

**DETERMINANTES Y DINÁMICA DEL TIPO REAL
DE CAMBIO EN URUGUAY**

Gabriel Chiara Requena

UNIVERSIDAD DEL CEMA

ABRIL DE 2008

Comité de Tesis

Carlos A. Rodríguez

Jorge M. Streb

Daniel Lema

Jorge Medina

A mi familia

Mercedes

Damasia y Diego

Paula y Martín

Eugenia y Luis

Jimena

por su apoyo y paciencia.

Índice

Prefacio	1
Capítulo 1 Fundamentos del tipo real de cambio en Uruguay	4
I. Medidas alternativas de tipo real de cambio	4
II. Comportamiento de las distintas definiciones para Uruguay	6
III. Elección de la definición de TRC a emplear	10
IV. La teoría sobre los determinantes de mediano y largo plazo del tipo real de cambio	13
A. Políticas comerciales	13
B. Términos de intercambio	16
C. Efecto Balassa-Samuelson	17
D. Cambios en la relación consumo-producto	18
E. Aumento del gasto de gobierno	19
F. Flujos de capital y cambios en condiciones financieras Internacionales	20
V. Series de los fundamentos del tipo real de cambio	21
Apéndice	25
Referencias	26
Capítulo 2 Dinámica del tipo real de cambio y tipo real de cambio de equilibrio: Uruguay: 1988-2002	27
I. Introducción	27
II. Antecedentes para Uruguay	27
III. Dinámica del tipo real de cambio	29
A. Ecuación de ajuste parcial	29
B. Modelo de corrección del error	36
IV. Tipo real de cambio de equilibrio	40
A. El concepto de cointegración	41
B. Test de Cointegración de Johansen	41
C. Trayectoria de mediano-largo plazo y desalineamientos	45
D. Funciones impulso respuesta y descomposición de varianza	47
V. Conclusiones	49
Apéndice	53
Referencias	56

Capítulo 3 Paridad del poder de compra entre Uruguay y Argentina	58
I. Introducción	58
II: Antecedentes para Uruguay	60
III. Análisis empírico	61
A. Paridad del poder de compra entre Uruguay y Argentina	61
B. ¿Raíz unitaria o estacionariedad de la serie de TRC?	62
C. Cointegración	64
D. Mecanismo de corrección del error	66
E. Causalidad de Granger	69
IV. Conclusiones y sugerencias	70
Apéndice	74
Referencias	75

Lista de cuadros

Capítulo 1

1. Diferentes medidas para el tipo real de cambio	6
2. Series de los fundamentos del tipo real de cambio	22
A1. Ponderaciones de los distintos sectores incluidos para el cálculo del IPC	25

Capítulo 2

1. Comparación de antecedentes para Uruguay	28
2. Variables empleadas	33
3. Estimación de la ecuación de ajuste parcial para el tipo real de cambio.	35
4. Impactos sobre la variación del l_{trc} en %	36
5. Determinantes de mediano-largo plazo del tipo real de cambio, Engle-Granger.	38
6. Determinantes de corto plazo del tipo real de cambio. Coeficientes del MCE	39
7. Coeficientes del vector de Cointegración.	44
8. Contribución de los fundamentos a la variación del TRC de equilibrio	46
A1. Test de Dickey-Fuller aumentado	54
A2. Test de Johansen	54
A3. Bondad del modelo estimado	54
A4. Test LM de correlación serial de los residuos del modelo VEC	55
A5. Coeficientes del modelo de corrección del error.	55

Capítulo 3

1. Test de Dickey y Fuller aumentado	63
2. Test de DFA para existencia de raíz unitaria	65
3. Estimación mediante MCO Período 1950:1-2006:12	66
4. Ecuaciones del mecanismo de corrección del error-MCO	68
5. Causalidad de Granger entre $trcurus$ y $trcarus$ –Valores P.	70
A1. Estimación del mecanismo de corrección del error	74

Lista de gráficos

Prefacio

1. Evolución del tipo real de cambio de Uruguay en el período 1988-2002 2

Capítulo 1

- 1: Distintas medidas de tipo real de cambio, Uruguay 1988 a 2004 8
2. Evolución de distintos indicadores de los precios externos 9
3. Series empleadas en la determinación del tipo real de cambio de equilibrio 24

Capítulo 2

1. Tipo real de cambio de equilibrio y desalineamientos 45
2. Trayectorias de los fundamentos 47
3. Curvas de impulso respuesta 48
4. Descomposición de la varianza 49
A1. Evolución de variables macroeconómicas 53

Capítulo 3

1. Tipo real de cambio bilateral Uruguay-Argentina 62
2. Evolución del TRC y la relación de cointegración 67
3. Superávit de la balanza comercial en % del PBI 72

Quiero expresar mi agradecimiento al Profesor Carlos A. Rodriguez, Director del Comité de Tesis por sus invalorable aportes durante el desarrollo de este estudio, a los Profesores Jorge Streb y Daniel Lema por sus frecuentes y valiosos comentarios en las distintas etapas del trabajo y a Jorge Medina por sus sugerencias a la propuesta de Tesis.

Mi reconocimiento a la Profesora Mariana Conte Grand Directora del Departamento de Economía por su constante apoyo y aliento.

Quiero agradecer también a Michele Santo, Alvaro Forteza, Juan J. Goyeneche y Fernando Lorenzo quienes contribuyeron en distintas etapas de la investigación.

Prefacio

El tipo real de cambio (TRC), es uno de los precios relativos de mayor relevancia en una economía, por su rol en la asignación de recursos entre sectores, así como en la determinación de la demanda por ambos tipos de bienes. Siendo un precio relativo, su trayectoria estará determinada en el mediano-largo plazo por variables reales de la economía. Sin embargo en el corto plazo, factores monetarios, shocks reales, la política macroeconómica y las expectativas, pueden desviar al tipo real de cambio de su nivel de mediano-largo plazo o de equilibrio. Es entonces importante conocer las variables que determinan la trayectoria de equilibrio del tipo real de cambio, así como la dinámica de ajuste en el corto plazo.

En este trabajo se busca responder a las siguientes interrogantes: 1) ¿Cuáles son los determinantes del tipo real de cambio en Uruguay, en el mediano-largo plazo y en el corto plazo? 2) ¿cuál ha sido la evolución del tipo real de cambio de equilibrio? 3) ¿qué efectos han tenido las políticas de la década del 90, sobre el tipo real de cambio y sus desalineamientos? 4) ¿Se verifica empíricamente la Paridad del Poder de Compra para el tipo real de cambio de Uruguay?

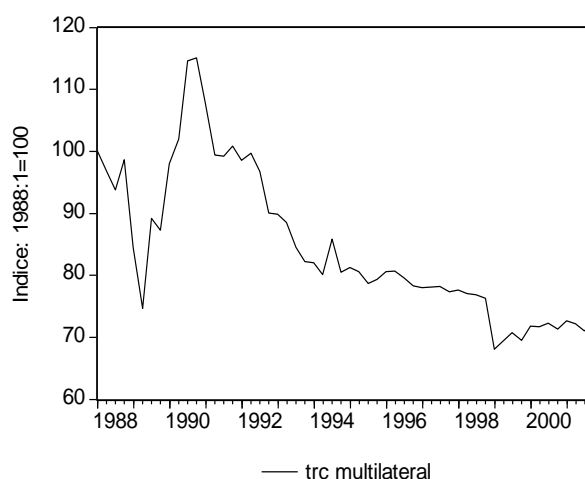
Las investigaciones empíricas en Uruguay son incipientes. Como antecedentes se encuentran estudios enfocados en la teoría de la paridad del poder de compra: Lorenzo, Noya y Daude (2000), Fernandez et al. (2006), y estudios sobre determinantes de mediano plazo del tipo real de cambio: Aboal (2003), Capurro, Davies y Ottonello (2006), Gianelli y Mednik (2006).

El presente trabajo contribuye a la reciente investigación en el área, en el país, a través del análisis de la dinámica del tipo real de cambio y la determinación del tipo real de cambio de equilibrio mediante el empleo de diferentes técnicas econométricas, lo que da robustez a los resultados encontrados. Realiza además un aporte en la identificación y rol de los determinantes de mediano plazo del tipo real de cambio, al considerar fundamentos no incluidos en trabajos anteriores como la política comercial y los flujos de capital. Realiza un avance que lo diferencia de trabajos previos, al tratar explícitamente la influencia en el ajuste durante la aplicación de un plan de estabilización con ancla cambiaria, de variables de política macroeconómica, como la tasa de devaluación o la relación déficit fiscal a base monetaria. Finalmente sugiere que la concepción de la Paridad del Poder de Compra es adecuada para explicar el

comportamiento del tipo real de cambio bilateral de Uruguay con Argentina en el largo plazo.

La investigación de los determinantes de mediano-largo plazo se centra en el período enero 1988 a diciembre 2001. En prácticamente todo este período, la economía estuvo signada por la aplicación de un plan de estabilización con ancla cambiaria, que se inicia en 1991 y que muestra como uno de los conocidos hechos estilizados una permanente caída del tipo real de cambio, gráfico 1. Los análisis de Paridad del Poder de Compra abarcan el período 1950 a 2006.¹

Gráfico 1. Evolución del tipo real de cambio de Uruguay en el período 1988-2002



En el capítulo 1 se discuten las distintas definiciones de tipo real de cambio y su comportamiento para Uruguay. Luego se realiza una reseña de los principales enfoques teóricos sobre determinantes del tipo real de cambio y se describe el proceso de elaboración de las series a emplear en el análisis empírico. El capítulo 2 contiene la parte medular del análisis empírico. En el se describen brevemente antecedentes de investigaciones en el tema para Uruguay, se analiza la dinámica del tipo real de cambio mediante el empleo de una ecuación de ajuste parcial y mediante el empleo de un

¹ Una de las características de la estabilización en Uruguay, fue su gradualidad. Recién luego de 7 años se logra reducir la inflación de tasas anuales del orden del 100%, a cifras inferiores a dos dígitos. Una de las razones para que las autoridades del Banco Central optaran por una estrategia gradualista, fue el objetivo de minimizar la pérdida de competitividad de las exportaciones, teniendo en cuenta que una de las regularidades empíricas de los planes de control inflacionario era la caída del tipo real de cambio (Fernandez Castro, 1997).

modelo de corrección del error (MCE) de acuerdo a la metodología de Engle-Granger. Luego se aplica la técnica de Johansen para testear la existencia de una relación de cointegración entre el tipo real de cambio y sus fundamentos, lo que permite una medida de la trayectoria del TRC de equilibrio y sus desalineamientos. El capítulo 3 analiza la pertinencia de la Paridad del Poder de Compra entre Uruguay y Argentina.

Capítulo 1

Fundamentos del tipo real de cambio en Uruguay

En la primera parte de este capítulo se discuten distintas definiciones de tipo real de cambio: En las secciones II y III se analiza el comportamiento de los distintos índices de tipo real de cambio para Uruguay: La sección IV incluye una reseña de los principales fundamentos del tipo real de cambio y su dinámica frente a shocks de diversa naturaleza, identificados en aportes teóricos alternativos. Finalmente la sección V describe el trabajo empírico de elaboración de las series que se emplean en el capítulo 2.

I. Medidas alternativas de tipo real de cambio

La literatura es rica en definiciones de tipo real de cambio, que derivan de marcos teóricos o propósitos de análisis diferentes. En países industrializados es más frecuente una definición de “TRC externo”, que relaciona precios de socios comerciales relevantes con precios del país, basándose en índices de precios tales como el IPC, deflatores del *PBI*, índices de costo de la mano de obra, precios mayoristas entre otros. El más utilizado mide el precio relativo del país con el de una base amplia de socios comerciales empleando en general índices de precios de consumo, en adelante se denomina este índice como tipo real de cambio multilateral.

La siguiente expresión es corrientemente empleada para computar este índice en el que participan los *N* socios comerciales más relevantes para el país:

$$trc = \frac{\prod_{i=1}^N (P_i^* / tcn_i^*)^{\alpha_i}}{P / tcn} \quad (1)$$

donde *trc* indica el tipo real de cambio, *tcn* el tipo de cambio nominal expresado en la moneda de cada país por dólar, *P* corresponde a los índices de precios relevantes, el asterisco indica países extranjeros. Con esta definición un aumento del TRC indica una

depreciación real. Las ponderaciones (α_i) reflejan la importancia de cada socio en el comercio de bienes.

En los países emergentes es más utilizada la definición de “TRC interno” que consiste en el precio relativo de los bienes transables en términos de los no transables. Esta definición tiene su base en el modelo de economía dependiente de Salter y Swan (ver Dornbusch, 1980, cap. 6). La definición de TRC interno como precio relativo de transables y no transables pone el acento en su rol asignador de recursos.

Esta definición se extiende si el grupo de bienes transables se desagrega en exportables e importables, en cuyo caso el modelo de referencia es un modelo de tres bienes y se trabaja con un tipo real de cambio para exportables y otro para importables, Rodríguez (1979a). Si las fluctuaciones de los términos de intercambio son importantes o si existen cambios en las políticas comerciales, hay razones para inclinarse por esta alternativa, ya que los shocks comerciales y de términos de intercambio pueden mover los dos tipos de cambio en sentidos diferentes.

Las medidas de tipo real de cambio interno relacionan el precio de bienes transables con el de no transables según:

$$ptpnt = \frac{P_t}{P_{nt}} \quad (2)$$

En general el precio de los bienes no transables se obtiene de la descomposición del IPC, pero hay diferencias en la forma de medir el precio de transables.

Sjaastad (1998) sugiere considerar los precios transables en base a una ponderación de índices de precios de exportables e importables en dólares, para calcular el índice que denomina tipo real de cambio verdadero. Para una aplicación de este índice en la determinación del tipo real de cambio de equilibrio para Chile ver Cerda, Donoso y Lema (2003).

Alternativamente se puede determinar la relación P_t / P_{nt} en base a la descomposición del índice de precios de consumo (IPC). Se descompone la serie de IPC en sus distintos rubros y se construyen índices de precios de bienes y servicios transables y no transables.

II. Comportamiento de las distintas definiciones para Uruguay

Se resumen los distintos indicadores y su forma de cálculo en el cuadro 1.

Cuadro 1. Diferentes medidas para el tipo real de cambio

Tipo real de cambio	Forma de cálculo	Fuente
<i>trc</i>	$trc = \frac{\prod_{i=1}^N (P_i^* / tcn_i^*)^{\alpha_i}}{P / tcn}$	Banco Central del Uruguay
<i>trcv</i>	$trcv = \frac{tcn \times P_{tus}}{P_{nt}}$	Propia, series precios exportación e importación en us\$ del BCU. IPC INE
<i>trcm</i>	$trcm = \frac{tcn \times P_{mus}}{P_{nt}}$	Propia, series precios importación en us\$ del BCU. IPC INE
<i>trcx</i>	$trcx = \frac{tcn \times P_{xus}}{P_{nt}}$	Propia, series precios exportación en us\$ del BCU. IPC INE
<i>ptpnt</i>	$ptpnt = \frac{P_t}{P_{nt}}$	Propia, descomposición IPC de INE

El *trc* es calculado por el Banco Central del Uruguay (BCU) según (1). El índice compara la evolución de los precios expresados en dólares de Uruguay con los de sus principales socios comerciales. Con esta definición un aumento del TRC indica una depreciación real de la moneda nacional. Los índices de precios relevantes incluidos por el BCU varían con el país, siendo índices de precios de consumo para Uruguay y sus vecinos e índices de precios al productor para el resto de los socios comerciales. Las ponderaciones (α_i) son variables y se obtienen de datos de la balanza de pagos del año anterior, reflejando la importancia de cada socio en el comercio de bienes.

Las restantes alternativas incluidas en el cuadro 1 son medidas de tipo real de cambio interno ya que relacionan el precio de bienes transables con el de no transables, según la expresión 2. Difieren en la elección del indicador para el precio de los bienes transables. En todos los casos el precio de los bienes no transables se obtiene de la descomposición del IPC, procedimiento que se explicita más adelante.

La serie *trcv* (tipo real de cambio verdadero) sigue la sugerencia de Sjaastad (1998) y se calcula según la definición:

$$trcv = \frac{P_t}{P_{nt}} = \frac{tcn \times P_{tus}}{P_{nt}} \quad (3)$$

Se utiliza como precio de transables en dólares (P_{tus}) una ponderación de precios de exportación e importación, las ponderaciones se calculan en base anual, con las series de exportaciones e importaciones a precios corrientes de INE.

Las series de precios de exportación e importación se elaboran a partir de datos publicados por el BCU. Para el tipo de cambio nominal (TCN) respecto al dólar -pesos por dólar-, se toman valores a fin de mes del dólar interbancario vendedor de los meses correspondientes, en base a serie mensual del Instituto Nacional de Estadística (INE).

También se construyen índices de tipo real de cambio de exportaciones ($trcx$) e importaciones ($trcm$), considerando como precio de transables a los mencionados índices de precios de exportación e importación respectivamente.

Finalmente se incluye $ptpnt$ según P_t / P_{nt} ambas series en base a la descomposición del IPC. Se descompone la serie de IPC mensual de INE en sus distintos rubros y se construyen índices de precios de bienes y servicios transables (P_t) y no transables (P_{nt}). El agrupamiento en transables y no transables está de acuerdo con el realizado por Cancelo y otros (1994). El cuadro A1 del apéndice resume los rubros agrupados en las dos categorías y sus respectivas ponderaciones para el año 1997.

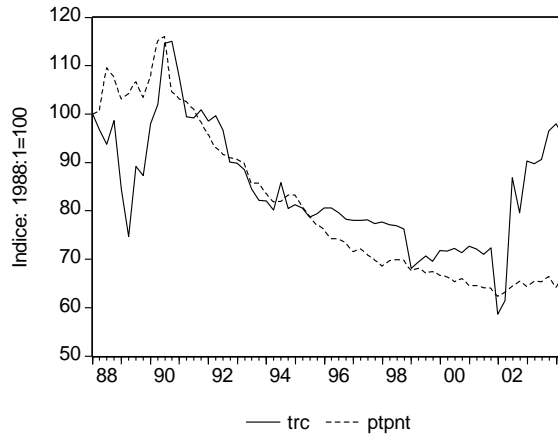
El gráfico 1 muestra las series de TRC obtenidas con distintas alternativas de medición, para Uruguay durante el período 1988-2004.

Como se observa en el gráfico 1 el TRC medido a través de trc y de $ptpnt$ muestra trayectorias similares, pero el $trcv$ presenta una caída mucho más pronunciada particularmente hasta el año 1992. Sin embargo no se observan diferencias importantes en las trayectorias de los índices: $trcv$, $trcx$ y $trcm$.

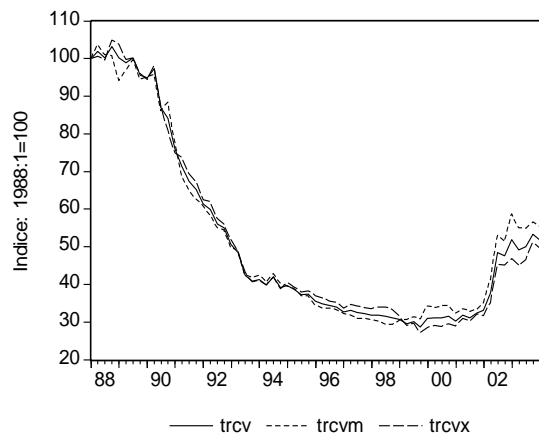
En los índices: $trcv$, $trcx$ y $trcm$ el índice de precios de los transables empleado refleja la evolución de los precios internacionales de los bienes en dólares, antes de ingresar al país y por tanto sin ser afectados por las políticas comerciales. En $ptpnt$ en cambio el índice de precios de transables es obtenido de la descomposición del IPC por lo que tiene incorporadas las tarifas a las importaciones.

