

UN MODELO DE CORRECCIÓN DE ERRORES PARA EL TIPO DE CAMBIO REAL EN EL URUGUAY: 1983:I-2005:IV

DIEGO GIANELLI
dgianelli@bcu.gub.uy

MATÍAS MEDNIK
mm3066@columbia.edu

RESUMEN

En el siguiente estudio se modeliza la serie de Tipo de Cambio Real Efectivo (TCR) por medio de un mecanismo de corrección de errores *à la* Engle-Granger. Se encuentra una relación estable de largo plazo entre el TCR, la productividad media de la economía, el diferencial de tasas de interés activas en moneda extranjera, los términos de intercambio y la relación Gasto del Gobierno a PIB. En la dinámica del TCR se detectan diversos factores explicativos cuyas elasticidades se encuentran en línea con lo que se presenta en la literatura. Esta dinámica es estable y muestra características deseables para realizar predicciones. Esto último, lo convierte en un candidato atractivo para incorporarse al *set* de modelos utilizados en las proyecciones del Departamento de Coyuntura del BCU.

Palabras claves: tipo de cambio real de equilibrio, fundamentos, modelos de corrección de errores, dealineamiento

Clasificación JEL: F31, F41

* Las opiniones vertidas en el presente documento son responsabilidad exclusiva de los autores y no comprometen la opinión del Banco Central de Uruguay.

** Los autores agradecen especialmente los comentarios y sugerencias de Dardo Curti y Bertrand Gruss; así como, de Gerardo Licandro y Elizabeth Bucacos, quienes, desde luego, quedan eximidos de cualquier responsabilidad por errores cometidos.

ABSTRACT

In the following paper we develop an error correction model *à la* Engle-Granger for the Real Effective Exchange Rate (REER). A cointegration relationship is found among productivity, interest rate differentials, terms of trade, and government spending as percentage of GDP. The dynamic equation for the REER shows several arguments, whose elasticities are in line with the mainstream theory. This short-run equation appears to be stable, and exhibits the desired characteristics for prediction. As a result, the model seems a good candidate to be incorporated into the set of BCU's macroeconomic models.

Key words: equilibrium real exchange rate, fundamentals, error correction model, misalignment

JEL classification: F31, F41

I INTRODUCCIÓN

La motivación de este documento es presentar un modelo de Tipo de Cambio Real (TCR) en el contexto de los modelos macroeconómicos que maneja el Departamento de Coyuntura del Banco Central del Uruguay a efectos de contar con un conjunto consistente de estimaciones para las principales variables macroeconómicas. En el proceso, se realizará una revisión sintética de la literatura con el objetivo de contextualizar los resultados alcanzados.

El TCR es una variable clave. Junto con la tasa de interés real constituyen los dos precios relativos más relevantes de una economía. Sobre ellos se asientan la mayoría de las decisiones microeconómicas de los agentes (consumo, ahorro e inversión y nivel de producción) y por ende son determinantes de la asignación de recursos en una economía.

De acuerdo a la definición de Nurske (1945), el TCR de equilibrio (TCReq), es aquel TCR que permite simultáneamente el equilibrio externo (saldo en cuenta corriente compatible con el flujo permanente de capitales) e interno (mercados de factores en equilibrio al nivel de pleno empleo) de la economía. Las variables que intervienen en la determinación del TCReq se denominan fundamentos. De este modo, pueden distinguirse distintos estadios de equilibrio para el TCR: (i) el equilibrio de corto plazo, definido como el TCR que surge del valor corriente de los fundamentos; (ii) el equilibrio de largo plazo, definido como aquel nivel que surge de los valores sustentables, de largo plazo, de los fundamentos; y (iii) el equilibrio deseable de largo plazo, definido como aquel que surge a partir de los valores óptimos de las variables de política, y los valores sustentables de los fundamentos.

Aún reconociendo que existe un vínculo teórico entre los fundamentos y el TCReq, por el cual el segundo se determina idealmente a partir de aquellos valores de los primeros que equilibran simultáneamente el sector externo e interno de la economía, Clark y Mac Donald (1998) junto a Chobanov y Sorsa (2004) dan cuenta de que su determinación a nivel empírico es cuestionable. Este escepticismo se fundamenta en la metodología utilizada para determinar la (o las relaciones) entre los fundamentos y el TCReq, ya que los valores disponibles de las series distan de ser aquellos compatibles con el equilibrio simultáneo de las cuentas externas e internas de una economía. Por tal motivo, estos autores proponen considerar un TCR comportamental (TCRbh).

El TCRbh surge de considerar la relación histórica entre los fundamentos y el TCR sin preocuparse de que los primeros se encuentren en los niveles que equilibrarían los sectores interno y externo de la economía simultáneamente. “*Su modus-operandum es generar medidas de desalineamientos libres de cualquier elemento normativo, sujetas a un riguroso testeo estadístico*” Ègert, Halpern y Mac Donald (2006). En este sentido, lo que se busca es encontrar una relación de cointegración; o puesto en otros términos, un movimiento conjunto entre el TCR y ciertas variables reales de la economía cuyos desalineamientos prueben ser transitorios. Este segundo enfoque posee un mayor pragmatismo y menores pretensiones teóricas. La diferencia entre ambos conceptos puede parecer sutil; de hecho no abundan referencias en la literatura al respecto. Sin embargo, resulta importante a la hora de extraer conclusiones de política económica sobre las consecuencias de los desalineamientos respecto a la relación de cointegración.

Los desalineamientos sostenidos del TCR respecto a su nivel de equilibrio han sido responsabilizados en gran medida por las crisis externas sufridas en los países en desarrollo durante las últimas décadas¹. Sin embargo, identificar si una economía se encuentra fuera de su nivel de equilibrio no es tarea sencilla, mucho menos cuantificarlo. Tal vez por esto la temática ha recibido una atención privilegiada habiéndose publicado numerosos manuales e infinidad de artículos a nivel internacional, entre los que merecen destacarse: Hinkle y Montiel (1999); Edwards(1989); Baffes et. al. (1997); Spatafora y Stavrev (2003); etc. También para Uruguay existen antecedentes a destacar: Aboal (2002) estima un modelo de Vectores de Corrección de Errores (VEC) para determinar el TRCeq; más recientemente, Fernández et al. (2005) detectan una relación de Paridad de Poderes de Compra (PPC) ente el TCR de Uruguay y EEUU entre 1915 y el 2004 y una relación de cointegración lineal con los TCR de Argentina, Brasil y EEUU entre 1980 y 2005.

No obstante los aportes de esta reciente bibliografía, subsisten aún diferencias metodológicas de fondo sobre cuál debiera ser el indicador de TCR a utilizarse, cuáles los índices a integrar dentro del mismo y de qué modo hacerlo; cuáles los fundamentos que determinan su dinámica subyacente; y por último, cuál debería ser la metodología econométrica para su determinación. A continuación, se abordarán ordenadamente estas discusiones, para luego proseguir con el análisis empírico para Uruguay, la

1 Ver Edwards (1989)

estimación del modelo y su descripción detallada; finalmente, se comentaran los resultados obtenidos.

II ASPECTOS METODOLÓGICOS Y MARCO TEÓRICO

II.a La elección del indicador de TCR

Desde el punto de vista de la definición del indicador existen al menos dos opciones: (i) trabajar con un tipo de cambio real externo (TCR_{ex}), la que resulta particularmente apropiada para evaluar el impacto de *shocks* nominales sobre la economía; y (ii) trabajar con un tipo de cambio real interno (TCR_{int}) de dos, tres o más bienes, más apropiada para medir los efectos de cambios en las variables reales. Cada una de estas definiciones de TCR presenta diversas metodologías de construcción del índice según se inspiren en modelos teóricos alternativos. Como resultará evidente, estos indicadores pueden representar sendas de movimiento muy distintas e incluso contrapuestas.

Los indicadores basados en el TCR_{ex} miden el valor relativo de los precios (o los costos) en dos o más economías a través de la comparación de sus índices transformados a una única moneda. De este modo se construyen medidas de TCR deflactando los índices de precios (o costos) de nuestros socios comerciales sobre nuestro indicador de precios (o costos), medidos ambos en una misma moneda. La elección de los índices a utilizar se sustenta en el andamiaje teórico elegido, ya sea la Paridad de Poderes de Compra (PPC), los modelos de tipo Mundel-Fleming, o modelos de competitividad vía costos.

De este modo, se utilizan índices de precios al consumo de ambas economías cuando se intenta comparar el TCR desde la perspectiva del gasto, índices de precios mayoristas cuando se pretende aproximar el indicador a una PPC, los deflatores del PIB cuando se pretende utilizar un indicador de costos totales de producción, o índices de costos más restringidos como el costo laboral unitario en el sector transable. Es importante señalar que no resulta consistente mezclar índices al consumo, mayorista o deflatores cuando se trabaja con una aproximación al TCR_{ex}.

Por su parte, el TCR_{int} mide el precio relativo de los bienes transables en términos de los bienes no transables producidos al interior

de una economía. Este tipo de modelos de economía dependiente *à la Salter-Swan* fueron ampliamente utilizados para los países en desarrollo. El uso de este indicador supone una relación estable en los términos de intercambio, siendo particularmente apropiado para medir el impacto de cambios en la productividad del sector transable. Para aquellas economías que presentan una importante volatilidad en los términos de intercambio se ha propuesto separar el precio relativo de los bienes exportables del de los importables, construyéndose de este modo dos indicadores de TCR (uno para las exportaciones y otro para las importaciones). Por su parte, para aquellas economías que poseen bienes que son transados exclusivamente en un contexto regional, Bergara, Dominioni y Licandro (1995) proponen separar los transables en internacionales y regionales (los cuales se determinan por la demanda regional), trabajando también con dos indicadores de TCRint.

A nivel analítico se han utilizado diversos ratios en la construcción de los indicadores de TCRint de dos bienes, a saber: el cociente de series de precios transables y no transables especialmente diseñadas a tales efectos; el cociente entre un promedio ponderado de los Índices de Precios Mayoristas (IPM*) de los principales socios comerciales² vs. el Índice de Precios al Consumo doméstico; o el cociente entre el promedio de los deflatores de importaciones y exportaciones sobre el deflactor del consumo o del PIB. Este último indicador restringe los bienes transables a una canasta revelada de comercio de la economía doméstica que considera implícitamente las distorsiones comerciales.

II.b Marco teórico: el rol de los fundamentos

Se han desarrollado numerosos modelos para vincular el comportamiento de los fundamentos con las variaciones del TCReq. Tal vez el primer modelo formal fue el monetario desarrollado por Mundell en 1971 donde subyace implícita la idea de un TCReq. Dornbusch en 1980 desarrolló un modelo de economía dependiente para dos bienes (transable y no transable) que ha sido extendido y adaptado. Dos buenas modelizaciones modernas del TCReq que incorporan, además del rol de los fundamentos, el de las pensiones y la propia dinámica, son: Hinkle y Montiel (1999,

2 Este indicador aproxima los precios transables internacionales a través del IPM* suponiendo que se cumple para estos la PPC.

cap. 6) y Edwards (1989, cap. 2). A continuación utilizaremos los resultados de estos y otros estudios para sustentar un análisis intuitivo de estática comparada, que será un insumo para discutir el sentido económico de los resultados empíricos.

Partiendo de la definición de $TCReq$ como una condición de equilibrio simultáneo de los sectores interno y externo, existe una relación entre la absorción y TCR para equilibrar, por un lado, el sector interno y, por el otro, el sector externo de la economía. En lo que refiere al sector interno la relación entre absorción y TCR es inversa, ya que un aumento del gasto partiendo de una situación de equilibrio se corresponde con un exceso de demanda en el mercado de no transables requiere de una apreciación real para eliminarla. Por su parte, en el sector externo la relación entre la absorción y el TCR es positiva, ya que un aumento del gasto partiendo del equilibrio genera un déficit en cuenta corriente que requiere de una depreciación real para retornar a él.

Es precisamente en el marco de la relación entre la absorción y el TCR que se analizará el posible impacto de algunos fundamentos sobre el $TCReq$. El canal por el cual se disuelven los desequilibrios externos suele ser más lento y, empíricamente, menos identificable que el canal por el cual se disuelven los desequilibrios internos. De hecho, en algunos modelos el equilibrio externo se considera una condición de largo plazo, mientras el equilibrio interno se considera una condición de corto plazo.

i Productividad (Prd)

Edwards (1989) le atribuye a David Ricardo la intuición original de la relación negativa entre productividad y precios de equilibrio de transables vs. no transables; sin embargo, la interpretación moderna de dicha relación corresponde a Balassa (1964). Este último, señala que el ritmo al cual crece la productividad no es uniforme entre sectores, ni economías, siendo por lo general mayor el crecimiento de la productividad en los bienes transables. El denominado efecto Balassa-Samuelson (BS), por el cual un aumento en la productividad se refleja en una apreciación del TCR, puede dividirse en dos canales de transmisión³.

