones nominales abruptas (Reinhart y Végh, 1999).

En este estudio analizamos estos temas. En particular, estudiamos para Argentina si los desequilibrios del TCR (DTCR) 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 la no linealidad cambios discretos de régimen. Entonces, nuestra idea es que existen diferentes regímenes en la media de los DTCR en este país con cambios bruscos entre ellos, 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 los TCR suelen variar su volatilidad bajo regímenes cambiarios distintos (Stockman, 1983; Mussa, 1986), entre períodos históricos diferentes (Grilli y Kaminsky, 1991; Bordo y Schwartz, 1999), por características estructurales de los propios países, como su apertura económica (Hau, 2002), o por eventos específicos del país, como hiperinflaciones; controlaremos por cambios en la varianza de los desequilibrios del TCR entre estados.¹

Adicionalmente, y dado que la literatura ha encontrado varios eventos económicos que pueden generar dichos desequilibrios del TCR, 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 (PTV) desarrolladas por Filardo (1994). Esto es particularmente importante para el caso de un abrupto cambio de la media de los desequilibrios del TCR de un régimen apreciado a uno depreciado por una gran devaluación nominal, ya que “poca atención se ha otorgado a la probabilidad de crisis o de devaluaciones en los episodios de apreciación” (Goldfajn y Valdés, 1999, p. 230).

A lo largo de este trabajo, el TCRE es entendido como el valor para el cual, dadas magnitudes permanentes de los fundamentos macroeconómicos, se asegura la obtención simultánea del equilibrio interno y externo (Edwards, 1988; Williamson, 1994).² Entonces, el TCRE es especificado como una función de los valores “sostenibles” o “permanentes” de los fundamentos, como los términos de intercambio, los flujos netos de capitales o el gasto del gobierno (Baffes *et al.*, 1997). Sin embargo, el TCR actual usualmente diferirá del equilibrio, generando desequilibrios reales (Edwards, 1989b), que se obtienen como las desviaciones del TCR actual del TCRE estimado.³ La idea aquí es que el tipo de cambio real

¹ Para una discusión de la hipótesis de neutralidad del régimen del tipo de cambio nominal, ver Caporale y Pittis (1995).

² 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.

³ Si el TCRE es constante, los desequilibrios del TCR se deberán sólo a movimientos en el TCR actual y el grado de desequilibrio puede aproximarse por la diferencia del TCR actual de su media (Klein y Marion, 1997). En ese caso, podríamos estudiar directamente el TCR actual y sus desvíos respecto a la media sin estimar el TCRE.

de equilibrio depende de los valores “permanentes” de los fundamentos, mientras que cambios “transitorios” de corto/medio plazo de los mismos mueven el tipo de cambio real actual.

Las preguntas que surgen son por qué los desequilibrios del TCR podrían tener diferentes estados, y cuál es el significado económico de los mismos.⁴ Una media negativa de los desequilibrios del TCR (i.e., el TCR actual debajo del TCRE) está señalando una apreciación real no compatible con las condiciones de equilibrio de largo plazo. Más allá de cambios temporarios en los fundamentos, esta circunstancia puede ocurrir por: (a) 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; (b) debido a factores externos, como en el caso de ingresos masivos de capitales (Calvo *et al.*, 1992, 1994, 1996). Análogamente, una media positiva en los desequilibrios del TCR, que está señalando una depreciación real no compatible con las condiciones de equilibrio de largo plazo puede ocurrir: (a) como consecuencia de decisiones de política (Calvo *et al.*, 1995), por ejemplo, cuando un país abandona un régimen de tipo de cambio fijo con una gran devaluación (Burstein *et al.*, 2005); (b) por *shocks* externos, como salidas masivas de capitales.

En los países latinoamericanos, un ciclo de políticas que suele generar ciclos de períodos de TCR apreciado seguido, tras un cambio abrupto, por otros de TCR depreciado, está dado por la seguidilla de situaciones de alta inflación, planes de estabilización, crisis, y vuelta a la alta inflación. Más en detalle, partiendo de una situación de alta inflación, los hacedores de política buscan frenarla persiguiendo planes de estabilización que utilizan el tipo de cambio nominal (TCN) como instrumento para frenar la inflación coordinando las expectativas en un punto focal. Reinhart y Végh (1999) encuentran que dichos planes tienen dinámicas bien definidas.⁵ Inicialmente, la inflación cae, la economía crece y el consumo y la inversión aumentan, usualmente financiados externamente. Dado que la inflación suele converger de modo gradual a los niveles internacionales, se genera una apreciación persistente del TCR. También, el *boom* de importaciones y de actividad ayuda a la suba de los precios internos. A medida que el déficit de cuenta corriente aumenta, los agentes comienzan a convencerse de que el plan de estabilización no es sostenible y “huyen” de la moneda doméstica. Entonces, en vez de tener una reversión suave a la media asociada a un diferencial

⁴ En el Anexo A reseñamos los modelos teóricos que pueden generar estos desequilibrios del TCR.

⁵ Ver también Kiguel y Liviatan (1992) y Végh (1992).

de inflación favorable, varios países han ajustado estos desequilibrios con una devaluación nominal discreta y abrupta (Goldfajn y Valdés, 1999, pp. 247-8). Si el *pass-through* de la devaluación es relativamente alto, subirán los precios y la economía puede volver a un régimen de alta inflación.⁶ Un ejemplo de este ciclo es la experiencia Argentina entre 1985 y 2006.

Los trabajos que estudian los desequilibrios del tipo de cambio real suelen definir de modo *ad hoc* un umbral para que la diferencia entre el TCR actual y el de equilibrio sea considerada un desequilibrio (e.g., Goldfajn y Valdés, 1999). Por el contrario, los modelos MRS no requieren especificar dicho umbral porque aunque los regímenes no son observables, se realiza una inferencia probabilística de los estados de desequilibrio en base al 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.