Gráfico 1: Distintas medidas de tipo real de cambio, Uruguay 1988 a 2004

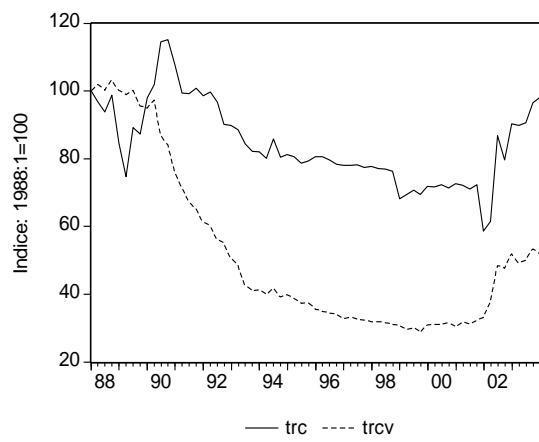
A. TRC multilateral y Pt/Pnt



B. TRC verdadero



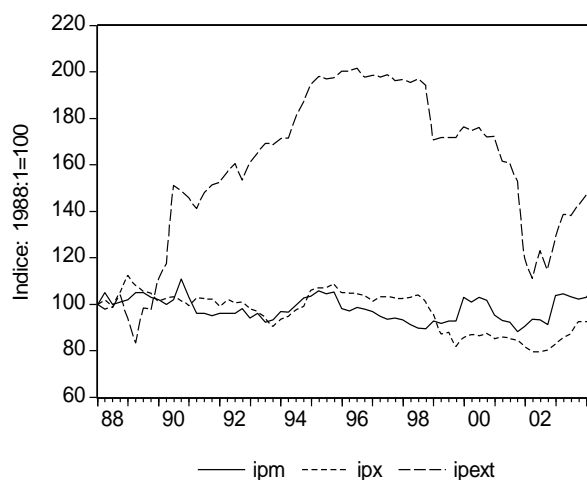
C. TRC multilateral y TRC verdadero



Durante el período considerado el nivel de aranceles a las importaciones fue descendiendo fuertemente como consecuencia del aumento de las importaciones desde el Mercosur. Como se mencionó en la reseña teórica de este capítulo, de acuerdo a Rodríguez y Sjaastad (1979), Edwards (1989), Harberger (1998), Montiel (1999) una reducción arancelaria tendrá el efecto de elevar el tipo real de cambio. Es por lo tanto lógico que la medida de TRC que incorpora el efecto de los aranceles se situó por encima de las que no lo consideran, si durante el período se da una reducción en los recargos a la importación. Esto explica la diferencia entre *trc* y *ptpnt*.

La menor caída del *trc* en comparación al *trcv*, *trcx* y *trcm* se puede explicar en base a la trayectoria de los precios de transables empleados en los diferentes índices, gráfico 2. La serie denominada *ipext* es el precio externo en dólares relevante para el país, de la canasta de socios comerciales del BCU, numerador de la expresión (1).

Gráfico 2. Evolución de distintos indicadores de los precios externos relevantes para Uruguay



Los precios en dólares del conjunto de socios comerciales (*ipext*), muestran un importante crecimiento entre 1990 y 1997, mientras que los índices de precios de exportación (*ipx*), e importación (*ipm*), fluctúan pero no muestran una tendencia creciente en ese período. Es por tanto razonable que el *trc* no presente una caída tan pronunciada como *trcv*, *trcx* y *trcm*.

III. Elección de la definición de TRC a emplear

La definición usual de tipo real de cambio como precio relativo de bienes transables y no transables, pone el énfasis en el incentivo para la asignación de recursos entre ambos sectores de la economía. Si el índice de precios de transables es a su vez desagregado en un índice de precios de exportables y un índice de precios de importables se cuenta con dos medidas de tipo real de cambio, un tipo real de cambio para exportables y uno para importables.

La definición alternativa de tipo real de cambio multilateral, compara precios de una canasta de bienes producidos o consumidos en el exterior con los de una canasta de bienes consumidos en el país y brinda información sobre el nivel de precios del país en relación al de un conjunto de socios comerciales relevantes y por lo tanto refleja las condiciones de competitividad internacional del país. Esta definición tiene su base conceptual en el enfoque de la paridad del poder de compra y tiene un uso generalizado especialmente en países industrializados en el marco del modelo Mundell-Fleming.

En la sección anterior se realiza una breve descripción de las diferentes medidas de TRC y las trayectorias de los distintos índices para Uruguay.

El TRC multilateral puede oscurecer los efectos de shocks reales como cambios en los términos de intercambio o en las políticas comerciales. En cambio la utilización del precio relativo de exportables e importables a no transables permite captar los efectos de perturbaciones que pueden impactar con sentidos opuestos sobre el tipo real de cambio de exportación y el tipo real de cambio de importación. Por ejemplo una mejora de los términos de intercambio producirá una depreciación del TRC de exportación y una apreciación del TRC de importación. A su vez una reducción arancelaria al disminuir la brecha impuesta por el arancel entre la demanda de dólares para importación y la oferta de dólares de la exportación determina una caída del TRC de importación y un aumento del TRC de exportación.

Se advierte entonces que el indicador de tipo real de cambio multilateral, empleado en este trabajo no es teóricamente el más adecuado para captar fluctuaciones en los términos de intercambio y en las políticas comerciales. Las distintas medidas de TRC

están de todas maneras relacionadas, y se pueden derivar distintas expresiones que muestran las relaciones entre definiciones alternativas².

La principal consideración para optar por el indicador de TRC multilateral radica en la confiabilidad de la serie elaborada por el BCU.

Además no se dispone en el país de series oficiales de índices de precios de bienes transables y no transables. Para la elaboración de estos índices se debió recurrir a una descomposición del Índice de Precios al Consumo (IPC). Por lo tanto la serie del precio relativo de bienes transables a no transables (pt/pnt) enfrenta la dificultad empírica de la asignación de los rubros del IPC. La desagregación del IPC determina que sea prácticamente imposible una separación precisa de todos los bienes transables de los no transables. Aun los servicios son difíciles de considerar hoy como bienes completamente no transables.

También fue de utilidad para la elección de la medida de TRC a emplear realizar la comparación entre la evolución de distintas medidas para el período bajo análisis. La evolución del TRC multilateral (trc) es similar a la del precio relativo de bienes transables y no transables ($ptpnt$) durante el período de vigencia del plan de estabilización, 1991: 2002, como se observa en las trayectorias del gráfico 1, A.

Además si bien las consideraciones precedentes sugieren que el TRC de importación y el TRC de exportación pueden tener trayectorias muy diferentes, derivadas de cambios en los términos de intercambio y de las políticas comerciales, los indicadores elaborados no lo demuestran (gráfico 1 B). Se recuerda que no se cuenta con índices de precios de importación y exportación internos, de manera que los índices de precios de transables empleados en el denominado TRC verdadero ($trcv$), son índices de precios de exportación e importación en dólares, que no incorporan la política comercial.

² Para un tratamiento detallado de medidas alternativas del TRC y sus relaciones ver Hinkle y Montiel (1999), capítulos 2 3 y 4. Allí se deriva por ejemplo una relación entre TRC entre dos países con la definición de la paridad del poder de compra, el TRC de importaciones y el TRC de exportaciones, en la que el TRC bilateral es función del TRC de importaciones del país, del TRC de importaciones del extranjero, de los términos de intercambio y de los impuestos a las exportaciones e importaciones. Variaciones en el TRC de importaciones se ven reflejadas en variaciones en el mismo sentido en el TRC bilateral. Los efectos de los términos de intercambio sin embargo son ambiguos ya que dependen de las ponderaciones de las exportaciones en los índices de precios del extranjero y del país (capítulo 4, página 189)

Empíricamente entonces no se observan diferencias relevantes entre el índice de TRC multilateral y el precio relativo de transables a no transables para el período relevante. Y tampoco se cuenta con índices de precios de importación y exportación internos que pongan en evidencia evoluciones diferentes de los respectivos tipos reales de cambio derivadas de la política comercial. Las medidas de TRC de importación y exportación que se pudieron elaborar, basadas en precios de importación y exportación en dólares que enfrenta el país presentan a su vez evoluciones casi idénticas.

Existe si una diferencia relevante entre las evoluciones del TRC multilateral y el tipo real de cambio verdadero (gráfico 1 C), ya analizadas en el capítulo 1.

Teniendo en cuenta las advertencias sobre el alcance de los distintos indicadores y las consideraciones reseñadas, se decide realizar la investigación empírica empleando el TRC multilateral y se sugiere extender esta investigación con la inclusión del TRC verdadero.

IV. La teoría sobre los determinantes de mediano y largo plazo del tipo real de cambio

Esta breve revisión tiene la finalidad de identificar los determinantes del tipo real de cambio (TRC) que se emplean en el análisis empírico del capítulo 2. Para revisiones más extensas, consultar: Froot y Rogoff (1995), Edwards y Savastano (1999), Edwards (1989), Easterly, Rodriguez y Schmidt-Hebbel (1994), Williamson (1994), Stein, Allen y asociados (1995), Montiel y Hinkle (1999).

La revisión se concentra en la enumeración de los determinantes del tipo real de cambio más relevantes y realiza una breve descripción de los canales de acción descritos en los distintos modelos teóricos, sin incluir una descripción completa de los modelos de referencia.

Entre los determinantes de largo plazo que son comunes a los diferentes modelos teóricos analizados se encuentran: las políticas comerciales, los términos de intercambio, la relación consumo-producto, el gasto del gobierno y su composición, los diferenciales de productividad entre sectores transable y no transable y los flujos de capital.

A. Políticas comerciales

Harberger (1988) realiza el análisis de los efectos de las políticas comerciales sobre el TRC bajo tipo de cambio flexible. Asume que las políticas monetarias se implementan para mantener estabilidad de precios, por lo que variaciones del tipo de cambio nominal se traducen en variaciones del TRC. Esto le permite analizar los efectos sobre el tipo de cambio nominal empleando un enfoque de equilibrio parcial basado en las curvas de demanda de divisas para importaciones y de oferta de divisas derivadas de exportaciones.

Con la imposición de tarifas a la importación a partir de la curva de demanda de divisas para importaciones se genera una curva de demanda neta de la tarifa que se ubica por debajo de la original, determinando un tipo de cambio menor. Cuando se impone un impuesto uniforme a la exportación el tipo de cambio debe ser suficiente para pagar el precio de oferta y el impuesto al gobierno. Con el impuesto, la curva de oferta de divisas por exportaciones se desplaza hacia arriba y el tipo de cambio sube.

Suponiendo comercio balanceado, ambos casos determinan equilibrios iguales en términos del precio bruto pagado por los demandantes de importaciones y del precio neto recibido por los exportadores, así como en las cantidades. Sin embargo no son iguales los niveles del tipo de cambio en ambos casos. En forma general, los efectos sobre el tipo de cambio tienen diferentes direcciones con tarifas a la importación que con impuestos a las exportaciones.

Con un modelo de equilibrio general, Montiel (1999) analiza el efecto de un aumento en los subsidios a la exportación -que es comparable a una mejora de los términos de intercambio internos- manteniendo constantes los términos de intercambio externos.

El aumento a los subsidios a la exportación transfiere mano de obra del sector no transable hacia el exportable, de igual forma que lo haría una mejora en los términos de intercambio. El efecto será un exceso de demanda en no transables que determina apreciación del TRC para corregir el desbalance interno. A su vez se genera un desbalance externo por aumento de las exportaciones y superávit comercial que requiere también una apreciación para equilibrar el sector externo. A diferencia de un shock a los términos de intercambio, en este caso no está presente el efecto ingreso, ya que el aumento de subsidios debe ser financiado.

Este razonamiento está indicando que una liberalización comercial consistente en una reducción de los subsidios a la exportación en el modelo de Montiel genera depreciación del TRC al producir exceso de oferta en el sector no transable.

Rodríguez y Sjaastad (1979) exponen la teoría en relación a los determinantes del tipo real de cambio de equilibrio, entre los cuales destacan la política comercial. Una tarifa desplaza la curva de demanda de importaciones a la izquierda y abajo reduciendo el TRC de equilibrio. Una retención a las exportaciones desplaza la oferta de exportaciones hacia arriba y eleva el TRC de equilibrio.

Si se impone una tarifa a la importación y un subsidio a la exportación a la misma tasa, se produce caída en el TRC. La imposición a tasas diferenciales de tarifa y subsidio modifica precios de no transables y por tanto al TRC en dirección y magnitud que depende de los efectos sustitución en producción y consumo entre transables y no transables. Las tasas diferenciales modifican la relación interna de precios de exportables e importables y por eso generan modificaciones en el precio de no transables. Si los importables y los no transables fueran buenos sustitutos, una tarifa a los importables elevaría su precio en la misma proporción y su precio relativo no

cambiaría. Lo mismo ocurre con los exportables. Los autores afirman que una tarifa a tasa uniforme y un subsidio a tasa uniforme diferente a la de la tarifa, elevan los precios de no transables en un porcentaje, que es el promedio ponderado de ambas tasas, donde el parámetro de ponderación depende de las elasticidades de sustitución en producción y consumo.

Ignorando los efectos ingreso de cambios en los términos de intercambio, los autores derivan una expresión para los precios relativos a partir de los cambios porcentuales en los precios nominales de los diferentes tipos de bienes:

$$P_n/P_x = k (P_m / P_x)^w \quad (4)$$

Siendo w igual a la elasticidad del precio relativo de no transables respecto al precio relativo de importables. Como $P_m = E (1 + t)P^*_m$ y $P_x = E (1 + s)P^*_x$, con E : tipo de cambio nominal, escriben el TRC como:

$$E/P_n = [(P^*_m (1+t))^w \cdot (P^*_x (1+s))^{(1-w)}]^{-1} \quad (5)$$

Se observa que el tipo real de cambio se asocia negativamente a las tarifas a importaciones y subsidios a exportaciones, dependiendo la magnitud de los efectos de las políticas comerciales, del parámetro w . Con importables sustitutos cercanos de los no transables, w es cercano a uno y P_n está muy ligado a P_m ; si w es bajo el P_n está determinado por el precio de los exportables.

En Edwards (1989), si bien se obtienen efectos similares a los mencionados, se señala la posibilidad de efectos contrarios, según el nivel inicial de las tarifas a la importación y el grado de sustitución o complementariedad entre bienes importables, exportables y no transables. Con tarifas iniciales bajas la imposición de más tarifas aprecia el TRC, con la condición suficiente que haya sustituibilidad entre bienes importables, exportables y no transables. Con tarifas iniciales elevadas se requiere además que el efecto sustitución domine al efecto ingreso. Con complementariedad en el consumo es posible que la imposición de una tarifa genere depreciación. Si dominara el efecto ingreso o los bienes importables y no transables fueran complementos, un aumento del precio interno de los importables generaría caída del precio de no transables y depreciación.

B. Términos de intercambio

Edwards (1989) trabaja con un modelo de tres bienes y su análisis sugiere que un shock a los términos de intercambio tendrá un efecto ambiguo. Tradicionalmente se ha puesto énfasis en el efecto ingreso de cambios en términos de intercambio, que establece que un deterioro en términos de intercambio genera depreciación del TRC. Pero esto ocurre si el efecto ingreso domina. La caída del ingreso real y de la demanda de no transables, hace caer el precio relativo de no transables y subir el TRC. Para Edwards el efecto ingreso bajo ciertas circunstancias puede no ser el más importante. Se deben analizar efectos ingreso, sustitución y las consecuencias intertemporales. El resultado depende de un efecto sustitución positivo y un efecto ingreso negativo y es por lo tanto ambiguo.

Neary (1988) desarrolla un modelo analítico y muestra que los cambios en los determinantes exógenos tienen más probabilidad de generar una apreciación real, cuando mayor sea su efecto sobre la demanda por no transables y menor su efecto sobre la oferta de no transables relativo a la de transables. Un cambio en el ingreso derivado de una mejora en los términos de intercambio tiene efectos positivos del lado de la demanda de no transables, pero los efectos cruzados sobre el exceso de oferta de no transables serán negativos si cada transable es sustituto de cada no transable y refuerzan el efecto ingreso. Se concluye que salvo que dominen relaciones de complementariedad, una mejora en términos de intercambio genera una apreciación, conclusión que concuerda con la visión tradicional.

En Montiel (1999) el modelo es de dos bienes pero se puede desagregar el sector transable en exportables e importables para analizar el shock a los términos de intercambio. No hay efecto ambiguo, un shock positivo a los términos de intercambio genera apreciación en el largo plazo, para mantener la cuenta corriente equilibrada debido al superávit generado por la mejora en los términos de intercambio.

Lim y Stein (1995) postulan una definición de TRC que incluye directamente los términos de intercambio (T): $TRC = 1/T \cdot (R_n)^a$, donde R_n es la relación de precios de no transables a importables y el parámetro a refleja la participación de los no transables en el deflactor del PBI. Luego de demostrar que el efecto de T sobre la relación de precios de no transables a importables es despreciable, concluyen que una mejora en los términos de intercambio determina apreciación real en forma no ambigua.

C. Efecto Balassa-Samuelson

El aumento en la productividad de los transables genera el conocido efecto Balassa-Samuelson de apreciación del tipo real de cambio de equilibrio. Un exceso de demanda en el sector no transable y una mejora en la balanza comercial alteran tanto el equilibrio interno como el externo y ambos se reestablecen con una apreciación.

Estos conceptos no son recientes en la teoría económica; Ricardo postula una relación negativa entre crecimiento y TRC y en 1922 Pigou afirma que países con niveles de ingreso superior tendrían TRC de equilibrio más apreciados. Pero es Balassa el primero en tratar específicamente los efectos de la productividad sobre el TRC.

El razonamiento central del artículo de Balassa (1964) - que no es acompañado por ningún modelo formal - establece que si en un país hay un fuerte incremento uniforme de la productividad en el sector transable y un moderado aumento en el de servicios el precio relativo de los no transables aumentará. El incremento en productividad de transables ejerce una presión a la baja sobre los precios de exportables y competidores de importaciones y una presión a la suba en los de los no transables.

El autor encontró una clara relación positiva para 7 países industrializados (1953-61), entre producto/hora de trabajo y relación deflactor del Pbi a Índice de precios mayoristas del sector manufacturero. Este resultado resalta la importancia de factores reales en la determinación de los precios relativos. Y sugiere que los índices de tipo real de cambio basados en la paridad del poder de compra (ppc) indicarán incorrectamente la necesidad de ajustes en el tipo de cambio, cuando se den cambios importantes en la productividad entre sectores.

Para Neary (1988) el impacto de shocks tecnológicos depende de los encadenamientos entre sectores transables y no transables. Si el boom es en un sector transable con bajo grado de interrelación con el resto de la economía, como es el caso de los sectores de recursos naturales, hay sólo un efecto gasto y el crecimiento conduce a una fuerte apreciación, situación conocida como “la enfermedad holandesa”. Si el sector que recibe el boom es un transable conectado al resto de la economía el boom produce también un efecto reasignación de recursos. En particular si se induce mayor producción de no transables es posible evitar la apreciación. Cuanto mayor sea el sesgo hacia los no transables del crecimiento de la economía menor será la posibilidad de apreciación.

En su conocida revisión Froot y Rogoff (1995) realizan un tratamiento formal sobre el efecto Balassa-Samuelson. Muestran que aun con crecimiento balanceado entre el sector transable y el no transable se puede producir un aumento del precio de no transables, si el sector no transable es relativamente intensivo en mano de obra.

En Lim y Stein (1995) si hay un aumento en la productividad total de los factores en el sector de exportables, aumenta la productividad marginal del capital y la inversión en dicho sector. Al subir el producto como consecuencia de la acumulación de capital sube el ahorro en relación a la inversión y hay surplus de cuenta corriente, salida de capitales y disminución del stock de deuda. El capital se acumula y disminuye la deuda; ambos efectos incrementan la riqueza generando un aumento de la demanda por no transables. A su vez la disminución del capital en el sector no transable retrae su oferta. Tanto el aumento de la demanda como la disminución de la oferta por reasignación de recursos incrementan el precio relativo de no transables. La consecuencia será la apreciación del TRC.

D. Cambios en la relación consumo-producto

Todos los modelos que definen el tipo real de cambio como el precio relativo de transables a no transables señalan que la variable clave en la determinación de variaciones en el TRC es el precio de los no transables.

Uno de los shocks de relevancia que actúan sobre el mercado de no transables y por tanto sobre su precio es el cambio en la propensión a consumir de toda la economía. Aumentos en la propensión a consumir tenderán a aumentar el consumo de todos los bienes y en particular de los no transables, generando aumento de su precio y apreciación. Sin embargo la determinación de la trayectoria del TRC es más compleja ya que actúan los impactos indirectos de cambios en el consumo. Para ilustrar este punto se describen los efectos de corto y largo plazo señalados por Lim y Stein (1995).

Un aumento en la propensión a consumir aumenta la demanda de consumo, generando un aumento en la relación de precios de no transables, lo que genera apreciación del tipo real de cambio como efecto directo. Simultáneamente, si se parte de una cuenta corriente equilibrada, el aumento del consumo genera déficit de cuenta corriente e ingreso de capitales.

El ingreso de capitales incrementa la deuda aumentando la prima de riesgo país y desestimulando la inversión, lo que hace disminuir el stock de capital. En el largo plazo aumenta el nivel de deuda y disminuye el stock de capital de estado estacionario. El efecto de largo plazo de la disminución del stock de capital y del aumento de la deuda, genera caída de la riqueza. Esto implica caída de la demanda de consumo y del precio de no transables y por tanto depreciación del TRC. La disminución del consumo al disminuir la riqueza contrarresta en parte el aumento inicial del consumo.