3 Ver Ègert, Halpern y Mac Donald (2006).

A través del canal interno, la tasa de crecimiento del TCR (\hat{tcr}) se explica por las productividades relativas en el sector transable (\hat{a}^T) y no transable (\hat{a}^{NT}) de la propia economía. De este modo, un aumento en la productividad relativa del sector transable apreciará al TCR con un apalancamiento dado por el cociente de las participaciones relativas del trabajo en el sector no transable y transable respectivamente (η).

A través del canal externo, por su parte, las variaciones en el tipo de cambio real se explican por variaciones en la paridad de poderes de compra, o por los cambios relativos de las productividades entre el sector transable y no transable, entre la economía doméstica y extranjera respectivamente. Este último factor se potencia por la participación relativa de los bienes no transables en la canasta de precios doméstica (ξ).

$$\hat{tcr} = \hat{e}^T + \hat{p}^{T*} - \hat{p}^T - \xi \left[\left(\eta \hat{a}^T - \hat{a}^{NT} \right) - \left(\eta^* \hat{a}^{T*} - \hat{a}^{NT*} \right) \right]$$

De este modo, si una economía mejora su productividad relativa en el sector transable respecto a sus socios comerciales, desplazará recursos del sector no transable al sector transable de la economía, presionando sobre el mercado de trabajo, lo cual aumentará los salarios a nivel de toda la economía. Esto, implica un shock de oferta negativo en el sector no transable, el que deberá ajustar su precio relativo, apreciando, por lo tanto, el TCR. La sustentabilidad del equilibrio externo se encuentra a salvo, ya que la apreciación real del tipo de cambio se origina, precisamente, por ganancias de competitividad del sector transable.

Debe considerarse, no obstante, que de existir segmentación de mercados y un sesgo hacia los bienes domésticos, pueden presentarse estrategias de tipo *pricing-to-market*, esto es discriminación de precios internacional. De este modo, al no verificarse en extremo la Ley de un Único Precio, un aumento en la productividad del sector transable, puede desembocar en una caída relativa del precio del bien transable producido domésticamente, lo que amortiguaría el efecto B-S. A su vez, deben ser considerados seriamente los componentes no transables de los bienes transables. MacDonald y Ricci (2001) incorporan explícitamente en el modelo la productividad relativa del sector distribución. De este modo, un incremento en la productividad del sector distribución, al presionar a la baja los precios de transables, promueve una depreciación real del TCR.

ii Consumo y Política Fiscal (GGob)

El impacto de un aumento del gasto sobre el TCReq depende del tipo de bien sobre el que recaiga. Un aumento del consumo en bienes transables tendrá un efecto directo sobre el balance externo, empeorando la Cuenta Corriente, lo que requerirá una depreciación real. Por su parte, un aumento del consumo en bienes no transables generará un exceso de demanda en dicho sector de la economía, lo que provocará un aumento de sus precios y una apreciación real. Por lo tanto, resulta vital a los efectos de realizar ejercicios de estática comparada conocer cómo se compone en el margen el consumo. A priori, la evidencia empírica es abrumadora en la dirección de considerar que el consumo del gobierno es más intensivo en bienes no transables que el consumo del sector privado, por ello suele utilizarse esta variable para recoger el impacto negativo del gasto sobre el TCReq.

En la medida en que los impuestos no sean distorsivos, el impacto de la política fiscal sobre el TCReq de largo plazo dependerá exclusivamente de la composición y del nivel de gasto, pero no de las fuentes de financiamiento. No es claro sin embargo que el tipo de financiamiento sea neutral en la dinámica de corto plazo por cuanto puede generar un efecto riqueza transitorio. Esto último dependerá en buena medida de supuestos sobre el cumplimiento de la *Equivalencia Ricardiana*, dado que una política de endeudamiento, en la medida que genere un efecto riqueza positivo, podría apreciar transitoriamente el TCReq. También resulta de interés separar cambios en el déficit fiscal originados por cambios en el consumo público o en los impuestos, ya que el primero suele concentrarse en bienes no transables, mientras que los impuestos restringen el gasto privado, en donde la participación relativa de bienes transables es superior.

iii Flujos de Capitales (K)

En términos generales, los flujos de capitales pueden ser considerados un relajamiento en la restricción presupuestal de la economía, que permite expandir, al menos en el corto plazo, la relación absorción ingreso. En el frente interno, el exceso de demanda de no transables elevará su precio, apreciando el TCReq.

Si bien este es el marco general en el que se suele analizar los cambios en los flujos de capitales, resulta imprescindible desde el punto de vista

teórico distinguir entre los flujos de capitales transitorios y permanentes, ya que esto determinara a priori una dinámica muy distinta en el TCReq. Concretamente, un aumento permanente de los flujos de capital deberá apreciar el TCReq; mientras que, un aumento transitorio -en la medida en que dichos flujos deberán revertirse por el monto original mas intereses- puede depreciar en el largo plazo el TCReq. Este tema es estudiado con particular interés por Morrissey *et al.* (2004) quienes realizaron un estudio empírico de la respuesta del TCReq a los flujos de capital para Ghana, encontrando que el grado de apreciación real experimentado depende inversamente de la reversibilidad de los flujos de capitales. Este matiz ha dado lugar a las aproximaciones de Stock y de Flujos en el análisis del impacto sobre el TCR.

iv Tasas de interés real: doméstica y externa (r, r^*)

Un cambio en las tasas de interés modifica las condiciones crediticias. Una caída de la tasa real de interés internacional implica un relajamiento en la restricción presupuestal externa; o sea, permite financiar un mayor déficit en balanza comercial, por lo cual será posible sostener un tipo de cambio real más apreciado.

Una caída de la tasa de interés internacional genera un shock positivo sobre la demanda de bienes de inversión dado por la caída en el costo de oportunidad de proyecto, lo que impulsaría la demanda de no transables, apreciando el TCReq. Por otra parte, “*la conjunción de un menor endeudamiento (por menor pago de intereses) y un mayor nivel de capital llevan a una mayor riqueza y por lo tanto una mayor demanda de bienes no transables*” (Aboal 2002). Todo esto sugiere, que una reducción de la tasa de interés real internacional apreciaría TCReq.

MacDonald y Ricci (2003) sugieren que un segundo efecto que podría captar los diferenciales de tasas de interés real, entre la economía y el resto del mundo, es un residuo del efecto Balassa-Samuelson. En la medida en que el *proxy* de productividad elegido no contenga adecuadamente a la productividad del capital -al ser la tasa de interés real doméstica el precio del capital al interior de la economía- un aumento de esta podría interpretarse como un aumento de la productividad del capital e inducir de este modo una apreciación del TCR⁴.

4 De hecho, este argumento resultará relevante en nuestro estudio empírico para Uruguay.

Por último, en caso de que existan rigideces nominales en la economía, un aumento de la tasa de interés nominal provocado por un endurecimiento de la política monetaria, generará una condición de arbitraje en la que se requerirá una depreciación nominal para recomponer la paridad descubierta de intereses. Esto, requerirá que el TCN se aprecie por sobre su nivel de largo plazo. MacDonald y Ricci (2003) plantean que los *overshooting à la Dornbush*, aún cuando no generen efectos reales en el largo plazo, pueden provocar efectos de corto plazo que sean capturados por la relación de cointegración en la medida en que los *shocks* monetarios sean permanentes y existan rigideces nominales en los precios.

v **Términos de Intercambio (ToT)**

Un aumento en el precio de los bienes exportables en términos de los bienes importables desplaza recursos del sector no transable al sector transable de la economía, asimilándose, por lo tanto, a un shock negativo en la oferta del sector no transable. Este shock de oferta negativo, sumado al efecto riqueza positivo que genera el aumento en los términos de intercambio, provoca un exceso de demanda en el sector no transable que aprecia el TCReq. No obstante, la reducción relativa de los precios de los bienes importables estimula un efecto sustitución que podría reducir la demanda de no transables apuntando hacia una depreciación real. Este segundo efecto es considerado, en general, de segundo orden. Por otra parte, en la medida en que los mayores precios relativos de los bienes exportables inducen un saldo en balanza comercial positivo -que más que compensa el aumento en el volumen de importaciones causado por el efecto riqueza y sustitución- el impacto sobre el sector externo de la economía también iría en el sentido de apreciar el TCReq⁵.

Aizenman y Riera-Crichton (2006), encuentran para un conjunto elevado de países que la elasticidad negativa del TCR a los TOT se ve amortiguada por el ratio volumen de reservas internacionales a PIB. Esta relación sería más potente en países menos desarrollados, dependiendo, a su vez, inversamente del grado de profundidad y apertura financiera de la economía. La hipótesis de estos autores es que el impacto sobre el ingreso disponible producto de un *shock* en los TOT puede ajustarse internamente

5 Hinkel y Montiel (1999) demuestran que utilizando un TCR de tres bienes se garantiza una apreciación real del TCReq, mientras que el TCReq a priori sería indeterminado bajo la hipótesis de un incremento en los términos de intercambio.

mejor en economías altamente diversificadas desde el punto de vista productivo, con mercados financieros integrados a los flujos internacionales, y/o con *stocks* acumulados de activos de reserva.

El efecto de los TOT sobre el TCR es particularmente intenso en economías exportadoras de *commodities*. Cuando una mejora en los TOT se concentra en sectores exportables específicos, se conoce en la literatura como el caso de la *Enfermedad Holandesa*. El apelativo de “enfermedad” se debe, en su concepción original, a que un aumento de los precios del *booming sector* genera para los restantes sectores exportables una apreciación real. De este modo se deteriora su relación de precios respecto al sector no transable de la economía, en particular respecto al costo laboral unitario, por lo cual resienten su competitividad.

vi Grado de apertura externa⁶ (Ap)

Una reducción permanente de las barreras comerciales domésticas aumentará la demanda de importables y, por lo tanto, provocará un déficit en balanza comercial que requerirá, desde el punto de vista del equilibrio parcial, una depreciación real para recomponerse. Por otra parte, una reducción en los aranceles, al abaratar implícitamente los precios de los bienes importables, genera un shock positivo de oferta y otro negativo de demanda en el sector interno de la economía. El shock de oferta sería directo por el abaratamiento de insumos importados en la producción. El shock de demanda sería indirecto, por un efecto sustitución de no transables a importables que dependerá de la elasticidad ingreso de las respectivas demandas. Ambos efectos conducen a una disminución de los precios de los bienes no transables y a la depreciación del TCReq.

Hinkle y Montiel (1999) proponen el caso de un subsidio a la exportación, el cual sería idéntico a una mejora en los términos de intercambio; sin embargo, en este caso no estaría presente el efecto riqueza, ya que se debería utilizar un impuesto para solventar el subsidio. De este modo, un cambio dado en los subsidios generará un movimiento en el TCReq en la misma dirección que un cambio de igual orden en los términos de intercambio, pero en menor magnitud. Concretamente, una reducción de los mismos tendería a depreciar el TCReq.

6 La discusión sobre este efecto se motivó fundamentalmente a partir de los procesos aperturistas vividos durante las décadas del 70 y 80 en varias economías en desarrollo.

vii Relación funcional

En síntesis, puede plantearse la siguiente función implícita para el TCReq. El signo por encima y a la derecha de cada fundamento sería el más probable, según el marco teórico revisado, para la derivada parcial del TCReq respecto a cada uno de ellos:

$$TCReq = f(Prd^-, Ggub^-, K^-, r^{*+}, r^-, ToT^-, Ap^+)$$

Cabe mencionar que el análisis presentado supone como hipótesis simplificadora que los distintos fundamentos son independientes entre sí. Esto, sin embargo, no necesariamente es así, ya que las variables inciden unas sobre otras. Por citar un ejemplo, considérese un aumento del gasto corriente del gobierno, el cual deberá ser financiado por impuestos o vía endeudamiento. En el segundo caso, se dará simultáneamente un ingreso de capitales que tenderá a apreciar el TCReq reforzando el efecto del gasto del gobierno. Sin embargo, un aumento no sustentable del déficit fiscal puede generar una crisis de confianza en los inversores que desembocará en alzas continuas en la tasa de interés, fuga de capitales y en una depreciación del TCReq. El caso anterior puede resultar representativo de la complejidad con que interactúan los distintos fundamentos; esta, puede sesgar la interpretación directa de las elasticidades en los ejercicios empíricos en muestras chicas.

II.c Candidatos a fundamentos: el alcance estadístico

En el análisis empírico para el caso Uruguayo, se utilizará una muestra de datos trimestrales entre 1983:I y 2005:IV. Tanto la frecuencia de los datos, como el período considerado y la propia calidad de los mismos nos llevaron a descartar, aún antes del análisis empírico, varias series que a priori lucían buenos candidatos para explicar la dinámica de largo plazo del TCR. Por citar algunos ejemplos:

- 1) No existe una serie homogénea de Riesgo País para dicho período. La serie que calcula República AFAP, para datos diarios data de 1999, mientras que para datos mensuales puede extenderse tan solo a 1994.
- 2) Las series homogéneas y confiables de movimientos de capitales son de corta data.