Muy pocos trabajos han aplicado estos modelos a los tipos de cambio, y de ellos la mayoría lo ha hecho al TCN (Engel y Hamilton, 1990; Bollen *et al.*, 2000). En el caso del TCR, dos importantes excepciones para los objetivos de este trabajo son Bergman y Hansson (2005) y Terra y Valladares (2010). El primer trabajo muestra que la media del TCR de siete países desarrollados es generada por un modelo MRS AR, pero la varianza y el coeficiente autorregresivo no cambian entre estados. Nuestro trabajo es más cercano a Terra y Valladares (2010), quienes investigan episodios de desequilibrios del tipo de cambio real para una muestra de 85 países desde 1960 a 1998, usando un modelo MRS. Con respecto a este trabajo existen 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 una extensión de su trabajo, tal como ellos lo expresan en sus conclusiones. En cuanto al foco, en contraste con Terra y Valladares, nuestro interés no es meramente chequear la existencia de estos regímenes, sino también estudiar los determinantes de los cambios de régimen en Argentina. De esta manera se provee una medida de la fragilidad de la econo-

⁶ Calvo y Végh (1994) argumentan que también los planes de estabilización basados en el control de la oferta monetaria generan apreciaciones reales, aunque las dinámicas de ambos tipos de planes difieran. Entonces, nosotros analizamos la relación entre ambos tipos de planes instrumentados en Argentina —listados en el Anexo C— y las apreciaciones del TCR.

mía e información acerca de en qué medida esos cambios eran predecibles.⁷ 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 tipo de cambio nominal con un modelo MRS AR con PTV dependientes de fundamentos económicos y expectativas. Ella encuentra que tanto los fundamentos como las expectativas determinan la probabilidad de pasar de un período “tranquilo” a uno de “ataque especulativo”, definido como una depreciación fuerte de la moneda. Nuestro trabajo es similar al de Martínez Peria, con la diferencia de que nosotros estudiamos los estados del tipo de cambio real y no nominal, y que no nos focalizamos sólo en depreciaciones bruscas de la moneda sino también en las apreciaciones bruscas y persistentes de la misma.

Existe una vasta literatura que evalúa si las apreciaciones del TCR han sido la principal causa de las crisis bancarias y/o de balanza de pagos, 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 dependan las probabilidades de cambiar de un estado apreciado a uno depreciado. Por ejemplo, Kaminsky y Reinhart (1999) encontraron que las crisis cambiarias y bancarias están precedidas de muchos fundamentos débiles, como caídas en los términos de intercambio, recesiones, subas del costo del crédito, estancamiento o caídas de las exportaciones, pérdidas de reservas internacionales, excesos en los balances monetarios, subas de la tasa de interés internacional, patrones *boom-bust* en varias variables (importaciones, PIB, flujos de capital, crédito bancario y precio de activos), déficit fiscales, corridas bancarias, etc. Esta literatura también encuentra que fundamentos deteriorados y políticas fiscales inconsistentes han jugado un importante rol en las crisis de los países de Europa del Este (Kemme y Roy, 2006), reforzando el argumento de adoptar probabilidades de transición dependientes de variables económicas.

⁷ Los diferentes modelos de crisis cambiarias asignan a distintos factores la causa de las mismas. Así, 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 y subas del crédito al sector público. Extensiones de este modelo apuntan a caídas de la competitividad, aumentos de salarios reales o deterioro del balance comercial. En Obstfeld (1994) las autoridades evalúan ante *shocks* adversos los beneficios de mantener el TCN fijo, como incrementar la credibilidad para reducir la inflación, con las desventajas en términos de desvío del producto de su nivel objetivo, con lo cual la evolución del PIB y de las tasas de interés son los indicadores que deberían seguirse.

Los resultados obtenidos en este trabajo son: primero, hemos reconocido dos estados persistentes en la media de los desequilibrios del TCR argentino, asociados a apreciaciones y depreciaciones reales, respectivamente. Además, encontramos una alta correspondencia temporal entre los principales planes de estabilización y el estado apreciado. Segundo, las depreciaciones reales aparecen como más persistentes que las apreciaciones reales. Tercero, un solo régimen en la varianza, y no dos, aparece como la mejor representación del proceso estocástico de los desequilibrios del TCR argentino. Cuarto, el uso de PTV mejora los resultados en contraste con el modelo estimado con Probabilidades de Transición Fijas (PTF), porque cuando las PTV son utilizadas se obtiene una mejor identificación de los episodios de desequilibrio. Quinto, las variables que explican los cambios en las probabilidades de transición entre estados son locales, como la tasa de inflación, o internacionales, como la tasa de interés de EE.UU. Entonces, podemos obtener algunas conclusiones sobre los determinantes de las apreciaciones y depreciaciones.

El resto de este trabajo sigue de este modo: en la Sección II explicamos la metodología econométrica que empleamos en el trabajo, y en la Sección III los datos que utilizamos. En la Sección IV presentamos los resultados empíricos, y en la Sección V concluimos.

II. Metodología econométrica

El primer paso de nuestro trabajo empírico requiere estimar el TCRE para Argentina, para luego obtener los desequilibrios del tipo de cambio real. La literatura ha utilizado muchas técnicas para estimar dicho TCRE, que incluyen medidas basadas en la paridad de poder adquisitivo —en general ajustada por productividad— como Dollar (1992), el enfoque “fundamental” que considera un conjunto más amplio de determinantes del TCR de equilibrio (Edwards, 1988), y trabajos que utilizan medidas alternativas del desequilibrio en el mercado cambiario como la brecha del mercado paralelo, la acumulación de reservas o el superávit de cuenta corriente.

En este trabajo seguimos el segundo enfoque, y estimamos el TCRE analizando la cointegración entre el tipo de cambio real y un conjunto amplio de sus fundamentos macroeconómicos; obteniendo el tipo de cambio real de equilibrio al aplicar el vector de cointegración estimado a las series suavizadas de los fundamentos.

Para ello, comenzamos testeando si estas variables involucradas son integradas de orden uno utilizando la versión modificada de los test de ADF y PP realizada por Ng y Perron (2001), para luego testear 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 fundamentos. Los fundamentos encontrados se detallan más adelante. Por último, los desequilibrios del TCR se obtienen como diferencia entre el tipo de cambio real y el tipo de cambio real de equilibrio estimado.