El efecto de la caída en el stock de capital es más complejo, y depende de la relación capital por trabajador entre el sector de no transables y de exportables. Suponiendo como usualmente que el sector intensivo en mano de obra es el no transable, una caída en el stock de capital aumenta la oferta del sector no transable haciendo disminuir su precio relativo y provocando una depreciación del TRC.

El impacto final de un aumento en la relación consumo-producto dependerá de la magnitud relativa de los efectos directos e indirectos.

E. Aumento del gasto de gobierno

Un aumento del gasto de gobierno tendrá un efecto que depende de su composición para Edwards (1989) y Montiel (1999). Si la mayor proporción del gasto recae en no transables habrá una apreciación del TRC. En Rodríguez (1994) lo determinante es la propensión del gobierno a consumir no transables, en relación a la propensión del sector privado. Como el aumento del gasto de gobierno desplaza gasto privado, una menor propensión al consumo de no transables en el sector privado, aumenta la proporción total de consumo de no transables de la economía y determina una suba en el precio de no transables y una apreciación real.

Rodríguez (1994) analiza los efectos sobre el sector externo del déficit fiscal y sus formas de financiamiento, con el desarrollo de dos modelos que captan los mecanismos de determinación del TRC de equilibrio, el ajuste en el corto plazo y las interacciones entre el corto y largo plazo.

Para el autor las estrategias de financiamiento del déficit público afectarán al TRC sólo si afectan al balance comercial, lo que ocurre sólo si no se cumple la equivalencia Ricardiana. Es decir que el TRC se verá afectado si una reducción de impuestos cubierta con endeudamiento afecta al consumo privado. Los agentes consumen más porque se reducen los impuestos y no hay equivalencia Ricardiana.

Pero si se cumple la equivalencia Ricardiana los agentes pueden utilizar el aumento de ingreso disponible -derivado de la reducción de impuestos- para comprar los nuevos títulos de deuda generados por el mayor endeudamiento público, en cuyo caso no hay efecto sobre la balanza comercial ni sobre el TRC.

F. Flujos de capital y cambios en condiciones financieras internacionales

Para Montiel (1999), los influjos de capital son una variable endógena que depende de variables de la economía y del extranjero. El cambio en el TRC de largo plazo dependerá de la naturaleza del shock que induce cambios en los influjos de capital. Los influjos de capital a diferencia de las transferencias que también provocan una mayor absorción, generan obligaciones que a su vez afectarán el equilibrio de largo plazo del TRC.

En el caso particular de una reducción en la tasa de interés real internacional, se induce entrada de capitales y se incrementa la deuda en el largo plazo, el nuevo equilibrio será con una posición de acreedor neto deteriorada respecto al momento anterior al shock. Los menores cobros de intereses si se es acreedor neto o los mayores pagos por acumulación de deuda si se es deudor neto, requieren de una depreciación para mantener el balance externo.

Lim y Stein (1995) derivan un efecto de cambios en las tasas de interés internacionales contrario al sugerido por Montiel. Al aumentar la tasa de interés real internacional disminuye la inversión y por tanto la acumulación de capital y si el país es deudor aumentan los pagos de intereses, hay déficit de cuenta corriente y aumenta la deuda. Cae el componente no transable de la demanda de inversión y cae el consumo por efecto riqueza. Los efectos sobre el precio relativo de no transables van todos en la dirección de reducirlo y por tanto el tipo real de cambio se deprecia.

En general los trabajos que consideran los flujos de capital como exógenos concluyen que el exceso del gasto sobre el ingreso -generado por la entrada de capitales- determina aumento del precio de no transables, ver Edwards (1989). El autor en cambio considera que los flujos de capital pueden ser endógenos provocados entre otros factores por diferenciales de tasas de interés.

Edwards estudia primeramente los efectos de la eliminación de restricciones a los flujos de capital -disminución en un impuesto al endeudamiento externo- y concluye que la eliminación de la distorsión aprecia el TRC de equilibrio.

Identifica dos canales de acción; el primero vía efecto sustitución intertemporal, al bajar el impuesto al crédito externo, cae la tasa de interés y el factor de descuento sube encareciendo el consumo futuro, se incentiva el consumo presente por sustitución intertemporal y P_n sube determinando apreciación en el presente y depreciación en el futuro.

Hay un segundo canal de acción, el efecto ingreso. Al eliminarse la distorsión aumenta el bienestar, se aumenta por tanto el consumo y P_n con apreciación del TRC de equilibrio, en el presente y en el futuro. El efecto ingreso depende de las propensiones a consumir y del nivel de la distorsión inicial. Si la distorsión inicial es baja no hay efecto ingreso. Por lo tanto en este caso el resultado de apreciación es inambiguo en el presente, pero en el futuro habrá depreciación o apreciación dependiendo de si domina el efecto sustitución o el efecto ingreso.

Para Harberger (1988), el efecto de la entrada de capital dependerá del destino de los inlujos. Un inlujo de capitales que se gasta en importables no genera una modificación en el tipo de cambio, ya que el supuesto de balanza de pagos equilibrada impone que las importaciones deben exceder a las exportaciones en el monto del endeudamiento externo. Hay un desplazamiento a la derecha de la curva de demanda de importaciones sin consecuencias sobre el tipo de cambio. Lo mismo ocurre si el inlujo se gasta en exportables, o una combinación de ambos. Si en cambio el inlujo se gasta en no transables los dólares que ingresan deben ser vendidos para cambiarlos a pesos y de esa manera gastados en no transables. El tipo de cambio nominal debe caer y se genera un exceso de importaciones por sobre las exportaciones que iguala al monto total del inlujo de capitales. Con una combinación del inlujo gastado en importables, exportables o no transables de igual forma el tipo de cambio nominal (TCN) cae.

V. Series de los fundamentos del tipo real de cambio

Se recopilaron las series cronológicas trimestrales de los fundamentos del tipo real de cambio para el período enero de 1988 a junio de 2004. Se describen brevemente las fuentes y cálculos realizados. El cuadro 2 resume información y el gráfico 3 muestra las trayectorias de las series empleadas en el análisis empírico del capítulo 2.

Relación consumo-producto: Se parte de las series de consumo y producto bruto interno en base anual a precios constantes, extraídas de las cuentas nacionales

elaboradas por el BCU. Para llevar los valores anuales a valores trimestrales se utilizan las series de índice de volumen físico trimestrales también elaboradas por el BCU. Las series generadas tienen la misma distribución trimestral que las series de índice de volumen físico y la suma de los valores trimestrales reproduce los valores de la serie anual a precios constantes. Se realizó esta transformación para las series de consumo total, consumo del gobierno y producto bruto interno. Finalmente se obtienen las relaciones consumo/producto para las dos series de consumo, respectivamente: *ctpbi*, *cgpbi*, la relación consumo total a producto no es finalmente empleada en el análisis empírico ya que se decide incluir el déficit de la balanza comercial como proxy de los flujos de capital.

Productividad relativa entre sectores: Se determina la productividad de la mano de obra en base al cociente entre el índice de volumen físico del producto bruto interno (PBI) de los sectores seleccionados y el índice de horas trabajadas en los mismos sectores. La serie de PBI trimestral por sectores es elaborada por el BCU y el índice de horas trabajadas, en base mensual, por el Instituto Nacional de Estadística (INE). Se toman los valores del índice de horas trabajadas de los meses marzo, junio, setiembre y diciembre de cada año.

Cuadro 2. Series de los fundamentos del tipo real de cambio

Variable	Descripción	Fuente
<i>ctpbi</i>	Relación consumo total a PBI en %	Propia en base a datos BCU
<i>cgpbi</i>	Relación consumo del gobierno a PBI en %	Propia en base a datos BCU
<i>prodnt</i>	Productividad relativa sector transable a no transable	Propia en base a datos, INE
<i>tin</i>	Relación términos de intercambio: <i>ipx/ipm</i>	Propia en base a datos BCU
<i>recimp</i>	Recaudación por recargos a importaciones sobre valor importaciones, en %	Propia en base a datos BCU, Contaduría General de la Nación
<i>mxpbi</i>	Déficit de balanza comercial a PBI, en %	Propia en base a datos BCU

Como transable se consideran el sector manufacturas y el sector agropecuario, como no transables: comercio, construcción y transporte. Para la ponderación de los sectores se toma su participación en el total del PBI en base anual a precios corrientes.

Finalmente se debe incluir como transable sólo el sector manufacturas por no disponerse de medidas confiables de horas trabajadas en el sector agropecuario. Por tanto la variable *prodtnt* es el cociente entre la productividad de la mano de obra en el sector manufacturero y un índice de la productividad de la mano de obra de tres sectores elegidos como representativos del sector no transable: construcción, comercio y transporte.³

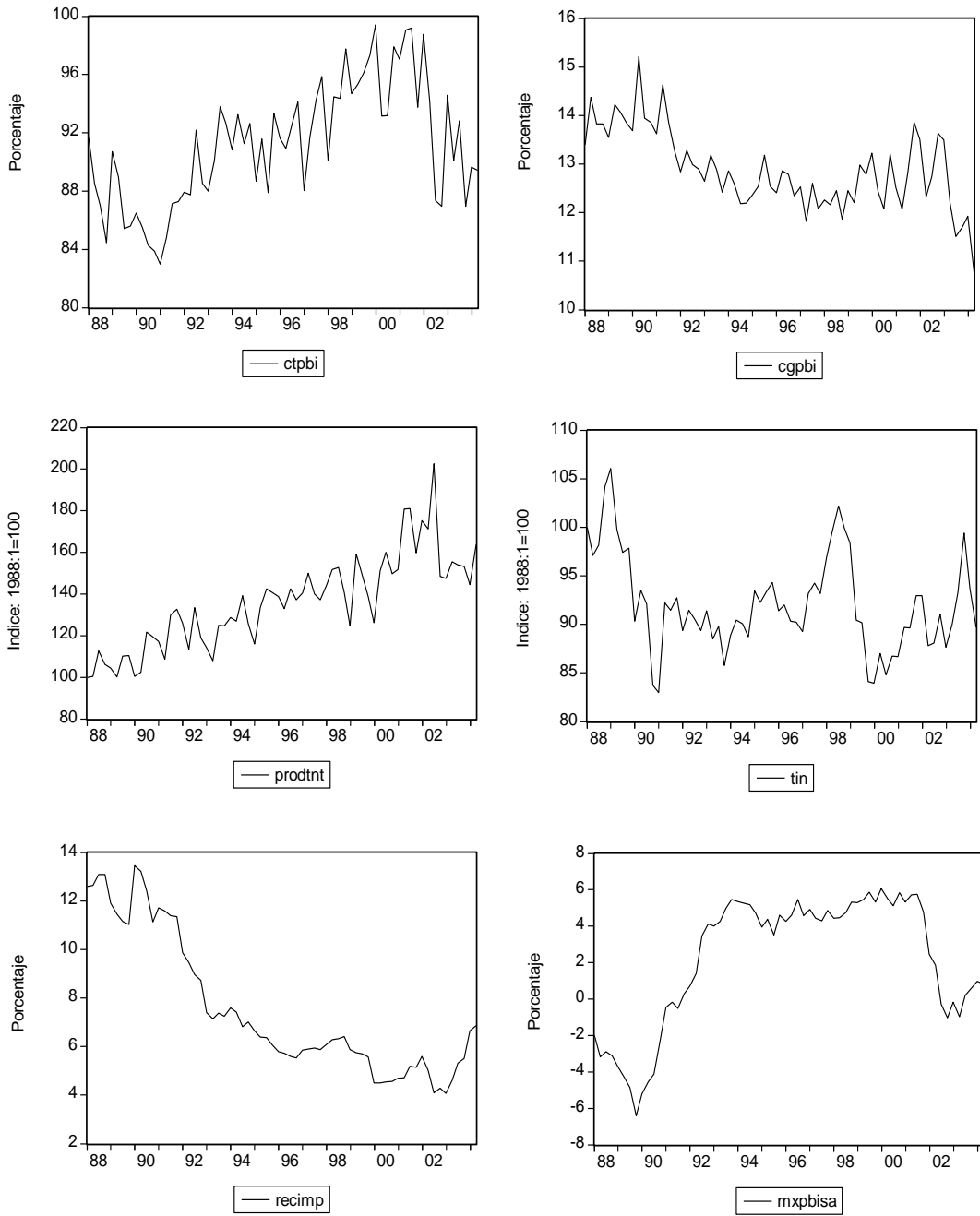
Términos de intercambio: La serie de términos de intercambio (*tin*) se obtiene como el cociente entre los índices de precios de exportación (*ipx*) e importación (*ipm*) elaborados por el BCU, estas series reflejan los precios recibidos y pagados por el país respectivamente, expresados en dólares.

Política comercial: La variable (*recimp*) Se utiliza como proxy de la evolución de la política comercial en el período. Se calcula como la relación entre la recaudación de impuestos a las importaciones y el monto de las importaciones de bienes. La recaudación incluye los aranceles y el impuesto aduanero único a la importación IMADUNI.

Flujos de capital: Como proxie de los flujos de capital se emplea el déficit de la balanza comercial en % del PBI, (*mxbpi*).

³ Se generaron además proxies alternativas para la productividad entre sectores. a) un índice de la productividad de la mano de obra en el sector manufactura (*prodman*), y b) se aproxima el diferencial de productividad mediante la diferencia en las tasas de crecimiento del sector transable y el no transable (*difprod*). La variable finalmente seleccionada para su inclusión fue *prodtnt*.

Gráfico 3. Series empleadas en la determinación del tipo real de cambio de equilibrio



Apéndice

Cuadro A1. Ponderaciones de los distintos sectores incluidos para el cálculo del IPC

Rubros	Ponderaciones
Transables	
Alimentos y bebidas	28.5
Vestimenta y calzados	6.8
Muebles	7.2
Otros	5.8
Total Transables	48.3
No Transables	
Vivienda	13.2
Salud	14.3
Transporte, comunicaciones	14.3
Esparcimiento	5.8
Enseñanza	4.3
Total No transables	51.9

Referencias

- Balassa, Bela. (1964), "The purchasing-power parity doctrine: A reappraisal", *The Journal of Political Economy*, **72**:584-596.
- Cancelo, J.R., Adrian Fernández, Rosa Groskoff, Ricardo Selves y Gretel Villamonte (1994), "Precios de transables y no transables: Un enfoque ARIMA-IA", *IX Jornadas de Economía*, BCU
- Cerda, Rodrigo, Alvato Donoso y Aldo Lema (2003), "Fundamentos del tipo de cambio real en Chile", Documento de trabajo, 0716-7334, Pontificia Universidad Católica. Chile.
- Dornbusch, Rudiger (1980), ed, *Open economy macroeconomics*, Basic Books, Inc, New York.
- Edwards, Sebastian (1989), ed, *Real exchange rates, devaluation and adjustment*, Cambridge, MA, MIT Press.
- Edwards, Sebastian and Miguel Savastano (1999), "Exchange rates in emerging economies: What do we know? What do we need to know?" Working paper 7228, Cambridge, MA, NBER.
- Enders, Walter (1995), *Applied econometric time series*, New York, Wiley & Sons.
- Easterly, W., C. A. Rodríguez, y K. Schmidt-Hebbel, *Public sector deficits and macroeconomic performance*, Oxford University Press.
- Froot K.A. and Kenneth Rogoff (1994), "Perspectives on PPP and long run real exchange rates", in G. Grossman and K. Rogoff eds., *Handbook of International Economics* Vol 3. Amsterdam: North Holland Press.
- Harberger, Arnold (1988), *Trade policy and the real exchange rate*. Economic Development Institute, The World Bank.
- Hinkle, Lawrence and Peter Montiel (1999), "Exchange rate misalignment: an overview", in L.E. Hinkle and P.J. Montiel eds., *Exchange rate misalignment: Concepts and measurement for developing countries*, A World Bank Research Publication, Oxford University Press.
- Lim, Guay and Jerome L. Stein (1995) "The dynamics of the real exchange rate and current account in a small open economy: Australia", in: Stein J.L., Allen P.R. and associates, eds., *Fundamental determinants of exchange rates*, Oxford: Clarendon Press
- Montiel, Peter and Lawrence E. Hinkle (1999), "Exchange rate misalignment: An overview", in L.E. Hinkle and P.J. Montiel eds., *Exchange rate misalignment: Concepts and measurement for developing countries*, A World Bank Research Publication, Oxford University Press.
- Neary, Peter (1988) "Determinants of the equilibrium exchange rate", *American Economic Review* **78**:210-5
- Rodríguez, Carlos A. and Larry Sjaastad (1979) "El atraso cambiario, Mito o Realidad", Documento de Trabajo 1979, Buenos Aires, Cema.
- Rodríguez, Carlos A. (1994), "The external effects of public sector deficits", in W. Easterly, C. A. Rodríguez, y K. Schmidt-Hebbel, eds., *Public sector deficits and macroeconomic performance*, Oxford University Press.
- Sjaastad, Larry (1998), "Why PPP real exchange rates mislead" *Journal of Applied Economics* **1**: 179-207.
- Stein, Jerome, Polly R. Allen and associates (1995), *Fundamental determinants of exchange rates*, Oxford, Clarendon Press.
- Willamson J. (1994), *Estimating equilibrium exchange rates*, Inst for In Economics.

Capítulo 2

Dinámica del tipo real de cambio y tipo real de cambio de equilibrio: Uruguay: 1988-2002

I. Introducción

El análisis empírico desarrollado en este capítulo busca responder a las siguientes interrogantes: 1) ¿Cuáles son los determinantes del tipo real de cambio en Uruguay, en el mediano-largo plazo y en el corto plazo? 2) ¿cuál ha sido la evolución del tipo real de cambio de equilibrio? 3) ¿qué efectos han tenido las políticas de la década del 90, sobre el tipo real de cambio y sus desalineamientos?

La organización del capítulo es la siguiente: el numeral II describe brevemente antecedentes de investigaciones en el tema para Uruguay, el numeral III analiza la dinámica del tipo real de cambio mediante el empleo de una ecuación de ajuste parcial en la primera parte y utilizando un modelo de corrección del error (MCE) de acuerdo a la metodología de Engle-Granger en la segunda. En el numeral IV se aplica la técnica de Johansen, para testear la existencia de una relación de cointegración entre el tipo real de cambio y sus fundamentos, lo que permite una medida de la trayectoria del TRC de equilibrio y sus desalineamientos. Finalmente se resumen las conclusiones en el numeral V

II. Antecedentes para Uruguay

En Uruguay, el primer trabajo que estima una relación de equilibrio para el tipo real de cambio es reciente: Aboal (2003). Encuentra una relación de equilibrio entre tipo real de cambio y los fundamentos: productividad del sector transable, consumo total, y consumo del gobierno, para el período 1986:1, 2000:2. Si bien considera además términos de intercambio y tasa de interés internacional estos no resultan significativos y son excluidos de la relación. El tipo real de cambio de equilibrio estimado muestra una evolución similar al TRC actual, con una importante tendencia a la apreciación a partir de 1990.

Más recientemente Capurro, Davies y Ottonello (2006) incluyen como fundamento la demanda regional. Trabajando también con la metodología de cointegración de Johansen, para el período 1985-2006, encuentran que el precio relativo de transables a no transables está determinado en el mediano plazo por la demanda regional, la relación consumo-ingreso y la productividad relativa del sector transable.

A su vez Gianelli y Mednik (2006), empleando la metodología de Engle-Granger encuentran una relación estable de mediano plazo entre TRC, productividad media de la economía, diferencial de tasas activas en dólares, y relación gasto del gobierno a producto.

El cuadro 1 resume los fundamentos del tipo real de cambio, identificados por los distintos trabajos para Uruguay.

Cuadro 1. Comparación de antecedentes para Uruguay

	Fundamentos	Definición de tipo real de cambio	Metodología
Aboal (2003)	Productividad Consumo Consumo del gobierno	Precio de transables sobre precio de no transables. Descomposición IPC	Johansen
Capurro, Davies y Ottonello (2006)	Productividad Consumo Demanda regional	Precio de transables sobre precio de no transables. Descomposición IPC	Johansen
Gianelli y Mednik (2006)	Productividad Consumo del gobierno Diferencial tasas de interés Términos de intercambio	Tipo real de cambio efectivo. Bilateral USA	Engle-Granger
El presente trabajo	Productividad Consumo del gobierno Términos de intercambio Flujos de capital Política comercial	Tipo real de cambio multilateral	Ajuste Parcial Engle-Granger Johansen

III. Dinámica del tipo real de cambio

A. Ecuación de ajuste parcial

Marco analítico

Se realiza un primer tratamiento de la dinámica del tipo real de cambio, basado en Edwards (1989, cap 3), quien desarrolla un modelo monetario con un sector real altamente simplificado para analizar los desalineamientos del tipo real de cambio. El supuesto es que en el largo plazo el TRC se mantiene en la trayectoria determinada por los fundamentos reales pero que en el corto plazo el TRC actual responde a variables tanto reales como monetarias.