- 3) No se dispone de una apertura histórica confiable del gasto del gobierno en Transable y No Transable.
- 4) No se dispuso tampoco de buenos *proxies* del grado de apertura, como hubiesen sido, por ejemplo, los aranceles domésticos ponderados por comercio sobre los aplicados por nuestros socios comerciales.

De este modo, los candidatos a incorporarse como fundamentos serán:

- 1) Productividad Total de Factores- Calculado como el Residuo de Solow⁷. Disponible desde 1980:I. Pretende capturar conjuntamente *shocks* sobre la productividad del trabajo y del capital.
- 2) Productividad media de la economía- Cociente del PIB sobre número de empleados. Disponible desde 1973:I. Pretende capturar la productividad media del factor trabajo para la economía en su conjunto.
- 3) Tasa internacional Libor 3meses-
- 4) Tasa activa promedio en moneda extranjera - Este indicador se construyó con la serie de tasas de interés activas promedio en dólares para empresas y familias que publica la SIIF a partir del año 1998, empalmada con las tasas publicadas en el boletín estadístico de dicha fecha hacia atrás. Disponible desde 1983:I
- 5) Tasa neta- Diferencia entre la tasa activa doméstica y la Libor 3meses. Disponible desde 1983:I
- 6) Relación Gasto-PIB- Calculado como la Absorción sobre el PIB en base a datos de Cuentas Nacionales. Disponible desde 1977:I.
- 7) Relación Gasto del Gobierno Central -PIB- Disponible desde 1983:I.
- 8) Relación Remuneraciones-Gasto del Gobierno Central- Pretende representar una Proxy al gasto del gobierno en no transables. Disponible desde 1989:I.
- 9) Coefficiente de apertura- Exportaciones más Importaciones sobre PIB, datos de Cuentas Nacionales. Disponible desde 1988:I.

7 Partiendo de $Y = A.L^\alpha.K^\beta$ se toman logaritmos y se estiman por MCO las elasticidades del producto al K y L. El residuo de dicha regresión, o sea, la parte no explicada por dichos coeficientes es la PTF.

- 10) Términos de Intercambio de Bienes y Servicios- Deflactor de exportaciones sobre deflactor de importaciones, datos de Cuentas Nacionales. Disponible desde 1977:I.
- 11) Términos de Intercambio de Bienes- Disponible desde 1983:I

II.d Precisiones sobre la construcción del Índice de TCR

En primer lugar, el uso de índices generales de precios externos, al estar compuestos por bienes transables y no transables del resto del mundo puede dar señales poco claras. Esto es así, en la medida en que cambios en los precios de no transables de los socios comerciales no deberían impactar sobre el balance comercial de la economía bajo análisis. Esto resulta relevante, por cuanto las distintas teorías que se basan en el TCR_{ex} suponen algún tipo de arbitraje entre los precios domésticos y externos, el que se sostendría por la vía del ajuste en Cuenta Corriente.

Un segundo aspecto a considerar en la elección de la canasta de precios externos para economías pequeñas con acceso restringido a los mercados más dinámicos, es que las variaciones de los precios de transables en los socios comerciales podrían no afectar el balance externo en la economía. Esto se debería a que el peso de las exportaciones puede basarse más en factores de “política comercial” -cuotas y concesiones- que a factores efectivos de demanda o precios relativos. En numerosas ocasiones los modelos predicen ventajas comparativas que no se revelan.

A su vez, deberá prestársele cuidadosa atención a la representatividad de las ponderaciones, ya que esta determinará qué tipo de variaciones tendrán impacto en el TCR observado. Idealmente el P* debería considerar no solamente los precios de los socios comerciales, sino también los precios de aquellos países cuyas exportaciones compiten con las de la economía bajo estudio en terceros mercados. Cambios en los precios relativos de estos países pueden impactar sobre el equilibrio externo aún más que cambios en los precios de los tradicionales socios comerciales⁸.

A su vez, no es claro que un cambio en el TCR observado que lo aparte del valor de sus fundamentos genere una dinámica similar para

8 Otro elemento a considerar es el impacto del comercio no declarado, el cual depende, entre otros factores, del propio nivel del TCR bilateral y sobre todo de las barreras arancelarias y no arancelarias, lo que puede sesgar las ponderaciones.

reestablecer el equilibrio en caso de haber sido originado por una caída de los precios domésticos medidos en dólares o por un aumento de los precios internacionales.

Por último, debe optarse por considerar promedios móviles, o fijos, de las ponderaciones en las relaciones comerciales. Utilizar promedios móviles permite representar mejor al conjunto de socios comerciales y sus pesos relativos en cada momento del tiempo. Esto resulta particularmente relevante en economías que han presentado fuertes cambios en su vinculación comercial. Sin embargo, utilizar promedios móviles puede introducir problemas de endogeneidad no deseados. Esto se debe a que se tiende a comerciar más con aquellas economías con quienes se posee un TCR bilateral más favorable, las que por construcción pesarán más en el indicador. De este modo, se deberá resolver un *trade-off* entre endogeneidad y representatividad a la hora de elegir el indicador a utilizar.

Dada la motivación de este trabajo se deberá priorizar la oportunidad de las series con las que se trabajará, así como la posibilidad de contar con estimaciones fiables de las mismas. Esto naturalmente trunca, hasta cierto punto, la flexibilidad en la elección del indicador de TCR óptimo e incluso, como se verá más adelante, la de los propios fundamentos, en la medida que este ejercicio deberá realizarse con fines predictivos recurrentemente. Aún así, la discusión presentada anteriormente resulta sustantiva para poder interpretar y reconocer los límites de los resultados obtenidos.

A partir de estos argumentos se decidió trabajar con un *proxy* del TCR construido como el valor a fin del trimestre de la media aritmética ponderada de los Índices de Capacidad de Competencia con los principales 9 socios comerciales al año 1977, ponderados por su participación móvil en el comercio. Para dicho cálculo se consideran los precios al consumo para Argentina y Brasil, y los precios mayoristas para los restantes socios.

II.e La metodología econométrica

Una primera opción metodológica para determinar el TCR_{eq} es la estimación de una relación de PPC, ver Fernández et al (2005). Esta técnica requiere que el TCR sea $I(0)$; esto es, que deambule en torno a una constante. De este modo, basta identificar un año base durante el cual se suponga en equilibrio, para realizar las respectivas comparaciones. En su

versión más fuerte, la Ley de un Único precio se postula que la constante en torno a la cual deambula es el 0; en una visión menos estricta se acepta que deambule en torno a otra constante distinta de cero que refleje, entre otros, costos de transacción; y en su modalidad más laxa se le permite deambular en torno a una tendencia determinista que refleje, por ejemplo, una tasa de crecimiento determinística y constante en la productividad entre economías. Esta metodología, a su vez, permite trabajar con quiebres en la PPC, siempre y cuando se identifiquen las condiciones de estacionariedad antes y después de los mismos.

La ausencia de una relación de PPC no debe sugerir de modo alguno la inexistencia de un equilibrio. Por el contrario, bajo ciertas condiciones puede encontrarse un equilibrio dinámico para el TCR en virtud del comportamiento de sus fundamentos. Dentro de este segundo enfoque encontramos los Modelos de Corrección de Errores (ECM) y Vectores de Corrección de Errores (VEC). La característica común a estas técnicas es el supuesto de una relación estable de largo plazo entre un conjunto de variables reales de la economía y el TCReq. De este modo, el TCReq se define como el estado estacionario (no observable) condicional al valor de equilibrio de los fundamentos; por lo tanto, todo desalineamiento de esta relación en el corto plazo, por construcción, solo puede ser transitorio.

Los ECM suponen la exogeneidad débil de los fundamentos en el sentido de Engle, Hendry y Richards (1983). Esto resulta necesario a los efectos de inferir el vector de cointegración (β), por cuanto se requiere que no exista *feedback* del modelo condicional del TCReq al modelo marginal de los fundamentos (F_t). En otras palabras, el TCReq y los fundamentos no deben determinarse en forma conjunta, siendo los segundos predeterminados a la estimación del primero.

Al trabajar con series no estacionarias en niveles, se requiere que las mismas se encuentren cointegradas; o sea, que exista una dinámica subyacente común a todas ellas. Una condición necesaria y fácilmente interpretable para testear cointegración, propuesta por Engle & Granger (1987), es probar que los residuos (u_t) de la regresión entre el TCReq y los fundamentos (F_t) sean estacionarios. Esto implica que sus desalineamientos no pueden ser permanentes; o sea, aún cuando los fundamentos muestren cambios permanentes, la relación entre ellos no lo hará. Una característica de los estimadores por MCO en presencia de cointegración es que son superconsistentes; esto es, los estimadores convergen a sus va-

lores poblacionales a una tasa proporcional al tamaño muestral en lugar de hacerlo a la raíz de dicha tasa. Esto resulta sumamente atractivo al trabajar con muestras pequeñas. La relación de cointegración puede representarse del siguiente modo:

$$\text{LnTCR}_t = \beta' F_t + u_t$$

En una segunda etapa, se estima la relación de corto plazo para determinar la dinámica de la variable dependiente. En esta regresión se incluyen los residuos rezagados de la relación de cointegración, los cuales serán utilizados para medir la velocidad de reversión al equilibrio (α); así como rezagos de la propia variable; rezagos de los fundamentos; *dummies* estacionales (D); y de terceros factores (Z) que solo inciden en la dinámica de corto plazo. Estos últimos, si bien no integran la relación de cointegración, pueden resultar ser muy explicativos de la dinámica de la variable dependiente en el corto plazo. Este resulta el lugar natural para capturar el efecto de *shocks* nominales sobre el TCReq.

De este modo, puede estimarse por medio de MCO la respuesta del TCReq (a través de su tasa de variación) respecto al desalineamiento; a su propia dinámica previa; a la de sus fundamentos; y a la de otros factores que lo determinan, de modo consistente⁹. Esta ecuación puede resumirse en:

$$d \ln TCR_t = \alpha (\ln TCR_{t-1} - \beta' F_{t-1}) + \sum_{n=1}^m \lambda_n d \log TCR_{t-n} + \sum_{n=1}^m \psi_n d \ln F_{t-n} + \sum_{n=1}^m \phi_n d \ln Z_{t-n} + \mu D_{t=1,2,3} + e_t$$

Existe la posibilidad de estimar de forma conjunta la relación de corto y largo plazo. Sin embargo, no parece lo más apropiado, por cuanto se perderían las propiedades de superconsistencia en los estimadores de la relación de LP.

Otros autores, entre los que se destacan Morrissey et. al. (2004), Aboal (2002), MacDonald y Ricci (2003), etc., utilizan Vectores de Corrección de Errores (VECs), permitiendo que los fundamentos se determinen

9 Cashin y McDermott (2004), en línea con la crítica de Orcutt dan cuenta del sesgo a la baja que presentan los estimadores MCO en muestras reducidas para los modelos autorregresivos. Este sesgo se originaría por la asimetría en la distribución del parámetro asociado al proceso AR, lo que distorsionaría la estimación de α en la ecuación de corto plazo. Estos autores proponen utilizar la mediana en lugar de la media como medida de la tendencia central al estimar el coeficiente de corrección de errores.

conjuntamente y de modo lineal con el TCReq. Para probar la pertinencia de esta técnica se determina en una primera etapa el número de relaciones de cointegración utilizando el método de Johansen; luego se evalúa la significación del coeficiente de ajuste a la relación de cointegración para cada variable. En este sentido, se asumen exógenas solo aquellas variables cuyo coeficiente de ajuste no resulta significativo, o para las cuales el vector cointegrador no interviene en su modelo marginal, representándose por último un modelo VEC para las restantes series.

De este modo puede especificarse una relación de largo plazo en donde algunos de los fundamentos resultan predeterminados (como en los ECM), al tiempo que otros se determinan conjuntamente con la variable dependiente. Esta técnica puede considerarse un caso general del ECM aplicable cuando se presentan al menos dos relaciones lineales, independientes y estacionarias (de cointegración) entre el TCReq y sus fundamentos.

Esta técnica, aún cuando enriquece la especificación del modelo, se encuentra más expuesta que la anterior a los problemas propios de muestras reducidas: (i) exacerba el número de *outliers*; (ii) genera ocasionalmente sesgos en las medias, (iii) y es menos robusta a problemas de especificación¹⁰. Debe remarcarse, no obstante, que el uso de esta metodología no depende de la voluntad del investigador sino de las propias relaciones entre las variables.

Al concentrarse la mayor parte de la literatura en la relación “en el equilibrio” entre el TCR y los fundamentos, se han propuesto numerosas alternativas para computar los valores sustentables de los fundamentos, ya que si los regresores no se encuentran en equilibrio al realizar la regresión tampoco puede suponerse sobre el nivel de “equilibrio” de la variable dependiente. Mathisen (2003), por ejemplo, utiliza la descomposición de Gonzalo y Granger, cuya metodología aplicada al TCReq sugiere separar las series de fundamentos $I(1)$ en un componente permanente y otro transitorio de modo tal que solo los cambios en el componente permanente sean capaces de “causar” cambios en el TCReq. Baffes et. al. (1997) utilizan la descomposición de Beveridge y Nelson, la cual asume un proceso $ARIMA(p,1,q)$ para los fundamentos del cual se extrae la dinámica asociada a la raíz unitaria como aproximación al movimiento permanente de los mismos. MacDonald y Ricci (2003) aplican el filtro de Hodrick-Prescott

10 Ver Baffes (1997) pag 17

para suavizar los fundamentos; otros autores utilizan directamente medias móviles¹¹.