Luego, asumimos que los desequilibrios del TCR, m_t , son generados de este modo:

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

$$\varepsilon_t \sim N(0; \sigma_{s_t}) \quad s_t = 0,1 \quad (2)$$

Donde $\varphi(L)$ 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 desequilibrios 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_{s_t} en cada uno de los estados ($i = 0,1$). La variable aleatoria no observable, s_t , y los niveles de desequilibrios pasados, m_{t-k} , son condicionalmente independientes dado el estado pasado s_{t-1} . Como es usual, asumimos que el sendero de regímenes sigue un proceso Markov de primer orden, pero adoptamos la variación del modelo de Hamilton (1989) desarrollada por Filardo (1994) donde las probabilidades de transición pueden cambiar en el tiempo, dependiendo de la información disponible. Estas PTV son entonces:

$$P(s_t = j / s_{t-1} = i, x_t) = p_{ij}(x_t) \quad i, j = 0,1 \quad (3)$$

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

$$P = \begin{bmatrix} p_{11}(x_t) & 1 - p_{22}(x_t) \\ 1 - p_{11}(x_t) & p_{22}(x_t) \end{bmatrix} \quad (4)$$

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*:

$$P(s_t = 0) = P(s_t^* < 0) \quad (5)$$

$$P(s_t = 1) = P(s_t^* \geq 0) \quad (6)$$

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

$$s_t^* = \gamma_0 + \gamma_1^i x_t + \gamma_2 s_{t-1}^* + \mu_t \quad i = 0,1 \quad (7)$$

$$u_t \sim N(0;1) \quad (8)$$

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 PTV, para verificar si los factores que determinan el cambio entre estados difiere para los casos de media alta en relación con los de media baja, o si es posible que una variable económica sirva para identificar episodios de apreciación (depreciación) sin tener influencia en las probabilidades de depreciación (apreciación).

Para obtener 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 (5) y (7). Entonces, las probabilidades de transición para cada período t son:

$$p_t = P(s_t = 1 / s_{t-1} = 1) = P(u_t > -\gamma_0 - \gamma_1^1 x_t - \gamma_2) = 1 - \Phi_{\{u/x\}}(-\gamma_0 - \gamma_1^1 x_t - \gamma_2) \quad (9)$$

$$q_t = P(s_t = 0 / s_{t-1} = 0) = P(u_t < -\gamma_0 - \gamma_1^0 x_t) = \Phi_{\{u/x\}}(-\gamma_0 - \gamma_1^0 x_t) \quad (10)$$

La estimación conjunta del modelo (1, 2, 9 y 10) se realiza con una metodología bayesiana y usando el *Gibbs sampler*, tratando todos los elementos no observados del modelo como parámetros a ser estimados y condicionando todas las inferencias en las variables observables del modelo.^{8, 9}

⁸ El *Gibbs sampler* es un método estadístico para generar variables aleatorias de una distribución indirectamente sin computar la función de densidad conjunta. Véase Casella y George (1992), y Gelfand (2000) para una introducción a esta técnica.

⁹ La Sección 4 de Filardo y Gordon (1998) explica en detalle la estimación conjunta del modelo. Un anexo con la adaptación del mismo a nuestro modelo está disponible para quienes estén interesados.

Esta metodología de estimación tiene ventajas sobre los métodos alternativos de inferencia, como el filtro no-lineal para evaluar la función de verosimilitud desarrollado por Hamilton (1989) y el algoritmo EM de Hamilton (1990), que deben considerar todas las posibles permutaciones de las variables 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 difícil 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, 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 (Albert y Chib, 1993). 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 todo esto el *Gibbs sampler* no está libre de problemas, porque este modelo requiere valores previos precisos (*tight priors*) para la estimación.

III. Datos empleados

Utilizamos aquí datos trimestrales para el período 1er. trimestre de 1959 - 2do. trimestre de 2006, lo que implica un total de 190 observaciones. La fuente de los datos está detallada en el Anexo B.

Tipo de cambio real: es calculado como el TCN, definido como el precio local de un dólar, ajustado por el ratio de los índices de precios de EE.UU. y Argentina.

Tipo de cambio real de equilibrio: el objetivo del trabajo no es desarrollar un modelo distinto de los múltiples modelos de TCRE existentes en la literatura ni evaluar empíricamente un modelo determinado de tipo de cambio real, sino que nuestro objetivo es estudiar estadísticamente los desvíos del TCR de dicho TCRE. Por ello, elegimos tomar los fundamentos que utilizamos para estimar el TCRE del conjunto de variables propuesto en la literatura con un criterio estadístico de significatividad en la regresión de cointegración. Así, entre los distintos fundamentos que han sido propuestos para el TCRE por la literatura (Edwards, 1988; Goldfajn y Valdés, 1999; Terra y Valladares, 2010; Kemme y Roy, 2006), nos han dado estadísticamente significativas para el TCR argentino las siguientes variables:

- *Términos del intercambio*: una suba (*shock* positivo) en los precios de exportación tiene un efecto ingreso, aumentando la demanda interna de bienes, de esta manera, los precios locales suben y se aprecia 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 de la economía*: cuando la economía se abre comercialmente aumenta la oferta de bienes extranjeros y cae la demanda de bienes no transables, por lo que el TCR se deprecia. En cambio, cuando la apertura es en la cuenta capital y el país recibe flujos sustanciales de capitales, el TCR tendería a apreciarse. Nosotros aproximamos apertura como la suma de importaciones e importaciones sobre el PIB.
- *Tamaño del gobierno*: 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.
- *Tasa de interés internacional*: es un determinante clave de los flujos de capitales que, a su vez, determinan el TCR. Como *proxy* para esta tasa de interés utilizamos la tasa de los fondos federales de EE.UU.

Factores que afectan las probabilidades de transición: las variables que la literatura relaciona a las apreciaciones y depreciaciones del TCR son las candidatas naturales para explicar las PTV. Sin embargo, no es fácil encontrar series para todas las variables, por lo que hemos trabajado con un subconjunto de las mismas, que detallamos a continuación argumentando brevemente por qué podrían relacionarse con los desequilibrios 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 precios. En estos casos, la tasa de crecimiento del *stock* de dinero puede explicar cambios en las PTV. Incluso con una política monetaria completamente pasiva (*e.g.*, bajo una caja de conversión) los cambios en el *stock* de dinero reflejarán cambios en los flujos de capitales y podrían explicar cambios en el estado del TCR.