El autor sugiere una ecuación estimable empíricamente, que reconociendo la existencia de una relación de equilibrio de mediano-largo plazo para el tipo real de cambio, incluye explícitamente el efecto de las políticas macroeconómicas en el ajuste hacia el equilibrio. Esta sugerencia resulta muy adecuada al objetivo planteado en este trabajo.

La ecuación a estimar, capta los elementos centrales de la dinámica del TRC derivados de su modelo. En esta ecuación la variación del tipo real de cambio responde a tres fuerzas: a) a una tendencia autónoma a autocorregir desvíos respecto del TRC de equilibrio que actúa a través de la modificación del tipo de cambio nominal o de los precios de no transables según el régimen de tipo de cambio, b) a la variación nominal del tipo de cambio y c) a la inconsistencia de las políticas macroeconómicas medida a través de variables de política (Pol_t) en relación a sus niveles sostenibles en el mediano-largo plazo (Pol_t^*).

La siguiente expresión resume los tres mecanismos de ajuste responsables de la variación del tipo real de cambio donde $ltrc$ refiere al logaritmo natural del tipo real de cambio y ltn es el logaritmo natural del tipo de cambio nominal.

$$\Delta ltrc_t = \theta (ltrc_t^* - ltrc_{t-1}) + \phi (ltn_t - ltn_{t-1}) + \lambda (Pol_t - Pol_t^*) + \varepsilon_t \quad (1)$$

La variable $ltrc^*$ representa el tipo real de cambio de equilibrio que es función de un conjunto de fundamentos cuya elección depende del modelo teórico de referencia. El primer término $\theta (ltrc_t^* - ltrc_{t-1})$, corresponde al ajuste automático que determina que si el $ltrc$ está por debajo del equilibrio se produce una devaluación real. Bajo régimen de tipo de cambio predeterminado, este ajuste se daría vía variación de los precios de no transables. Este término determina que la ecuación (1) sea una ecuación de ajuste parcial que relaciona el valor actual del $ltrc$ con su valor deseado o de mediano-largo plazo $ltrc^*$.

La ecuación (1) también puede expresarse como:

$$ltrc_t = \theta ltrc_t^* + (1 - \theta) \cdot ltrc_{t-1} + \phi (ltn_t - ltn_{t-1}) + \lambda (Pol_t - Pol_t^*) + \varepsilon_t \quad (2)$$

Mostrando que el logaritmo del tipo real de cambio actual es un promedio ponderado de su nivel rezagado un período y del valor de mediano-largo plazo. Esta ecuación tiene sentido económico si existe un nivel de equilibrio no observable del $ltrc$ y una dinámica de ajuste que tienda a anular los desvíos de los valores actuales del $ltrc$, respecto a ese nivel de equilibrio. Por lo tanto, por el momento se da por supuesta la existencia de una relación de equilibrio de mediano-largo plazo entre el TRC y sus fundamentos. Más adelante se prueba la existencia de dicha relación y se presenta una medición del TRC de equilibrio para el período estudiado (numeral IV).

En base a los trabajos teóricos resumidos en el capítulo anterior, se concluye que los fundamentos relevantes son: consumo de gobierno en porcentaje del producto ($cgpbi$), productividad relativa entre sectores ($lprod$), términos de intercambio ($ltin$), flujos de capital ($mcpbi$) y política comercial ($recimp$). En la siguiente sección se describen en más detalle las características de las series empleadas.

El tipo real de cambio de mediano-largo plazo puede expresarse entonces como:

$$ltrc_t^* = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot cgpbi_t + \alpha_2 \cdot lprod_t + \alpha_3 \cdot ltin_t + \alpha_4 \cdot mcpbi_t + \alpha_5 \cdot recimp_t + v_t \quad (3)$$

Al sustituir en (1) $ltrc^*$ por sus fundamentos, se obtiene una ecuación a estimar que incluye tanto los determinantes reales del $ltrc$ como las variables de política:

$$ltrc_t = (1 - \theta) ltrc_{t-1} + \phi (ltn_t - ltn_{t-1}) + \lambda (Pol_t - Pol_t^*) + \beta_1 .cgpbi_t + \beta_2 .lprod_t + \beta_3 .ltin_t + \beta_4 .mxxpbi_t + \beta_5 .recimp_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

Donde: $\beta_i = \theta . \alpha_i$ siendo los α_i los parámetros de mediano-largo plazo y los β_i los de corto plazo. A partir de la ecuación estimable (4) se pueden recuperar los parámetros de mediano-largo plazo.

El parámetro θ representa la velocidad del proceso de ajuste, un valor de 1 significa un ajuste total, en un período, de la discrepancia entre el valor actual y el de equilibrio del tipo real de cambio, en la ecuación (1). El signo debe ser positivo, para que un valor del $ltrc$ por debajo del de equilibrio genere una depreciación. Las rigideces nominales de precios retardan el ajuste situación que se reflejaría en un parámetro cercano a cero. El parámetro ϕ mide la magnitud del impacto de una devaluación sobre el $ltrc$ actual. Los parámetros β representan los efectos de los fundamentos sobre el $ltrc$ actual.

El parámetro λ mide el grado en que una discrepancia entre el nivel actual de una variable de política Pol_t y su nivel sustentable de mediano-largo plazo Pol_t^* , genera un efecto sobre el $ltrc$. Dependiendo de la magnitud de la discrepancia entre Pol_t y Pol_t^* y del valor del parámetro λ es posible que este efecto domine al mecanismo de autocorrección generando desvíos respecto al tipo real de cambio de equilibrio crecientes con el tiempo. Como ejemplos de variables de política que pueden incidir en el corto plazo, se encuentran la relación déficit fiscal a base monetaria y la relación entre el crecimiento del crédito interno del Banco Central y el crecimiento del producto^{4, 5}.

⁴ Se puede fundamentar la elección de la relación déficit fiscal a base monetaria, en la conocida relación entre déficit público, inflación y base monetaria. Si el déficit es financiado enteramente por emisión, la inflación necesaria para financiar el déficit sigue la relación: $\pi = d.V$ o lo que es lo mismo $\pi = d / (BM / Y)$, donde d es el déficit expresado en % del PBI , V la velocidad de circulación del dinero, BM la base monetaria y Y el PBI .

Un déficit elevado que genere elevada inflación supone suba de precios de no transables con la consiguiente apreciación del TRC. Esta apreciación puede ser persistente si la situación de déficit requiere que el crédito interno crezca más que la demanda de dinero generando una inconsistencia macroeconómica que puede producir importantes desalineamientos respecto al TRC de equilibrio.

Una evolución creciente de la relación déficit a base monetaria sería indicativa de una inconsistencia entre la política fiscal y un plan para reducir la inflación ya que una financiación con creación de dinero significaría inflación creciente y una financiación con endeudamiento llevaría el nivel de deuda pública a niveles no sostenibles, potencialmente inflacionarios.

La relación déficit público a base monetaria fue creciente a partir de 1990, gráfico A1-A. Esto indica que de haberse financiado el déficit mediante creación de dinero el resultado hubiera sido elevada inflación. Si se tiene en cuenta que la relación mencionada muestra valores que para la tendencia de la serie van de

Series empleadas

Se trabaja con series trimestrales para el período enero 1988 a diciembre 2001. Se consideran dos grupos de variables: a) los fundamentos, ya enumerados en el capítulo 1, que son relevantes en el mediano-largo pero pueden ser de importancia también en la dinámica de ajuste y b) un grupo de variables que a priori se reconoce que sólo podrán tener un efecto en el corto plazo, como las variables de política y la tasa de variación del tipo de cambio nominal.

Para plantear la hipótesis sobre cuáles son los fundamentos que determinan el TRC en Uruguay, no se toma como referencia un modelo en particular, sino que se decide sobre un conjunto mínimo de variables que en general son comunes a los diferentes enfoques teóricos consultados. Los trabajos en los que se apoya la selección de los fundamentos comprenden: Balassa (1964), Rodríguez y Sjaastad (1979), Harberger (1988), Edwards (1989), Rodríguez (1994), Froot y Rogoff (1995), Lim y Stein (1995), Montiel (1999). Las series de los fundamentos que se emplean en este capítulo fueron descritas en detalle en el capítulo I.

0,4 a 1 durante el período, una financiación sólo con creación de dinero estaría significando inflación anual de entre 40% y 100%.

Sin embargo, la principal fuente de financiación del déficit no fue la creación de dinero gráfico A1-C (Los datos sobre fuentes de financiamiento se obtienen de los informes del BCU al poder ejecutivo). La financiación estuvo básicamente en el endeudamiento del sector público que elevó la deuda tanto interna como externa a niveles importantes en términos del PBI, gráfico A1-D.

El gráfico A1-E muestra la evolución del valor de la creación de dinero realizada por el BCU. Se puede observar que durante el período el valor en dólares de la creación de dinero disminuyó al tiempo que el déficit público en porcentaje del *Pbi* mostró importante crecimiento, (Para calcular el valor de la creación de dinero se acumulan los cambios mensuales de la base monetaria nominal calculados en dólares y el acumulado anual se divide por el PBI en us\$).

Las series se elaboran con datos trimestrales del resultado primario y global del sector público publicado por el Ministerio de Economía y Finanzas en base a datos de la Contaduría General de la Nación, la Tesorería General de la Nación y el Banco Central del Uruguay. El déficit público y la base monetaria se expresan en pesos corrientes.

⁵ Una forma alternativa de captar inconsistencias entre las políticas es mediante el crecimiento del crédito interno neto del Banco Central en comparación al crecimiento del producto, gráfico A1-B. Si bajo un régimen de tipo de cambio predeterminado Pol_t mide la tasa de crecimiento del crédito interno y Pol_t^* la tasa de crecimiento del producto, un valor positivo para el término $(Pol_t - Pol_t^*)$ está indicando una elevada tasa de expansión del crédito, que generará un aumento de precios en especial de no transables que determinará una apreciación del TRC que lo apartará de su nivel de equilibrio. La serie se elaborada en base a datos del balance del BCU.

El cuadro 2 resume las variables utilizadas. Los fundamentos seleccionados para su inclusión en las ecuaciones a estimar son: la relación consumo del gobierno a producto (*cgpbi*), el logaritmo natural de la productividad relativa del sector transable y el no transable (*lprod*), el logaritmo natural de los términos de intercambio (*ltin*), los flujos de capital utilizando como proxy el déficit de la balanza comercial en relación al producto (*mvpbi*) y la recaudación derivada de recargos e impuestos a las importaciones de bienes (*recimp*) en porcentaje del valor de las importaciones. Esta variable es una proxy de las políticas comerciales del período al captar la evolución de las restricciones arancelarias al comercio.

Teniendo en cuenta los conceptos manejados en el marco analítico se definen dos variables para captar la posible inconsistencia entre la política fiscal y la meta de reducir la inflación, que pueden tener efecto sobre el TRC. Se generan dos series basadas en la relación entre el déficit público y la base monetaria, utilizando alternativamente el déficit global (*defbm*) o el déficit primario (*dpribm*). Se elabora además una serie que refleja el exceso de crédito interno neto del Banco Central, calculado como la diferencia entre la tasa de crecimiento del crédito interno neto del BCU y el crecimiento real del

Cuadro 2. Variables empleadas

Variable	Descripción	Fuente
<i>ltrc</i>	Logaritmo natural del tipo real de cambio multilateral, 10 socios comerciales	BCU
<i>cgpbi</i>	Relación consumo del gobierno a PBI en %	Propia en base a datos BCU,
<i>lprod</i>	Logaritmo natural de la productividad relativa del sector transable al no transable	Propia en base a datos, INE
<i>ltin</i>	Logaritmo natural de la relación términos de intercambio.	Propia en base a datos BCU
<i>mvpbi</i>	Déficit de balanza comercial a PBI, en %	Propia en base a datos BCU
<i>recimp</i>	Recaudación recargos importaciones sobre valor importaciones, en %	Propia en base a datos BCU, Contaduría General de la Nación
<i>dpribm</i>	Déficit público primario a base monetaria, %	Propia en base a datos BCU
<i>defbm</i>	Déficit público global a base monetaria, %	Propia en base a datos BCU,
<i>crecin</i>	Crecimiento crédito interno neto menos crecimiento del producto, %	Propia en base a datos BCU,
<i>deva</i>	Diferencia del logaritmo natural del <i>trc</i>	Propia en base a datos BCU, INE

BCU: Banco Central del Uruguay, INE: Instituto Nacional de Estadística

PBI promedio de los cuatro trimestres anteriores (*crecin*). Estas variables se incluyen en las ecuaciones a estimar con el propósito de determinar si tuvieron o no incidencia en la caída del tipo real de cambio del período.

La variable *deva* corresponde a la tasa de variación del tipo de cambio nominal en relación al trimestre anterior, medida como la diferencia logarítmica del tipo de cambio nominal.

Para el tipo real de cambio se emplea la definición:

$$trc = \frac{\prod_{i=1}^N (P_i^* / tcn_i^*)^{\alpha_i}}{P / tcn} \quad (5)$$

donde *trc* es el tipo real de cambio multilateral, *tcn* el tipo de cambio nominal expresado en la moneda de cada país por dólar, *P* corresponde a los índices de precios relevantes, el asterisco indica países extranjeros.

Por tanto el índice compara la evolución de los precios expresados en dólares de Uruguay con los de sus principales socios comerciales. Con esta definición un aumento del TRC indica una depreciación real.

Los índices de precios relevantes incluidos varían con el país, siendo índices de precios de consumo para Uruguay y sus vecinos e índices de precios al productor para el resto de los socios comerciales. Las ponderaciones (α_i) son variables y se obtienen de datos de la balanza de pagos del año anterior, reflejando la importancia de cada socio en el comercio de bienes. La serie utilizada es elaborada y publicada por el Banco Central e incluye en el índice a los 10 socios comerciales de mayor relevancia para Uruguay.

Resultados de la ecuación de ajuste parcial

Los resultados de la estimación de la ecuación de ajuste parcial (4), se resumen en el cuadro 3, para tres especificaciones diferentes según la variable de política empleada. Las variables relación de productividad y política comercial no resultaron significativas y son excluidas de las estimaciones finales en las columnas (2), (3) y (4) del cuadro 3. Para las cuatro ecuaciones el análisis de los correlogramas de los residuos muestra las características deseadas, el test Q de Ljung-Box muestra que los coeficientes de

autocorrelación y autocorrelación parcial no difieren estadísticamente de cero para todos los rezagos considerados (24 rezagos) lo que indica que no se puede rechazar la hipótesis nula de ausencia de correlación serial.

Cuadro 3. Estimación de la ecuación de ajuste parcial para el tipo real de cambio. OLS. Período: 1990:1.2001:4. Variable dependiente *ltrc*.

	(1) <i>ltrc</i>	(2) <i>ltrc</i>	(3) <i>ltrc</i>	(4) <i>ltrc</i>
<i>ltrc</i> (-1)	0.662 (10.54)**	0.698 (15.89)**	0.558 (5.92)**	0.611 (8.35)**
<i>cgpbi</i>	-2.463 (-2.53) ⁺	-2.51 (-2.74)**	-2.05 (-2.25) ⁺	-2.02 (-2.16) ⁺
<i>ltin</i>	-0.187 (-1.93) ⁺	-0.174 (-1.85) ⁺	-0.213 (-1.85) ⁺	-0.204 (-1.72) ⁺
<i>lprod</i>	0.026 (0.480) ^{ns}	---	---	---
<i>mxpbi</i>	-0.0089 (-1.93) ⁺	-0.013 (-4.01)**	-0.0141 (-4.21)**	-0.015 (-4.06)**
<i>recimp</i>	0.0073 (1.10) ^{ns}	---	---	---
<i>deva</i>	0.398 (2.19)*	0.441 (2.53) ⁺	0.618 (3.53)**	0.600 (3.41)**
<i>dpribm</i>	---	---	-0.0003 (-1.52) ^{ns}	---
<i>defbm</i>	---	---	---	-0.028 (-1.28) ^{ns}
<i>crecin</i>	-0.0020 (2.67) ⁺	-0.0017 (-2.64) ⁺	---	---
Intercepto	2.453 (3.27)**	2.44 (4.33)**	3.194 (3.84)**	2.93 (3.82)**
R ²	0.972	0.97	0.97	0.97
F ⁽¹⁾	169.29	229.91	198.93	195.83
Log likelihood	112.81	112.07	108.71	108.34
Breusch-Godfrey Valor P ⁽²⁾	0.045	0.12	0.36	0.35
Jarque-Bera Valor P	0.68	0.90	0.33	0.26

(**),(*),(+), Valores de t significativos al 1%, al 5% y al 10%, (1) Valor p: 0.000000

(2) Test LM de autocorrelación serial, Estadístico obs*R². Valor P para 12 rezagos.

El Cuadro 3 presenta además los valores de probabilidad para el estadístico Breusch-Godfrey como test adicional de correlación serial y los valores de probabilidad del estadístico Jarque-Bera de normalidad. Se observa que para las tres ecuaciones se obtiene un razonable comportamiento de los residuos.

En relación a la dinámica de ajuste, los desvíos del equilibrio se corrigen rápidamente. El valor para el parámetro de velocidad de ajuste, en la ecuación final (columna 2) es de 0.302 (1-0,698). Indicando una velocidad de ajuste de 30% en un trimestre.

La tasa de devaluación nominal (*deva*) se trasladó en forma importante, 44% a la tasa de devaluación real en un solo trimestre, y mostró efecto significativo en la determinación del *ltrc*.

De las distintas proxies empleadas para captar el efecto de inconsistencias de política sobre el tipo real de cambio, sólo la tasa de crecimiento del crédito interno neto (*crecin*) en la regresión (2), muestra relación con el tipo real de cambio con el signo esperado, indicando que un mayor crecimiento del crédito interno neto estuvo asociado a apreciación real.

El cuadro 4 resume el impacto de cada variable independiente en la variación del *ltrc*. Para tener un orden de magnitud comparable entre variables se calcula el efecto de un cambio equivalente a un desvío estandar en cada variable independiente sobre el *ltrc*. El cambio en *ltrc* se expresa en porcentaje de su desvío estandar. Se destaca el fuerte impacto de los flujos de capital.

Cuadro 4. Impactos sobre la variación del *ltrc* en %, basado en estimaciones de la columna (2) del cuadro 3.

<i>cgpbi</i>	<i>ltin</i>	<i>mxpbi</i>	<i>deva</i>	<i>crecin</i>
-13.84	-6.99	-35.68	16.45	-9.5

B. Modelo de corrección del error

Como método alternativo a la ecuación de ajuste parcial, se estima un modelo de corrección del error (MCE), siguiendo el procedimiento de Engle-Granger. La característica central de un modelo de corrección del error es que la dinámica de corto plazo de las variables del sistema están influenciadas por los desvíos respecto a una

relación de equilibrio. La existencia de un mecanismo de corrección del error está ligada a la existencia de una relación de equilibrio de mediano-largo plazo o de cointegración (teorema de representación de Granger).

Por eso el primer paso en la metodología, consiste en la estimación de una relación de mediano-largo plazo en base a las variables que se supone pueden tener una relación de equilibrio con el tipo real de cambio. En el numeral IV se desarrolla el concepto de cointegración, en esta sección el interés en la relación de mediano-largo plazo radica en la necesidad de contar con el residuo de la relación de mediano-largo plazo necesario para estimar el modelo de corrección del error. Se estima:

$$A(L)y_t = \sum_i B_i(L)x_{it} + \varepsilon_t \quad (6)$$

Con x_i fundamentos y $A(L)$ y $B(L)$ polinomios operadores de rezagos⁶.

Para probar la existencia de la relación de cointegración, se requiere que las variables sean todas integradas de igual orden. Se testea la existencia de raíz unitaria mediante el test de Dickey-Fuller aumentado⁷. Todas las series sometidas al test resultan integradas de orden 1, cuadro A1. del Apéndice.

La variable dependiente es el logaritmo del tipo real de cambio y se incluyen como regresores, las mismas variables consideradas en la ecuación de ajuste parcial: la relación consumo del gobierno a producto (*cgpbi*), el logaritmo de la productividad relativa del sector transable y el no transable (*lprod*), el logaritmo de los términos de intercambio (*ltin*), el déficit de la balanza comercial como proxy de los flujos de capital (*mxbpi*) y la recaudación derivada de recargos e impuestos a las importaciones de bienes (*recimp*).

⁶ Se sigue la sugerencia de Harris y Sollis (2003) de considerar dinámica en la ecuación de largo plazo para evitar correlación serial en el residuo.

⁷ En un proceso autorregresivo de orden uno $AR(1)$, el test de Dickey-Fuller consiste en testear la hipótesis nula $\phi_1 = 1$ en: $Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t$ o en forma equivalente testear la $H_0: \gamma = 0$, en $\Delta Y_t = \gamma Y_{t-1} + \varepsilon_t$, con $\gamma = (\phi_1 - 1)$. Si $\gamma = 0$ el proceso $AR(1)$ original contiene raíz unitaria.