De este modo, los desalineamientos pueden separarse en: (i) un apartamiento del TCR observado respecto al valor estimado para niveles de equilibrio de los fundamentos (F^{eq}); y (ii) el propio desequilibrio en los fundamentos. Concretamente:

$$\ln TCR_t - \ln TCR_{t,eq} = (\ln TCR_t - \beta' F_t^{eq}) - \beta' (F_t - \beta' F_t^{eq})$$

Cuando el interés se encuentre en predecir el TCReq varios pasos adelante se deberán proyectar, a su vez, los fundamentos. Por lo tanto, deberán cumplir las condiciones habituales de exogeneidad fuerte; o sea, que el TCReq no cause *en el sentido de Granger* a los fundamentos. Esta será una condición suficiente de haberse probado previamente la exogeneidad débil. En caso de utilizarse en lugar de proyecciones condicionales de los fundamentos, valores contrafácticos de los mismos (tales que cumplan las condiciones de equilibrio externo e interno deseadas), se deberá probar su superexogeneidad frente al tipo particular de cambios que se proponga en las distribuciones marginales. Esto es, los coeficientes originales del ECM o el VEC deberán ser robustos a cambios en los fundamentos presenciados durante el período muestral. De probarse esta hipótesis se invalidaría la crítica de Lucas para dicho tipo concreto de *stress* sobre las series.

Todas las metodologías anteriores suponen relaciones lineales en la relación de corto plazo, lo que implica una simetría en la convergencia frente a los *shocks* que enfrenta la economía. Sarno y Taylor (2002), Sarno (2003), junto a otros, proponen extender las técnicas de corrección de errores a relaciones no lineales. En este sentido, debe recordarse que la hipótesis alternativa cuando se testean raíces unitarias es que el proceso subyacente es autorregresivo lineal, lo que implica que la velocidad de ajuste será constante. Estos autores, encuentran que para el TCR la velocidad a la cual revierte a la media puede ser proporcional a su desequilibrio. Esto implica que cuanto mayor sea el desalineamiento, mayor será la velocidad a la que se convergerá. Este tipo de modelos se denominan *Smooth Tran-*

11 No obstante los esfuerzos realizados para inferir los valores de equilibrio de los fundamentos, estas técnicas, al poseer un basamento exclusivamente estadístico difícilmente garanticen niveles de equilibrio *à la Nurkse* del TCR.

sition Autoregressive (STAR). Por otra parte, también se han ensayado modelizaciones que permiten un desealineamiento permanente al interior de una banda, dentro de la cual las ganancias por arbitraje se encuentran dominadas por los costos de transacción, y fuera de la cual se converge al equilibrio; o sea, un ajuste de tipo discreto. Estos últimos modelos se denominan *Threshold Autorregresive* (TAR) models.

Por último, y en otra línea, se han propuesto técnicas para calcular el TCReq por la vía de estimar las elasticidades de comercio en el contexto de modelos de equilibrio parcial, ver Ahlers y Hinkle (en Hinkle y Montiel (1999)). Esta metodología se basa en estimaciones de las elasticidades de oferta y demanda para bienes exportables e importables respecto a TCR. De este modo, una vez definido el flujo permanente de capitales que recibiría en el largo plazo la economía, y por ende su restricción externa, se define el TCReq como aquel compatible con el balance externo para los restantes fundamentos de la oferta y demanda de transables.

III ESTUDIO EMPÍRICO

III.a Análisis estadístico de las series

Como se comentó oportunamente, las series consideradas para el análisis empírico en la relación de cointegración son: la productividad media del trabajo (Prmed); la productividad total de factores (PTF); la tasa Libor en dólares a 90 días como *proxy* de la tasa de interés internacional (Libor3m); la tasa activa en moneda extranjera promedio (Activame) como *proxy* de la tasa de interés interna; la Relación Gasto-PIB (Gtopib); la Relación Gasto del Gobierno Central-PIB (GGobPIB); la relación Remuneraciones-Gasto del Gobierno Central (Remgob); el Coeficiente de Apertura (Coefap); los Términos de Intercambio de Bienes y Servicios (TOT) y los Términos de Intercambio de Bienes (TIB).

De este grupo se descartaron tempranamente una serie de variables que detallamos a continuación: la PTF, ya que no resultó significativa para la relación en niveles del TCR; el coeficiente de apertura, ya que resultó significativa únicamente bajo especificaciones demasiado parsimoniosas, además del hecho de que ingresaba en la relación con el signo contrario al esperado y su incorporación alteraba el signo de otros coeficientes del modelo; la relación Gasto Pib, debido a que si bien en general mejora

el ajuste global del modelo, no resultó ser exógena fuerte al TCR, algo incompatible con el objetivo de predicción del modelo. Por su parte, los Términos de Intercambio de Bienes resultaron menos explicativos que los Términos de Intercambio de Bienes y Servicios, por lo cual se decidió trabajar con esta última serie.

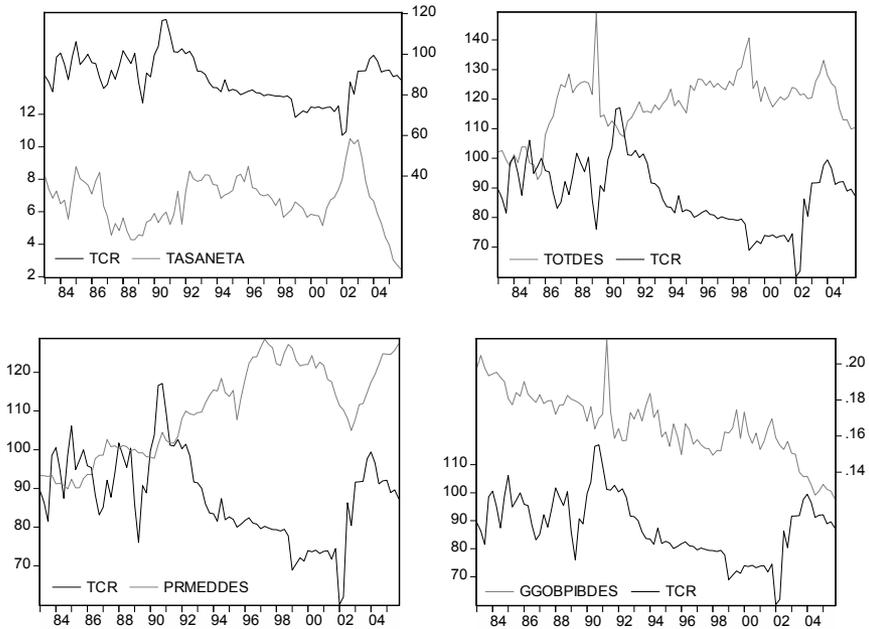
Dado que las tasas en moneda extranjera interna y externa, presentan una cadencia similar, resulta necesario evaluar su impacto conjuntamente (ya sea incluyendo ambas, o neteándolas). De incluirse una sola de éstas variables, el signo de la serie utilizada podría estar contaminado por el poder explicativo de la variable omitida.

De este modo las series con que efectivamente se trabajará son: (1) la Libor a 90 días (Libor3m); (2) la Tasa Activa en Moneda Extranjera promedio del sistema financiero uruguayo menos la Libor a 90 días (Tasa neta); (3) los Términos de Intercambio de Bienes y Servicios (TOT); (4) la Productividad Media del Trabajo (Prmed) y (5) la Relación Gasto del Gobierno a PIB (GGobPIB).

Las últimas tres series debieron ser desestacionalizadas a los efectos de mejorar el ajuste de la relación de largo plazo. Todas ellas cuentan con un patrón estacional propio y muy marcado que, de no depurarse, podría distorsionar los resultados¹². Esta transformación, no fue realizada con el objetivo de aproximarse a los valores de “equilibrio sustentable” como se acostumbra en la literatura, sino simplemente a los efectos de capturar mejor el comovimiento entre las variables.

El procedimiento utilizado para desestacionalizar las series fue la descomposición Tramo-Seat propuesto por Maravall y Gómez y recomendado por Eurostat. Este método resulta particularmente atractivo para la detección de *outliers* y la desestacionalización por intermedio de descomposición ARIMA, en donde el componente TRAMO preajusta las series y el SEAT procede a la desestacionalización propiamente dicha.

12 Se hace notar, que de haberse utilizado los valores corrientes de las series se habría logrado un modelo muy similar (todas resultarían significativas manteniendo su signo) con un residuo más rugoso y menos explicativo de las variaciones del TCR a corto plazo (menor R2, mayor SER y mayor Akaike bajo distintas especificaciones de la ecuación de corto plazo). Fue principalmente este motivo el que determinó tal transformación.

Gráfico I: Series a incluir en el modelo de cointegración:

Un elemento a considerar es la tendencia decreciente que muestra en el gráfico la participación del Gasto del Gobierno en el PIB. Esta tendencia difícilmente se sostendrá *in eternum*, ya que esto implicaría que la relación en cierto momento se anularía, o incluso fuese negativa. Por este motivo, si bien a simple vista debería realizarse el *test* de raíces unitarias incluyendo una tendencia determinística, esto podría no reflejar correctamente el proceso generador de datos. Al omitirse la tendencia en la prueba de raíces unitarias, o sea, utilizando una hipótesis alternativa más apropiada para el contenido económico de la variable, se observa la existencia de una raíz unitaria al igual que en las restantes series.

Cuadro I: Contraste de Raíces Unitarias

| Tests de raíces unitarias | | | | |
|--|----------|------------------|-----------------|-------------------|
| H0 existe una raíz unitaria | Especif. | ADF ¹ | PP ² | Tipo ³ |
| TCR | C | 3,28*(0) | 3,28* (4) | I(1) |
| Prmeddes | C+T | 1,74 (0) | 2,04 (4) | I(1) |
| GgobPIBdes | C+T | 5,33 (0)*** | 5,35 (3)*** | I(0) |
| | C | 1,63 (1) | 1,70 (3) | I(1) |
| Totdes | C | 2,18 (1) | 2,9* (3) | I(1) |
| Tasaneta | C | 1.72 (0) | 2.14 (4) | I(1) |
| H0 = Existe una raíz unitaria * Rechazo H0 al 10% **Rechazo H0 al 5% ***Rechazo H0 al 1% | | | | |
| 1) Lags entre paréntesis-criterio: mínimo Schwarz 2) Bandwidths entre parentesis- criterio: Newly west select 3) Todas las series resultan estacionarias en primeras diferencias en sus especificaciones alternativas correspondientes | | | | |

La importancia del estudio de raíces unitarias se debe al hecho de que dos series de distinto orden no podrán estar cointegradas entre sí. Si bien esto es cierto, Cuthertson et al (1992) dan cuenta de la posibilidad de encontrar relaciones de cointegración entre tres o más series de distinto orden de integración bajo la condición de que combinaciones lineales de las series de mayor orden estén cointegradas con las series de menor orden. De este modo, aún cuando el GGobPIB sea una serie I(0) esto no necesariamente conduce a descartar la existencia de una relación de cointegración entre este grupo de variables.

Excluyendo el GGobPIBdes, el proceso generador cuya raíz unitaria resulta menos significativa es el del propio TCR. Esta ambigüedad, que no permite descartar de plano la presencia de una relación de PPC, contribuirá a resultados débiles de cointegración cuando esta sea testeada a través de los estadísticos de Traza y mayor Valor Propio. Los estudios relevados para Uruguay que evalúan el orden de integración del TCR respaldarían la existencia de una raíz unitaria en la serie. Concretamente, tanto Aboal (2002) trabajando con un TCR compuesto por un cociente de canastas de bienes transables y no transables, como Finger (2006) quien utiliza un promedio de precios al consumo ponderados por comercio, o Fernández et. al. cuando analizan los TCR bilaterales con EEUU Argentina y Brasil entre 1980 y 2005 encuentran que el TCR es una variable I(1).