- *Inflación doméstica*: la suba de precios locales está relacionada con los ciclos de los planes de estabilización explicados arriba. Un régimen de alta inflación es típicamente acompañado de un TCR depreciado. Cuando la inflación alcanza niveles intolerables, el gobierno suele instrumentar un plan de estabilización. Dado que estos planes tienden a generar apreciaciones reales, subas en la tasa de inflación deberían ayudar a predecir apreciaciones porque anticiparían 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 desequilibrios del TCR.
- *Actividad económica mundial*: su impacto en el TCR es a través de su efecto en los flujos de capitales. Las recesiones en los países desarrollados generan flujos de capitales para las economías emergentes, y viceversa. Utilizamos como *proxy* de la actividad mundial el crecimiento del PIB de EE.UU.
- *Tasa de interés real internacional*: utilizamos la tasa de interés real de EE.UU. como *proxy*. Aunque hemos incluido la tasa 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 de la tasa real de interés de EE.UU. deberían influir en los desequilibrios del TCR por su influencia en los flujos de capital.

IV. Resultados empíricos

IV.1. Estimación del tipo de cambio real de equilibrio

Presentamos primero los resultados de la estimación de la serie de TCRE. Para ello, en la Tabla 1 mostramos los resultados del test de cointegración de

Johansen entre el TCR argentino y sus fundamentos. Como puede verse allí, el test rechaza al 1% la no-existencia de cointegración entre el TCR y las variables fundamentales propuestas, pero no puede rechazar la existencia de “a lo sumo 1 vector de cointegración” entre las mismas.

Tabla 1 / Resultados del test de cointegración para Argentina

Período: 1959:1 2006:2 - Supuesto del test: tendencia lineal determinística

Autovalor	Razón Verosim.	Valor crítico 5%	Valor crítico 1%	Nro. de ec. de cointegración
0,218	101,05	87,31	96,58	Ninguna**
0,116	57,60	62,99	70,05	a lo sumo 1
0,090	35,71	42,44	48,45	a lo sumo 2
0,075	17,09	25,32	30,45	a lo sumo 3
0,030	5,36	12,25	16,26	a lo sumo 4

*(**) Indica rechazo de la hipótesis al nivel 5%(1%).

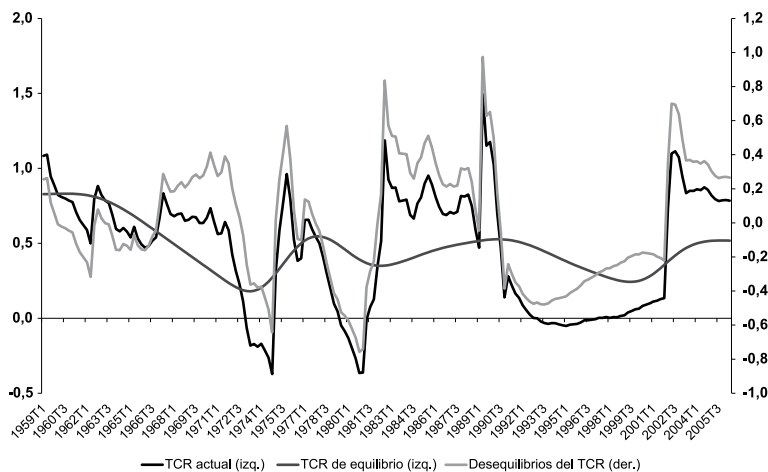
En la Tabla 2 mostramos los resultados de estimar ese vector de cointegración. Puede verse ahí que los signos de dicho vector están de acuerdo con lo que predice la teoría (ver la Sección III), salvo para la tasa de interés de EE.UU., que tiene signo negativo, siendo especialmente importantes los términos del intercambio y el gasto público.

Tabla 2 / Coeficientes de cointegración normalizados

TCR	Términos de intercambio	Apertura	Tasa de interés real de EEUU	Gasto Público/PBI	Tendencia	C
1	0,943 (0,26)	-0,479 (0,245)	4,759 (0,558)	1,383 (0,725)	0,007 (0,0006)	-7,075

En el Gráfico 1 presentamos el TCR, el TCR de equilibrio y los desequilibrios 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 desequilibrios del TCR. Para Argentina, entonces, la idea de Klein y Marion (1997) de que el TCR actual puede aproximar el grado de desequilibrio estaría justificada (ver nota al pie 3).

Gráfico 1 / TCR, TCR de equilibrio y disequilibrios del TCR



IV.2. Estimación de los parámetros del modelo MRS AR

A continuación mostramos los resultados de analizar los disequilibrios del TCR bajo cambios de régimen. La estimación de los modelos MRS AR está basada en 10.000 pasadas del *Gibbs sampler* donde las primeras 2.000 observaciones fueron descartadas para mitigar el efecto de la elección de los valores iniciales, así que los momentos presentados están computados con las restantes 8.000 pasadas.

En esta subsección presentamos los resultados del modelo MRS AR tanto con PTF como con PTV, 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 PTV presentadas son aquellas que fueron encontradas importantes para explicar sus cambios dentro del conjunto más amplio que hemos considerado.

Antes de pasar a los resultados, debemos informar un importante producto de las estimaciones. Nuestra idea *a priori* era que tanto la media como la varianza de los disequilibrios del TCR podían cambiar entre estados. Nuestras estimaciones, sin embargo, aunque confirman que la media de los disequilibrios del TCR se comporta diferente entre submuestras, muestran que 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 de los disequilibrios del TCR argentino, en vez de dos estados con una baja varianza en uno y una alta

varianza en el otro. Este resultado es similar al encontrado por Bergman y Hansson (2005) para siete países desarrollados. Entonces, los resultados presentados a continuación consideran una varianza independiente del estado.

En la siguiente tabla presentamos los resultados de la estimación de los modelos MRS AR para los desequilibrios del TCR argentino con diferentes variables afectando las probabilidades de transición por separado, quedándonos con aquellas cuyos parámetros hayan sido estadísticamente significativos.¹⁰

Tabla 3 / Desequilibrios del TCR Argentino – Estimación de modelos MRS AR con 2 estados

Parámetros y estadísticos	PTF	Variable influenciando las PTV (x_t)					
		Inflación	Reservas/ importaciones	Aumento M1	Tasa de interés real de EE.UU.	Crecimiento del PIB de EE.UU.	
Coeficientes 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)
	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)	-1,70 (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	-	-	-	-	-

Notas: se presenta la media de las estimaciones de todas las *Gibb samplers*. Los errores estándar están entre paréntesis. Los parámetros de las PTV corresponden al modelo *probit* $P(s_t = 1) = P(s_t^* > 0)$ donde s_t^* es una variable latente. Las probabilidades de transición son $p_t = P(s_t = 1 / s_{t-1} = 1) = P(u_t > -\gamma_0 - \gamma_1 x_t - \gamma_2)$ y $q_t = P(s_t = 0 / s_{t-1} = 0) = P(u_t < -\gamma_0 - \gamma_1 x_t)$

¹⁰ La estimación la hemos realizado en Gauss, modificando un código provisto por Martin Ellison y obtenible en <http://users.ox.ac.uk/~exet2581/software/software.html>.