El resultado de los test de raíz unitaria depende de la presencia de componentes determinísticos (intercepto y tendencia determinística) en el proceso generador de los datos y a su vez los test para probar presencia de componentes determinísticos dependen de la presencia de raíz unitaria. Dickey y Fuller derivan estadísticos apropiados para los diferentes casos según la presencia de los diferentes componentes determinísticos, intercepto, tendencia o ambos

Partiendo de una estimación con la inclusión de hasta dos rezagos para todas las variables, y luego de eliminar las variables no significativas, se obtienen las estimaciones que se indican en el Cuadro 5 mediante mínimos cuadrados ordinarios.

El residuo se somete al test de raíces unitarias (ADF) y se rechaza la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria al nivel de significancia de 1% ($t = -8.125$ $P = 0,0000$). Es decir que estamos en presencia de un ruido blanco.

Este residuo es empleado en la estimación del modelo de corrección del error según:

$$A(L)\Delta y_t = \sum_i B_i(L)\Delta x_{it} - \alpha \hat{\varepsilon}_{t-1} + u_t \quad (7)$$

Cuadro 5. Determinantes de mediano-largo plazo del tipo real de cambio, Engle-Granger. Variable dependiente *ltrc*

	(1)	(2)
<i>ltrc</i> (-1)	0.622 (6.99)**	0.694 (10.69)**
<i>cgpbi</i>	-3.219 (-2.17)*	-2.783 (-2.02)*
<i>lprod</i>	-0.002 (-0.028) ^{ns}	-----
<i>ltin</i> (-1)	-0.505 (-3.56)**	-0.458 (-3.46)**
<i>mxpbi</i> (-1)	-0.012 (-2.37)*	-0.017 (-4.64)**
<i>recimp</i>	0.010 (1.16) ^{ns}	-----
Intercepto	4.33 (3.85)**	3.824 (4.61)**
R ²	0.909	0.906
F ⁽¹⁾	80.17	121.1
Breusch- Godfrey Valor P ⁽²⁾		0.20
Jarque-Bera Valor P		0.81

(**), (*), (+), Valores de t significativos al 1%, al 5% y al 10%, ⁽¹⁾ Valor p: 0.00000

⁽²⁾ Test LM de autocorrelación serial, Estadístico obs*R². Valor P para 12 rezagos

En el mecanismo de corrección del error se incluyen, además de los fundamentos, variables que contribuyen a explicar la dinámica de corto plazo: relación entre el déficit

primario del sector público y la base monetaria (*dpribm*), relación déficit global del sector público a base monetaria (*defbm*), diferencia entre el crecimiento del crédito interno neto y el crecimiento del producto real (*crecin*), logaritmo del tipo de cambio nominal (*ltn*), y residuo de la estimación de la relación de mediano-largo plazo rezagado un período (*errorlp(-1)*).

Se realizó una primera estimación del MCE, incluyendo como regresores a la primera diferencia del *ltrc* y su rezago de uno y dos períodos y a las restantes variables en diferencia, sin rezago y rezagadas un período. Luego se aplica el test de la relación de verosimilitud, bajo la hipótesis nula, que en conjunto las variables con coeficientes no significativos son variables redundantes. No se puede rechazar dicha hipótesis (Estadístico F = 0.67 p: 0.76 ; Estadístico LR = 12.34 p: 0.41). En base a los tests realizados, se eliminan las variables: *D(cgpbi(-1))*, *D(lprod)*, *D(lprod(-1))*, *D(recimp)*, *D(recimp(-1))*, *D(ltin)*, *D(ltn(-1))* y *D(mxpbi)*. D(.) indica la primera diferencia de la variable. Los resultados de la estimación se indican en el cuadro 6. La estimación inicial con todos los regresores se anexa en el cuadro A5 del apéndice.

Cuadro 6. Determinantes de corto plazo del tipo real de cambio. Coeficientes del modelo de corrección del error

Variable	Coefficiente
<i>D(ltrc(-1))</i>	0.506 (3.22)**
<i>D(cgpbi)</i>	-2.751 (-3.32)**
<i>D(ltin(-1))</i>	-0.360 (-2.58) ⁺
<i>D(mxpbi(-1))</i>	-0.026 (-4.03)**
<i>D(ltn)</i>	0.334 (3.51)**
<i>D(crecin)</i>	-0.0011 (-1.73) ⁺
<i>errorlp(-1)</i>	-0.775 (-4.14)**
Constante	-0.015 (-2.05) ⁺

(**), (*), (°), (°), Valores de t significativos al 1%, al 5% y al 10%
 $R^2 = 0,61$; F = 8.81, Prob F = 0.00000; Tests al residuo: Jarque-Bera p= 0,62;
 test de autocorrelación serial de Breusch-Godfrey Valor p del est. F: 0,82,
 test de heterocedasticidad de White Valor p del est. F: 0,92.

IV. Tipo real de cambio de equilibrio

En esta sección se emplea el método de Johansen, en busca de una relación estadística de equilibrio entre el tipo real de cambio y sus determinantes de mediano-largo plazo. A diferencia de la metodología de Engle-Granger empleada en la sección anterior, el método de Johansen no es sensible a la variable elegida como variable dependiente y posibilita testear la existencia de más de una relación de cointegración. Esto permite asegurar la existencia de una sola relación de mediano-largo plazo en caso que el test así lo determine.

Se define el tipo real de cambio de equilibrio como el TRC que para valores sostenibles de los fundamentos resulta en la determinación simultánea de equilibrio interno y externo. El equilibrio interno requiere equilibrio en el mercado de no transables y supone que la economía se encuentra en la tasa natural de desempleo. Para Edwards (1989) el equilibrio externo se logra cuando la acumulación de los valores descontados de la cuenta corriente igualan a cero. Otros autores imponen condiciones menos fuertes para la existencia de equilibrio externo, Rodríguez (1979), Montiel (1999), Lim y Stein (1995). Así por ejemplo Rodríguez (1979), refiere al tipo real de cambio de equilibrio como aquel que garantiza un superávit de la balanza comercial compatible con un nivel dado del déficit de la balanza de capitales.

La estimación del tipo real de cambio de equilibrio, permite a su vez, medir los desalineamientos provocados por diferentes shocks, y por políticas domésticas. Se podrá así establecer si la apreciación del tipo real de cambio observada durante el período, deriva de desalineamientos o si es consistente con un nuevo equilibrio, determinado por los valores de los fundamentos y de las nuevas condiciones de una economía con baja inflación.

El primer paso en la determinación del tipo real de cambio de equilibrio consiste en la identificación de los fundamentos a incluir en el análisis empírico, estos surgen de la revisión de los modelos teóricos del capítulo I y ya fue comentada en el numeral anterior.

Luego se aplican técnicas de cointegración para determinar si los fundamentos están cointegrados con el tipo real de cambio. En caso afirmativo se descomponen las series de los fundamentos en componentes permanente y transitorio, los componentes

permanentes se emplean para computar la serie de tipo real de cambio de equilibrio mediante la ecuación estimada.

Finalmente se calculan los desalineamientos, definidos como la diferencia entre el valor actual del tipo real de cambio y su valor de equilibrio.

A. El concepto de cointegración

Los componentes de un vector $X_t = (X_{1t}, X_{2t}, \dots, X_{nt})$ de variables integradas de orden uno están cointegrados si existe un vector $\beta = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_n)$ tal que la combinación lineal $\beta X_t = \beta_1 X_{1t} + \beta_2 X_{2t} + \dots + \beta_n X_{nt}$ es estacionaria o integrada de orden cero.

Las técnicas de cointegración permiten testear estadísticamente la existencia de una relación de mediano-largo plazo entre variables económicas integradas. Si existe relación de mediano-largo plazo entre variables económicas, éstas están cointegradas. La relación de cointegración implica un mecanismo de corrección del error (Teorema de representación de Granger), que asegura que el alejamiento de las variables de sus valores de mediano-largo plazo activan un proceso de corrección de los desvíos que permite el retorno de los valores a su relación de equilibrio. Este mecanismo de corrección del error brinda la posibilidad del análisis de la dinámica de corto plazo junto al análisis de la relación de mediano-largo plazo.

La posibilidad de testear estadísticamente la presencia de relaciones de equilibrio de mediano-largo plazo, postuladas por la teoría económica, y la existencia de un mecanismo de corrección del error, determinan que la metodología de cointegración sea adecuada para el tratamiento de la dinámica del tipo real de cambio y de sus determinantes de mediano-largo plazo.

B. Test de Cointegración de Johansen

Dado que la relación de cointegración requiere que los componentes del vector X_t sean integrados de igual orden es necesario conocer el orden de integración de las series, previo a la aplicación del test de Johansen. Por tanto se testea la existencia de raíz unitaria mediante el test de Dickey-Fuller aumentado. Todas las series sometidas al test resultan integradas de orden 1, cuadro A1. del Apéndice.

Con el conjunto de series seleccionadas se forma un vector autorregresivo (VAR) de orden p , donde:

$$X_t = A_1 X_{t-1} + \dots + A_p X_{t-p} + e_t \quad (8)$$

X_t es un vector de n variables no estacionarias $I(1)$, e_t es un vector de innovaciones y se excluyen para simplificar los términos determinísticos. El vector de variables queda expresado en función de los valores pasados de todas las variables del sistema. A_1, \dots, A_p son matrices ($n \times n$). El VAR se puede también expresar como:

$$\Delta X_t = \Pi X_{t-p} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + e_t \quad (9)$$

donde la matriz $\Pi = \sum_{i=1}^p A_i - I$ y $\Gamma_i = \sum_{j=1}^i A_j - I$

Gracias al teorema de representación de Granger se puede asegurar que si la matriz Π es de rango reducido ($r < n$), existen las matrices α y β ambas de dimensión ($n \times r$), tales que $\Pi = \alpha \beta'$ y $\beta' X_t$ es estacionaria. A su vez r indica el número de relaciones de cointegración y las columnas de β son los vectores de cointegración, que contienen los coeficientes de la relación de cointegración. Los elementos de la matriz α son los coeficientes de ajuste en el vector de corrección del error como se verá más adelante.

Dado que el rango de una matriz es igual al número de raíces características diferentes de cero, el problema de determinar el número de relaciones de cointegración, se reduce a determinar el número de raíces características de la matriz Π diferentes de cero (para un tratamiento detallado de la metodología ver Enders, 1995). Se procede entonces a aplicar el test de Johansen a las series señaladas para determinar el rango de la matriz Π .

Para la estimación imponiendo la restricción de una sola relación de cointegración, se normaliza la variable $ltrc$. El test de Johansen asegura que se obtiene la misma relación de cointegración cualquiera sea la variable normalizada.

Se utilizan 3 lags y se impone la existencia de una tendencia determinística en los datos y una constante en la relación de cointegración. Se estudia el período enero 1988-junio 2002, no incluyéndose el período posterior a la crisis financiera de junio de 2002.

El conjunto de fundamentos que se incluyen en el VAR es el mismo que se considera en las estimaciones de ajuste parcial y de Engle-Granger: relación consumo del gobierno a producto, productividad relativa del sector transable y el no transable, términos de intercambio, flujos de capital y política comercial.

La relación a estimar es entonces:

$$ltrc = \beta_0 + \beta_1.cgpbi + \beta_2.lprod + \beta_3.ltin + \beta_4.mxpbi + \beta_5.recimp + \mu_t \quad (10)$$

Como se observa en el cuadro A2. del apéndice, mediante los dos criterios, traza y máximo valor propio se rechaza la hipótesis de no existencia de cointegración y no se puede rechazar la hipótesis de existencia de al menos una relación de cointegración.

Cuando fueron empleadas otras definiciones de TRC, como las señaladas en el capítulo 1, no fue posible probar la existencia de una relación de cointegración única entre el TRC y los fundamentos propuestos. Esto no descarta la existencia de una relación de mediano-largo plazo para las definiciones alternativas. El resultado encontrado simplemente indica que para el período considerado, el conjunto de fundamentos seleccionados no parece tener una relación estable con las definiciones alternativas de TRC.

Los valores del vector de cointegración estimados se encuentran en el cuadro 7. Los coeficientes de las variables *lprod* y *ltin* corresponden a elasticidades y los restantes a semielasticidades.

Los signos de la relación de cointegración están de acuerdo con los sugeridos por la teoría. La relación estimada se expresa despejando la variable normalizada como:

$$ltrc = - 64.553.cgpbi - 1.383.lprod - 7.539.ltin - 0.265.mxpbi - 0.178.recimp + 55.704 \quad (11)$$

Se observa que se aprecia el tipo real de cambio cuando aumenta la relación consumo-producto del gobierno, cuando crece la productividad del sector transable, cuando mejoran los términos de intercambio, cuando aumenta la entrada de capitales y cuando aumentan los aranceles.

La relación de cointegración βX_t , representa el error μ_t de mediano-largo plazo en (10) donde $ltrc$ es la variable normalizada.

Si se define el equilibrio de mediano-largo plazo como $\beta X_t = 0$, μ_t representa los desvíos respecto al equilibrio definido, μ_t debe ser necesariamente un proceso estacionario para que exista cointegración. El vector $\beta = (1, \beta_0, \beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4, \beta_5)$ estimado es $(1, -55.703, 64.553, 1.383, 7.539, 0.265, 0.178)$.

Cuadro 7. Coeficientes del vector β de Cointegración. Variable normalizada, $ltrc$

Variable	Coefficiente ^(x)
<i>cgpb</i>	-64.553 (-2.70)**
<i>lprod</i>	-1.383 (-2.27)*
<i>ltin</i>	-7.539 (-4.99)**
<i>mxpb</i>	-0.265 (-4.67)**
<i>recimp</i>	-0.178 (-2.80)**
Intercepto	55.704

*(**) Indica significancia al 5% (1%)

^(x) Signos con la variable $ltrc$ del lado izquierdo

El cuadro A3 del apéndice resume algunos indicadores de la bondad de ajuste del modelo estimado. Los residuos de las distintas ecuaciones del VAR cumplen razonablemente con el test de normalidad de Jarque-Bera. De acuerdo al test de White no se puede rechazar la hipótesis de ausencia de heterocedasticidad a los niveles usuales de significancia.

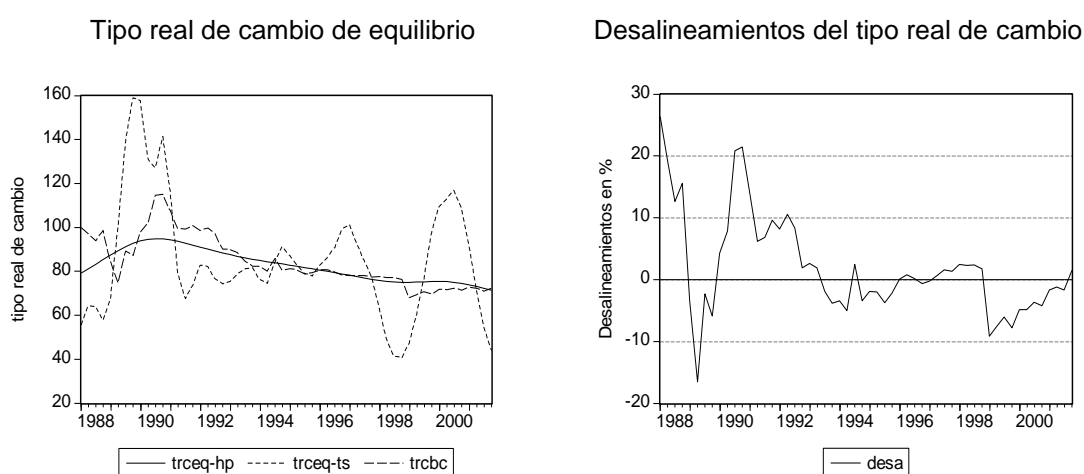
Los correlogramas de los seis residuos de la relación de cointegración muestran ausencia de correlación serial de acuerdo al estadístico Q, y los resultados del test de autocorrelación del residuo del modelo VEC (Test LM), indican valores de probabilidad que no permiten rechazar la hipótesis nula de ausencia de correlación serial con valores usuales de significancia y número de rezagos (ver cuadro A4 del Apéndice).

C. Trayectoria de mediano-largo plazo y desalineamientos

La trayectoria del logaritmo natural del tipo real de cambio de equilibrio se determina a partir de la relación de cointegración obtenida y de las series de los fundamentos filtradas para eliminar los componentes estacionales e irregulares. Luego se transforma la serie en logaritmos para obtener la serie de tipo real de cambio de equilibrio (*trceq*).

En el gráfico 1 se indican las trayectorias de las series de tipo real de cambio y de tipo real de cambio de equilibrio.

Gráfico 1. Tipo real de cambio de equilibrio y desalineamientos



La trayectoria del tipo real de cambio de equilibrio estimado es altamente dependiente del método utilizado para descomponer las series de los fundamentos. Se utilizó el filtro Hodrick-Prescott (hp) y la metodología basada en modelos ARMA incorporada en la rutina Tramo-Seats (ts) del programa E-views.

El tipo real de cambio de equilibrio muestra una tendencia decreciente (apreciación) a partir de 1990, la que es explicada por la evolución de los fundamentos. Los fundamentos que contribuyen a la apreciación son la productividad y los flujos de capital, ambos con trayectorias crecientes pero con coeficientes de signo negativo. La política comercial, los términos de intercambio y el consumo del gobierno sin embargo, contribuyen a elevar el tipo real de cambio de equilibrio, ya que si bien presentan signo negativo en la relación de mediano-largo plazo muestran trayectorias decrecientes a lo largo del período. Las trayectorias de los fundamentos durante el período de análisis se reproducen en el gráfico 2.

El cuadro 8 resume las variaciones de los fundamentos, y su contribución a la variación del tipo real de cambio de equilibrio, desde el inicio del plan de estabilización hasta fines del 2001. En dicho período el *lcr* de equilibrio tuvo una apreciación de 21.2%. Del cuadro 8 se concluye que el conjunto de los fundamentos es responsable de una apreciación de 28%.

Cuadro 8. Contribución de los fundamentos a la variación del TRC de equilibrio

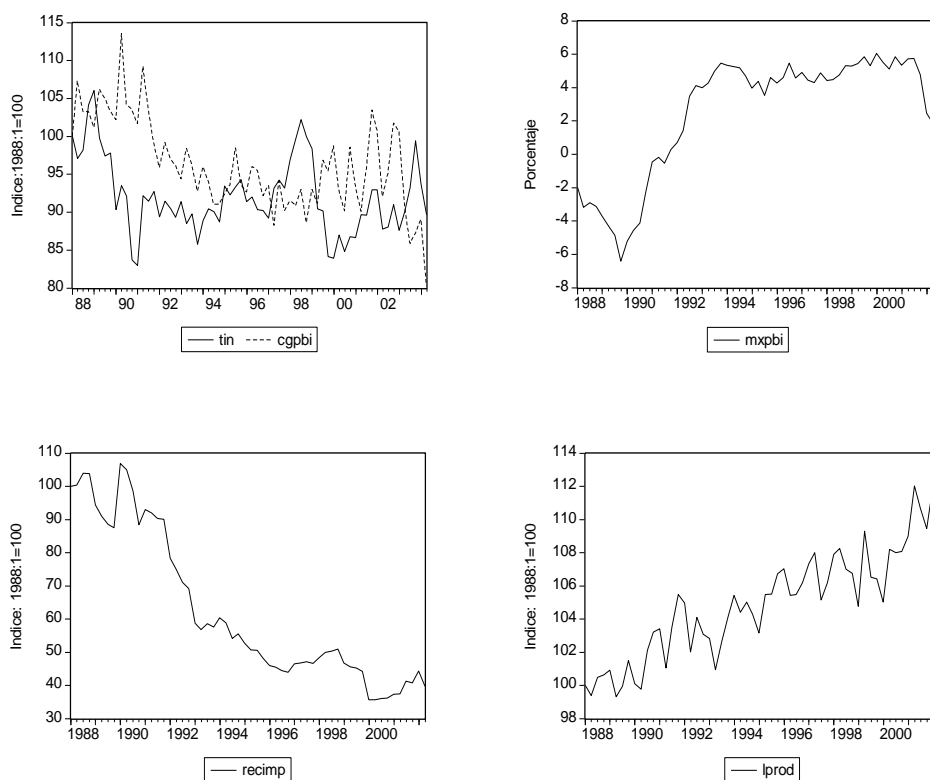
Variable	<i>cgpb</i>	<i>lprod</i>	<i>ltin</i>	<i>mxpbi</i>	<i>recimp</i>
Variación en % ⁽¹⁾	-2.81	28.70	-1.90	243.5	-48.39
Coefficiente rel. coin.	-64.55	-1.38	-7.54	-0.27	-0.18
Contribución en % ⁽²⁾	5.31	-42.30	14.35	-23.10	17.87

⁽¹⁾ Variación en el período 1991:4-2001:4, ⁽²⁾ Signo negativo indica apreciación, signo positivo indica depreciación. La contribución se calcula como: coeficiente de la relación de cointegración x variación del fundamento en % x valor inicial del fundamento/ valor inicial del tipo real de cambio de equilibrio.

El gráfico 1 también muestra la magnitud de los desalineamientos, medidos como la diferencia entre el TRC actual respecto al tipo real de cambio de equilibrio (Hodrick- Prescott), expresados en porcentaje. Los desalineamientos son mayores y más variables en el período previo al plan antiinflacionario. A partir de 1991 la tendencia es que los desalineamientos positivos se van reduciendo y luego de un período donde el TRC actual tiene menores divergencias respecto al de equilibrio se dan desalineamientos negativos (sobreevaluación del peso) que nunca superan el 10%.

La mayor magnitud y volatilidad de los desalineamientos previos a 1991 se pueden atribuir a la condición de elevada inflación y régimen cambiario que no tenía como objetivo el control inflacionario, (entre 1983 y 1990 hay régimen de libre flotación). Luego de iniciado el plan, la gradual convergencia entre devaluación e inflación logra llevar el TRC a un nuevo nivel de equilibrio inferior al inicial pero con desalineamientos de poca magnitud, que durante 1993 y 1998 nunca superan el 5%. El desalineamiento negativo de 10% que se observa en 1999 debe atribuirse al shock provocado por la devaluación de Brasil que determina una caída importante en el TRC actual. Sin embargo las políticas de flexibilización de la banda y de la tasa de devaluación corrigen a partir de la fecha el desalineamiento.

Gráfico 2. Trayectorias de los fundamentos



D. Funciones impulso respuesta y descomposición de varianza

Una función de impulso respuesta es una generalización de la representación en medias móviles de un proceso autorregresivo que permite expresar un vector $X_t = (X_{1t}, X_{2t}, \dots, X_{nt})$ de variables de series de tiempo en función de los valores contemporáneos y pasados de las innovaciones de todas las variables del sistema. Es útil para generar la trayectoria de todas las variables a partir de un shock a cualquiera de las innovaciones $e_{1t}, e_{2t}, \dots, e_{nt}$.

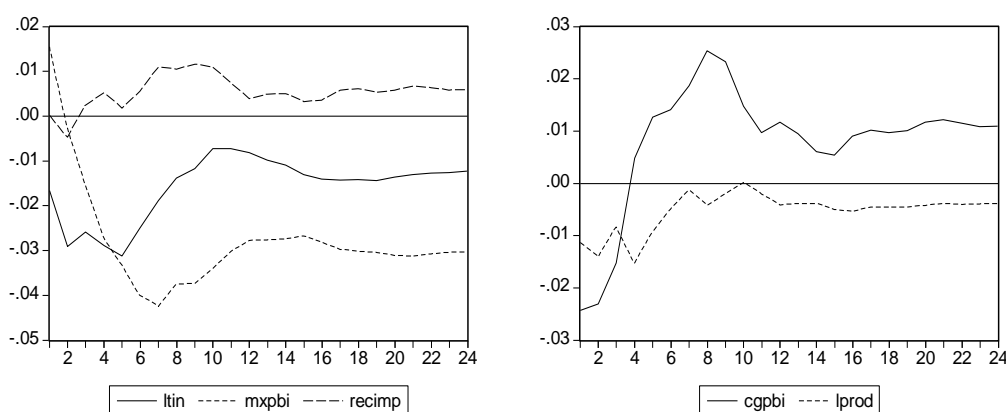
El gráfico 3 muestra la respuesta en el *ltrc*, de un shock de un desvío estandar en los diferentes fundamentos, a lo largo de 24 trimestres.

Para dar idea de la magnitud de las respuestas, se expresa el impacto sobre el *ltrc*, en relación a los valores de su desvío estandar. Las variables que más inciden son los términos de intercambio (21.1%) y los flujos de capital (29.4%), seguidos por el consumo del gobierno (16.4%), la productividad relativa (10.2%) y la política comercial

(7.5%). Estos valores corresponden al rezago en el que se observa el mayor impacto producido por cada variable.

Las trayectorias del logaritmo del TRC se mantienen por debajo del nivel inicial a lo largo de los 24 trimestres, cuando los shocks son a la productividad, a los términos de intercambio y a los flujos de capital, reafirmando el efecto de apreciación ya encontrado en los coeficientes de la relación de cointegración.

Gráfico 3. Curvas de impulso respuesta.

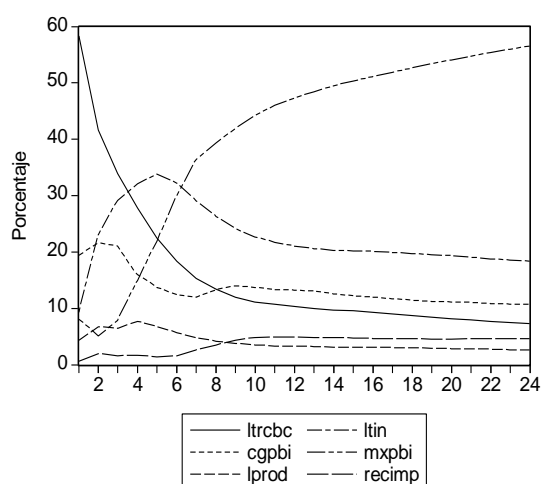


La dinámica de la variable de política comercial es más compleja. Si bien en la relación de mediano-largo plazo el signo indica que una reducción de aranceles a la importación eleva el tipo de cambio la respuesta a una innovación en esta variable muestra que en los primeros trimestres un aumento de los aranceles genera una apreciación, pero a partir del tercer trimestre la respuesta se revierte.

Finalmente el gráfico 4 muestra la descomposición de las varianzas de los distintos fundamentos. Este análisis descompone la variación de una variable endógena en los diferentes shocks, indicando la importancia relativa de las distintas innovaciones del VAR sobre la variación de cada variable endógena.

Entre los términos de intercambio y los flujos de capital se explica el 62% de la variación en el tipo real de cambio luego de transcurridos 6 trimestres, llegando estas variables en conjunto a ser responsables del 70% de la variación luego de 15 trimestres. El consumo del gobierno, que tiene una relevancia de 20% decae rápidamente hacia el 6to trimestre. La productividad y la política comercial son los fundamentos que presentan más estabilidad en su aporte, pero a la vez los que menos contribuyen a la variación en el tipo real de cambio. Hay que resaltar que la contribución de la política comercial nunca sobrepasa el 3% de la varianza total.

Gráfico 4. Descomposición de la varianza



V. Conclusiones

Mediante la aplicación de diferentes técnicas econométricas al estudio de los determinantes de mediano-largo plazo del tipo real de cambio y su dinámica de corto plazo, se extraen algunas conclusiones relevantes que aportan a la reciente investigación sobre el tema en Uruguay.

El empleo de la metodología de Johansen permitió confirmar que existe una sólo relación de cointegración entre el TRC y los fundamentos: relación consumo del gobierno a producto, productividad relativa del sector transable, términos de intercambio, flujos de capital y política comercial. En el mediano-largo plazo, un mayor consumo del gobierno, un aumento de la productividad del sector transable, una mejora en los términos de intercambio, un aumento en la entrada de capitales y aranceles a la importación más elevados, producirán apreciación del tipo real de cambio. Estos resultados están de acuerdo con lo esperado por los modelos teóricos relevantes reseñados en el capítulo I.

En relación a los fundamentos que integran la relación de mediano-largo plazo con el tipo real de cambio, este trabajo presenta diferencias respecto a trabajos previos realizados en Uruguay. Ninguno de los trabajos previos sobre el tema incluye la política comercial como determinante del tipo real de cambio de mediano-largo plazo (cuadro 1). Por otro lado los trabajos precedentes optan por considerar como fundamento la relación consumo-producto, mientras en este trabajo se prefiere incluir el déficit de la

balanza comercial como proxy de los flujos de capital. Todos los estudios concuerdan en asignar un rol relevante a la productividad y al consumo, sin embargo la variable términos de intercambio que resulta de importancia en el presente trabajo, sólo entra en la relación de mediano-largo plazo en uno de los trabajos mencionados, Gianelli y Mednik (2006).

El tipo real de cambio de equilibrio muestra una trayectoria decreciente (apreciación) a partir de 1990, similar a la del TRC, y se explica por la evolución de los fundamentos. Los fundamentos que contribuyen a la apreciación son la productividad y los flujos de capital. Por otro lado la política comercial, los términos de intercambio y el consumo del gobierno contribuyen a elevar el tipo real de cambio de equilibrio. La contribución final depende del signo del coeficiente, captado por la relación de cointegración y de la trayectoria de cada fundamento.

La comparación de la serie de TRC de equilibrio con la serie original de TRC da una medida de los desalineamientos respecto al nivel de equilibrio. Se puede concluir que estos no son de magnitud importante, aunque cuando se los estima aplicando la metodología de modelos ARMA, las profundas fluctuaciones de alguno de los fundamentos se trasladan al tipo real de cambio de equilibrio y se observan desalineamientos de cierta relevancia en períodos cortos de tiempo. Cuando se estima el TRC de equilibrio filtrando los fundamentos mediante el filtro Hodrick-Prescott, los desalineamientos son muy bajos durante la mayor parte del período. Los desalineamientos son mayores y más variables en el período previo al plan antiinflacionario. A partir de 1991 la tendencia es que los desalineamientos positivos se van reduciendo y luego de un período donde el TRC actual tiene menores divergencias respecto al de equilibrio se dan los mayores desalineamientos negativos (sobrevaluación del peso) que nunca superan el 10%.

Se puede concluir que la caída del TRC de equilibrio es explicada por la evolución de los fundamentos y que durante el plan de estabilización los desalineamientos se reducen, lo que estaría sugiriendo que el plan contribuye a generar convergencia del TRC a su nivel de equilibrio de mediano-largo plazo.

El análisis de las funciones impulso respuesta indica que las trayectorias del logaritmo del TRC se mantienen por debajo del nivel inicial a lo largo de los 24 trimestres, cuando los shocks son a la productividad, a los términos de intercambio y a

los flujos de capital, reafirmando el efecto de apreciación ya encontrado en los coeficientes de la relación de cointegración. La dinámica de la variable de política comercial es más compleja. Si bien en la relación de mediano-largo plazo el signo indica que una reducción de aranceles a la importación eleva el tipo de cambio, la respuesta del *ltrc* a una innovación en esta variable cambia de signo, mostrando que luego de tres trimestres, un aumento de los aranceles genera una depreciación.

La descomposición de la varianza aporta también información relevante, al dar una idea de la importancia de cada variable, en términos de su contribución a la variabilidad del tipo real de cambio. Entre los términos de intercambio y los flujos de capital se explica el 62% de la variación en el tipo real de cambio luego de transcurridos 6 trimestres, llegando estas variables en conjunto a ser responsables del 70% de la variación luego de 15 trimestres. El consumo del gobierno, que tiene una relevancia de 20% decae rápidamente hacia el 6to trimestre. La productividad y la política comercial son los fundamentos que presentan más estabilidad en su aporte, pero a la vez los que menos contribuyen a la variación en el tipo real de cambio, ya que por ejemplo la contribución de la política comercial nunca sobrepasa el 3% de la varianza total.

En relación a la dinámica de ajuste, las dos técnicas empleadas reflejan que los desvíos del equilibrio se corrigen rápidamente. Difieren sin embargo en la velocidad para llegar al equilibrio. Mientras la ecuación de ajuste parcial arroja valores para la velocidad de ajuste, en un rango de 30 % - 44 %, el MCE indica que el 75% de la discrepancia se corrige en el trimestre posterior.

Las conclusiones que se obtienen sobre el rol de los fundamentos en la dinámica de corto plazo es muy similar para ambas técnicas. El consumo de gobierno y los flujos de capital presentan la mayor importancia estadística seguidos por los términos de intercambio. Como lo sugiere la teoría, valores mayores de los fundamentos mencionados determinan apreciación. La productividad relativa de los transables y la política comercial no resultaron significativas en ninguno de los dos análisis. La tasa de devaluación nominal ($D(ltcn)$, *deva*) se trasladó en forma importante, 33% en el MCE y 44% en la ecuación de ajuste parcial, a la tasa de devaluación real en un solo trimestre, y mostró efecto significativo en la determinación del *ltrc*.

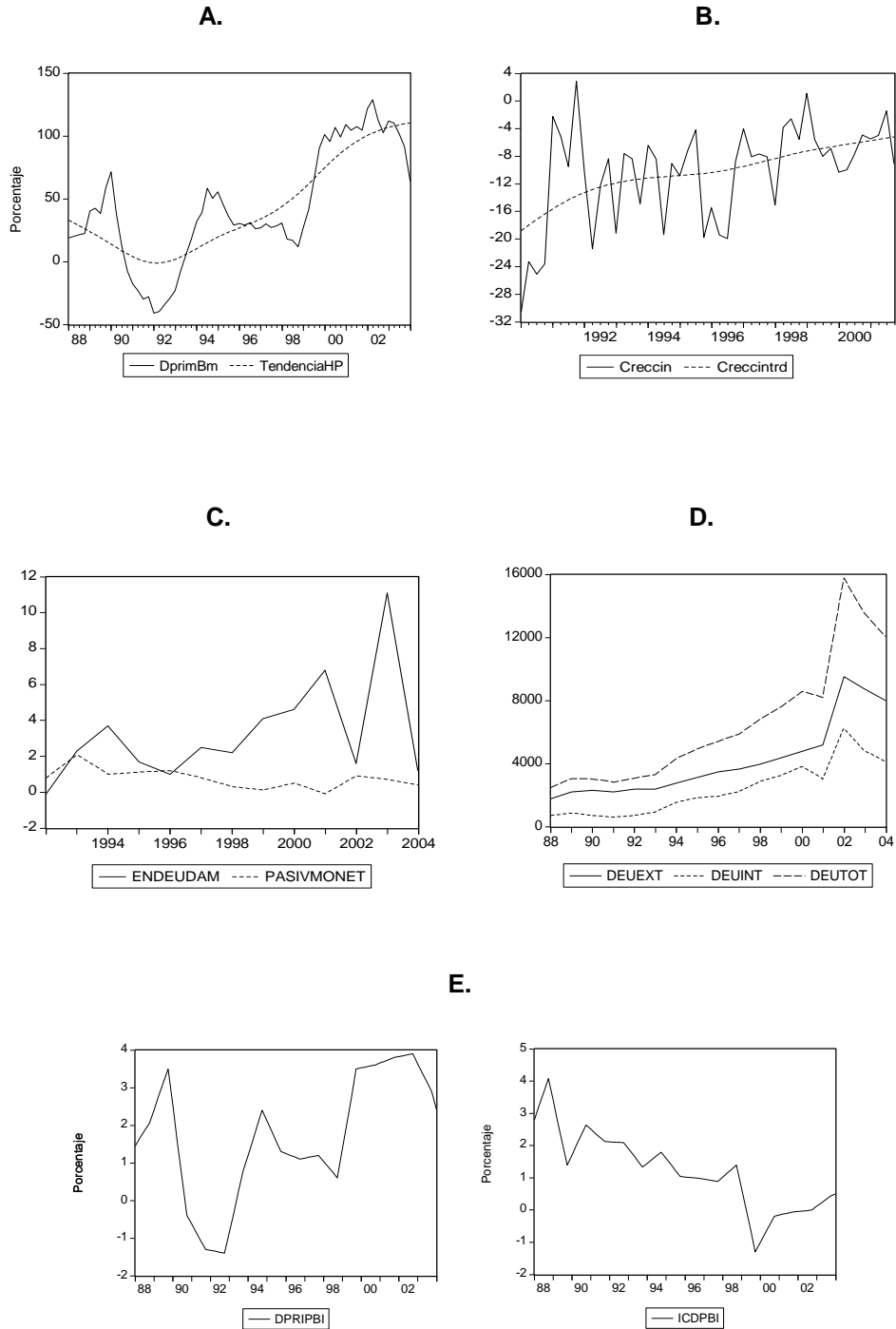
De las distintas proxies empleadas, para captar el efecto de posibles inconsistencias de las políticas macroeconómicas sobre el tipo real de cambio, sólo la tasa de crecimiento del crédito interno neto (*crecin*), muestra un efecto con el signo esperado,

en ambas técnicas. Un mayor crecimiento del crédito interno neto estuvo asociado a apreciación real. Este efecto no fue nunca altamente significativo. Además de la baja significancia estadística, la apreciación que podría derivar del incremento en el crédito interno, es muy baja en comparación a la apreciación del TRC observada en el período. El coeficiente de la variable *crecin*, indica que un punto de incremento del crecimiento del crédito interno por sobre el producto generaría una apreciación de 0,17 %, o 0,11% según la metodología. Si se observa que *crecin* creció 12 puntos tendencialmente durante el período considerado, la apreciación calculada sería de 1,3% a 2% acumulada en el período 1991-2001. Esta apreciación es muy inferior a la caída del tipo real de cambio actual de 40% o a la caída del tipo real de cambio de equilibrio de 21% registradas en el período.

Se puede concluir que la política macroeconómica no tuvo un rol importante en la apreciación real del período y que la pronunciada caída del TRC del período es consecuencia de un nuevo equilibrio determinado por los fundamentos.

Apéndice

Gráfico A1. Evolución de variables macroeconómicas



- A. Relación déficit primario del sector público a base monetaria
- B. Crecimiento del crédito interno neto del Banco Central
- C. Financiamiento del déficit público mediante endeudamiento o pasivos monetarios en % del PBI.
- D. Deuda interna, externa y total del Gobierno en millones de dólares
- E. Déficit público e ingresos por creación de dinero en % del Pbi.

Cuadro A1. Test de Dickey-Fuller aumentado

	<i>ltrc</i>	<i>cgpbi</i>	<i>lprod</i>	<i>ltin</i>	<i>mxpbi</i>	<i>recimp</i>
Est. DFA -nivel	-2.899	-0.466	-0.15	-2.87	-0.041	-1.59
Valor p	0.171	0.982	0.938	0.054	0.995	0.782
Componentes determinísticos	Constante Tendencia	Constante Tendencia	Constante	Constante Tendencia	Constante Tendencia	Constante Tendencia
DFA-Diferencia	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Valor p						
Proceso	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)

Cuadro A2. Test de Johansen

Hipótesis:	Valor propio	Estadístico Traza	Valores críticos		Estadístico Máximo valor	Valores críticos	
Nº Rel De Coint.			5%	1%		5%	1%
Ninguna	0.538	101.68*	94.15	103.18	41.69*	39.37	45.10
A lo sumo 1	0.385	59.98	68.52	76.07	26.24	33.46	38.77
A lo sumo 2	0.238	33.75	47.21	54.46	14.67	27.07	32.24
A lo sumo 3	0.163	19.09	29.68	35.65	9.64	20.97	25.52
A lo sumo 4	0.150	9.46	15.41	20.04	8.77	14.07	18.63

*(**) Indica rechazo de la hipótesis nula al nivel 5%(1%)
Ambos test indican una relación de cointegración al nivel de 5%

Cuadro A3. Bondad del modelo estimado

H ₀	Estadístico	<i>ltrc</i>	<i>cgpi</i>	<i>lprod</i>	<i>ltin</i>	<i>mxpbi</i>	<i>recimp</i>
Normalidad de residuos	Jarque-Bera p-value	1.78 0.40	1.05 0.59	8.17 0.017	2.93 0.23	5.6 0.06	2.19 0.33
Residuos no presentan heterocedasticidad	Test White $\chi^2(38)$ p- value	42.19 0.29	32.57 0.72	29.26 0.85	42.11 0.30	35.53 0.58	50.33 0.09

Cuadro A4. Test LM de correlación serial de los residuos del modelo VEC

Rezagos	Estadístico-LM	Valor-P
1	28.64992	0.8032
2	39.63299	0.3112
3	34.77333	0.5268
4	44.22451	0.1632
5	41.30358	0.2500
6	35.06923	0.5127
7	48.07075	0.0860
8	40.92472	0.2632
9	30.12398	0.7436
10	43.17426	0.1915

Valores p: $\chi^2(36)$

Cuadro A5. Coeficientes del modelo de corrección del error. Estimación inicial

Variable dependiente: DLTCR, Período: 1990:2 2001:4, Observaciones: 47			
Variable	Coeficientes	Estadístico t	Prob.
<i>D(ltcr(-1))</i>	0.495338	2.429639	0.0215
<i>D(ltcr(-2))</i>	-0.092141	-0.647459	0.5224
<i>D(cgpbj)</i>	-2.963302	-2.198929	0.0360
<i>D(cgpbj(-1))</i>	1.257340	1.060212	0.2978
<i>D(lprod)</i>	-0.017911	-0.203142	0.8404
<i>D(lprod(-1))</i>	0.005355	0.065143	0.9485
<i>D(ltin)</i>	-0.100908	-0.630633	0.5332
<i>D(ltin(-1))</i>	-0.469978	-2.867099	0.0076
<i>D(mxpbj)</i>	-0.011959	-1.415297	0.1676
<i>D(mxpbj(-1))</i>	-0.025831	-3.038930	0.0050
<i>D(recimp)</i>	0.001218	0.219223	0.8280
<i>D(recimp(-1))</i>	0.001366	0.296999	0.7686
<i>D(ltcn)</i>	0.503008	2.800835	0.0090
<i>D(ltcn(-1))</i>	-0.070519	-0.397899	0.6936
<i>D(excrecin)</i>	-0.000975	-1.256027	0.2191
<i>D(excrecin(-1))</i>	-0.000943	-1.162900	0.2544
<i>Errorlp(-1)</i>	-0.774631	-2.870600	0.0076
intercepto	-0.017225	-1.948242	0.0611
R- cuadrado	0.605380		
R-cuadrado ajustado	0.374051	Desvío estandar var dependi.	0.038453
Error estandar regresión	0.030423	Akaike	-3.864150
Suma cuadrado residuos	0.026841	Schwarz	-3.155583
Log likelihood	108.8075	F-	2.616969
Durbin-Watson	2.026646	Prob(F-)	0.010955

Referencias

- Aboal, Diego (2003), "Tipo de cambio real de equilibrio en Uruguay", mimeo, Uruguay, Instituto de Economía, Facultad de Ciencias Económicas y de Administración UDELAR
- Balassa, Bela. (1964), "The purchasing-power parity doctrine: A reappraisal", *The Journal of Political Economy*, **72**:584-596.
- Capurro, Alfonso, Guillermo Davies y Pablo Ottonello (2006) "El tipo de cambio real y los precios relativos en un enfoque de tres bienes" *XXI jornadas Anuales de Economía*, Uruguay, BCU.
- Edwards, Sebastian (1989), *Real exchange rates, devaluation and adjustment*, Cambridge, MA, MIT Press.
- Enders, Walter (1995), *Applied econometric time series*, New York, Wiley & Sons.
- Fernández, Adrian, Mariana Ferreira, Paula Garda, Bibiana Lanzilotta y Rafael Mantero (2006) "TCR competitivo y otras soluciones desajustadas" *XXI jornadas Anuales de Economía*, Uruguay, Banco Central del Uruguay.
- Fernandez Castro, Rosana (1997) "El plan de estabilización de 1990" *Revista de Economía* 2da. Época, Vol IV, N°2, Uruguay, Banco Central del Uruguay.
- Froot K.A. and Kenneth Rogoff (1995), "Perspectives on PPC and long run real exchange rates", in G. Grossman and K. Rogoff, eds., *Handbook of International Economics* Vol 3, Amsterdam, North Holland Press.
- Gianelli, Diego y Matías Mednik (2006), "Un modelo de corrección de errores para el tipo de cambio real en el Uruguay. 1983:1-2005:IV", *Revista de Economía*, 2da época 13(2), Uruguay. Banco Central del Uruguay.
- Harberger, Arnold (1988), *Trade policy and the real exchange rate*. Economic Development Institute, The World Bank.
- Harris, Richard and Robert Sallis R. (2003), *Applied time series modelling and forecasting*, Ch 4. New York, Wiley.
- Lim, Guay and Jerome L. Stein (1995) "The dynamics of the real exchange rate and current account in a small open economy: Australia", in: Stein J.L., Allen P.R. and associates, eds., *Fundamental determinants of exchange rates*, Oxford: Clarendon Press
- Lorenzo, Fernando, Nelson Noya y Christian Daude (2000) "Tipos de cambio reales bilaterales y volatilidad: La experiencia Uruguaya con los socios del MERCOSUR", Uruguay, CINVE.
- Montiel, Peter (1999), "The long run equilibrium real exchange rate misalignment: Conceptual issues and empirical research", in: L.E. Hinkle and P.J. Montiel, eds, *Exchange rate misalignment: Concepts and measurement for developing countries*, A World Bank Research Publication, Oxford University Press.
- Obstfeld, Maurice (1985), "The capital inflows problem revisited: A stylized model of southern cone disinflation", *The review of economic studies*, **52**: 605-625.
- Rodríguez, Carlos A. (1979), "El plan argentino de estabilización del 20 de Diciembre", Documento de trabajo N°5, Buenos Aires, Cema.
- Rodríguez, Carlos. A. y L. Sjaastad (1979) "El atraso cambiario, Mito o Realidad", Documento. de trabajo N°2, Buenos Aires, Cema.
- Rodríguez, Carlos A. (1981), "Managed Float: An evaluation of alternative rules in the presence of speculative capital flows", *American Economic Review* , **71**: 256-60.

- Rodríguez, Carlos A. (1987), “Estabilización vs. cambio estructural: La experiencia Argentina” Mimeo
Disertación en la Academia Nacional de Ciencia Económicas, Buenos Aires, Cema.
- Rodríguez, Carlos A. (1991), “Inflation in Uruguay”, Documento de trabajo N° 75, Buenos Aires, CEMA.
- Rodríguez Carlos A. (1994) “The external effects of public sector deficits”, in W. Easterly, C.A.
Rodriguez and K. Schmidt-Hebbel, eds., *Public sector deficits and macroeconomic performance*,
Oxford, Oxford University Press.

Capítulo 3

Paridad del poder de compra entre Uruguay y Argentina⁸

I. Introducción

En este capítulo se buscan respuestas a dos interrogantes: a) ¿Se verifica empíricamente la paridad del poder de compra para el tipo real de cambio bilateral de Uruguay con Argentina? b) ¿Cuál es el grado de dependencia del tipo real de cambio de Uruguay respecto al de Argentina?

Si el tipo real de cambio sigue la regla de la paridad del poder de compra (PPC) se cuenta con una medida del tipo real de cambio de equilibrio y por tanto de sus desalineamientos. Alejamientos del nivel de equilibrio serían corregidos por movimientos en los precios o en el tipo de cambio nominal. Esto tiene implicancias económicas relevantes ya que de ser válida la concepción de la PPC acciones de política monetaria o cambiaria tendientes a controlar el tipo real de cambio sólo podrían tener un efecto transitorio.

Estudiar la validez empírica de la PPC entre Uruguay y Argentina constituye además un primer paso en el análisis de las interrelaciones de los tipos reales de cambio entre ambas economías. Dada la asimetría de tamaño entre ambas economías, es relevante cuantificar el grado de dependencia del tipo real de cambio de Uruguay respecto al de Argentina.

En su revisión sobre el tipo real de cambio (TRC) en economías emergentes Edwards y Savastano (1999) señalan un resurgimiento de la paridad del poder de compra, como un enfoque adecuado para captar la evolución del TRC en el largo plazo. Enumeran tres factores que determinan la reubicación de la doctrina de la PPC: i) una interpretación más laxa de la teoría, ii) utilización de series de tiempo más largas para los trabajos empíricos y iii) nuevas técnicas econométricas más adecuadas a testear relaciones de largo plazo.

Froot y Rogoff (1995) a su vez destacan que en economías avanzadas existe abundante evidencia empírica para apoyar cuatro hechos estilizados sobre el comportamiento del tipo real de cambio: i) se rechaza la hipótesis que el TRC

⁸ Este capítulo se basa en el trabajo final del curso Tópicos en Econometría Aplicada, UCEMA, año 2007. Profesor Daniel Lema.

bilateral sigue un paseo aleatorio cuando se estudian series largas de 60-70 años; ii) las series muestran fuerte y lenta reversión a la media, con un período de 3 a 5 años de vida media de las desviaciones, iii) es muy difícil rechazar la hipótesis de existencia de una relación de equilibrio de largo plazo entre el tipo de cambio nominal, los precios del país y los precios del extranjero; iv) no hay evidencia de desvíos permanentes de la PPC que puedan ser explicados por factores estructurales tales como la productividad.

La literatura empírica para países emergentes no es tan abundante, aunque ha comenzado a crecer a partir de 1980 y aun no es claro que se cumplan los hechos estilizados mencionados.

En los trabajos citados se destaca la corta duración de las series empleadas en países emergentes, donde la mayoría de los estudios cubre un período de menos de 30 años. En la mayoría de los trabajos reseñados se rechaza la hipótesis de estacionariedad de las series de TRC, pero a su vez también se rechaza que éstas sigan un paseo aleatorio.

Cuando los trabajos emplean cointegración para determinar relaciones de largo plazo los resultados son más favorables a la aceptación de la PPC y esto ocurre fundamentalmente para datos de países de Latino América. Hay una notoria ausencia en los trabajos de test formales de reversión a la media, lo que impide contar con medidas estadísticas de la velocidad de convergencia. Para un ejemplo de la aplicación de dichos tests ver Calvo Reinhart y Vegh (1995).

El corto período de años que abarcan las series y los pocos estudios que emplean cointegración han determinado según Edwards y Savastano (1999) escasa evidencia sobre los hechos estilizados mencionados. Esto los lleva a concluir que se requiere conocer mucho más sobre las propiedades de largo plazo del TRC en países emergentes, para darle una justa dimensión temporal al problema de los desalineamientos, tan frecuentemente invocados en la discusión económica de académicos y de quienes implementan la política económica.

La noción de un TRC de equilibrio de mediano plazo, función de sus fundamentos y variable en el tiempo, como la desarrollada en el capítulo 2, no es incompatible con una noción de equilibrio de PPC que sólo es válida en el muy largo plazo. De ahí la importancia de los estudios de reversión a la media y velocidad de convergencia que permiten ubicar el horizonte de tiempo relevante para cada enfoque.

El capítulo continúa con la siguiente organización: en la sección II se describen brevemente algunos antecedentes para Uruguay, la sección III presenta el análisis empírico donde se prueba la estacionariedad de la serie de tipo real de cambio, se analiza la existencia de una relación de cointegración entre los precios y el tipo de cambio nominal, se estima un modelo de corrección del error y se analiza la causalidad entre el tipo real de cambio de Uruguay y el de Argentina.

II: Antecedentes para Uruguay

En un estudio que analiza la evolución de las series de tipo real de cambio de Uruguay respecto a Argentina y Brasil para el período 1975-1999 Lorenzo, Noya y Daude (2000) sugieren que la evidencia plantea dudas sobre la pertinencia de las paridades del poder de compra entre Uruguay y sus vecinos. Los frecuentes cambios bruscos en los regímenes cambiarios de los mencionados países explican en parte según los autores el comportamiento de las series de tipo real de cambio bilateral, es difícil rechazar la hipótesis de existencia de raíz unitaria.

En otro trabajo que abarca como el anterior un período relativamente corto de tiempo (1973-1998) Rodríguez, Urrestarazú y Goyeneche (1999), tampoco encuentran resultados que permitan defender la PPC como explicación de la evolución de los tipos reales de cambio bilaterales de Uruguay, Argentina y Brasil con EE.UU.

Más recientemente, Fernández et al. (2006) encuentran para un período de 90 años (1913-2004) que el tipo real de cambio de Uruguay verifica la PPC con EE.UU. Sin embargo para un período más corto de tiempo (1980-2005) encuentran que las series de tipo real de cambio bilateral de Uruguay, Argentina y Brasil con EE.UU. no son estacionarias y por tanto la PPC no representa adecuadamente su comportamiento. Pero una conclusión relevante es que estas tres series guardan entre sí una relación de cointegración y que el tipo real de cambio de Uruguay queda determinado por el de sus dos vecinos. La conclusión final de los autores es que en el muy largo plazo el tipo real de cambio de Uruguay fluctúa en torno a su nivel de equilibrio de PPC y que en el corto plazo se ajusta de acuerdo a las trayectorias de tipo real de cambio de sus vecinos.

Como se observa sólo cuando se trabaja con series largas se ha podido verificar un comportamiento como el sugerido por la PPC. La conclusión final del trabajo de

Fernandez et al. sugiere que sería deseable extender el análisis de las interrelaciones de los tipo reales de cambio entre los países vecinos de Uruguay a un horizonte más largo de tiempo. El presente capítulo se focaliza en un período de más de 50 años (1950-2006) y en la interrelación de Uruguay con Argentina.

III. Análisis empírico

A. Paridad del poder de compra entre Uruguay y Argentina

La versión fuerte de la PPC requiere que el tipo real de cambio bilateral entre Uruguay y Argentina (*trcurar*), definido como:

$$trcurar = \frac{ipcar \cdot tcn}{ipcuru} \quad (1)$$

se mantenga constante en el tiempo ya que el supuesto es que los movimientos en los precios están determinados por perturbaciones nominales neutrales que no pueden afectar una variable real como el tipo real de cambio. En (1) *tcn* corresponde al tipo de cambio nominal de Uruguay respecto a Argentina, *ipcar* es el índice de precios de consumo de Argentina e *ipcur* el índice de precios de consumo de Uruguay. En la versión más laxa, que es la que se adopta en este capítulo, se acepta que el tipo real de cambio tenga fluctuaciones en torno a un nivel de equilibrio.

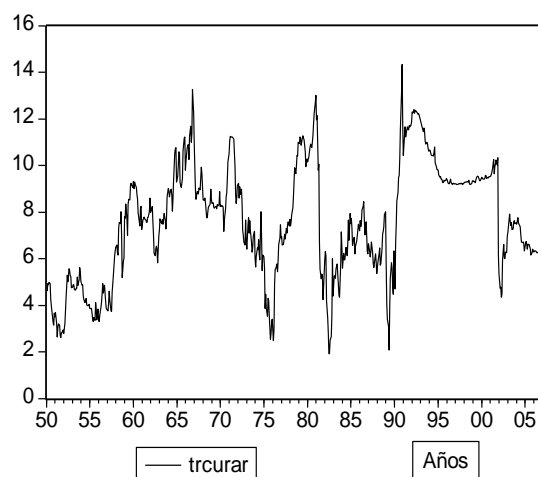
Las series empleadas en la ecuación (1) son: índice de precios de consumo de Uruguay (*ipcuru*) (Instituto Nacional Estadística), índice de precios de consumo de Argentina (*ipcar*) y tipo de cambio nominal de Uruguay respecto a Argentina (*tcn*).⁹

Se emplean dos metodologías para testear la PPC. Primero, análisis de las propiedades estocásticas de la serie de TRC para determinar si se ajusta o no a las características de un paseo aleatorio y segundo, aplicación de técnicas de

⁹ Series en base a datos del INE, Data Fiel y BCU.

cointegración en la búsqueda de una relación de equilibrio de largo plazo entre las series determinantes del TRC: tipo de cambio nominal, índices de precios del extranjero e índice de precios del país. Se analiza el período 1950-2006 con datos mensuales. La evolución de la serie de TRC se encuentra en el gráfico 1.

Gráfico 1. Tipo real de cambio bilateral Uruguay-Argentina



B. ¿Raíz unitaria o estacionariedad de la serie de TRC?

Si la serie de tipo real de cambio presenta raíz unitaria las innovaciones tendrán efectos permanentes, lo que contradice notoriamente el postulado de la PPC que establece que alejamientos del equilibrio son rápidamente restablecidos. De ahí que una forma sencilla de testear la validez de la PPC sea la de testear la existencia de raíz unitaria en la serie de TRC.

El TRC respecto a Argentina presenta un correlograma típico de un proceso AR(1), con coeficientes de autocorrelación decayendo lentamente y coeficiente de autocorrelación parcial muy significativo en el primer rezago y no significativos en los siguientes. El test Q permite rechazar la hipótesis nula de ausencia de autocorrelación en todos los rezagos evaluados. El coeficiente de autocorrelación del primer rezago es muy cercano a la unidad (0.971), lo que hace pensar en un proceso de paseo aleatorio.

Para testear la existencia de raíz unitaria se aplica el test de Dickey-Fuller (DF). Previamente se debe decidir la inclusión o no de componentes determinísticos. La regla práctica recomendada es la de incluir la especificación que

mejor describa los datos bajo dos situaciones, la hipótesis nula y la de la hipótesis alternativa. La inspección de las series estaría indicando que lo adecuado es incluir una constante y no una tendencia ya que la serie fluctúa alrededor de un valor diferente de cero.

Los resultados de la aplicación del test con y sin la inclusión de intercepto se resumen en el cuadro 1.

Cuadro 1. Test de Dickey y Fuller aumentado

Serie	Intercepto	Análisis del correlograma	DFA ^(*)		Proceso
			Estadís. t	Valor P	
TRC	No	AR(1)	-0.85	0.348	I(1)
bilateral arg	Si		-3.53	0.0076	I(0)

^(*) Valores críticos: (-3.43, -2.86, -2.56 al 1%, 5% y 10% respectivamente)

Cuando no se incluye constante, no se puede rechazar la existencia de raíz unitaria. En cambio si se incluye constante, se rechaza la H_0 a todos los niveles y el proceso resulta estacionario. Por lo tanto la serie resulta estacionaria bajo el supuesto más razonable en el proceso generador de los datos (PGD).

Es conocido el problema de la baja potencia de los test de raíz unitaria. Cambios estructurales en algún período de la serie pueden sesgar los tests de DF hacia el no rechazo de la H_0 , aun cuando la serie sea estacionaria. Además el resultado de los test de raíz unitaria depende de la presencia de componentes determinísticos (intercepto y tendencia determinística) en el PGD y a su vez los test para probar presencia de componentes determinísticos dependen de la presencia de raíz unitaria. Dickey y Fuller derivan estadísticos apropiados para los diferentes casos según la presencia de los diferentes componentes determinísticos, intercepto, tendencia o ambos.

Dado que en general se desconoce el proceso generador de los datos se plantea un problema ya que la inclusión de componentes que no corresponden, así como la omisión de componentes que están presentes en los datos disminuye la potencia de los tests, sesgando hacia la aceptación de la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria. Conociendo esta limitación no podemos saber si el no rechazo es

consecuencia de la presencia de raíz unitaria o de la baja potencia de los tests por tener una mala especificación de los componentes determinísticos.

Las dificultades encontradas en obtener resultados contundentes con el empleo de este método puede explicar la controversia generada en décadas pasadas donde era frecuente este enfoque para validar o rechazar la PPC. Los trabajos recientes se inclinan por el empleo de técnicas de cointegración con dos o tres variables: tipo de cambio nominal y precio relativo entre el país y el extranjero o tipo real de cambio y los dos índices de precios por separado.

C. Cointegración

La existencia de una relación de cointegración entre TCN y los índices de precios del país y del extranjero estarían mostrando una relación de equilibrio entre ellas y sería una clara evidencia a favor de la aceptación de la PPC.

La teoría de la PPC en su versión más laxa establece que los precios del país y del extranjero así como el tipo de cambio se mueven para corregir cualquier desvío del TRC respecto a un nivel constante considerado el nivel de equilibrio de largo plazo. Es la concepción de la PPC la que le da un contenido teórico a esa relación de equilibrio de largo plazo, la relación de cointegración en sí misma es una relación puramente estadística entre las series.

Retomando la ecuación 1 para el TRC:

$$trcurar = \frac{ipcar \cdot tcn}{ipcuru} \Rightarrow ltrcurar = lipcar + ltcn - lipcuru \quad (2)$$

donde: $ltrcurar$ es el logaritmo natural del tipo real de cambio bilateral, $lipcar$ y $lipcuru$ corresponden al logaritmo natural de los índices de precios de consumo para Argentina y Uruguay respectivamente y ltn es el logaritmo natural del tipo de cambio nominal.

Si existe la relación de equilibrio sugerida por la paridad del poder de compra el logaritmo natural del tipo real de cambio se puede considerar una serie que fluctúa en torno a un valor constante. A partir de la ecuación (2) se puede escribir:

$$ltn_t = lipcuru_t - lipcar_t + \mu_t \quad (3)$$

o en forma equivalente:

$$lipcar_t + ltn_t - lipcuru_t = \mu_t \quad (4)$$

La existencia de una relación de cointegración entre estas tres variables quedaría establecida si μ_t en la ecuación (3) o (4) es estacionario ya que esto probaría la existencia de una combinación lineal estacionaria de series no estacionarias. Se puede entonces estimar la ecuación (3) mediante MCO y testear la estacionariedad del residuo obtenido. Además si los coeficientes de *lipcuru* y *lipcar* en (3) no difieren estadísticamente de 1 y -1 la teoría de la PPC nos sugiere que esa relación de equilibrio de largo plazo es el tipo real de cambio de PPC. Con lo que estaríamos concluyendo que esta teoría es adecuada para describir el comportamiento del TRC de largo plazo.

Previo a la realización de la estimación se chequea el orden de integración de las series. Se indican los resultados del test de Dickey-Fuller aumentado (DFA) en el cuadro 2.