III.b Estimación del TCRbh para Uruguay

Análisis de cointegración

Los *tests* de Johansen-Juselius, para el conjunto de series analizado, no resultan contundentes. Si se toma el estadístico de la traza, no puede rechazarse la no existencia de una relación de cointegración al 5%, pero sí al 10%; mientras que si se considera el estadístico de máximo valor propio, la no existencia de relaciones de cointegración se rechaza al 5%. A su vez, no puede rechazarse la existencia de a lo sumo 1 relación de cointegración bajo ninguno de los dos *tests*.

| Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace) | | | | | |
|--|--------------------------|-------------------------------|-----------------------|--------------------|--------------------|
| Hypothesized No. Of CE(s) | Eigenvalue | Trace Statistic | 0.05 Critical Value | Prob.** | |
| None | 0.332928 | 75.29905 | 76.97277 | 0.0666 | |
| At most 1 | 0.215008 | 40.07648 | 54.07904 | 0.4666 | |
| At most 2 | 0.133730 | 19.01537 | 35.19275 | 0.7859 | |
| At most 3 | 0.050392 | 6.525772 | 20.26184 | 0.9248 | |
| At most 4 | 0.023033 | 2.027310 | 9.164546 | 0.7723 | |
| Trace test indicates no cointegration at the 0.05 level * denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level **MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values | | | | | |
| Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue) | | | | | |
| Hypothesized No. Of CE(s) | Eigenvalue | Max-Eigen Statistic | 0.05 Critical Value | Prob.** | |
| None * | 0.332928 | 35.22257 | 34.80587 | 0.0446 | |
| At most 1 | 0.215008 | 21.06111 | 28.58808 | 0.3353 | |
| At most 2 | 0.133730 | 12.48960 | 22.29962 | 0.6067 | |
| At most 3 | 0.050392 | 4.498462 | 15.89210 | 0.9274 | |
| At most 4 | 0.023033 | 2.027310 | 9.164546 | 0.7723 | |
| Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level * denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level **MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values | | | | | |
| Data Trend: | None | <i>None</i> | Linear | Linear | Quadratic |
| Rank or No. of CEs | No Intercept No Trend | <i>Intercept No Trend</i> | Intercept No Trend | Intercept Trend | Intercept Trend |
| Selected (5% level) Number of Cointegrating Relations by Model (columns) | | | | | |
| Trace | 1 | 0 | 1 | 1 | 1 |
| Max-Eig | 0 | 1 | 1 | 0 | 0 |

Los resultados obtenidos, como es común bajo esta técnica, son sensibles al número de rezagos utilizado en la construcción del *test*, al período muestral y a la especificación propuesta para H_0 . Si bien se presentó el *test* para el caso sombreado en el cuadro anterior, bajo otras especificaciones se hubiese encontrado un resultado similar. En cualquier caso, siempre se hubiese descartado la existencia de un número de relaciones de cointegración mayor a uno y, por añadidura, la pertinencia del uso de los VECM para este conjunto de variables.

En lo sucesivo se aplicará el método de Engle-Granger de estimación en dos etapas (1987). La misma consiste en estimar la relación de cointegración (denominada comúnmente relación de largo plazo) utilizando luego el vector de sus residuos rezagado como argumento de la variación del TCR (denominada relación de corto plazo). Una ventaja ya comentada de estimarlo en dos etapas y no en una única ecuación, es que de estar cointegradas las series, se contará con estimadores superconsistentes.

Cuadro III: Relación de Largo Plazo

| Dependent Variable: LOG(TCR) | | | | |
|---|-------------|-----------------------|-------------|-----------|
| Method: Least Squares | | | | |
| Sample (adjusted): 1983Q1 2005Q4 | | | | |
| Included observations: 92 after adjustments | | | | |
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
| C | 10.88328 | 0.860234 | 12.65154 | 0.0000 |
| LOG(PRMEDDES) | -0.945794 | 0.164037 | -5.765750 | 0.0000 |
| LOG(TOTDES) | -0.279401 | 0.150433 | -1.857307 | 0.0667 |
| TASANETA | -0.015020 | 0.006621 | -2.268310 | 0.0258 |
| GGOBPIBDES | -3.271767 | 0.863915 | -3.787141 | 0.0003 |
| R-squared | 0.448043 | Mean dependent var | | 4.467293 |
| Adjusted R-squared | 0.422665 | S.D. dependent var | | 0.128974 |
| S.E. of regression | 0.097998 | Akaike info criterion | | -1.754925 |
| Sum squared resid | 0.835513 | Schwarz criterion | | -1.617871 |
| Log likelihood | 85.72656 | F-statistic | | 17.65522 |
| Durbin-Watson stat | 0.680706 | Prob(F-statistic) | | 0.000000 |

En la ecuación de largo plazo todos los regresores resultaron significativos al 5%, con excepción de la variable TOT que resultó significativa al 10%. Una virtud de esta especificación es que todos y cada uno de los argumentos presentan los signos consistentes con el marco teórico rele-

vado. Un elemento de robustez adicional es que de incluirse una *dummy* que capte el período de bandas de flotación los coeficientes se mantienen prácticamente incambiables y significativos, no siendo dicha variable significativa. (Ver cuadro AII en el Anexo). Esto último indicaría, que bajo la especificación propuesta, el régimen de bandas de flotación no generó un nivel promedio de TCR mas apreciado como suele creerse. Este resultado, no obstante, puede ser sensible al modelo base utilizado.

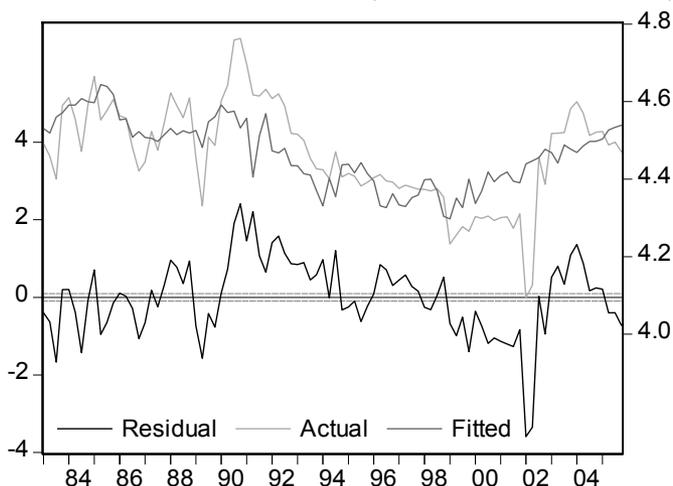
El modelo presentado indica que un aumento del Gasto del Gobierno en relación al producto apreciará el TCRbh, lo que es consistente con el supuesto de que el Gasto del Gobierno es intensivo en bienes no transables. Esto contrasta con el resultado de Aboal (2002) en donde dicho signo resulta positivo. Por su parte, un aumento de la relación de términos de intercambio aprecia el TCR, lo que podría dar cuenta de un efecto riqueza positivo, y el trasiego de recursos del sector no transable al transable de la economía. La elasticidad negativa de la productividad media del trabajo refleja el clásico efecto Balassa-Samuelson (B-S); por el cual, un aumento en la productividad del sector transable presiona sobre los salarios de toda la economía, induciendo, por lo tanto, un aumento relativo en los precios de los bienes no transables. Por último, el diferencial de tasas de interés muestra un signo consistente con el impacto que sobre el TCR tendría un ingreso de capitales y con el incremento de la productividad del capital vía efecto B-S (no captado por la variable Prmed).

Un aporte de este modelo es recuperar el signo esperado de la relación entre la tasa de interés y el TCR. En trabajos previos, en donde solo se incluye la tasa internacional, su signo fue negativo, captando posiblemente la información omitida al no incluirse la tasa en moneda extranjera doméstica. En la especificación presentada en este documento, de haberse excluido la tasa en moneda nacional como variable explicativa, obtendríamos un resultado similar.

Puede resultar de interés observar una regresión del TCR contra los fundamentos sin desestacionalizar, separando las tasas doméstica y extranjeras. En ella se aprecia la consistencia en el signo de la semielasticidad de ambas tasas; esto es, la tasa doméstica mantiene la semielasticidad negativa y la Libor 3 meses muestra una semielasticidad positiva. Esto resulta doblemente valioso dada la alta colinealidad que presentan entre sí. Esta ampliación del análisis, utilizando las series sin desestacionalizar, permite reforzar la hipótesis de una y solo una relación de cointegración entre este

conjunto de variables ya que los residuos de esta regresión también son fuertemente estacionarios. Ver cuadro A.I en el Anexo.

Gráfico II: Residuos de la RLP (series desestacionalizadas)



El gráfico de los residuos de la relación de LP nos permite contrastar los resultados del modelo respecto a la intuición apriorística de desalineamiento. El gráfico respalda la intuición, mostrando la depreciación al inicio del plan de estabilización, la apreciación real de fines de los 90, la fuerte apreciación en el 1er trimestre del 2002 recogiendo el impacto del abandono de la convertibilidad en Argentina, la posterior corrección cambiaria en el 2002 en Uruguay, el *overshooting* de mediados del 2003 y la progresiva apreciación en lo sucesivo. El nivel de TCR de fundamentos al 2005 IV, según la especificación propuesta, señalaría que Uruguay se encuentra levemente por debajo de su nivel de fundamentos.

Los residuos de la relación de largo plazo propuesta resultaron ser estacionarios, lo que es un requisito necesario para suponer cointegración. De no estar cointegradas las series, una relación lineal entre ellas debería generar necesariamente residuos crecientes a medida que la muestra aumenta. De considerarse una relación entre una variable $I(0)$ y otra $I(1)$, la primera deambulará en torno a un valor constante, mientras la segunda se desviará crecientemente de cualquier valor; por lo tanto, $\varepsilon = I(1) - \beta I(0)$ necesariamente crecerá a medida que la muestra aumente.

Tabla III: Raíces unitarias en los residuos de LP

| | | |
|---|-------------|--------|
| Null Hypothesis: DESRESID has a unit root | | |
| Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=11) | | |
| | t-Statistic | Prob.* |
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -4.280780 | 0.0000 |
| *MacKinnon (1996) one-sided p-values. | | |

| | | |
|---|-------------|--------|
| Null Hypothesis: DESRESID has a unit root | | |
| Bandwidth: 4 (Newey-West using Bartlett kernel) | | |
| | Adj. t-Stat | Prob.* |
| Phillips-Perron test statistic | -4.286757 | 0.0000 |
| *MacKinnon (1996) one-sided p-values. | | |

Estos residuos, no obstante, no debieran ser un ruido blanco, ya que se pretende que sean explicativos de la tasa de variación del TCReq. Según el teorema de Representación de Granger, la relación de largo plazo actúa como un eje gravitacional de los movimientos del TCR de corto plazo. La fuerte autocorrelación positiva que muestran los mismos resulta evidente en la propia salida de la ecuación de LP ($D-W = 0.68$), o a través del análisis del correlograma, lo que permite descartar la hipótesis de ruido blanco.

Tabla IV: Correlograma de los residuos de LP

| Sample: 1983Q1 2005Q4 | | | | | | |
|---------------------------|---------------------|---|-------|--------|--------|-------|
| Included observations: 92 | | | | | | |
| Autocorrelation | Partial Correlation | | AC | PAC | Q-Stat | Prob |
| . ***** | . ***** | 1 | 0.656 | 0.656 | 40.885 | 0.000 |
| . **** | . * | 2 | 0.479 | 0.086 | 62.954 | 0.000 |
| . *** | . * | 3 | 0.439 | 0.168 | 81.650 | 0.000 |
| . ** | . * | 4 | 0.273 | -0.158 | 88.956 | 0.000 |
| . * | . . | 5 | 0.195 | 0.027 | 92.721 | 0.000 |
| . * | . * | 6 | 0.119 | -0.080 | 94.138 | 0.000 |
| . * | . * | 7 | 0.092 | 0.079 | 94.991 | 0.000 |
| . . | . . | 8 | 0.057 | -0.044 | 95.322 | 0.000 |

En este punto, se hace explícito que se encuentran presentes las condiciones para una representación *à la* Granger. La conveniencia de trabajar de este modo, separando las relaciones de largo y corto plazo, radica en que de estimarse un modelo dinámico uniecuacional en muestras reducidas, la

riqueza de su especificación puede arrojar ruidos blancos, aún cuando las series en niveles no esten cointegradas.

Análisis de exogeneidad

Desde un punto de vista intuitivo, la exogeneidad implica que se puede tomar como dada la variable de interés. Naturalmente, según el uso que se le quiera dar a la variable existirán diversos tipos de exogeneidad. Engle, Hendry y Richards (1983) llaman exogeneidad débil a la condición necesaria para realizar inferencia; exogeneidad fuerte a la necesaria para realizar predicciones y superexogeneidad a la necesaria para hacer análisis contrafáctico y de simulación.

La exogeneidad débil implica que el modelo condicional del TCR y el modelo marginal de los fundamentos son de variación libre, y que los parámetros de interés solo dependen de la densidad condicional, esto es: que es posible tomar como dados los fundamentos sin pérdida de información relevante. Desde el punto de vista empírico probar esto requiere la construcción de un modelo adecuado para cada uno de los fundamentos y verificar la no significatividad del vector cointegrador de la ecuación condicional en los modelos marginales. El procedimiento simplificado utilizado en este trabajo fue construir un modelo ARIMA para cada fundamento, probando luego la no significatividad de los residuos de la ecuación del TCR en niveles en dichos modelos. Si bien alguna de estas especificaciones puede ser poco robusta, no parece razonable pensar que una modelización de los fundamentos más refinada –que excede el horizonte de este estudio– le aportara mayor poder explicativo al residuo rezagado de la relación de largo plazo. Ver Cuadros A.IV en el Anexo.