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 desequilibrios del TCR justifican la asociación de los regímenes con apreciaciones y depreciaciones reales, respectivamente.

Los parámetros 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. La duración media de las depreciaciones es ocho años, mientras que la de las apreciaciones es de tres años, sustancialmente más que los doce meses de duración promedio que Goldfajn y Valdés (1999) encontraron para las apreciaciones en 93 países.¹¹

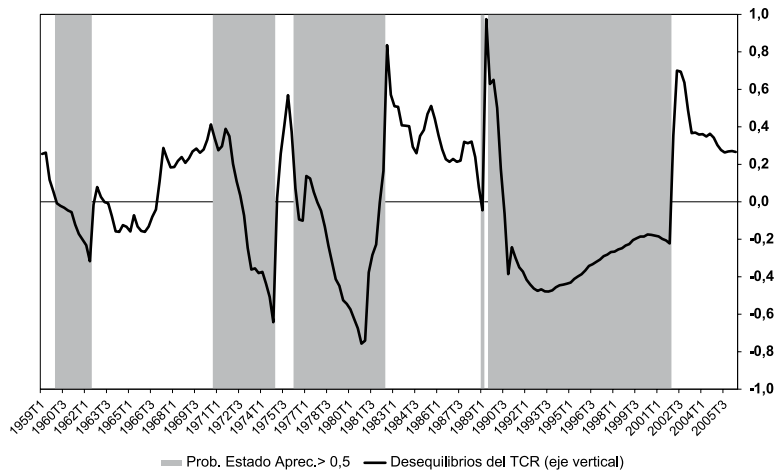
Los parámetros γ_1^i ($i = 0,1$) que gobiernan los cambios de las probabilidades de transición son también en general significativos. Como dijimos, utilizamos parámetros γ_1 dependientes del estado con el objetivo de evaluar si los determinantes de las PTV las afectan de modo diferente en las apreciaciones y depreciaciones. Los resultados muestran que una suba en la tasa de inflación está asociada a un incremento en la probabilidad de permanecer en el estado depreciado y una caída en la probabilidad de permanecer en el apreciado. Incrementos en la tasa de crecimiento del dinero también están asociados a un incremento en la probabilidad de permanecer en el estado depreciado y una caída en la probabilidad de permanecer en el estado apreciado. Este resultado es consistente con el efecto de la inflación sobre las PTV comentado arriba, ya 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, está asociado a una mayor probabilidad de permanecer en el estado apreciado, y una caída en la probabilidad de continuar en el depreciado, siendo el vínculo más grande en este último caso. Esto es consistente con el efecto de subas en la tasa 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 resultado es similar al encontrado por la literatura de crisis de balanza de pagos porque el *shock* negativo causa salidas de capitales. Por ejemplo, Martínez Peria (2002) encuentra, usando también un modelo MRS con PTV para el tipo de cambio

¹¹ No hemos encontrado estudios de la duración media de las depreciaciones para compararlos con nuestros resultados.

nominal, que aumentos en el diferencial de tasas de interés local versus externa tienen un impacto negativo y estadísticamente significativo en la probabilidad de permanecer en el estado “tranquilo”. 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 2 presentamos los desequilibrios del TCR, mostrando en las áreas sombreadas los trimestres en los que la probabilidad suavizada del estado apreciado está por encima de este umbral, cuando la variable de información es el ratio reservas sobre importaciones.

Gráfico 2 / Desequilibrios 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 desequilibrios 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 desequilibrios 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 Anexo C— es alta, porque los cuatro episodios de apreciación están relacionados con cuatro de los planes de estabilización más relevantes. 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 de los planes de estabilización más relevantes (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, éstas no han sido lo suficientemente profundas para constituir un desequilibrio, 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.

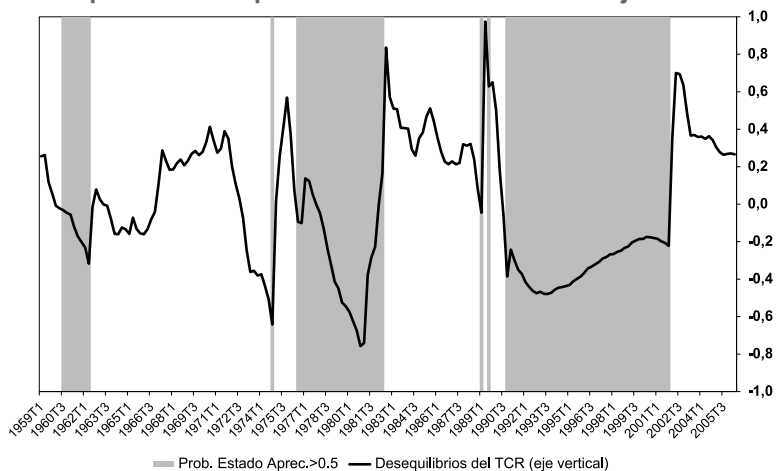
IV.3. Contribución de las probabilidades de transición variables a la estimación de los cambios de régimen

Evaluamos aquí la contribución de las PTV para explicar los cambios de régimen en los desequilibrios del TCR, comparando los resultados previos con los resultados 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 3. Como puede observarse, las estimaciones de los parámetros son parecidas a las del modelo estimado con PTV. Sin embargo, como puede verse en el Gráfico 3 (en comparación con el Gráfico 2) el modelo con PTF no captura el primer episodio de apreciación de comienzos de los setenta, que sí es bien identificado cuando se utiliza el modelo con PTV. Además, cuando utilizamos PTV 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 desequilibrio ya era negativo (-0,4) mientras que usando PTV las probabilidades suavizadas suben tres trimestres antes, cuando los desequilibrios eran todavía positivos pero estaban cayendo. Algo similar ocurre en las otras dos apreciaciones capturadas con PTF. Entonces, mientras que las probabilidades suavizadas con PTV anticipan

los cambios de estado, usando PTF el modelo reconoce las apreciaciones cuando ya han ocurrido.