Cuadro 2. Test de DFA para existencia de raíz unitaria

Series	Niveles		1ra diferencia	
	Estad-t	Valor P	Estad-t	Valor P
<i>lipcuru</i>	-0.67	0.85	-3.93	0.002
<i>lipcar</i>	-0.46	0.89	-3.62	0.0057
<i>ltn</i>	-0.16	0.94	-10.65	0.0000

Para las tres series en niveles no es posible rechazar la hipótesis de existencia de raíz unitaria pero si se rechaza la existencia de raíz unitaria en la serie en diferencias por lo que se puede concluir que todas las series son integradas de orden uno (I(1)).

Los resultados de la regresión para la ecuación (3) se resumen en el cuadro 3. La combinación lineal que representa la relación de cointegración de largo plazo está dada entonces por:

$$ltn_{,t} + 0.9987 \cdot lipcar_t - 1.0176 \cdot lipcuru_t - 2.0467 = \mu_t \quad (5)$$

El test de raíz unitaria aplicado al residuo indica que se rechaza la Hipótesis nula de presencia de raíz unitaria en la serie en niveles (Estadístico de DFA = -4.12 valor p = 0.0000). Estamos en presencia de una serie estacionaria, que además por ser residuo tiene media cero. El correlograma del residuo sugiere un proceso AR(1), dato que se puede inferir además del valor del test de DW cercano a cero. Sin embargo el proceso no tiene raíz unitaria y es estacionario.

Cuadro 3. Estimación mediante MCO Período 1950:1-2006:12

Variable dependiente: ltcn

Variable	Coefficientes	Estadístico t	Valor P
<i>lipcar</i>	-0.9987	-186.53	0.0000
<i>lipcuru</i>	1.0177	102.92	0.0000
C	2.0467	69.70	0.0000
R ² :	0.996	Akaike	0.720
ES reg.	0.346	Schwartz	0.740
SC residuos	81.56	F:	92866.25
Log Likelihood	-243.33	Prob (F)	0.000000
Durbin-Watson	0.0784		

El gráfico 2 muestra la evolución de la serie de TRC junto a los valores que toma la relación de cointegración (*relcint*).¹⁰

En relación a los test para los coeficientes, no se puede rechazar que el coeficiente de *lipcar* = -1 y que el de *lipcuru* = 1 (valores p: 0.8152 y 0.075 respectivamente, test de Wald) pero la hipótesis nula que los dos son simultáneamente iguales a los valores señalados es rechazada. (p=0.0000).

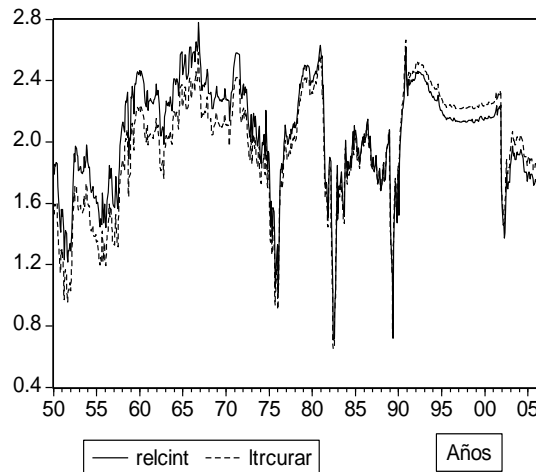
D. Mecanismo de corrección del error

Se continúa el análisis con la estimación de tres ecuaciones para el mecanismo de corrección del error (MCE). La existencia de la cointegración asegura la existencia

¹⁰ Aplicando el test de rango de Johansen a la serie de TRC se rechaza la opción de ninguna relación de cointegración pero no se puede rechazar al nivel 1% la hipótesis nula de existencia de a lo sumo una relación de cointegración.

de un mecanismo de corrección del error y viceversa. La importancia de estas ecuaciones es que brindan información sobre la dinámica de ajuste en el corto plazo.

Gráfico 2. Evolución del TRC y la relación de cointegración



Se estima la regresión de la primera diferencia de la variable dependiente en la primera diferencia de los regresores, incluyendo además el término de error de la ecuación de Engle-Granger rezagado un período ($res_{eg(-1)}$). Las ecuaciones del MCE aceptan rezagos en las variables en diferencias. Se procedió a estimar primero las variables con varios rezagos eliminando luego los rezagos no significativos. El criterio para determinar el número de rezagos fue el de obtener un residuo sin correlación serial de acuerdo al test de Breusch-Godfrey, prestando atención a los criterios de información Akaike y Schwarz. Los coeficientes de las estimaciones se indican en el cuadro 4 y se completa la información en el cuadro 1 del Apéndice. Como se observa fue necesario incluir diferente número de rezagos según la variable dependiente considerada.

En ninguna de las tres ecuaciones se puede rechazar la hipótesis nula de ausencia de correlación serial a los niveles usuales de significancia. Para las respectivas ecuaciones se obtiene un valor P para el estadístico F de: 0.18, 0.57 y 0.113 cuando se lo evalúa con el mayor número de rezagos incluidos en la ecuación.

Los signos de las variables de la relación de cointegración son los esperados ya que por ejemplo un cambio del índice de precios de Argentina debería ir asociado a un movimiento en sentido contrario del tipo de cambio nominal lo que se verifica en el signo negativo del coeficiente de $D(lipcar)$ en la ecuación 1 y de $D(ltcn)$ en la ecuación 2. A su vez los coeficientes de $D(lipcuru)$ en la ecuación 2 y de $D(lipcar)$

en la ecuación 3 muestran siempre signo positivo indicando que si el cambio en una de las variables es en sentido positivo la otra también debe aumentar para mantener la relación de equilibrio.

Cuadro 4. Ecuaciones del mecanismo de corrección del error-MCO

Ecuación 1 del MCE Variable dependiente $D(ltcn)$			
Variable	Coeficiente	Estadístico-t	Prob.
$D(lipcar)$	-0.633241	-10.10499	0.0000
$D(ltcn(-1))$	0.193237	4.540292	0.0000
$D(lipcar(-1))$	0.137738	2.386412	0.0173
$reseg(-1)$	-0.004893	-0.437646	0.6618
C	0.008012	1.931786	0.0538
Ecuación 2 del MCE Variable dependiente: $D(lipcar)$			
Variable	Coeficiente	Estadístico-t	Prob.
$D(ltcn)$	-0.175572	-9.199983	0.0000
$D(ltcn(-1))$	-0.195459	-8.897416	0.0000
$D(lipcuru)$	0.280919	3.623665	0.0003
$D(lipcuru(-4))$	0.154812	2.036286	0.0421
$D(lipcar(-1))$	0.302413	8.615556	0.0000
$D(lipcar(-2))$	0.131778	3.620254	0.0003
$D(lipcar(-3))$	-0.092943	-2.535009	0.0115
$D(lipcar(-4))$	-0.116835	-3.197616	0.0015
$D(lipcar(-5))$	0.096823	2.685500	0.0074
$D(lipcar(-6))$	0.093664	2.754919	0.0060
$D(lipcar(-8))$	0.087400	3.101873	0.0020
$D(lipcar(-11))$	0.071269	2.717159	0.0068
$reseg(-1)$	-0.030370	-4.795327	0.0000
C	0.001356	0.464241	0.6426
Ecuación 3 del MCE Variable dependiente: $D(lipcuru)$			
Variable	Coeficiente	Estadístico-t	Prob.
$D(lipcuru(-1))$	0.187244	5.040059	0.0000
$D(lipcuru(-3))$	0.160537	4.491919	0.0000
$D(lipcuru(-5))$	0.099634	2.788580	0.0054
$D(lipcuru(-6))$	0.251984	6.740639	0.0000
$D(lipcuru(-7))$	-0.047269	-1.267238	0.2055
$D(lipcar)$	0.037146	3.234004	0.0013
$D(lipcar(-3))$	0.036672	3.371525	0.0008
$reseg(-1)$	0.011016	3.847586	0.0001
C	0.006058	4.178042	0.0000

D(.) refiere a la primera diferencia de la variable

El coeficiente del término de error rezagado tiene el signo esperado en las dos primeras ecuaciones; si el tipo de cambio nominal está por sobre el de equilibrio (término de error >0) entonces tanto el tipo de cambio nominal l_{tcn} como el $lipc$ de Argentina, deberían caer. El signo negativo asegura que los desvíos de la relación de equilibrio sean corregidos en el sentido correcto. En la primera ecuación el coeficiente del término de error no es significativo lo que implica que no podemos rechazar la hipótesis nula que su valor sea igual a cero sin embargo es altamente significativo en la segunda.

El coeficiente del término de error rezagado en la tercera ecuación es positivo, este signo nos dice que si el error toma un valor positivo y los restantes regresores no varían, el índice de precios de Uruguay aumenta. La dinámica sugerida por el signo del término de error es la esperada ya que se debe recordar que el término de error es el estimado en la ecuación: 3 de Engle-Granger. En dicha ecuación el l_{tcn} es la variable dependiente por lo que un $\mu_t > 0$ está indicando un tipo de cambio nominal por encima del de equilibrio, el $lipc$ de Uruguay debería subir para reestablecer el equilibrio lo que está sugerido por el signo positivo y significativo del error rezagado en la ecuación 3 del MCE.

Finalmente, dado que los coeficientes del término de error rezagado indican velocidad de ajuste en la dinámica de corto plazo, se puede concluir que el ajuste está basado fundamentalmente en movimientos de los índices de precios de ambos países y no del tipo de cambio nominal y que el ajuste es lento. Dado que las variables están en logaritmos se interpretan los coeficientes en términos de cambios porcentuales, esto implica un ajuste de 3% mensual en el índice de precios de Argentina y 1% en el índice de precios de Uruguay.

E. Causalidad de Granger

Se aplica el análisis de causalidad de Granger a las series de TRC de Uruguay y Argentina. El cuadro 5 resume los resultados para varios rezagos. Cuando la hipótesis nula es que no hay causalidad de Granger de Uruguay a Argentina esta no puede ser rechazada. Sin embargo la hipótesis nula de no causalidad de Argentina a Uruguay es rechazada al 5% con un número bajo de rezagos y es rechazada al 1%

con mayor número de rezagos. Se puede concluir que con varios meses de rezago es clara la influencia del TRC de Argentina sobre el TRC de Uruguay.

Cuadro 5. Causalidad de Granger entre $trcurus$ y $trcarus$ –Valores P.

Nº de rezagos	2	4	6	8	12
$trcurus$ no causa $trcarus$	0.35	0.807	0.89	0.90	0.67
$trcarus$ no causa $trcurus$	0.031	0.038	0.001	0.002	0.0019

IV. Conclusiones y sugerencias

Del análisis de las propiedades estocásticas aplicado a la serie de tipo real de cambio bilateral de Uruguay con Argentina se concluye que cuando se utiliza el supuesto más razonable para la aplicación del test de DFA la serie se presenta como estacionaria.

Se encuentra que el tipo de cambio nominal y los dos índices de precios involucrados en el TRC están atados, mediante una relación de cointegración de largo plazo que asegura que los alejamientos de dicha relación son transitorios, al ponerse en marcha un mecanismo de corrección del error que lleva la relación nuevamente al equilibrio. Este mecanismo de corrección fue estimado y sugiere que los índices de precios de ambos países son las variables que tienen responsabilidad en llevar la relación a su equilibrio, aunque lo hacen lentamente.

Ambas evidencias van en la dirección de la aceptación de la paridad del poder de compra como una teoría explicativa de la dinámica del tipo real de cambio bilateral entre Uruguay y Argentina ¹¹.

Estudiar la validez empírica de la PPC entre Uruguay y Argentina constituye además un primer paso en el análisis de las interrelaciones de los tipos reales de cambio entre ambas economías.

Se sugiere por tanto continuar la investigación tratando de cuantificar el grado de dependencia del tipo real de cambio de Uruguay respecto al de Argentina que se pone de manifiesto en el análisis de causalidad realizado en este capítulo y en otros

¹¹ Similares conclusiones se obtienen cuando se analiza el TRC bilateral de Uruguay con los EE.UU.

trabajos realizados en Uruguay. Para comprender mejor las trayectorias del tipo real de cambio de Uruguay es relevante dar respuesta a las siguientes interrogantes: ¿Es posible encontrar una trayectoria para el TRC de Uruguay independiente del TRC de Argentina? ¿Cuál es el grado de autonomía que tienen las autoridades para incidir sobre el tipo real de cambio, en la medida que se trata de una economía pequeña altamente dependiente de la Argentina? Valiosos antecedentes como: Favaro y Sapelli (1986), Talvi (1995), Bergara, Dominioni y Licandro (1994); Rodríguez (1996), Masoller (1998), Lorenzo, Noya y Daude (2000) y Fernandez et al. (2006) sugieren que el tema no está cerrado.

La conclusión del presente capítulo debe ser analizada junto a los resultados de la investigación del capítulo 2, que permiten afirmar que existe una relación de cointegración de mediano plazo entre el TRC y los fundamentos: relación consumo del gobierno a producto, productividad relativa del sector transable, términos de intercambio, flujos de capital y política comercial. La relación encontrada determina una trayectoria de mediano plazo para el tipo real de cambio de equilibrio.

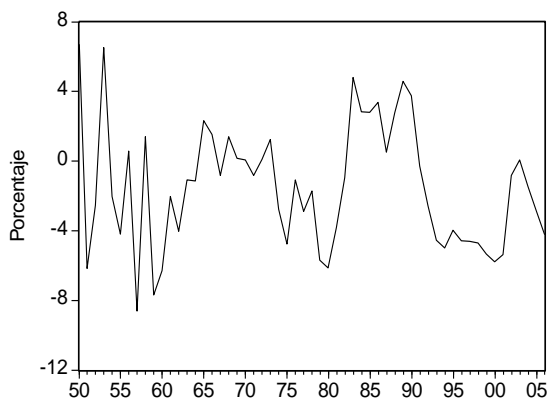
Se tienen por tanto dos conceptos de TRC de equilibrio, uno aplicable al mediano plazo determinado por las trayectorias tendenciales de los fundamentos y otro válido sólo en el muy largo plazo. Sin embargo la evidencia encontrada a favor de la PPC en el muy largo plazo no es necesariamente incompatible con la existencia de un tipo real de cambio de equilibrio de mediano plazo, variable en el tiempo, y determinado por los fundamentos.

Se pueden sugerir posibles hipótesis para la coexistencia de dos nociones de TRC de equilibrio en horizontes temporales diferentes.

En primer lugar es posible que los fundamentos no sean estacionarios en el mediano plazo como lo indica el análisis empírico del capítulo 2 para el período 1990-2002, pero que si lo sean si se considera un período de tiempo mayor. Así por ejemplo uno de los fundamentos de mayor contribución a la variación del tipo real de cambio en el período 1990-2002 como los flujos de capital es estacionario en el período 1950-2005 como lo indica el gráfico 3 y los tests de raíz unitaria.

Lamentablemente no se cuenta con series para todos los fundamentos en ese período, pero fundamentos como los términos de intercambio y la política comercial no apoyan esta hipótesis ya que se comportan como series no estacionarias durante el mismo período.

Gráfico 3. Superávit de la balanza comercial en % del PBI



Falta una valoración definitiva del rol de los fundamentos en el muy largo plazo la que requiere un análisis empírico similar al desarrollado para el mediano plazo.

Se puede sugerir también, siguiendo a Rodríguez (1994) que las perturbaciones que impactan sobre el tipo real de cambio en el corto plazo, al afectar también a la balanza comercial, se proyectan hacia el largo plazo actuando sobre el nivel deseado de acumulación de activos externos, determinando efectos de signo opuesto en el corto y en el largo plazo, una depreciación hoy genera a través de acumulación de activos una apreciación en el futuro.

Es decir que hay mecanismos de retroalimentación sobre el tipo real de cambio derivados de la acumulación de los activos externos. Se requiere considerar el cambio en el tiempo de los activos externos para obtener una relación empírica entre el TRC y sus determinantes que sea válida tanto en el mediano plazo como en el muy largo plazo, ya que estos mecanismos de retroalimentación bien pueden ser los responsables de mantener la trayectoria del TRC en valores relativamente constantes como lo sugiere la paridad del poder de compra.

Edwards y Savastano (1999) ubican como una de las limitantes importantes de los trabajos empíricos sobre determinación de tipo real de cambio a la ausencia de una conexión explícita entre el tipo real de cambio y la cuenta corriente. Esto los lleva a concluir que se requiere conocer mucho más sobre las propiedades de largo plazo del TRC en países emergentes, para darle una justa dimensión temporal al problema de los desalineamientos.

Se puede sugerir la necesidad de estimar un modelo integrador que capte las interrelaciones entre el tipo real de cambio, la balanza comercial y sus determinantes y la acumulación de activos externos que permita ubicar el horizonte de tiempo relevante para cada uno de los conceptos de TRC de equilibrio mencionados.

Apéndice

Cuadro A1. Estimación del mecanismo de corrección del error

Ecuación 1 del MCE: Variable dependiente: $D(ltcn)$

MCO

Período 1950:03 2006:12

Observaciones 682

R-cuadrado	0.318635	Media var depend.	-0.018029
R cuadrado ajustado	0.314609	D.S. var depend.	0.110836
S.E. regresión	0.091759	Akaike	-1.931991
S.C. residuo	5.700184	Schwarz	-1.898817
Log likelihood	663.8091	Estadístico F	79.14836
Durbin-Watson	2.003877	Prob(F)	0.000000
Breusch-Godfrey Estadístico F	1.716647	Prob(F)	0.180451

Ecuación 2 del MCE Variable dependiente : $D(lipcar)$

Observaciones: 672

R cuadrado	0.715247	Media var dependiente	0.046184
R cuadrado ajustado	0.709622	D.S. var dependiente	0.088957
E.S. regresión	0.047936	Akaike	-3.217281
S.C. residuo	1.512001	Schwarz	-3.123317
Log likelihood	1095.006	Estadístico F	127.1368
Durbin-Watson	2.023916	Prob(F)	0.000000
Breusch-Godfrey Estadístico F	0.856311	Prob(F)	0.574264

Ecuación 3 del MCE Variable dependiente $D(lipcuru)$

R-cuadrado	0.389850	Media var. dependiente	0.027202
R cuadrado ajustado	0.382532	D.S. var dependiente	0.027719
E.S. regresión	0.021782	Akaike	-4.802271
S.C. residuo	0.316452	Schwarz	-4.742144
Log likelihood	1632.168	Estadístico F	53.27180
Durbin-Watson	1.998696	Prob(F)	0.000000
Breusch-Godfrey Estadístico F	1.671200	Prob(F)	0.113046

Referencias

- Bergara, Mario, Daniel Dominioni y José A. Licandro (1994), “Un modelo para comprender la enfermedad uruguaya” *Revista de Economía*, **2**:39-76 Uruguay, Banco Central del Uruguay.
- Calvo, Guillermo, Carmen Reinhart and Carlos Végh (1995), “Targeting the real exchange rate: Theory and evidence”, Working Paper 94/22, IMF.
- Edwards, Sebastian and Miguel Savastano (1999), “Exchange rates in emerging economies: What do we know? What do we need to know?” Working paper 7228, Cambridge, MA, NBER.
- Favaro, Edgardo y Claudio Sapelli, (1986), “Shock externos, apertura y políticas domésticas”. Banco Central del Uruguay.
- Fernández, Adrian, Mariana Ferreira, Paula Garda, Bibiana Lanzilotta y Rafael Mantero (2006) “TCR competitivo y otras soluciones desajustadas” *XXI jornadas Anuales de Economía*, Uruguay, Banco Central del Uruguay.
- Froot K.A. and Kenneth Rogoff (1995), “Perspectives on PPC and long run real exchange rates”, in G. Grossman and K. Rogoff, eds., *Handbook of International Economics Vol 3*, Amsterdam, North Holland Press.
- Lorenzo, Fernando, Nelson Noya y Christian Daude (2000) “Tipos de cambio reales bilaterales y volatilidad: La experiencia Uruguay con los socios del MERCOSUR”, Uruguay, CINVE.
- Masoller, Andrés (1998), “Shocks regionales y el comportamiento de la economía uruguaya entre 1974 y 1997”, *Revista de Economía*, **1**:141-200, Uruguay, Banco Central del Uruguay.
- Rodríguez S., I. Urrestarazu y JJ. Goyeneche (1999), “El comportamiento de los tipos de cambio reales bilaterales entre Argentina, Brasil, Uruguay y Estados Unidos”, mimeo, Instituto de Estadística de la Facultad de Ciencias Económicas y Administración, Uruguay.
- Rodríguez, Carlos A. (1996) “Capital flows, the real exchange rate and economic activity The Experience of Uruguay 1960-1990”, Documento de trabajo 111, Buenos Aires, CEMA.
- Talvi, Ernesto (1995) “A big Brother Model of a small open economy: The impact of Argentina on Uruguay Business Cycle”, PhD. Dissertation. University of Chicago.