La exogeneidad fuerte es un requisito necesario para la predicción ya que supone que las propias proyecciones de las variables exógenas son independientes de los valores pasados de la variable endógena. Empíricamente se prueba a través del *test* de causalidad de Granger, que se construye regresando las variables explicativas en función de su pasado y del pasado de la propia variable explicada. En la medida en que el coeficiente de esta última sea no significativo, se concluye que la variable explicativa no es causada en sentido de Granger por la variable explicada, y en caso de que se haya probado previamente la exogeneidad débil, este *test* es suficiente para probar exogeneidad fuerte.

Tabla VIII: Pruebas de exogeneidad fuerte

| Pairwise Granger Causality Tests | | | |
|---|-----|-------------|-------------|
| Sample: 1983Q1 2005Q4 | | | |
| Lags: 2 | | | |
| Null Hypothesis: | Obs | F-Statistic | Probability |
| GGOBPIBDES does not Granger Cause LOG(TCR) | 90 | 1.30442 | 0.27670 |
| LOG(TCR) does not Granger Cause GGOBPIBDES | | 0.39990 | 0.67164 |
| LOG(TOTDES) does not Granger Cause LOG(TCR) | 92 | 0.66438 | 0.51719 |
| LOG(TCR) does not Granger Cause LOG(TOTDES) | | 0.98619 | 0.37713 |
| LOG(PRMEDDES) does not Granger Cause LOG(TCR) | 92 | 4.10822 | 0.01973 |
| LOG(TCR) does not Granger Cause LOG(PRMEDDES) | | 2.63647 | 0.07733 |
| TASANETA does not Granger Cause LOG(TCR) | 90 | 0.17908 | 0.83635 |
| LOG(TCR) does not Granger Cause TASANETA | | 1.74862 | 0.18021 |

Excepto para la productividad media del trabajo y considerando un umbral del 10%, es posible afirmar que el TCR no causa en el sentido de Granger a ninguno de sus fundamentos. Por lo tanto, para el modelo planteado están presentes tanto las condiciones de exogeneidad débil necesarias para la inferencia, como las condiciones de exogeneidad fuerte necesarias para la predicción más de un paso adelante¹³.

Relación de Corto Plazo

En la modelización de la relación de corto plazo, o sea de la tasa de variación del TCR, se incluyó como variable explicativa a la Productividad Total de Factores (PTF), además de valores presentes y rezagados de las tasas de crecimiento de los fundamentos y valores rezagados del TCR y de sus componentes (TCN y IPC). Luego de numerosas pruebas de especificación se optó por el siguiente modelo estimado por MCO con errores de Newey-West. Este método de estimación para las covarianzas amplía el propuesto por White, siendo recomendado frente a posibles problemas de heteroscedasticidad y/o autocorrelación de orden desconocido¹⁴.

13 De hecho, la relación de Gasto Total en la economía a PIB que resultaba sumamente explicativa no fue tomada en cuenta dada la causalidad que existía del TCR a la relación Gto-PIB.

14 Se estimo utilizando esta variante dado que se observó una leve tendencia a la heteroscedasticidad de los residuos bajo varias de las especificaciones probadas. De haberse estimado por MCO sin errores a la N-W el mismo modelo todos los regresores hubiesen resultado significativos al 5% excepto la del GGobPIB y el TC que lo serían al 10%; siendo su ajuste similar.

Tabla IX: Relación de Corto plazo

| Dependent Variable: DLOG(TCR) | | | | |
|--|-------------|-----------------------|-------------|-----------|
| Method: Least Squares | | | | |
| Sample (adjusted): 1983Q4 2005Q4 | | | | |
| Included observations: 89 after adjustments | | | | |
| Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=3) | | | | |
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
| DESRESID(-1) | -0.326780 | 0.054684 | -5.975780 | 0.0000 |
| DLOG(TOT) | -0.110203 | 0.043726 | -2.520292 | 0.0139 |
| D(GGOBPIB(-1)) | -0.615648 | 0.275088 | -2.238008 | 0.0283 |
| D(PTF(-2)) | -0.139110 | 0.058930 | -2.360599 | 0.0209 |
| D(TASANETA(-2)) | -0.025944 | 0.004664 | -5.562384 | 0.0000 |
| DLOG(IPC(-2)) | 0.249067 | 0.096258 | 2.587508 | 0.0117 |
| DLOG(TC(-3)) | 0.127124 | 0.053176 | 2.390623 | 0.0194 |
| DLOG(TCR(-4)) | 0.091754 | 0.046659 | 1.966472 | 0.0530 |
| F=19843 | -0.142351 | 0.015268 | -9.323658 | 0.0000 |
| F=19863 | -0.126821 | 0.010842 | -11.69761 | 0.0000 |
| F=19891 | -0.180515 | 0.008672 | -20.81500 | 0.0000 |
| F=19892 | -0.121080 | 0.015188 | -7.972179 | 0.0000 |
| F=20021 | -0.205700 | 0.009005 | -22.84407 | 0.0000 |
| F=20023 | 0.230444 | 0.020533 | 11.22295 | 0.0000 |
| F=20031 | 0.124292 | 0.019702 | 6.308739 | 0.0000 |
| C | -0.026924 | 0.006784 | -3.969022 | 0.0002 |
| R-squared | 0.783393 | Mean dependent var | | 0.000781 |
| Adjusted R-squared | 0.738885 | S.D. dependent var | | 0.072156 |
| S.E. of regression | 0.036871 | Akaike info criterion | | -3.601393 |
| Sum squared resid | 0.099243 | Schwarz criterion | | -3.153998 |
| Log likelihood | 176.2620 | F-statistic | | 17.60107 |
| Durbin-Watson stat | 1.976195 | Prob(F-statistic) | | 0.000000 |

La elección de esta especificación se basó en los criterios de bondad de ajuste habituales: mínimo Akaike y Schwarz, máximo R^2 ajustado, menor desvío; y las características deseables de los residuos: homoscedasticidad, ausencia de autocorrelación; normalidad; así como por la significatividad y el signo de los coeficientes de los regresores. Obsérvese que todos los signos en la ecuación son, nuevamente, los esperados desde el punto de vista teórico.

Las variaciones los TOT se trasladan contemporáneamente al TCR apreciándolo en aproximadamente un 11% de su respectiva variación. Por

su parte, el Gasto del Gobierno actúa sobre el TCR con un rezago pero con una alta elasticidad, superior al 60%, lo que confirmaría la hipótesis de una mayor participación en el margen del consumo en bienes no transables por parte del gobierno. Por su parte, el diferencial de tasas, la productividad total de factores y la inflación actúan con un rezago semestral. Por último, se aprecia una elasticidad positiva, tanto del TC nominal, como del TCR, para distintos rezagos (lo que elude cualquier indicio de colinealidad). De este modo, todos los argumentos que integran la relación de corto plazo presentan el signo esperado según el marco teórico analizado.

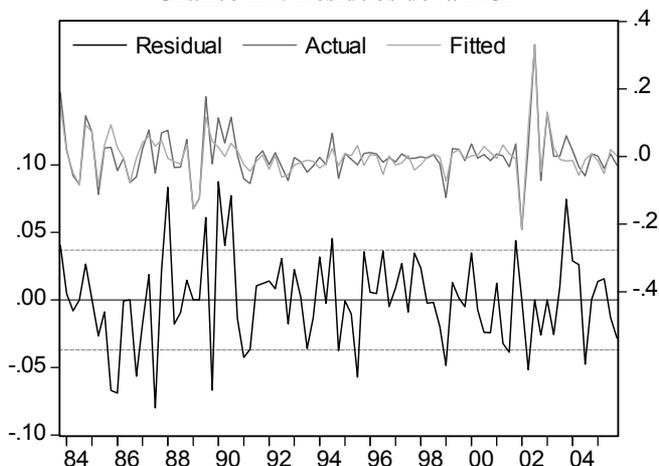
Las intervenciones de impulso realizadas sobre la ecuación de dinámica también resultan explicables desde el punto de vista económico. Obsérvese que se procesa una corrección a la baja del TCR en el 02:I reflejando el impacto de la devaluación Argentina, y luego en el 02:III se procesa una corrección al alza por el abandono del régimen de bandas de flotación en Uruguay; por último, la dummy 03:I representa el *overshooting* del tipo de cambio nominal en Uruguay, por lo que, nuevamente, sugiere un impulso positivo sobre el modelo.

Las explicación económica a los impulsos negativos del 86:III y 89:I y 89:II pueden encontrarse en la turbulencia Argentina de dicho período de hiperinflación y maxidevaluaciones así como en la propia inestabilidad del TCR uruguayo que dominó dicho periodo. De acuerdo a Montiel (1999) considerar el período muestral del 86 al 91 podría generar problemas, ya que aún para socios comerciales menores (que no es el caso de Argentina y Brasil) la presencia de hiperinflaciones puede distorsionar seriamente la serie de TCR y por lo tanto, el ajuste global que pueda dar su modelización. A los efectos de minimizar estos contratiempos se intentó controlar en la relación de corto plazo por los precios en dólares de argentina, sin mayor éxito. También se realizaron estimaciones utilizando la varianza condicional de un modelo GARCH para la inflación en dólares de Argentina y la propia serie del TCR uruguayo, las cuales tampoco resultaron significativas en la especificación propuesta. Finalmente, nótese que no se han incorporado dummies entre el segundo trimestre del 89 y el primer trimestre del 02, período en el que el modelo ajustó correctamente.

El coeficiente del término de corrección de error sugiere que en promedio durante el primer trimestre se corrige un 32% de la distancia que separa al TCR de su valor de fundamentos en el período anterior. El tiempo requerido para ajustar un $\Omega\%$ de un desalineamiento dado

puede calcularse a partir de la siguiente relación: $(1+\alpha)^t=(1-\Omega)$, siendo t el número de períodos a considerar y α la elasticidad estimada de la velocidad de ajuste. De esta forma, según este modelo, ajustar un 50% del desalineamiento llevaría aproximadamente 2 trimestres; ajustar un 90% un año y medio; y un 99% casi 3 años. Estos resultados son similares a los encontrados para Uruguay por Harald Finger (2006) ($\alpha=-0,36$), pero bastante superiores a los estimados por Edwards (1989) para un conjunto de economías en desarrollo ($\alpha=-0,19$), lo que se encuentra más en línea con el coeficiente estimado por Aboal (2002), también para Uruguay, de ($\alpha=-0,22$). Una posible explicación de la alta velocidad de ajuste que muestra este modelo en relación a otros países analizados en la bibliografía podría ser la menor rigidez relativa en los precios no transables de la economía uruguaya respecto a otras economías en desarrollo, lo que resulta razonable dado su alto coeficiente de apertura.

Gráfico III: Residuos de la RCP



Como se observa a continuación, los residuos de esta regresión son bien comportados; esto es, normales, homoscedásticos, e incorrelacionados.

Tabla X: Test de homoscedasticidad

| White Heteroskedasticity Test: | | | |
|--------------------------------|----------|-------------|----------|
| F-statistic | 0.983246 | Probability | 0.497632 |
| Obs*R-squared | 22.97224 | Probability | 0.462393 |

El *test* de White se construye regresando los residuos al cuadrado contra el conjunto de variables explicativas y sus valores al cuadrado, siendo la hipótesis nula la existencia de homoscedasticidad. Como se observa, no puede rechazarse la ausencia de heteroscedasticidad. No obstante, el examen visual de los residuos arroja ciertas dudas, ya que la volatilidad parece reducirse a partir de los 90, aún cuando, como se verá, al controlar por *dummies* de régimen las mismas no resultaron significativas. La aparente heteroscedasticidad podría provenir de la heterogeneidad en los datos de base, en donde se sucede un período de alta inflación y depreciación, seguido de otro de suma estabilidad, interrumpido transitoriamente por las dos devaluaciones de nuestros vecinos y la nuestra propia, todas las cuales mostraron una dinámica mas lenta en el *pass-through* de tipo de cambio a inflación.