Gráfico 3 / Desequilibrios del TCR y probabilidades suavizadas del estado apreciado con probabilidades de transición fijas



Así, aunque las PTV no generan grandes diferencias en la estimación de los parámetros, ayuda a reconocer episodios que se perderían si se utilizan PTF, y lo hacen más pronto.

V. Conclusiones

En este trabajo hemos analizado para Argentina si los desequilibrios 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 desequilibrios 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 desequilibrios del TCR, no pudimos confirmar que cambie entre submuestras, con lo que un solo régimen en varianza aparece como una mejor representación del proceso estocástico de los desequilibrios 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 PTV realizamos una mejor identificación de los episodios de desequilibrio. Entre las variables que encontramos importantes para explicar los cambios de las PTV están variables locales, como la tasa de crecimiento del dinero o el ratio de reservas internacionales sobre importaciones, y variables internacionales como la tasa de interés de EE.UU., o crecimiento del PIB de ese país.

Por último, sugerimos dos extensiones interesantes de este trabajo. La primera es el uso de un parámetro autorregresivo dependiente del estado, para ver si la persistencia de la serie cambia entre estados. La segunda es chequear si existe un tercer estado en los desequilibrios del TCR. Este puede ser el caso porque siguiendo a una apreciación suele haber una reversión rápida del desequilibrio para pasar a un episodio de depreciación, y luego de ello la serie revierte lentamente. Entonces, un modelo con tres estados podría dar cuenta de las rápidas salidas del estado apreciado, y clarificar el comportamiento asimétrico de las apreciaciones y depreciaciones encontrado por Goldfajn y Valdés (1999). De acuerdo a este estudio, luego de depreciaciones se observan suaves reversiones mientras que luego de apreciaciones predominan bruscos ajustes.¹² Alternativamente, el tercer estado puede ser interpretado como una situación de equilibrio, con lo cual el TCR cambiaría entre situaciones de equilibrio y dos estados de desequilibrio.

¹² Sichel (1993) documenta un comportamiento de este tipo en el crecimiento del PIB de EE.UU., encontrando que éste tiene tres fases en vez de dos: contracciones, fuertes recuperaciones y crecimiento moderado siguiendo a las recesiones.

Referencias

Aguirre, Á. y C. Calderón (2005). "Real Exchange Misalignments and Economic Performance", Bank of Chile Working Paper N° 315.

Albert, J. y S. 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, N° 1, enero, pp. 1-15.

Baffes, J., I. A. Elbadawi y S. O'Connell (1997). "Single-Equation Estimation of the Equilibrium Real Exchange Rate", Policy Research Working Paper N° 1800, World Bank.

Bergman, U. M. y J. Hansson (2005). "Real Exchange Rates and Switching Regimes", *Journal of International Money and Finance*, Vol. 24, N° 1, pp. 121-38.

Bollen, N. P. B., S. F. Greay y R. E. Whaley (2000). "Regime Switching in Foreign Exchange Rates: Evidence from Currency Option Prices", *Journal of Econometrics*, Vol. 94, N° 1-2, enero-febrero, pp. 239-76.

Bordo, M. D. y A. J. Schwartz (1999). "Monetary Policy Regimes and Economic Performance: The Historical Record", en John B. Taylor y Michael Woodford (eds.), *Handbook of Macroeconomics*, Vol. 1, Capítulo 3, pp. 149-234, Elsevier Science.

Burstein, A., M. Eichenbaum, y S. Rebelo (2005). "Large Devaluations and the Real Exchange Rate", *Journal of Political Economy*, Vol. 113, N° 4, agosto, pp. 742-84.

Calvo, G. A., L. Leiderman y C. M. Reinhart (1992). "Capital Inflows and Real Exchange Rate Appreciation in Latin America: The Role of External Factors", IMF Working Paper N° 92/62.

Calvo, G. A., L. Leiderman y C. M. Reinhart (1994). "Inflows of Capital to Developing Countries in the 1990s: Causes and Effects", Inter-American Development Bank Working Paper N° 302.

Calvo, G. A., L. Leiderman y C. M. Reinhart (1996). "Inflows of Capital to Developing Countries in the 1990s", *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 10, N° 2, pp. 123-39.

Calvo, G. A., C. M. Reinhart y C. A. Végh (1995). "Targeting the Real Exchange Rate: Theory and Evidence", *Journal of Development Economics*, Vol. 47, N° 1, junio, pp. 97-133.

Calvo, G. A. y C. A. Végh (1994). "Inflation Stabilization and Nominal Anchors", *Contemporary Economic Policy*, Vol. 12, abril, pp. 35-45.

Calvo, G. A. y C. 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. 1531-613, Elsevier Science.

Caporale, G. M. y N. Pittis (1995). "Nominal Exchange Rate Regimes and the Stochastic Behavior of Real Variables", *Journal of International Money and Finance*, Vol. 14, N° 3, pp. 395-415.

Casella, G. y E. I. George (1992). "Explaining the Gibbs Sampler", *American Statistician*, Vol. 46, N° 3, agosto, pp. 167-74.

Choueiri, N. y G. L. Kaminsky (1999). "Has the Nature of Crisis Changed? A Quarter Century of Currency Crisis in Argentina", *IMF Working Paper*, WP/99/152.

Dollar, D. (1992). "Outward-Oriented Developing Economies Really Do Grow More Rapidly: Evidence from 95 LDCs, 1976-85", *Economic Development and Cultural Change*, Vol. 40., N° 3, abril, pp. 523-44.

Dornbusch, R. (1983). "Equilibrium and Disequilibrium Exchange Rates", NBER Working Paper N° 983, julio.

Dumas, B. (1992). "Dynamic Equilibrium and the Real Exchange Rate in a Spatially Separated World", *Review of Financial Studies*, Vol. 5, N° 2, pp. 153-80.

Edwards, S. (1988). "Real and Monetary Determinants of Real Exchange Rate Behavior: Theory and Evidence from Developing Countries", *Journal of Development Economics*, Vol. 29, N° 3, nov., pp. 311-41. También en Williamson (1994).

Edwards, S. (1989a). "Exchange Rate Misalignment in Developing Countries", *World Bank Research Observer*, Vol. 4, N° 1, enero, pp. 3-21.

Edwards, S. (1989b). *Real Exchange Rates, Devaluation, and Adjustment. Exchange Rate Policy in Developing Countries*, MIT Press, Cambridge. Massachusetts.