Gráfico IV: Normalidad de Residuos de la RCP

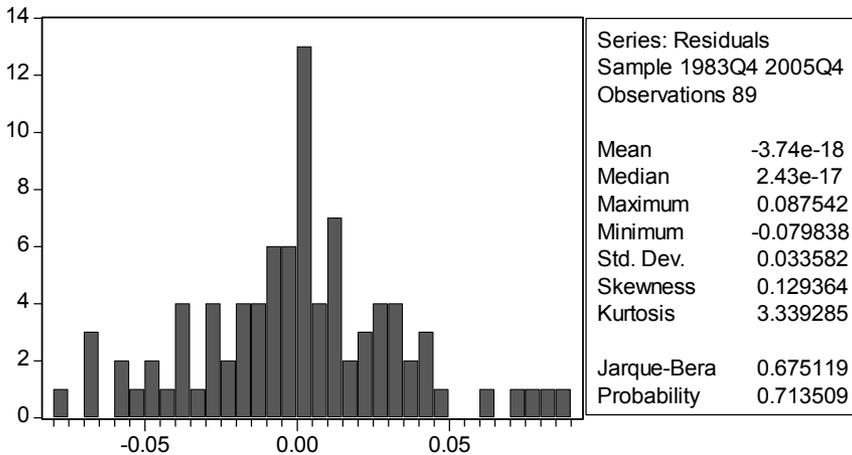


Tabla XI: Autocorrelograma de los residuos

| Sample: 1983Q4 2005Q4 | | | | | | |
|---------------------------|---------------------|----|--------|--------|--------|-------|
| Included observations: 89 | | | | | | |
| Autocorrelation | Partial Correlation | | AC | PAC | Q-Stat | Prob |
| . . | . . | 1 | -0.004 | -0.004 | 0.0016 | 0.968 |
| . . | . . | 2 | -0.036 | -0.036 | 0.1225 | 0.941 |
| . * . | . * . | 3 | 0.086 | 0.086 | 0.8258 | 0.843 |
| * . | * . | 4 | -0.103 | -0.105 | 1.8413 | 0.765 |
| * . | * . | 5 | -0.085 | -0.079 | 2.5343 | 0.771 |
| . * . | . * . | 6 | 0.121 | 0.109 | 3.9652 | 0.681 |
| . . | . . | 7 | -0.021 | -0.010 | 4.0080 | 0.779 |
| . . | . . | 8 | 0.016 | 0.026 | 4.0336 | 0.854 |
| . . | . . | 9 | 0.016 | -0.021 | 4.0587 | 0.908 |
| . . | . * . | 10 | 0.046 | 0.069 | 4.2798 | 0.934 |

Tabla XI: Tests de autocorrelación B-G y ARCH (10 rezagos)

| Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test: | | | |
|---|----------|-------------|----------|
| F-statistic | 0.318996 | Probability | 0.973290 |
| Obs*R-squared | 4.289262 | Probability | 0.933356 |

| ARCH Test: | | | |
|---------------|----------|-------------|----------|
| F-statistic | 1.587045 | Probability | 0.129287 |
| Obs*R-squared | 14.94884 | Probability | 0.133938 |

Puede descartarse cualquier posible autocorrelación en los residuos. Tanto la observación visual del correlograma, como el estadístico de Durbin-Watson (1,97) avalarían tal hipótesis. Adicionalmente, se realizó un test de Breusch-Godfrey y otro ARCH incluyendo ambos 10 rezagos (de modo que todos los posibles candidatos a generar autocorrelación estuviesen incluidos). En la salida ampliada del B-G ningún rezago resultó significativo como regresor de los residuos; no resultando ningún rezago de los residuos al cuadrado significativo como regresor de los propios residuos al cuadrado en la salida ampliada del ARCH.

Al igual que en la relación de largo plazo, debe descartarse la existencia de endogeneidad para las variables explicativas contemporáneas. La exogeneidad débil se encuentra garantizada, ya que al ser el residuo de esta estimación un ruido blanco no puede resultar explicativo de ninguno

de los modelos marginales de los argumentos. La exogeneidad fuerte sin embargo debe probarse para aquellas variables cuyas variaciones expliquen contemporáneamente las variaciones del TCR; ya que, por ejemplo, variaciones en los términos de intercambio podrían ser causadas en sentido de Granger por las variaciones del TCR.

Tabla XII: Exogeneidad fuerte de los TOT: Test de Granger

| | | | |
|--|----|---------|---------|
| DLOG(TOT) does not Granger Cause DLOG(TCR) | 92 | 0.25602 | 0.77470 |
| DLOG(TCR) does not Granger Cause DLOG(TOT) | | 1.31025 | 0.27502 |

Como se aprecia, la variable TOT -la única variable que interviene contemporáneamente- no es causada por el TCR, lo que permite utilizar el modelo con fines predictivos.

Tabla XII: No linealidad: RESET Test (1ª y 2ª potencia)

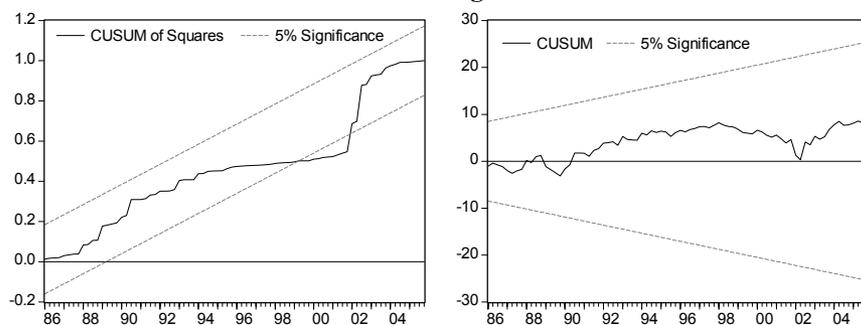
| | | | |
|----------------------|----------|-------------|----------|
| Ramsey RESET Test: | | | |
| F-statistic | 0.913685 | Probability | 0.342337 |
| Log likelihood ratio | 1.122310 | Probability | 0.289422 |

Se testeó, a su vez, la hipótesis de no linealidad en los parámetros por medio del *test* RESET, que explica al propio TCR a partir de las potencias de su estimación. Como se observa en la salida, no puede rechazarse la linealidad del modelo. Adicionalmente se probó con diversas especificaciones que sugieren una no linealidad asociada al nivel de desequilibrio de la relación de cointegración. Para ello se utilizaron como variables explicativas el residuo de la relación de cointegración al cuadrado (lo que de haber resultado significativo hubiese sugerido que la velocidad de ajuste dependería del nivel de desalineamiento) y también el valor absoluto de estos residuos multiplicado por cada una de las variables explicativas (para evaluar si la no linealidad se da para algún argumento en particular). El procedimiento de introducir una a una estas variables dio como resultado el rechazo de cada una de ellas como explicativas de la dinámica del TCR. En la tabla A.VI del anexo se documenta el *test* de no linealidad global al ajuste por desalineamiento.

Respecto a la estabilidad global del modelo, se presentan los *test* de Cusum y Cusum al cuadrado, donde se advierte escasa fragilidad. Obsérvese que estas pruebas fueron efectuadas en el modelo sin *dummies*, ubicándose cuatro de las siete *dummies* identificadas dentro del intervalo en

el cual el Cusum al cuadrado se sale de bandas. Este período corresponde al que transcurre entre la devaluación brasileña, la devaluación argentina, la devaluación uruguaya y el posterior *overshooting*. No parece razonable entonces pretender modelizar sin intervenciones un período en donde el índice de TCR recibió numerosos *shocks* de magnitud. En el anexo se presentan las estimaciones recursivas de los parámetros, para la estimación sin variables dummies, las cuales dan cuenta de una convergencia luego de un período de relativa inestabilidad hasta fines de los 80.

Gráfico V: Estabilidad global del modelo



A los efectos de poder utilizar este modelo para realizar análisis contrafáctico se requiere un grado adicional de robustez, se requiere superexogeneidad, lo que implicaría la irrelevancia de la Crítica de Lucas para el tipo concreto de *shocks* propuesto. Esto es, que cambios en los modelos marginales de las variables explicativas no alteren el valor de los coeficientes del modelo condicional. Para testearlo se evalúa la significatividad de las variables *dummies* de los modelos marginales en el modelo condicional y la estabilidad de dicho modelo bajo la inclusión de las mismas. El método es particularmente discutible, ya que no existe un laboratorio de posibles *shocks* sobre los regresores.

Se realizaron pruebas de superexogeneidad sobre la variable TOT ya que sus variaciones intervienen contemporáneamente en la ecuación de corto plazo del modelo. Los resultados de este *test* no fueron los deseados; en otras palabras, no se logró demostrar que el modelo propuesto es estable frente shocks que afecten los TOT. Se deja constancia sin embargo, que modelos alternativos, que fueron descartados por contar con un peor ajuste global, si pueden resultar apropiados para realizar análisis contrafactual sobre los términos de intercambio.

No obstante, a los efectos de proyectar bajo análisis contrafáctico, el mayor desafío es probar la robustez frente al régimen cambiario, dado que las reglas de determinación del TCN son un instrumento de política relevante. Para esto, se estimó la ecuación introduciendo una dummy valor 1 durante el período de bandas de flotación, a los efectos de evaluar si durante la aplicación de dicho régimen la dinámica del TCR se vio afectada significativamente.

Tabla XIII: Neutralidad de la política cambiaria

| Variable | Modelo con Bandas | | Modelo Base | |
|-----------------|-------------------|--------|-------------|--------|
| | Coefficient | Prob. | Coefficient | Prob. |
| DESRESID(-1) | -0.323701 | 0.0000 | -0.326780 | 0.0000 |
| DLOG(TOT) | -0.109267 | 0.0163 | -0.110203 | 0.0139 |
| D(GGOBPIB(-1)) | -0.599614 | 0.0394 | -0.615648 | 0.0283 |
| D(PTF(-2)) | -0.140008 | 0.0209 | -0.139110 | 0.0209 |
| D(TASANETA(-2)) | -0.025405 | 0.0000 | -0.025944 | 0.0000 |
| DLOG(IPC(-2)) | 0.241575 | 0.0105 | 0.249067 | 0.0117 |
| DLOG(TC(-3)) | 0.123614 | 0.0285 | 0.127124 | 0.0194 |
| DLOG(TCR(-4)) | 0.089719 | 0.0673 | 0.091754 | 0.0530 |
| F=19843 | -0.143561 | 0.0000 | -0.142351 | 0.0000 |
| F=19863 | -0.127966 | 0.0000 | -0.126821 | 0.0000 |
| F=19891 | -0.181580 | 0.0000 | -0.180515 | 0.0000 |
| F=19892 | -0.122787 | 0.0000 | -0.121080 | 0.0000 |
| F=20021 | -0.204734 | 0.0000 | -0.205700 | 0.0000 |
| F=20023 | 0.228547 | 0.0000 | 0.230444 | 0.0000 |
| F=20031 | 0.121922 | 0.0000 | 0.124292 | 0.0000 |
| C | -0.023959 | 0.0115 | -0.026924 | 0.0002 |
| BANDAS | -0.003712 | 0.6831 | | |

Bandas: modelo con dummy bandas 1991:I 2002:II

El resultado apunta a que el régimen cambiario no afecta al modelo propuesto. Como se observa en el cuadro anterior la dummy BANDAS no resulta significativa, al tiempo que no reduce el conjunto de información contenido en ninguno de los regresores (todos ellos continúan siendo significativos y sus coeficientes no varían de modo significativo). Este ejercicio, es robusto a la estimación con y sin las restantes dummies. Esto sugeriría que el manejo que pueda hacerse de la política cambiaria no altera sustantivamente las características predictivas del modelo, lo que resulta muy atractivo para el uso que se le pretende dar.

III COMENTARIOS FINALES

Uruguay ha convivido al menos con cuatro regímenes cambiarios durante el período muestral: *target* de TCR al comienzo de la muestra, bandas de flotación, flotación limpia y sucia respectivamente. A su vez, convive en un vecindario de alta volatilidad, que se manifiesta durante el periodo que abarca este estudio en la existencia de hiperinflaciones, maxidevaluaciones, y un prolongado lapso de estabilidad. Todo esto ha determinado que la serie de tipo de cambio real, tanto en niveles como en diferencias, sea sumamente irregular. Por otra parte, desde el punto de vista estadístico no resulta sencillo hacerse de series homogéneas y fiables para integrar el conjunto de fundamentos. En este contexto, los distintos trabajos que han intentado modelizar el TCR uruguayo han obtenido resultados en cierta medida frágiles. Tal vez este no sea la excepción; no obstante, entendemos que el mismo posee tres méritos a considerar:

- (i) Presenta los signos esperados tanto en la ecuación de niveles como en la ecuación en diferencias. Esto resulta un aporte en la medida en que logra identificar correctamente los canales señalados en la literatura.
- (ii) El modelo presenta características de exogeneidad mínimas para ser utilizado con fines predictivos, excepto a los efectos de simular shocks sobre los términos de intercambio.
- (iii) Los desalineamientos respecto al valor de fundamentos en la ecuación de largo plazo respaldan la intuición previa.

De lo anterior se desprende que el modelo cumple con las características descriptivas y funcionales básicas buscadas al inicio de esta investigación.