Edwards, S. (1989c). "Real Exchange Rate in the Developing Countries: Concepts and Measurement", NBER Working Paper N° 2950, abril.

Engel, C. y James D. H. (1990). "Long Swings in the Dollar: Are They in the Data and Do Markets Know It?", *American Economic Review*, Vol. 80, N° 4, sep., pp. 689-713.

Filardo, A. J. (1994). "Business-Cycle Phases and Their Transitional Dynamics", *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 12, N° 3, pp. 299-308.

Filardo, A. J. y S. F. Gordon (1998). "Business Cycles Durations", *Journal of Econometrics*, Vol. 85, N° 1, julio, pp. 99-123.

Fischer, S., R. Sahay y C. A. Végh (2002). "Modern Hyper- and High Inflations", *Journal of Economic Literature*, Vol. N° 3, septiembre, pp. 837-80.

Frankel, J. y A. K. Rose (1996). "Exchange Rate Crisis in Emerging Markets", *Journal of International Economics*, Vol. 41, N° 3-4, pp. 351-68.

Frenkel, R. y J. Ros (2006). "Unemployment and the Real Exchange Rate in Latin America", *World Development*, Vol. 34, N° 4, abril, pp. 631-46.

Gelfand, A. E. (2000). "Gibbs Sampling", *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 95, N° 402, diciembre, pp. 1300-04.

Goldfajn, I. y R. Valdés (1999). "The Aftermath of Appreciations", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 114, N° 1, febrero, pp. 229-62.

Grilli, V. y G. 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, N° 2, abril, pp. 191-212.

Hamilton, J. D. (1989). "A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle", *Econometrica*, Vol. 57, N° 2, marzo, pp. 357-84.

Hamilton, J. D. (1990). "Analysis of Time Series Subject to Changes in Regime", *Journal of Econometrics*, Vol. 45, N° 1-2, julio-agosto, pp. 39-70.

Hau, H. (2002). "Real Exchange Rate Volatility and Economic Openness: Theory and Evidence", *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 34, N° 3, agosto, pp. 611-30.

Jeanne, O. y P. Masson (2000). "Currency Crisis, Sunspots and Markov-Switching Regimes", *Journal of international Economics*, Vol. 50, pp. 327-50.

Johansen, S. (1988). "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12, N° 2-3, junio-septiembre, pp. 231-54.

Johansen, S. (1991). "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models", *Econometrica*, Vol. 59, N° 6, pp. 1551-80.

Johansen, S. (1995). *Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*, Oxford, Oxford University Press.

Kaminsky, G. L., S. Lizondo y C. M. Reinhart (1998). "Leading Indicator of Currency Crisis", *IMF Staff Papers*, Vol. 45, N° 1, marzo, pp. 1-48.

Kaminsky, G. L. y C. M. Reinhart (1999). "The Twin Crisis: The Causes of Banking and Balance of Payments Problems", *American Economic Review*, Vol. 89, N° 3, junio, pp. 473-500.

Kemme, D. M. y S. Roy (2006). "Real Exchange Rate Misalignment: Prelude to Crisis?", *Economic Systems*, Vol. 30, N° 3, octubre, pp. 207-30.

Kiguel, M. A. (1992). "Exchange Rate Policy, the Real Exchange Rate, and Inflation: Lessons from Latin America", World Bank Working Paper N° 880, abril.

Kiguel, M. A. y N. Liviatan (1992). "The Business Cycle Associated with Exchange Rate-Based Stabilizations", *World Bank Economic Review*, Vol. 6, N° 2, pp. 279-305.

Klein, M. W. y N. P. Marion (1997). "Explaining the Duration of Exchange-Rate Pegs", *Journal of Development Economics*, Vol. 54, N° 2, diciembre, pp. 387-404.

Krois, B. (2003). "Essays on the Real Effects of Exchange Rate-Based Stabilizations", unpublished Ph.D. Dissertation, Humboldt-Universität zu Berlin.

Krugman, P. (1979). "A Model of Balance-of-Payments Crises", *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 11, N° 3, agosto, pp. 311-25.

Martínez Peria, M. S. (2002). "A Regime-Switching Approach to the Study of Speculative Attacks: A Focus on EMS Crisis", *Empirical Economics*, Vol. 27, N° 2, marzo, pp. 299-334.

Mussa, M. (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.

Obstfeld, M. (1994). "The Logic of Currency Crisis", NBER Working Paper N° 4640.

Obstfeld, M. y K. S. Rogoff (1995). "Exchange Rate Dynamics Redux", *Journal of Political Economy*, Vol. 103, N° 3, pp. 624-60.

Pfeffermann, G. (1985). "Overvalued Exchange Rates and Development", *Finance and Development*, Vol. 22, marzo, pp. 17-19.

Razin, O. y S. M. Collins (1999). "Real Exchange Rate Misalignments and Growth", en Razin, A. y E. Sadka (eds.), *International Economic Integration: Public Economics Perspectives*, Cambridge: Cambridge University Press.

Reinhart, C. M. y C. A. Végh (1999). "Do Exchange Rate-Based Inflation Stabilizations Sow the Seeds of Their Own Destruction?", Mimeo, disponible en <http://mpira.ub.uni-muenchen.de/8952/>.

Ng, S. y P. Perron (2001). "Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power", *Econometrica*, Vol. 69, N° 6, 1519-54.

Sercu, P., R. Uppal y C. Van Hulle (1995). "The Exchange Rate in the Presence of Transaction Costs: Implications for Tests of Purchasing Power Parity", *Journal of Finance*, Vol. 50, N° 4, septiembre, pp. 1309-19.

Sichel, D. E. (1994). "Inventories and the Three Phases of the Business Cycle", *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 12, N° 3, julio, pp. 269-77.

Stockman, A. (1983). "Real Exchange Rates under Alternative Nominal Exchange-Rate Systems", *Journal of International Money and Finance*, Vol. 2, N° 2, agosto, pp. 147-66.

Terra, M. C. y F. Valladares (2010). "Real Exchange Rate Misalignments", *International Review of Economics and Finance*, Vol. 19, N° 1, enero, pp. 119-44.

Veiga, F. J. (2008). "Why Do Stabilizations Fail", *Journal of Economic Policy Reform*, Vol. 11, N° 2, junio, pp. 135-49.

Végh, C. A. (1992). "Stopping High Inflation: An Analytical Overview", *IMF Staff Papers*, Vol. 39, pp. 626-95.

Williamson, J. (1985). "The Exchange Rate System", *Policy Analysis in International Economics*, Vol. 5, Institute for International Economics, Washington.

Williamson, J. (1994). *Estimating Equilibrium Exchange Rates*, Institute for International Economics, Washington, 1994.

Anexo A / Cambios de régimen en los desequilibrios del TCR: fundamentos teóricos

En este trabajo encontramos que en Argentina las apreciaciones y depreciaciones reales son situaciones persistentes que alternan con discretos cambios de régimen. Revisamos aquí la literatura teórica para ver si este comportamiento empírico puede fundamentarse en alguno de los modelos formales existentes que generan desequilibrios del TCR.

Para obtener desequilibrios del TCR un modelo debe primero especificar el TCRE y explicar por qué el TCR actual puede desviarse del equilibrio. Típicamente, estos desequilibrios se obtienen como resultado de asumir la existencia de algún tipo de fricción, básicamente precios rígidos y costos de transacción.¹³

Tres trabajos de distintas tradiciones macroeconómicas que obtienen desequilibrios del TCR usando precios rígidos son Edwards (1988), Razin y Collins (1999) y Aguirre y Calderón (2005). Edwards desarrolla un modelo estructural con tres bienes 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 usan un modelo de dos sectores en la línea de Obstfeld y Rogoff (1995). Sin embargo, todos ellos comparten el hecho de que obtienen un TCRE dependiente de variables “fundamentales” y muestran que el TCR actual difiere del TCRE por la existencia de rigideces en los precios.¹⁴ Entonces, hay una clara diferencia entre la solución fundamental bajo precios 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 desequilibrios tendrán una vida corta porque el equilibrio es rápidamente restaurado, dependiendo de la magnitud del *shock* y de los valores de las elasticidades involucradas.

¿Pueden estos tres modelos generar cambios de regímenes persistentes en los desequilibrios del TCR? En principio, podrían obtenerse postulando efectos lo suficientemente duraderos de los *shocks* no anticipados en la cantidad de dine-

¹³ Como enuncia Edwards (1989c, p. 19): “*In order to construct a model of the real exchange rate misalignments it is necessary to abandon the frictionless “real” world...*”

¹⁴ En Edwards los fundamentos son los balances reales, la prima del tipo de cambio 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 la tasa 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 términos de intercambio, y el gasto público relativo entre países.

ro, el producto, etc. Sin embargo, es poco probable que podamos obtener además abruptos cambios de régimen salvo que los *shocks* sean eventos excepcionalmente raros y de una magnitud muy grande. De otro modo, los desequilibrios del TCR que se obtendrán con estos modelos son pequeñas o medianas oscilaciones alrededor del equilibrio, y no persistentes regímenes en los desequilibrios del TCR con cambios bruscos entre ellos.

Dos trabajos que obtienen desequilibrios del TCR usando costos de transacción son Dumas (1992) y Sercu *et al.* (1995). 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 desequilibrios 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 con dos países idénticos separados físicamente con *shocks* idiosincráticos no correlacionados en su productividad que afectan 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. Para 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. Con ello, las desviaciones de la paridad, aunque no duran para siempre, son muy persistentes. 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.* (1995) desarrollan un modelo de comercio internacional con costos de transacción, 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 paridad de poder adquisitivo se cumpla. 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 por el arbitraje. Pero con costos de transporte, hay una zona de no comercio donde las desviaciones de la unidad no son corregidas. 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 si son lo suficientemente chicos en relación con el costo de transportar bienes, y se observarán desequilibrios del TCR.

¿Pueden estos modelos con costos de transacción generar los cambios de régimen en los DTCR? En estos casos, existe una zona de no comercio donde las desviaciones de la PPA no son corregidas, y donde surgen persistentes desequilibrios 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 desequilibrios 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 desequilibrios del TCR que encontramos para Argentina.¹⁵ Sin embargo, si esos períodos persistentes del TCR cerca de las fronteras (“desequilibrios” persistentes del TCR) 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 presentadas en Dumas (1992, p. 169) aparecen a la vista muy similares al gráfico de los desequilibrios del TCR que estudiamos aquí.

¹⁵ Dumas (1992, p. 171) mismo enunció: “Engel and 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 y heteroskedasticity that have previously been introduced into purely statistical models aiming to fit exchange-rate data”.

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 fundamentos, o múltiples equilibrios tipo *sunspots* por cambios en las expectativas de los inversores en los que la economía salta entre estados, posiblemente relacionado a cambios en los fundamentos. Jeanne y Masson (2000, Sección 3) muestran que los modelos tipo MRS de las expectativas de devaluación pueden ser interpretados como formas reducidas de su modelo con *sunspots*.

Así, los modelos de Dumas (1992) y Sercu *et al.* (1995) pueden generar el comportamiento de cambio de régimen en los DTCR 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 desequilibrios del TCR es similar al encontrado por Hamilton (1989) para el crecimiento del PIB de EE.UU., donde es la media la que cambia entre estados. Quizás una mejor representación teórica debería ser modelada con múltiples equilibrios donde el TCR cambie estocásticamente entre periodos de apreciación y depreciación. No hemos encontrado dicho modelo en la literatura, con lo cual construirlo aparece como una tarea útil para investigaciones posteriores.

Anexo B / Fuente de los datos

Tipo de cambio nominal: se usó la serie 223.ZF.RF del CD-ROM de las Estadísticas Financieras Internacionales (IFS, por sus siglas en inglés) del FMI, que corresponde a la moneda nacional por dólar estadounidense, tasa oficial, y promedio del período.

Precios: los índices de precios al consumidor son del IFS (64.ZF), promedio del período.

Términos de intercambio: obtuvimos las series trimestrales interpolando las series anuales de términos de intercambio 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 US\$ corrientes” del CD-ROM de los “Indicadores de Desarrollo” (WB-WDI) del Banco Mundial.

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

Tasa 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).

Anexo C / Planes de estabilización en Argentina 1959-2006 basados en el tipo de cambio y en el control de los agregados monetarios

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

Notas: los programas en negrita son considerados como planes principales por varios autores, tal como lo resume Veiga (2008). Fuentes: Calvo y Végh (1994, 1999); Choueiri y Kaminsky (1999); Kiguel y Liviatan (1992); Krois (2003); Reinhart y Végh (1999); Veiga (2008).