BIBLIOGRAFÍA

- Aboal, Diego (2002).** “*Tipo de Cambio Real de Equilibrio en Uruguay*”. Trabajo presentado en las XVII Jornadas Anuales de Economía del Banco Central del Uruguay, 2002.
- Aizenman, Joshua y Riera-Cachon, Daniel (2006).** “*Real Exchange Rate and International Reserves in the Era of Growing Financial and Trade Integration*”. WP N° 12363 NBER.
- Baffes, John; Elbadawi, Ibrahim y O’Connell, Stephen (1997).** “*Single-Equation Estimation of the Equilibrium Real Exchange Rate*”. WPS1800 Policy Research Working Paper. The World Bank Development Research Group.
- Cashin, Paul y McDermott, John (2004).** “*Parity Reversion in Real Exchange Rates: Fast Slow or Not at All?*”. IMF Working Paper 04/128 (Washington: International Monetary Fund).
- Chobanov, Dimitar y Sorsa, Piritta (2004).** “*Competitiveness in Bulgaria: an Assessment of the Real Effective Exchange Rate*”. IMF Working Paper 04/37 (Washington: International Monetary Fund).
- Clark, Peter y MacDonald, Ronald (1998).** “*Exchange Rates and Economic Fundamentals: A Methodological Comparison of BEERs and FEERs*”. IMF Working Paper 98/67 (Washington: International Monetary Fund).
- Cuthbertson, Keith; Hall, Stephen y Taylor, Mark (1992).** “*Applied Econometric Techniques*”. The University of Michigan Press.
- Edwards, Sebastian (1989).** “*Real Exchange Rates, Devaluation and Adjustment*”. MIT Press. Cambridge Massachusetts.
- Edwards, Sebastian (1988).** “*Exchange Rate Misalignments in Developing Countries*”. The World Bank Occasional Papers/ N°2/ New Series.
- Égert, Balázs; Halpern, László y MacDonald, Ronald (2006).** “*Equilibrium Exchange Rate in Transition Economies: Taking Stock of the Issues*”. Journal of Economic Surveys Vol.20, N°2.
- Fernández, Adrián; Ferreira, Mariana; Garda, Paula; Lanzilotta, Bibiana y Mantero, Rafael (2005).** “*TCR “Competitivo” y Otras Soluciones Desajustadas*”. CINVE.
- Finger, Harald (2006).** “*Assessing Competitiveness in Uruguay*”. Mimeo (FMI).

- Harberger, Arnold C. (2004).** “*The Real Exchange Rate: Issues of Concept and Measurement*”. University of California, Los Angeles. June 2004.
- Hinkle, Lawrence y Montiel, Peter (1999).** “*Exchange Rate Misalignment: Concepts and Measurement for Developing Countries*”. World Bank Research Publication. Oxford University Press.
- MacDonald, Ronald y Ricci, Luca (2003).** “*Estimation of the Equilibrium Real Exchange Rate for South Africa*”. IMF Working Paper 03/44 (Washington: International Monetary Fund).
- Mathisen, Johan (2003).** “*Estimation of The Real Exchange Rate for Malawi*”. IMF Working Paper 03/104 (Washington: International Monetary Fund).
- Morrissey, Oliver; Lloyd, Tim y Opoku-Afari, Maxwell (2004).** “*Real Exchange Rate Response to Capital Inflows: A Dynamic Analysis for Ghana*”. CREDIT Research Paper 04/12, School of Economics, University of Nottingham.
- Moura, Marcelo (2003).** “*The Effects of Government Deficit on Equilibrium Real Exchange rates and Stock Prices*”, Ibmecc Business School February 2003.
- Ozale, Umit y Yeldan, Erinc (2002).** “*Measuring Exchange Rate Misalignment*” Economic Research Forum Working Paper 0206.
- Spatafora, Nikola y Stavrev, Emil (2003).** “*The Equilibrium Real Exchange Rate in a Commodity Exporting Country: The Case of Russia*”. IMF Working Paper 03/93 (Washington: International Monetary Fund).
- Sarno, Lucio y Taylor, Mark P. (2002).** “*Purchasing Power Parity and the Real Exchange Rate*”. IMF Staff Papers Vol 49 N°1.
- Sarno, Lucio (2003).** “*Nonlinear Exchange Rate Models: a Selective Overview*” IMF Working Paper 03/111 (Washington: International Monetary Fund).

ANEXO

Cuadro A.I: Relación de Largo Plazo (series sin desestacionalizar)

| Dependent Variable: LOG(TCR) | | | | |
|------------------------------|------------------|------------|-------------|--------|
| Method: Least Squares | | | | |
| Sample: 1983Q1 2005Q4 | | | | |
| Included observations: 92 | | | | |
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
| C | 10.19078 | 0.860845 | 11.83811 | 0.0000 |
| GGOBPIB | -2.112930 | 0.987573 | -2.139518 | 0.0352 |
| LOG(TOT) | -0.314486 | 0.117032 | -2.687192 | 0.0086 |
| LOG(PRMED) | -0.791198 | 0.146308 | -5.407757 | 0.0000 |
| ACTIVAME | -0.018893 | 0.008377 | -2.255363 | 0.0266 |
| LIBOR3M | 0.013005 | 0.007406 | 1.755975 | 0.0827 |

| | | |
|--|-------------|-----------|
| | t-Statistic | Prob.* |
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -4.759624 | 0.0000 |
| Test critical values: | 1% level | -2.590622 |
| | 5% level | -1.944404 |
| | 10% level | -1.614417 |

Cuadro A. II: Inclusión de Bandas en LP

| Dependent Variable: LOG(TCR) | | | | |
|---|------------------|-----------------|------------------|---------------|
| Method: Least Squares | | | | |
| Date: 06/01/06 Time: 12:36 | | | | |
| Sample(adjusted): 1983:1 2005:4 | | | | |
| Included observations: 92 after adjusting endpoints | | | | |
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
| C | 10.52151 | 1.314999 | 8.001159 | 0.0000 |
| LOG(PRMEDDES) | -0.874417 | 0.255728 | -3.419319 | 0.0010 |
| LOG(TOTDES) | -0.282797 | 0.151474 | -1.866965 | 0.0653 |
| TASANETA | -0.013761 | 0.007494 | -1.836303 | 0.0698 |
| GGOBPIBDES | -3.024922 | 1.100429 | -2.748857 | 0.0073 |
| BANDAS | -0.012980 | 0.035552 | -0.365111 | 0.7159 |

Tablas A. IV: Pruebas de exogeneidad débil

| Dependent Variable: TASANETA | | | | |
|---|-----------------|-----------------------|-----------------|---------------|
| Method: Least Squares | | | | |
| Date: 06/07/06 Time: 18:27 | | | | |
| Sample(adjusted): 1984:1 2005:4 | | | | |
| Included observations: 88 after adjusting endpoints | | | | |
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
| C | 1.005822 | 0.435707 | 2.308483 | 0.0234 |
| TASANETA(-1) | 0.993025 | 0.065684 | 15.11810 | 0.0000 |
| TASANETA(-4) | -0.148872 | 0.073247 | -2.032455 | 0.0453 |
| DESRESID | 0.205553 | 0.860964 | 0.238748 | 0.8119 |
| R-squared | 0.781741 | Mean dependent var | | 6.616103 |
| Adjusted R-squared | 0.773946 | S.D. dependent var | | 1.592552 |
| S.E. of regression | 0.757181 | Akaike info criterion | | 2.325960 |
| Sum squared resid | 48.15911 | Schwarz criterion | | 2.438566 |
| Log likelihood | -98.34223 | F-statistic | | 100.2881 |
| Durbin-Watson stat | 2.139323 | Prob(F-statistic) | | 0.000000 |

| Dependent Variable: D(GGOBPIBDES) | | | | |
|---|-----------------|-----------------------|-----------------|---------------|
| Method: Least Squares | | | | |
| Sample (adjusted): 1983Q2 2005Q4 | | | | |
| Included observations: 91 after adjustments | | | | |
| Convergence achieved after 10 iterations | | | | |
| Backcast: 1983Q1 | | | | |
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
| DESRESID(-1) | 0.002564 | 0.005269 | 0.486731 | 0.6277 |
| F=19912 | 0.041916 | 0.006602 | 6.348923 | 0.0000 |
| F=19913 | -0.046007 | 0.006614 | -6.955609 | 0.0000 |
| MA(1) | -0.403806 | 0.098572 | -4.096576 | 0.0001 |
| R-squared | 0.520205 | Mean dependent var | | -0.000798 |
| Adjusted R-squared | 0.503660 | S.D. dependent var | | 0.009155 |
| S.E. of regression | 0.006450 | Akaike info criterion | | -7.206600 |
| Sum squared resid | 0.003619 | Schwarz criterion | | -7.096232 |
| Log likelihood | 331.9003 | Durbin-Watson stat | | 2.074643 |
| Inverted MA Roots | .40 | | | |

| Dependent Variable: D(PRMEDDES) | | | | |
|---|------------------|-----------------------|------------------|---------------|
| Method: Least Squares | | | | |
| Sample (adjusted): 1983Q3 2005Q4 | | | | |
| Included observations: 90 after adjustments | | | | |
| Convergence achieved after 15 iterations | | | | |
| Backcast: 1983Q2 | | | | |
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
| F=19953 | -9.887932 | 1.942559 | -5.090158 | 0.0000 |
| F=19944 | -4.579351 | 1.972578 | -2.321505 | 0.0227 |
| DESRESID(-1) | -0.703708 | 3.196945 | -0.220119 | 0.8263 |
| AR(1) | 0.712828 | 0.180909 | 3.940257 | 0.0002 |
| MA(1) | -0.411224 | 0.234208 | -1.755808 | 0.0827 |
| R-squared | 0.238267 | Mean dependent var | | 0.378526 |
| Adjusted R-squared | 0.202421 | S.D. dependent var | | 2.287261 |
| S.E. of regression | 2.042691 | Akaike info criterion | | 4.320366 |
| Sum squared resid | 354.6699 | Schwarz criterion | | 4.459244 |
| Log likelihood | -189.4165 | Durbin-Watson stat | | 1.926898 |
| Inverted AR Roots | .71 | | | |
| Inverted MA Roots | .41 | | | |

| Dependent Variable: DLOG(TOT) | | | | |
|---|-----------------|-----------------------|-----------------|---------------|
| Method: Least Squares | | | | |
| Date: 06/13/06 Time: 13:35 | | | | |
| Sample (adjusted): 1984Q1 2005Q4 | | | | |
| Included observations: 88 after adjustments | | | | |
| Convergence achieved after 9 iterations | | | | |
| Backcast: 1983Q4 | | | | |
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
| DESRESID | 0.046670 | 0.054588 | 0.854951 | 0.3950 |
| AR(4) | 0.704655 | 0.077364 | 9.108261 | 0.0000 |
| MA(1) | -0.437434 | 0.098163 | -4.456196 | 0.0000 |
| R-squared | 0.645745 | Mean dependent var | | 0.001197 |
| Adjusted R-squared | 0.637410 | S.D. dependent var | | 0.116430 |
| S.E. of regression | 0.070109 | Akaike info criterion | | -2.444038 |
| Sum squared resid | 0.417797 | Schwarz criterion | | -2.359583 |
| Log likelihood | 110.5377 | Durbin-Watson stat | | 1.959834 |
| Inverted AR Roots | .92 | .00-.92i | .00+.92i | -.92 |
| Inverted MA Roots | .44 | | | |

Tablas A.VI: no linealidad vinculada al desalineamiento

| Dependent Variable: DLOG(TCR) | | | | |
|--|------------------|-----------------------|------------------|---------------|
| Method: Least Squares | | | | |
| Sample (adjusted): 1983Q4 2005Q4 | | | | |
| Included observations: 89 after adjustments | | | | |
| Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=3) | | | | |
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
| DESRESID(-1) | -0.337321 | 0.053582 | -6.295365 | 0.0000 |
| DLOG(TOT) | -0.114796 | 0.043806 | -2.620531 | 0.0107 |
| D(GGOBPIB(-1)) | -0.594466 | 0.273970 | -2.169827 | 0.0333 |
| D(PTF(-2)) | -0.138295 | 0.058649 | -2.358003 | 0.0211 |
| D(TASANETA(-2)) | -0.025396 | 0.004771 | -5.322547 | 0.0000 |
| DLOG(IPC(-2)) | 0.263236 | 0.104102 | 2.528631 | 0.0136 |
| DLOG(TC(-3)) | 0.126793 | 0.055266 | 2.294232 | 0.0247 |
| DLOG(TCR(-4)) | 0.099497 | 0.047925 | 2.076107 | 0.0415 |
| F=19843 | -0.144296 | 0.016673 | -8.654487 | 0.0000 |
| F=19863 | -0.129603 | 0.012700 | -10.20458 | 0.0000 |
| F=19891 | -0.180873 | 0.008575 | -21.09219 | 0.0000 |
| F=19892 | -0.122751 | 0.016124 | -7.612931 | 0.0000 |
| F=20021 | -0.205611 | 0.008965 | -22.93402 | 0.0000 |
| F=20023 | 0.255650 | 0.024527 | 10.42320 | 0.0000 |
| F=20031 | 0.124054 | 0.019773 | 6.273913 | 0.0000 |
| C | -0.025602 | 0.006666 | -3.840465 | 0.0003 |
| DESRESID(-1)^2 | -0.287880 | 0.256746 | -1.121266 | 0.2659 |
| R-squared | 0.786572 | Mean dependent var | | 0.000781 |
| Adjusted R-squared | 0.739144 | S.D. dependent var | | 0.072156 |
| S.E. of regression | 0.036853 | Akaike info criterion | | -3.593706 |
| Sum squared resid | 0.097786 | Schwarz criterion | | -3.118349 |
| Log likelihood | 176.9199 | F-statistic | | 16.58440 |
| Durbin-Watson stat | 1.973592 | Prob(F-statistic) | | 0.000000 |

Gráfico A.I: Estimación recursiva de los coeficientes de Corto Plazo
Especificación sin variables *dummies*:

