



Munich Personal RePEc Archive

# **Real Exchange Rate in Chile: Dynamics, Trend and Equilibrium**

Miranda, Jorge

Superintendence of Pensions Chile

July 2012

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/43076/>

MPRA Paper No. 43076, posted 04 Dec 2012 18:32 UTC

# Real Exchange Rate in Chile: Dynamics, Trend, and Equilibrium<sup>\*</sup>

Jorge Miranda P<sup>†</sup>

## Abstract

The Real Exchange Rate (RER) dynamic has been widely studied. The international literature shows that, in the period after the Bretton Woods treaties, it would follow a non-stationary process. The evidence for the Chilean economy suggests that only in the very long term it is possible to find evidence in favor of the PPP hypothesis. The main causes of these deviations from the law of a unique price would be short term nominal rigidities, transformations in the exchange rate regime and structural breaks in the real exchange rate. These deviations could impact the calculation of the equilibrium RER, and therefore the understanding of the RER dynamic becomes of particular relevance in terms of economic policy. This paper studies the RER dynamic, finding evidence of a potential structural break in its trajectory between the years 1998 and 1999. The cause of the break would be related to the implementation of the Flexible Exchange Rate Regime and Inflation Targeting. This finding supports the Quasi PPP hypothesis coined by Hegwood and Papell (1998), in which the RER would revert to a long term mean that is variable in time. Finally, through the resolution of a DSGE model estimated for Chile, we propose an alternative methodology for the calculation of the equilibrium RER.

## Tipo de Cambio Real en Chile: Dinámica, Tendencia y Equilibrio

### Resumen

La dinámica del TCR ha sido ampliamente estudiada en el mundo, encontrándose que para el periodo posterior a los tratados de Bretton Woods este seguiría un proceso no estacionario. La evidencia para la economía chilena sugiere que sólo en el muy largo plazo es posible encontrar evidencia de estacionariedad en el TCR. Según Taylor (2002) las principales causas de estos desvíos de la ley de un solo precio serían rigideces nominales de corto plazo, cambios de régimen cambiario y quiebres estructurales en el tipo de cambio real. Estos desvíos pueden tener implicancias en el cálculo del TCR de equilibrio, por lo que entender la dinámica del TCR adquiere especial relevancia en términos de política económica. Este trabajo estudia la dinámica del TCR, encontrando evidencia de que bajo el nuevo régimen de flotación cambiaria este seguiría un proceso estacionario. De hecho, desde la implementación del régimen de tipo de cambio flotante se aprecia un quiebre estructural en el modelo de comportamiento del TCR (1998-1999). Si bien, la volatilidad del TCR habría aumentado, sus desalineamientos habrían disminuido significativamente. Finalmente, mediante la resolución de un modelo DSGE, calibrado para replicar los momentos de las variables más relevantes de la economía chilena, se propone una metodología alternativa para el cálculo del TCR de equilibrio.

---

<sup>\*\*</sup> Agradezco a Rómulo Chumacero sus valiosos comentarios para la realización de este trabajo. Doy las gracias a Jorge Selaive y Rodrigo Caputo por sus comentarios y por haber compartido sus datos. Además, agradezco los aportes de Klaus Schmidt-Hebbel, Rodrigo Caputo, José de Gregorio, Roberto Álvarez, Juan Carlos Caro, George Vega y Eugenio Salvo. Cualquier error es de exclusiva responsabilidad del autor. Email: jmiranda@spensiones.cl.

<sup>††</sup> Analista de investigación, Departamento de investigación Superintendencia de Pensiones.

## I. Introducción

El no cumplimiento de la hipótesis de poder de paridad de compra (PPC) en el corto y mediano plazo es un puzzle macroeconómico bastante discutido. Dicha hipótesis, en su versión fuerte, sostiene que el precio de los bienes es el mismo en todas partes del mundo. Su versión débil en cambio toma en cuenta la existencia de tarifas de importación y costos de transacción, por lo que establece que el cambio porcentual del precio de una canasta de bienes en un país es igual al cambio porcentual de la misma canasta de bienes en el extranjero, lo cual implicaría la existencia de un tipo de cambio real (TCR) con reversión a su media de largo plazo, es decir, estacionario.

La evidencia para la economía chilena sugiere que sólo en el muy largo plazo es posible encontrar evidencia a favor de la versión débil de la hipótesis de PPC (Calderón y Duncan, 2003). Sin embargo, para periodos de tiempo menores a 100 años el TCR muestra un comportamiento de camino aleatorio (Délano, 1998; Céspedes y De Gregorio, 1999; Valdés y Délano, 1999), lo cual está en línea con la evidencia internacional para el periodo posterior a los tratados de Bretton Woods (Taylor, 1988).

Las principales causas de estos desvíos de la ley de un solo precio en el corto y mediano plazo serían rigideces nominales de corto plazo, cambios de régimen cambiario y quiebres estructurales en el tipo de cambio real (Taylor, 2002). En el caso de encontrar quiebres en el TCR, su existencia podría afectar la manera en que se calcula el TCR de equilibrio. Si este es calculado con modelos de PPC se debe controlar por quiebre y estimar el TCR de equilibrio antes y después del quiebre. Por otro lado, si se utilizan modelos de comportamiento del TCR depende de cuál es la causa del quiebre, ya que si se encuentra que cambios de política macroeconómica han provocado un cambio permanente en la relación entre el TCR y sus fundamentos se tendría que considerar un nuevo modelo, post-reformas, para el cálculo del TCR de equilibrio, mientras que si se descubre que el quiebre es explicado por shocks permanentes en los fundamentos del TCR, el modelo de comportamiento daría cuenta por sí sólo de los shocks.

Esta discusión sobre la dinámica del TCR y su valor de equilibrio adquiere especial relevancia en una economía abierta y pequeña como la chilena, ya que las sobrereacciones del TCR pueden provocar una asignación de recursos no deseada entre los sectores transables y no transables. Los desalineamientos del TCR influyen en los incentivos a exportar, en la toma de decisiones de inversión en maquinaria y tecnología importada, y en la inflación vía coeficiente de traspaso. Aguirre y Calderón (2005) encuentran evidencia para 60 países de que los desalineamientos del TCR y la volatilidad de dichos desalineamientos, medidos como desvíos en torno al valor de tendencia de largo plazo, generan efectos negativos sobre el crecimiento de la economía. Por otro lado, Engle (2009) encuentra que los desalineamientos del TCR tienen efectos negativos sobre el bienestar de la economía, por lo que propone incorporar dichos desvíos en la regla de política monetaria de los Bancos Centrales.

Este trabajo se divide en dos partes. En primer lugar, se explora la existencia de quiebres estructurales en la trayectoria del TCR chileno que pudieran explicar los desvíos de la hipótesis de PPC en el mediano plazo. Para ello se somete al modelo de comportamiento

del TCR<sup>3</sup> a la metodología de múltiples quiebres de Bai y Perron (1998, 2003), y en base a los resultados del test se usa el modelo para entender la dinámica y persistencia del TCR en el mediano plazo. En la segunda parte del trabajo se resuelve un modelo de equilibrio general dinámico y estocástico (DSGE) para una economía abierta y pequeña para explicar los resultados de la sección empírica y para proponer una metodología alternativa de TCR de equilibrio.

Los resultados muestran evidencia de un potencial quiebre estructural en el TCR entre los años 1998 y 1999. La causa del quiebre se atribuiría al nuevo esquema cambiario (flotación cambiaria) y monetario (metas de inflación) de finales de los noventa. Este cambio en las políticas macroeconómicas del país alteró la relación entre el TCR y sus fundamentos de largo plazo. Por otro lado, se encuentra que para el periodo posterior al quiebre estructural el TCR mostraría un comportamiento menos persistente, lo cual es explicado por una caída en la magnitud de los shocks recibidos. Este hallazgo apoyaría la idea de *Quasi PPC* acuñada por Hegwood y Papell (1998), en la que el TCR tendría reversión a una media de largo plazo, pero que es cambiante en el tiempo a causa de fuertes shocks en sus fundamentos. Finalmente, utilizando el modelo DSGE y como un aporte en la discusión metodológica del cálculo del TCR de equilibrio, se re proyecta el TCR de equilibrio para Chile en el periodo 1999-2011.

Este artículo sigue la línea de los trabajos de Calderón y Duncan (2003) y Caputo y Núñez (2008). Los primeros testean la hipótesis de PPC para Chile en el periodo 1810-2002 encontrando evidencia que la sustenta a pesar de un quiebre estructural percibido el año 1973. Caputo y Núñez (2008) exploran las metodologías más usadas en el cálculo del TCR de equilibrio enfocándose en la estimación de un modelo de comportamiento (BEER<sup>4</sup>), encontrando que, como resultado de la implementación de la regla de superávit estructural el año 2001, la relación entre el TCR y los términos de intercambio se alteró<sup>5</sup>.

El aporte de este trabajo respecto a es que a diferencia de los autores no se busca testear la hipótesis de PPC en el largo plazo, si no que se intenta explicar por qué existen claros desvíos de la hipótesis de PPC en el mediano plazo. En este sentido, se da cuenta de un quiebre estructural para el TCR entre los años 1998 y 1999 que es candidato a provocar que los test de raíz unitaria se sesguen a rechazar la estacionariedad del TCR en muestras pequeñas (Perron, 1989).

Adicionalmente, se hacen dos contribuciones al trabajo de Caputo y Núñez (2008). Primero, se tiene que aun controlando por el cambio en la relación entre el TCR y los términos de intercambio encontrado por los autores, este trabajo muestra la existencia de inestabilidad del modelo de comportamiento del TCR. Segundo, se realiza una propuesta

---

<sup>3</sup> Ver Calderón (2004); Caputo y Dominichetti (2005); Caputo, Núñez y Valdés (2008).

<sup>4</sup> Behavioral Equilibrium Exchange Rate.

<sup>5</sup> Los autores proponen la utilización de la serie de términos de intercambio sin minería, ya que a partir de la aplicación de la regla fiscal el efecto de cambios en el precio del cobre sobre el TCR es mucho más acotado que antes.

metodológica alternativa para el cálculo del TCR de equilibrio para Chile que puede ser usada para efectos de política económica.

Lo que sigue se organiza así: La siguiente sección hace una breve revisión de la literatura sobre PPC y TCR de equilibrio. A continuación, se realiza un análisis empírico de la dinámica del TCR, estudiando la estabilidad del modelo de comportamiento en busca de posibles quiebres estructurales en el TCR, y la dinámica del TCR. Posteriormente, mediante la resolución de un modelo DSGE se propone una métrica alternativa para medir el TCR de equilibrio en Chile. Finalmente, se hacen las principales conclusiones del trabajo.

## **II. Revisión de la literatura**

### **1. Poder de Paridad de Compra**

Para tener una visión amplia respecto a la literatura empírica sobre la hipótesis de PPC es preciso detenerse en el ya mencionado trabajo de Calderón y Duncan (2003). Los autores realizan una revisión de las distintas estrategias utilizadas en la literatura para testear la hipótesis de PPC. El principal problema que enfrentan estas estrategias es lidiar con el bajo poder de los test de raíz unitaria en muestras pequeñas para determinar si una serie es estacionaria o no, sobre todo para periodos de shocks persistentes (Perron 1989, Lothian and Taylor, 1997). Una forma de tratar este problema es testear la hipótesis de PPC en periodos muestrales lo suficientemente grandes. Sin embargo, la crítica a esta estrategia es que en ventanas de tiempo muy largas los test de raíz unitaria tienden a apoyar la evidencia de estacionariedad en el TCR, a pesar de la existencia de quiebres estructurales en su trayectoria (Hegwood y Papell, 1998). Esta inconsistencia es conciliada con el concepto de Quasi PPC que establece que el TCR posee reversión a una media de largo plazo cambiante en el tiempo.

Una última estrategia para testear la hipótesis de PPC es buscar la presencia de vectores de cointegración entre el TCR y sus fundamentos de largo plazo (Johansen, 1988, 1991). De encontrarse que el TCR y sus fundamentos cointegran es posible afirmar que en el largo plazo existe una combinación lineal entre el TCR y sus fundamentos que genera un proceso estacionario, es decir, comparten una tendencia determinística.

La literatura empírica para Chile muestra que sólo para periodos de más de 100 años, es posible encontrar evidencia a favor de la hipótesis de PPC, no así para periodos muestrales inferiores a 100 años. Délano (1998) encuentra evidencia a favor de la hipótesis de PPC sólo para el periodo 1810-1995, pero para el periodo 1910-1995 dicha evidencia desaparece. Por otro lado, Céspedes y De Gregorio (1999) y Valdés y Délano (1999) encuentran que para el periodo 1977-1997 el TCR no tendría reversión a una media constante.

Calderón y Duncan (2003) testean la hipótesis de PPC en el periodo 1810-2002 para el TCR bilateral entre Chile y EE.UU., y para el TCR multilateral entre Chile y EE.UU., y Reino Unido. Usando test de raíz unitaria y pruebas de cointegración encuentran evidencia robusta del cumplimiento de la hipótesis de PPC para Chile. Adicionalmente, los autores

encuentran un quiebre estructural en el TCR el año 1973 atribuible al proceso de apertura comercial llevado a cabo en Chile durante los setenta. Para conciliar su principal hallazgo a favor de la PPC los autores atribuyen el quiebre estructural encontrado a un posible error en la proxy de TCR usada.

Lo discutible del trabajo de Calderón y Duncan (2003) es justamente la conciliación de su hallazgo de quiebre estructural con los resultados de Hegwood y Papell (1998), ya que si bien en muestras grandes los test de raíz unitaria gozan de mayor poder, la crítica es que encuentran evidencia de estacionariedad aún en presencia de quiebres, lo cual es económicamente inconsistente. En este sentido si considera el quiebre encontrado por los autores como robusto, se tendría evidencia de Quasi PPC.

Aparentemente no existe evidencia reciente que trate de evaluar la hipótesis de PPC para Chile, pero sí hay un grupo de trabajos que usan técnicas de cointegración en busca de una relación de largo plazo entre el TCR y sus fundamentos (Calderón, 2004; Caputo y Dominichetti, 2005; Caputo y Núñez, 2008). En todos ellos es posible encontrar a lo menos un vector de cointegración entre el TCR y sus fundamentos, lo cual da cuenta de que en el largo plazo la versión débil de la hipótesis de PPC es válida.

## **2. Tipo de cambio real de equilibrio**

La discusión acerca del valor del TCR de equilibrio<sup>6</sup> puede tener directa relación con la validez de la hipótesis de PPC. En el extremo, si no se encontrara sustento de la hipótesis de PPC no tendría sentido definir un TCR de equilibrio, ni tampoco intentar estabilizar al TCR en torno a él, ya que una variable no estacionaria responde de manera permanente ante shocks transitorios. Por otro lado, si el TCR hubiera sufrido quiebres estructurales, que determinen la existencia de Quasi PPC, sería necesario controlar por quiebres para el cálculo del TCR de equilibrio.

Caputo y Núñez (2008) hacen una revisión de los distintos paradigmas utilizados para el cálculo del TCR de equilibrio de mediano y largo plazo. Los 3 más utilizados son los modelos de PPC, los modelos de equilibrio macroeconómico (FEER) y los modelos de comportamiento entre el TCR y sus fundamentos (BEER).

Los modelos de PPC asumen que el TCR de equilibrio de largo plazo es constante e igual al promedio muestral del TCR para una ventana de tiempo determinada. En caso de encontrar quiebres, para usar esta metodología se debe particionar la muestra en el cálculo de TCR de equilibrio. El problema es la discrecionalidad en elegir el periodo muestral para el cálculo del TCR de equilibrio, y la posibilidad de quiebres omitidos. Otra corriente empírica para estimar el TCR de equilibrio son los modelos FEER de balance interno, los que estiman el TCR de equilibrio como aquel que es consistente con una brecha del PIB nula, un déficit de cuenta corriente sostenible y un nivel de términos de intercambio tendencial. La debilidad de esta metodología es la serie de supuestos necesarios para

---

<sup>6</sup> El TCR de equilibrio depende del horizonte de tiempo considerado. En este trabajo se hablará del TCR de equilibrio de largo plazo.

obtener el TCR de equilibrio. Finalmente, la otra corriente metodológica corresponde a los modelos de comportamiento del TCR (BEER), los que toman en cuenta las razones para que el TCR se desvíe del valor predicho por la hipótesis de PPC, como por ejemplo el efecto del diferencial de productividades conocido como efecto Balassa Samuelson. La debilidad de esta corriente es que es dependiente del modelo y sensible al periodo muestral utilizado.

Cabe destacar que estas 3 corrientes metodológicas para la estimación del TCR de equilibrio carecen de significado económico en equilibrio general, ya que o son fruto de supuestos como la hipótesis de PPC o bien provienen de modelos de equilibrio parcial (FEER, BEER).

### **III. Análisis Empírico**

Lo primero es constatar que efectivamente no es posible corroborar la versión débil de la hipótesis de PPC en el mediano plazo. Para ello se utilizan las series de tipo de cambio real reconstruidas por Caputo y Domenichetti (2005)<sup>7</sup> en frecuencia trimestral para el periodo 1986-2011. Se utilizan tanto el índice TCR como el índice TCR-5. El primero es un índice que mide el precio relativo entre Chile y el resto del mundo, ponderando a cada país por su importancia en el comercio internacional chileno. Mientras que el índice de TCR-5 refleja el tipo de cambio real entre Chile y los países industrializados (EE.UU., Reino Unido, Japón, Zona Euro y Canadá).

De cumplirse la hipótesis débil de PPC se debiese observar un TCR con reversión a una media constante, sin embargo como puede verse en la figura 1 el TCR chileno ha experimentado periodos de marcadas apreciaciones y depreciaciones (1990-1998 y 1999-2004, respectivamente). Cashin y McDermott (2006) encuentran una elevada persistencia en la dinámica del TCR, de hecho dan cuenta de que la vida media de los shocks al TCR en países desarrollados es de 8 años. Esta persistencia tiene relación directa con la magnitud y duración de los shocks que golpean al TCR. Shocks permanentes en los fundamentos del TCR podrían provocar cambios permanentes en la trayectoria del TCR, lo que según Perron (1989) sesga los test de raíz unitaria a no rechazar la hipótesis nula de no estacionariedad.

---

<sup>7</sup> Estas series corrigen el índice de precios externos (IPE) usados en el cálculo del TCR.

Figura 1: Evolución TCR 1986-2011



La tabla 1 muestra los resultados de aplicar distintos test de raíz unitaria al TCR<sup>8</sup>. Además de los típicos test de Dickey y Fuller (ADF y ADF GLS) y Phillips y Perron (PP) se aplica el test de Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin (KPSS) cuya hipótesis nula es de estacionariedad entorno a una tendencia determinística. Adicionalmente, se aplica el test de Zivot y Andrews (ZA) para testear estacionariedad sujeta a quiebres estructurales en media y/o en tendencia. Al igual que la literatura previa, los resultados muestran que no es posible rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria para el TCR en el periodo 1986-2011.

Tabla 1: Test raíz unitaria 1986-2011

Test	Estadístico	Valor crítico 5%	Resultado
ADF	-1.59	-2.89	Raíz unitaria
PP	-1.67	-2.89	Raíz unitaria
DFGLS	-1.01	-1.94	Raíz unitaria
KPSS	0.46	0.46	Raíz unitaria
ZA tend	-2.91	-4.42	Raíz unitaria
ZA media	-3.19	-4.80	Raíz unitaria
ZA media y tend	-2.91	-4.42	Raíz unitaria

Cómo se discutió anteriormente estos test pierden poder en ventanas pequeñas y en presencia de quiebres estructurales. Por otro lado, en ventanas de tiempo considerablemente largas tienden a encontrar evidencia de estacionariedad aun en presencia de quiebres estructurales. A continuación, se estudia la dinámica del TCR, en base a un modelo de comportamiento, para intentar explicar los desvíos de la hipótesis de PPC en el mediano plazo.

<sup>8</sup> Se muestran sólo los resultados para el índice TCR. Los resultados para el índice TCR-5 son los mismos.

## 2. Quiebres en TCR

### 1. Modelo de comportamiento TCR

El modelo utilizado está basado en la versión transable y no transable del modelo de Obstfeld-Rogoff (1995), con la introducción de gobierno y aranceles a las importaciones (Caputo y Domenichetti, 2005). El TCR se define como el cociente entre el precio de los bienes transables y el precio de los bienes no transables. Se asume que el TCR se desvía del valor predicho por la hipótesis de PPC a causa de shocks en sus fundamentales, como por ejemplo el efecto Balassa-Samuelson de diferenciales de productividad entre sectores. El modelo se define como:

$$\ln(TCR_t) = \beta_0 + \beta_1 \ln(TI_t) + \beta_2 \ln\left(\frac{G_t}{Y_t}\right) + \beta_3 \ln\left(\frac{Z_{T,t}}{Z_{NT,t}}\right) + \beta_4 \left(\frac{PII}{Y}\right) + \beta_5 \text{Aranceles} \quad (1)$$

En que TCR se aproxima con las series TCR y TCR-5 construidas por Caputo y Domenichetti (2005). La variable TI corresponde a los términos de intercambio, la cual es aproximada con la serie de términos de intercambio sin minería propuesta por Caputo, y Núñez (2008). La variable  $\frac{G}{Y}$  representa el gasto de gobierno como porcentaje del PIB, y es construida siguiendo a Calderón (2004), con datos del Ministerio de Hacienda y Banco Central de Chile, como absorción pública<sup>9</sup> sobre PIB nominal. La variable  $\frac{Z_T}{Z_{NT}}$  corresponde a la productividad relativa entre el sector transable y no transable, la cual es aproximada como la productividad media de cada sector usando estadísticas de PIB sectorial y empleo sectorial<sup>10</sup> del Banco Central de Chile. La variable  $\frac{PII}{Y}$  corresponde a la posición de inversiones internacional como porcentaje del PIB en dólares, la cual fue aproximada con estadísticas publicadas por el Banco Central de Chile para ambas variables. Finalmente, la variable Aranceles representa una medida de los aranceles de importación promedios de la economía, y es aproximada con la serie de Aranceles usada por Caputo y Domenichetti (2005). Todas estas variables se tienen en frecuencia trimestral para el periodo 1986q1-2011q3.

El efecto de la variable términos de intercambio sobre el TCR tiene dos canales, por un lado un shock positivo de términos de intercambio produce un efecto riqueza que presiona al alza el consumo de bienes no transables, con lo cual el TCR se aprecia. Por otro lado, dado que se abaratan los bienes importados en relación a los exportados, aumenta la demanda por bienes importados, y si los bienes no transables fueran complementos de los

---

<sup>9</sup> Gasto corriente menos pago de intereses, más inversión real y transferencias al sector privado.

<sup>10</sup> Se define como sector transable las actividades agrícolas, mineras, pesca e industria manufacturera. Mientras que el sector no transable es todo el resto de la economía.

importados su demanda igualmente aumentaría y el TCR se apreciaría, pero si fueran sustitutos su demanda caería, por lo que el TCR se depreciaría.

El efecto de la variable absorción pública sobre PIB es conocido como el efecto Salter-Swan, y funciona de la siguiente forma: un aumento del gasto público sobre el PIB tiene un efecto negativo sobre el tipo de cambio real, dado que al concentrarse fundamentalmente en el consumo de bienes no transables presiona al alza el precio de estos bienes apreciando el TCR.

El efecto del diferencial de productividad es el conocido efecto Balassa-Samuelson, hipótesis que sostiene que mejoras de productividad media del sector transable respecto al no transable provocan que el precio relativo de ambos bienes disminuya, pues se abarata relativamente la producción de bienes transables. Esto hace que se aprecie el TCR. Así el signo del coeficiente de productividad relativa del sector transable respecto al no transable debiese ser negativo. En el modelo teórico de dos sectores de Obstfeld y Rogoff (1995), el efecto se cumple siempre que la producción de no transables sea más intensiva en trabajo que el sector transable.

El efecto de la variable posición de inversiones internacionales sobre PIB es conocido como el efecto transferencia, el cual tiene un impacto negativo sobre el TCR. Países con menores activos externos netos, es decir, con mayores pasivos externos netos, requieren de superávits comerciales para poder servir la deuda, lo que implica una depreciación necesaria del TCR.

Finalmente, el efecto de los aranceles de importación tiene un impacto sobre el TCR que depende de la sustitución entre bienes transables y no transables provocada por cambios en el comercio, y de la condición exportadora o importadora neta de un país. Así, un aumento de los aranceles a las importaciones debiera generar una sustitución entre consumo de bienes importables por bienes no transables, por lo tanto el TCR se debiera apreciar. Si suponemos que predomina este efecto sustitución, el coeficiente de la variable aranceles debiese presentar signo negativo.

Previo a estimar el modelo (1) se comprueba la existencia de una relación cointegradora el TCR y sus fundamentos. Esto debe realizarse para evitar encontrar relaciones espurias entre el TCR y sus determinantes, así como también para corroborar que en el largo plazo existe una combinación lineal estacionaria entre el TCR y sus fundamentos. La tabla 2 muestra evidencia robusta de cointegración entre el TCR y sus fundamentos, lo cual está en la misma línea de lo encontrado en la literatura previa. El test de la traza encuentra evidencia de 6 ecuaciones de cointegración. Esto permitiría afirmar que en el largo plazo la versión débil de la hipótesis de PPC se cumple. Sin embargo, como se discutió antes, este resultado no explica los desvíos de la PPC en el mediano plazo, de hecho Taylor (2002) resalta la importancia de entender los desvíos de la hipótesis de PPC en el corto y mediano plazo antes de buscar testarla en grandes muestras y para paneles de países.

Tabla 3: Test de Cointegración

Test de Cointegración Johansen (1988)				
Hipótesis	Estadístico de			
No. de Eq.CoInt	Eigenvalue	la Traza	Valor Crítico 0.05	Prob.**
Ninguna *	0.500	162.687	95.754	0.000
Al menos 1 *	0.296	95.411	69.819	0.000
Al menos 2 *	0.233	61.333	47.856	0.002
Al menos 3 *	0.176	35.548	29.797	0.010
Al menos 4 *	0.123	16.818	15.495	0.031
Al menos 5 *	0.041	4.049	3.841	0.044

Test de la traza indica 6 ecuaciones de cointegración al 5% de significancia  
 \* rechazo de hipótesis al 5%  
 \*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

En la dirección de entender de mejor manera los fallos de la ley de un solo precio, a continuación se estima el modelo de comportamiento del TCR y se estudia su estabilidad en el tiempo. La metodología de estimación usada es la de Mínimos Cuadrados Ordinarios Dinámicos (MCO) propuesta por Stock y Watson (2003). Esta metodología busca corregir la simultaneidad existente en los shocks que afectan al TCR y sus fundamentos, para ello se incorporan en (2) k rezagos y adelantos de las primeras diferencias de las variables explicativas.

$$\ln(TCR_t) = \beta_0 + \beta_1 \ln(TI_t) + \beta_2 \ln\left(\frac{G_t}{Y_t}\right) + \beta_3 \ln\left(\frac{Z_{T,t}}{Z_{NT,t}}\right) + \beta_4 \left(\frac{PII}{Y}\right) + \beta_5 Aranceles + \sum_{j=-k}^k \gamma_j \Delta X_{t+j} \quad (2)$$

La tabla 3 muestra los resultados, los que están en línea con los resultados de Caputo, y Núñez (2008), excepto para el coeficiente de posición de inversiones internacional como porcentaje del PIB, ya que su coeficiente es no significativo con ambas mediciones de TCR. Sin embargo, cuando se estima el modelo hasta el año 2007, tabla 4, se encuentra al igual que Caputo, Núñez y Valdés (2008) que el coeficiente de PII/Y es negativo y significativo.

Tabla 3: Estimación MCOB 1986-2011

<b>Mínimos Cuadrados Ordinarios Dinámicos</b>		
<b>Coefficiente/ Variable dependiente</b>	<b>TCR</b>	<b>TCR-5</b>
Constante	10.01** (0.98)	10.29** (1.06)
ln(TI)	-1.21** (0.19)	-1.32** (0.21)
ln(GY)	-0.20* (0.11)	-0.32** (0.11)
ln(ZT/ZNT)	-0.61** (0.19)	-0.64** (0.21)
PII/Y	0.02 (0.09)	-0.08 (0.10)
ARAN	-0.06** (0.19)	-0.07** (0.01)
<b>R2 ajustado</b>	<b>0.51</b>	<b>0.56</b>

Periodo de estimacion: 1986q1-2011q3

Tabla 4: Estimación MCOB 1986-2007

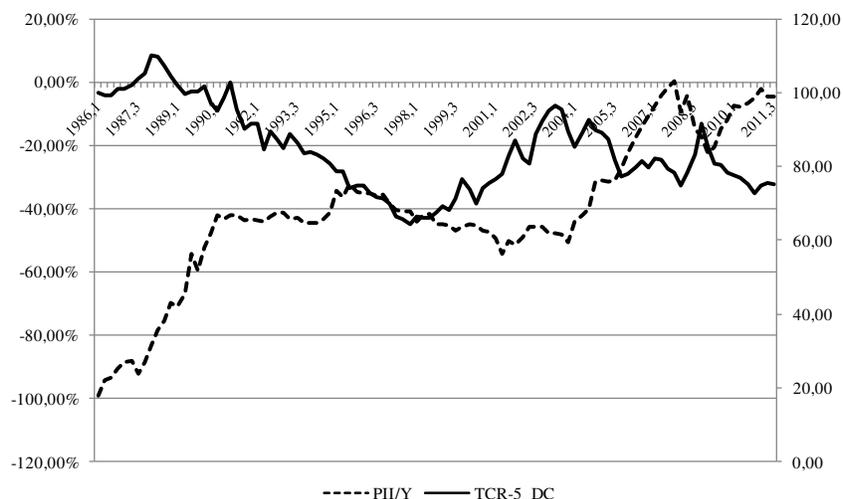
<b>Mínimos Cuadrados Ordinarios Dinámicos</b>		
<b>Coefficiente/ Variable dependiente</b>	<b>TCR</b>	<b>TCR-5</b>
Constante	7.42** (1.39)	7.64** (1.52)
ln(TI)	-0.75** (0.25)	-0.85** (0.27)
ln(GY)	-0.39** (0.18)	-0.52** (0.20)
ln(ZT/ZNT)	-0.70** (0.20)	-0.75** (0.21)
PII/Y	-0.27* (0.16)	-0.38** (0.18)
ARAN	-0.05** (0.01)	-0.06** (0.01)
<b>R2 ajustado</b>	<b>0.59</b>	<b>0.62</b>

Periodo de estimacion: 1986q1-2007q2

Este resultado es interesante y podría indicar la existencia de algún quiebre en la relación entre el TCR y la posición de inversiones internacional. A priori no existe alguna política económica que pudiera explicar un posible quiebre, pero no se descarta que la crisis internacional *subprime* pueda haber provocado algún ruido en la relación. La figura 2 muestra la evolución de la posición de inversiones internacionales sobre PIB y el TCR. Se puede ver en todo el periodo, incluyendo el periodo 2008-2011, una marcada relación negativa entre ambas variables, lo que es consistente con los resultados del modelo hasta el

año 2007 presentados en la tabla 4. En la siguiente sección se buscará la presencia de quiebres en el modelo que puedan dilucidar este hallazgo.

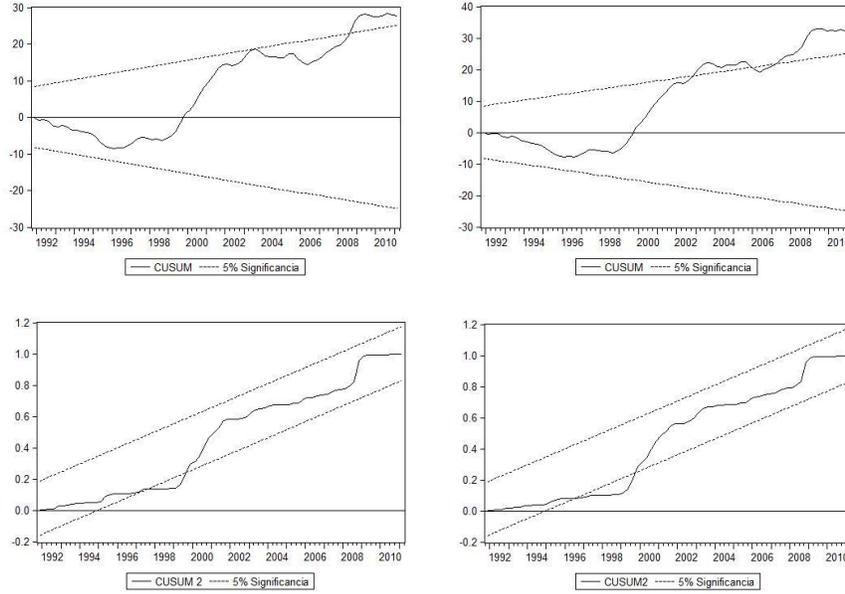
Figura 2: Evolución TCR y PPI/Y



## 2. Estabilidad del Modelo

En esta sección se analiza la estabilidad del modelo con el objeto de testear la presencia de quiebres estructurales en la trayectoria del TCR. Como primer apronte se utilizan los test de quiebre estructural CUSUM y CUSUM2 para dar luces de posibles inestabilidades en el modelo en algún periodo específico. Los resultados de ambos test, figura 3, muestran que con las mediciones TCR y TCR-5, hay evidencia de un potencial quiebre estructural en el TCR en torno al año 1999. Estos resultados son preliminares, pero entregan información importante respecto a la inestabilidad del modelo de comportamiento del TCR. A finales de los noventa el país sufrió un shock adverso de términos de intercambio a causa de la crisis asiática, paralelamente se implementó el régimen de tipo de cambio flexible, comenzó una nueva fase de liberalización comercial y se implementó la regla de superávit fiscal el año 2001. Todos estos fenómenos y cambios en política macroeconómica son en cierta medida candidatos a provocar quiebres en el TCR, en la medida que sean shocks permanentes.

Figura 3: Test quiebre estructural modelo



A continuación, para testear de manera más robusta la posibilidad de quiebres estructurales en el TCR, se somete al modelo a la metodología de múltiples quiebres de Bai y Perron (1998, 2003). Esta metodología prueba la hipótesis nula de cero quiebres versus la alternativa de quiebres estructurales en periodos desconocidos. Luego, para encontrar la fecha y el número de quiebres aplica un test secuencial que comienza con la estimación de un modelo sin quiebres, para luego verificar si se puede rechazar la hipótesis nula de cero quiebres a favor de la alternativa de un sólo quiebre. Una vez que se encuentra un quiebre el test separa la muestra en 2 sub muestras y procede a construir nuevamente el mismo test hasta que no se puedan verificar mas quiebres.

Para conservar las bondades del test y asegurar errores ruido blanco en la estimación, el modelo utilizado incorpora además de las variables explicativas en (1) y (2) el primer rezago del TCR y la variable tendencia (T). Esta última variable es la que queda sujeta a quiebre estructural. De esta forma, los modelos usados en la estimación de múltiples quiebres son los siguientes:

$$\ln(TCR_t) = \beta_0 + \beta_1 \ln(TI_t) + \beta_2 \ln\left(\frac{G_t}{Y_t}\right) + \beta_3 \ln\left(\frac{Z_{T,t}}{Z_{NT,t}}\right) + \beta_4 \left(\frac{PII}{Y}\right) + \beta_5 Aranceles + \beta_6 TCR_{t-1} + \beta_7 T \quad (3)$$

$$\ln(TCR_t) = \beta_0 + \beta_1 \ln(TI_t) + \beta_2 \ln\left(\frac{G_t}{Y_t}\right) + \beta_3 \ln\left(\frac{Z_{T,t}}{Z_{NT,t}}\right) + \beta_4 \left(\frac{PII}{Y}\right) + \beta_5 Aranceles + \sum_{j=-k}^k \gamma_j \Delta X_{t+j} + \beta_6 TCR_{t-1} + \beta_7 T \quad (4)$$

Los resultados se presentan en la tabla 5 y muestran evidencia contundente de un quiebre estructural para el TCR entre Chile y los países industrializados entre los años 1998 y 1999<sup>11</sup>, el mismo periodo encontrado con los test CUSUM Y CUSUM2. La evidencia de quiebre para el TCR canasta ampliada no es robusta, ya que depende del modelo usado en la estimación y del periodo muestral utilizado. Al estimar el modelo en la muestra completa, mediante MCO, se percibe un quiebre estructural en el TCR canasta ampliada, mientras que al cortar la muestra el año 2007 o bien estimar el modelo por MCOD el quiebre desaparece. La explicación de que el quiebre no sea robusto en el TCR canasta ampliada quedará más clara en la siguiente sección, cuando se intente encontrar la causa del quiebre en el TCR.

Tabla 5: Múltiples quiebre Bai y Perron (1998, 2003)

Muestra	Modelo	TCR	TCR-5
1986-2011	3	1998.2-1999.2	1998.1-1999.1
	4	-	1998.2-1999.2
1986-2007	3		1998.2-1999.2
	4	-	1997.4-1999.1

Respecto al cambio en la relación entre el TCR y la posición deudora de Chile respecto al mundo, no hay evidencia de quiebre para el año 2007 que dé cuenta de dicho cambio. Como se discutió anteriormente, la razón podría hallarse en la crisis financiera internacional de los años 2007-2009, aunque de todas formas este hallazgo merece mayor atención, probablemente descomponiendo el efecto de las distintas partidas de la PII sobre el TCR. Por otro lado, dado lo reciente del posible cambio en el coeficiente de PII sería sensato esperar algún tiempo para revisar si es un cambio permanente o no, lo cual es materia de otro estudio.

### 3. Causas del quiebre

Conocer la causa del quiebre es relevante por dos cosas. En primer lugar, para discutir porqué es más robusto en la medición de TCR con economías industrializadas que con todos los socios comerciales relevantes. En segundo lugar, es importante por sus posibles efectos en la medición del TCR de equilibrio proveniente del modelo de comportamiento, ya que de ser un cambio de régimen en el modelo, explicado por cambios en políticas macroeconómicas, habría que corregir la estimación del TCR de equilibrio de largo plazo considerando el nuevo régimen relevante. De lo contrario, si el quiebre es explicado por cambios permanentes en alguno de los fundamentos del TCR, sin afectar los coeficientes del modelo, el modelo de comportamiento daría cuenta por sí solo del quiebre al momento del cálculo del TCR de equilibrio.

<sup>11</sup> Resultados similares se encuentran al someter a los modelos (3) y (4) a la metodología de Hansen (1998) de modelos de umbral.

Un primer candidato a provocar este quiebre estructural es la adopción del régimen de tipo de cambio flexible el año 1999. Bajo el nuevo esquema de flotación cambiaría todos los shocks a la economía son absorbidos por el tipo de cambio lo cual tiene un impacto directo en aumentar la volatilidad del TCR (De Gregorio, Tokman y Valdés, 2005). Si bien, no existe evidencia de que el cambio desde tipo de cambio reptante a tipo de cambio flotante tuviera efectos sobre el nivel del TCR (Schmidt-Hebbel, 2006), es posible que haya alterado la relación entre el TCR y sus fundamentos.

Otra posible explicación es la aplicación de la regla de superávit estructural el año 2001. Si bien es cierto la regla fiscal fue aplicada oficialmente el año 2001, ya desde fines de los noventa la política fiscal chilena se comportó en línea con la regla (Engel, Marcel y Meller, 2007). La aplicación de la regla no sólo pudo haber afectado la relación entre el TCR y los términos de intercambio, como encuentran Caputo y Núñez (2008), sino que también pudo haber afectado la forma en que el gasto fiscal, gobernado por una nueva ley de movimiento, influye sobre la trayectoria del TCR.

Un tercer candidato a provocar quiebre en el TCR fue la reducción arancelaria iniciada el año 1998, la cual para el periodo 1998-2004 acumuló una caída en los aranceles de importación de más de un 50%. Como cuarto candidato se tiene el shock adverso de términos de intercambio provocado por la crisis asiática.

La tabla 6 muestra los movimientos del TCR observados y los explicados por el modelo con el objetivo de entender que fue lo que gobernó los movimientos del TCR para el periodo contemporáneo y posterior al quiebre.

Tabla 6: Movimientos del TCR

Periodo	1999-2003	2004-2007	2009-2011
TCR observado	<b>8.0%</b>	<b>-2.6%</b>	<b>-2.8%</b>
TCR proyectado	<b>7.6%</b>	<b>-4.0%</b>	<b>-1.8%</b>
ln(TI)	1.0%	-2.8%	-4.4%
ln(G/Y)	0.7%	-1.5%	1.2%
ln(ZT/ZNT)	-0.7%	1.1%	1.8%
PII/Y	0.0%	-0.9%	-0.3%
Arancel	6.5%	0.1%	0.0%

Se puede ver que para el periodo 1999-2003 hay una depreciación real observada de un 8%, mientras que el modelo predice una depreciación real de 7.6%. El modelo logra ajustar de manera exitosa los movimientos del TCR para dicho periodo, a diferencia del trabajo de Calderón (2004) que para el periodo 1998-2002 sólo explica un 1% de depreciación cuando la observada fue de 5.5%. La explicación del bajo ajuste del modelo de Calderón (2004) para dicho periodo puede hallarse en que el autor no incorpora la variable aranceles como determinante en la trayectoria del TCR. De hecho los resultados de la tabla 6 muestran que las reducciones arancelarias de los años 1999-2003 explican gran parte de la depreciación

del TCR para el periodo (85% de la depreciación total). El resto de la depreciación del TCR en el periodo es explicada por el shock adverso de términos de intercambio a causa de la crisis asiática (13% de la depreciación total) y por una reducción en el gasto fiscal al final del periodo (9% de la depreciación total).

Para el periodo 2004-2007 se observa una apreciación real de 2.6%, mientras que el modelo predice una apreciación de -4%. La principal causa de la apreciación se debió al shock positivo de términos de intercambio, al aumento del gasto fiscal y al aumento de los activos netos de Chile respecto al mundo. El periodo 2009-2011 muestra una apreciación observada de 2.8% y una apreciación predicha por el modelo de 1.8%. Gran parte de la apreciación es explicada por el shock positivo de términos de intercambio, el cual es compensado por una reducción en el gasto fiscal y una reducción en la productividad relativa del sector transable respecto al no transable.

En base a los resultados presentados en la tabla 6 para el periodo 1999-2003 se podría pensar la causa principal del quiebre estructural sufrido por el TCR entre los años 1998 y 1999 fue un shock permanente de los aranceles de importación. En dicho periodo se observa una caída en los aranceles de importación en más de un 50% (desde 7.3% a 3.2%). Esta política de apertura comercial habría provocado una reducción en el precio de los bienes importables (transables) que habría incentivado la sustitución de consumo no transable por consumo de bienes transables. Con esta disminución de la demanda por no transables se debería observar una reducción en el precio de los no transables y con ello una depreciación real del tipo de cambio.

Para corroborar la validez de esta hipótesis se analiza la medida de TCR definida como el precio relativo de los bienes transables respecto a los no transables usada por Caputo, Núñez y Valdés (2008) en la comparación de distintas medidas de TCR<sup>12</sup>. Los autores utilizan los deflatores del PIB transable y no transable para medir la evolución de los precios relativos. El mismo cálculo se realiza acá para analizar si efectivamente es posible apreciar una reducción en el precio de los bienes no transables a causa de la apertura comercial. Los resultados, por ahora no reportados, descartan de plano dicha hipótesis, ya que no se verifica ninguna caída en los precios de los bienes no transables.

Habiendo descartado la hipótesis de que un shock permanente en uno de los fundamentos del TCR haya provocado el quiebre estructural en el modelo comportamiento, adquiere fuerza la hipótesis de quiebre en la relación entre el TCR y sus fundamentos a causa del nuevo régimen de flotación cambiaria. Una forma de corroborar dicha hipótesis es definiendo una variable dummy que toma el valor 0 antes del año 1999 y el valor 1 desde el año 1999. Luego, se estima el modelo con la variable dummy y con la interacción de dicha variable con los fundamentos del TCR. Con esto, se puede testear la hipótesis de que los coeficientes de la variable dummy y sus interacciones no son estadísticamente distintos de cero, vía test de Wald. Resultados preliminares indican que la hipótesis de coeficientes cero se rechaza, por lo tanto habría evidencia de quiebre en la relación entre el TCR y sus fundamentos de largo plazo.

---

<sup>12</sup> Gráfico 8 en Caputo, Núñez y Valdés (2008)

De confirmarse que la causa del quiebre se deba a un nuevo régimen del modelo de comportamiento, en que los coeficientes del modelo han cambiado, el cálculo del TCR de equilibrio en base al modelo de comportamiento debiese ser revisado y estimado con los nuevos coeficientes. Si el quiebre apreciado es robusto y permanente, una forma simple de corregir por el nuevo régimen sería particionar la muestra en la estimación del modelo de comportamiento. Sin embargo, la estimación de un nuevo régimen entre los años 2000 y 2011 puede no ser la deseada en un modelo de largo plazo, por lo que una solución alternativa sería estimar el modelo para la ventana completa, incorporando la dummy 1999 y sus interacciones.

Finalmente, se tiene que en presencia de quiebres el TCR debiese ser estacionario en los periodos pre y post quiebre, con lo que se apoyaría la idea de Hegwood y Papell (1998) de Quasi PPC. El problema de hacer este ejercicio es que reduce considerablemente el poder de los test al particionar la muestra en dos. De todas formas, los resultados encontrados en la tabla 7 son interesantes, ya que para el periodo 2000-2011 es posible apoyar la hipótesis de estacionariedad en tendencia para el TCR con el test KPSS, tanto para el índice TCR como para el índice TCR-5. Por otro lado, los resultados de los test ADF y PP, si bien siguen encontrando raíz unitaria, están más cerca de rechazar la hipótesis nula<sup>13</sup>, sobretodo para el índice de TCR canasta ampliada.

Tabla 7: Test raíz unitaria sub-periodos

Test	Periodo	índice TCR	Estadístico	Valor crítico 5%	Resultado	
<b>ADF</b>	1986-1997	TCR	0.78	-2.92	Raíz unitaria	
		TCR-5	2.03	-2.92	Raíz unitaria	
	2000-2011	TCR	-2.38	-2.92	Raíz unitaria	
		TCR-5	-1.57	-2.92	Raíz unitaria	
<b>PP</b>	1986-1997	TCR	0.78	-2.92	Raíz unitaria	
		TCR-5	1.12	-2.92	Raíz unitaria	
	2000-2011	TCR	-2.27	-2.92	Raíz unitaria	
		TCR-5	-1.88	-2.92	Raíz unitaria	
	<b>DFGLS</b>	1986-1997	TCR	0.89	-1.94	Raíz unitaria
			TCR-5	1.22	-1.94	Raíz unitaria
2000-2011		TCR	-1.02	-1.94	Raíz unitaria	
		TCR-5	-1.01	-1.94	Raíz unitaria	
<b>KPSS</b>	1986-1997	TCR	0.81	0.46	Raíz unitaria	
		TCR-5	0.84	0.46	Raíz unitaria	
	2000-2011	TCR	0.14	0.46	Estacionario	
		TCR-5	0.20	0.46	Estacionario	

Estos resultados, si bien son ilustrativos evidencian que el TCR desde el año 1999 ha tenido un comportamiento menos persistente que antes. La razón puede deberse a la menor magnitud de los shocks enfrentados por el TCR en el periodo, así como también a que bajo

<sup>13</sup> De P-values mayores a 0.5 para la muestra completa llegan a P-values menores a 0.2 y mayores a 0.1 para el periodo 2000-2011.

un régimen de flotación el tipo de cambio se ajusta más rápidamente a los movimientos en sus fundamentos.

Tabla 8: Desviación estándar fundamentos del TCR

Variable	1986-1997	2000-2011
TI	12.67	7.23
G/Y	0.02	0.03
ZT	0.24	0.18
ZNT	0.27	0.11
PII/Y	0.21	0.18
Aranceles	1.32	0.78

La tabla 8 muestra que efectivamente la desviación estándar de los fundamentos del TCR se redujo considerablemente en el periodo 2000-2011.

#### IV. Modelo DSGE para el TCR

##### 1. El modelo

Siguiendo a Chumacero, Schmidt-Hebbel y Fuentes (2004) se desarrolla un modelo de economía abierta y pequeña con 3 sectores económicos (transable, no transable y exportable), y en que el premio por riesgo es endógeno y depende del nivel de deuda externa sobre PIB del país. Este no considera el sector nominal de la economía y sus rigideces de corto plazo, pues sólo busca representar las relaciones de largo plazo entre el TCR y sus fundamentos: términos de intercambio, productividades relativas, gasto de gobierno, posición de inversión internacional y aranceles de importación. La forma funcional del modelo se describe a continuación:

##### 1.1 Hogares

El agente representativo de la economía maximiza el valor esperado de su utilidad en el ciclo de vida:

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t (\theta \ln c_{T,t} + (1 - \theta) \ln c_{NT,t}) \quad (5)$$

En que  $c_T$  y  $c_{NT}$  corresponden al consumo en el periodo t del bien importable (transable) y el bien no transable. El tercer bien (E) no es consumido por el agente representativo, ya que es exportado. La restricción presupuestaria que enfrenta el consumidor es<sup>14</sup>:

<sup>14</sup> Por simplicidad se obvian los subíndices t para las variables en el periodo y se define el supra índice ' para indicar que una variable está definida en t+1.

$$(1 + \tau_T)c_T + e c_{NT} + (1 + \tau_T)i + (1 + \tilde{r})b \leq (1 + \tau_T)(1 - \tau_k)rk + b' + \pi_i \quad (6)$$

Donde  $\tau_T$  representan los aranceles a las importaciones del bien transable y  $\tau_k$  los impuestos al capital.  $e$  es el precio relativo entre los bienes no transables y transables, lo que es igual al inverso del TCR de la economía.  $b$  es el monto de deuda externa que el agente contrae con el exterior a una tasa de interés  $\tilde{r}$ .  $r$  es la renta del capital enfrentada por las firmas de los sectores transable y no transable, las que maximizan sus utilidades  $\pi_T$  y  $\pi_{NT}$ , respectivamente. La inversión  $i$  satisface la ley de movimiento del capital ( $k$ ):

$$i = k' - (1 - \delta)k \quad (7)$$

En que  $\delta$  es la tasa de depreciación del capital. Dado que el capital está expresado en unidades del bien transable (numerario) igualmente está sujeto al cobro de aranceles de importación.

Así, el problema que resuelve el consumidor es:

$$V(s_h) = \max_{\{c_T, c_{NT}, b, k\}} \{u(c_T, c_{NT}) + \beta E(V(s_h'))\} \quad (8)$$

Sujeto a (6), (7) y la ley de movimiento de los estados  $s_h = (\tau_T, \tau_k, e, \tilde{r}, r, k, b, \pi_i)$ .

## 1.2 Firmas

Las firmas representativas de los sectores transable y no transable sólo utilizan capital en su proceso productivo y enfrentan en cada  $t$  la siguiente función de producción:

$$y_i = e^{z_i} k_i^\alpha, \quad \text{con } i = T, NT \quad (9)$$

En que  $z_i$  es el shock productivo de cada sector y  $k_i$  el monto de capital demandado. Se asume que el shock productivo sigue un proceso AR(1) definido como:

$$z_{i,t} = \rho z_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}, \quad (10) \quad \text{con } \varepsilon_{i,t} \approx N(0, \sigma_i^2)$$

La producción del bien exportable (E) es exógena.

De esta forma, el problema de maximización que resuelve cada sector se expresa en la siguiente función de valor:

$$V(s_i) = \max_{\{k_i\}} \{\pi_i + \beta E(V(s_i'))\} \quad (11)$$

Sujeto a la ley de movimiento de los estados  $s_i = (\tau_T, r, z_i, e)$

### 1.3 Gobierno

El gobierno recauda tributos sobre el capital e importaciones y obtiene ingresos del bien exportable<sup>15</sup>. No posee una función objetivo explícita sino que simplemente satisface su restricción presupuestaria:

$$g = (1 + \tau_T)\tau_k rk + \tau_T(c_T + i - y_T) + \phi Py_E \quad (12)$$

Además, se asume que una proporción  $\eta$  del gasto de gobierno es destinada al consumo de bienes no transables.

### 1.4 Cierre de mercado

El cierre de los mercados transable y no transable se define como:

$$ey_{NT} = ec_{NT} + \eta g \quad (13)$$

$$CC = -(b' - b) = (1 - \delta)k - k' + y_T - c_T - (1 - \eta)g + Py_E - \tilde{r}b \quad (14)$$

En que CC representa el saldo en la cuenta corriente que debe ser compensado por la saldo en la cuenta de capitales. Además, el modelo asume que el país enfrenta una oferta por deuda externa con pendiente positiva que depende del monto de deuda externa sobre PIB contraída por el país (Chumacero, Fuentes y Schmidt-Hebbel, 2004; Osang y Turnovsky, 2000).

$$\tilde{r}_t = (1 - \rho_r)\bar{r} + (1 - \rho_r)\left(\frac{b_t}{y_t}\right) + \rho_r\tilde{r}_{t-1} + \varepsilon_{r,t}, \quad \varepsilon_{r,t} \approx N(0, \sigma_r^2) \quad (15)$$

Donde  $\bar{r}$  representa el premio por riesgo país.

### 1.5 Ley de movimiento de los estados

Los términos de intercambio del modelo siguen un proceso AR (1) de la forma:

$$\ln\left(\frac{P_t}{P_{ee}}\right) = \rho_p\left(\frac{P_{t-1}}{P_{ee}}\right) + \varepsilon_{p,t}, \quad \varepsilon_{p,t} \approx N(0, \sigma_p^2) \quad (16)$$

Mientras que el gasto de gobierno, si bien no posee una función objetivo, sigue una ley de movimiento de la misma forma:

---

<sup>15</sup> Dado lo encontrado por Caputo, Núñez y Valdés (2008) este bien no será cobre si no un bien compuesto cuyo precio está dado por los términos de intercambio sin minería.

$$\ln g_t = \rho_g \left( \frac{g_{t-1}}{g_{ee}} \right) + \varepsilon_{g,t}, \quad \varepsilon_{g,t} \approx N(0, \sigma_g^2) \quad (17)$$

$P_{ee}$   $g_{ee}$  representan el valor de estado estacionario de los términos de intercambio y el gasto de gobierno.

## 1.6 Equilibrio competitivo

El equilibrio competitivo se define en:

- i) La maximización de los hogares en (8) dado (6) y (7) para obtener  $c_{NT} = C_{NT}(s)$ ,  $c_T = C_T(s)$ ,  $k' = K(s)$  y  $b' = B(s)$ .
- ii) La maximización de las firmas de los sectores transable y no transable que resuelven (9) sujeto a la ley de movimiento de los estados para obtener  $k'_i = K_i(s)$ .
- iii) Y que en cada periodo se cumplen el cierre de mercados sectoriales en (13) (14) y el cierre del mercado de factores en:

$$K(s) = K_T(s) + K_{NT}(s) \quad (18)$$

## 2. Estimación

Para definir el valor de los parámetros del modelo se siguen dos estrategias complementarias. Primero se fijan los aranceles a las importaciones ( $\tau_T$ ) en 7.23%, el impuesto al capital ( $\tau_k$ ) en 20%, el premio por riesgo ( $\bar{r}$ ) en 0.01, y la producción del bien exportable ( $y_E$ ) en 0.5. En segundo lugar se estiman los parámetros profundos del modelo mediante la metodología de *indirect inference* propuesta por Gourieroux (1993). En base a un modelo auxiliar<sup>16</sup>, esta metodología busca minimizar la distancia GMM entre: (1) la dinámica empírica del TCR y sus fundamentos; y (2) la dinámica simulada del TCR y sus fundamentos en el modelo DSGE<sup>17</sup>. Para la estimación se toman valores iniciales de los parámetros utilizados en la literatura. La tabla 9 muestra los valores de los parámetros estimados:

<sup>16</sup> El modelo auxiliar usado es un VAR(1) para las diferencias en medias del TCR y sus fundamentos.

<sup>17</sup> Detalle de la metodología de *indirect inference* en el anexo metodológico.

Tabla 9: Parámetros profundos estimados

Parámetros	Valor estimado	Desv. Est.
$\beta$	0.99200	0.038
$\theta$	0.35000	0.07
$\delta$	0.06600	0.01
$\alpha_T$	0.25000	0.009
$\alpha_{NT}$	0.32500	0.01
$\eta$	0.50000	0.01
$\phi$	0.55000	0.01
$\rho_T$	0.80000	0.001
$\rho_{NT}$	0.80000	0.001
$\rho_P$	0.80000	0.002
$\rho_g$	0.90000	0.001
$\rho_{\tilde{r}}$	0.90000	0.001

### 3. TCR equilibrio

Esta sección propone una metodología de cálculo del TCR de equilibrio proveniente de un modelo DSGE. Esta no pretende superar a las metodologías existentes, más bien busca hacer un ejercicio metodológico que, al igual que las otras metodologías, no deja de contar con debilidades.

La primera debilidad consiste en que esta medida de TCR de equilibrio es dependiente del modelo DSGE usado y del modelo empírico usado como auxiliar en la estimación de los parámetros del DSGE. La segunda debilidad es que al provenir de un modelo de equilibrio general estacionario que asume el cumplimiento de la hipótesis de PPC, se debe tomar en cuenta la posibilidad de quiebres estructurales en el TCR, razón por la cuál se estimará el TCR de equilibrio para el periodo 1999-2011, que es el periodo posterior al quiebre con menor persistencia en la dinámica del TCR.

El TCR de equilibrio del modelo se define en (19) como la tasa marginal de sustitución entre el consumo de bienes transables (extranjeros) y no transables (domésticos). Dado que los parámetros profundos en (19) fueron estimados mediante *indirect inference*, es posible obtener una medida de TCR de equilibrio general que logra capturar en parte la dinámica observada entre el TCR y sus fundamentos.

$$TCR = \frac{\theta e^{z_{NT}} k_{NT}^{\alpha_{NT}}}{(1 - \theta)(1 + \tau_T) [e^{z_T} k_T^{\alpha_T} - i - (1 - \eta)g + Py_E - (1 + \tilde{r})b + b'] + \theta \eta g} \quad (19)$$

Para reproyectar el valor del TCR de equilibrio en el periodo 1999-2011 se usan los valores observados de los aranceles de importación ( $\tau_k$ ), PIB transable ( $y_T = e^{z_T} k_T^{\alpha_T}$ ) y no transable ( $y_{NT} = e^{z_{NT}} k_{NT}^{\alpha_{NT}}$ ), inversión en capital fijo ( $i$ ), absorción pública ( $g$ ), términos de

intercambio ( $P$ ), exportaciones no mineras ( $y_E$ ), tasa de interés internacional ( $\tilde{r}$ ) y posición de inversión internacional ( $b$ ). Para efectos de escalar la medida de TCR de equilibrio del DSGE se utiliza como primer valor el TCR de equilibrio estimado por el modelo de comportamiento en la figura 5, sección III. Las figuras 4 y 5 muestran el TCR de equilibrio proveniente del modelo DSGE:

Figura 4: TCR equilibrio DSGE 1999-2011

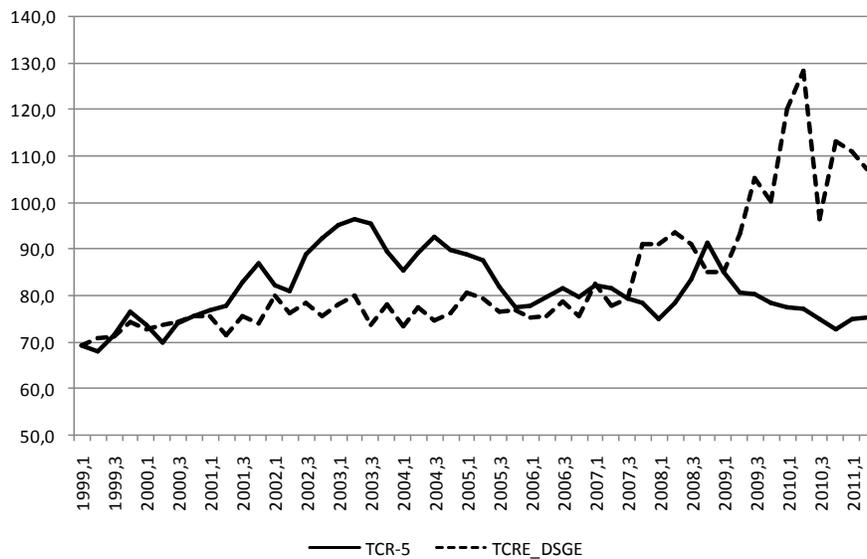
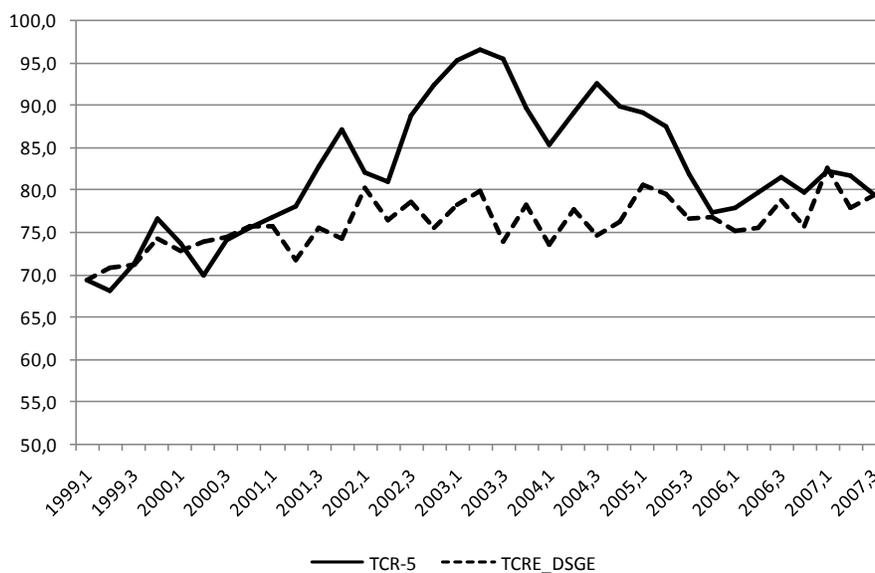


Figura 5: TCR equilibrio DSGE 1999-2007



La medida de TCR de equilibrio proveniente del modelo DSGE, figura 9, es general estable y no captura la dinámica del TCR como lo hace la predicha por el modelo de

comportamiento. Se observa un fuerte aumento del TCR de equilibrio para el periodo 2009-2011, el cual podría ser explicado por el efecto de la crisis internacional subprime sobre el crecimiento relativo de los sectores transable y no transable de la economía. La figura 10 muestra la evolución del TCR de equilibrio hasta el año 2007, la cual evidencia una depreciación importante entre los años 2001-2005 y un TCR más alineado a su equilibrio en los 2006-2007, previo a la crisis.

Este ejercicio metodológico no busca mostrar la trayectoria *verdadera* del TCR de equilibrio, sino que simplemente busca hacer un aporte a la discusión metodológica del cálculo del TCR de equilibrio. Si bien es una estrategia de cálculo proveniente de un modelo de equilibrio general, adolece de asumir el cumplimiento de la hipótesis de PPC en la ventana de predicción y el ser sensible tanto al modelo DSGE como al modelo auxiliar. Esta medida puede ser usada con distintos tipos de modelos DSGE y con distintos modelos auxiliares (empíricos) para la estimación de los parámetros del modelo DSGE.

## V. Conclusiones

La versión débil de la hipótesis de PPC establece que los precios de los mismos bienes en el país doméstico y en el exterior debiesen moverse al unísono, lo cual implica observar un TCR con reversión a su media. Sin embargo, en el corto y mediano plazo el TCR sigue un proceso persistente y no estacionario que determina el fallo de la hipótesis de PPC en dicho horizonte de tiempo. Según Taylor (2002) la explicación de los desvíos de la hipótesis de PPC en el mediano plazo es monetaria y se haya en los cambios de régimen cambiario de las economías. Este trabajo apoya dicha hipótesis, encontrando un quiebre en el TCR el año 1999 atribuido al nuevo esquema de flotación cambiaria y metas de inflación. Este quiebre en la relación entre el TCR y sus fundamentos debiese ser incorporado para el cálculo del TCR de equilibrio proveniente del modelo de comportamiento del TCR (BEER).

Por otro lado, se encuentra evidencia de que para el periodo 2000-2011 el TCR se comportaría como una variable estacionaria con reversión a su media. Con todo esto se apoya la idea del cumplimiento de la hipótesis de Quasi PPC acuñada por Hegwood y Papell (1998).

Finalmente, se hace un aporte a la discusión metodológica de cálculo del TCR de equilibrio al proponer una medida de TCR de equilibrio proveniente del modelo DSGE estimado para Chile.

## Referencias

- Aguirre, A. y Calderon, C. (2005), "Real Exchange Rate Misalignments and Economic Performance". Central Bank of Chile, Working Papers N 315.
- Arrau P., Chumacero, R. y Quiroz, J. (1992), "Ahorro Fiscal y Tipo de Cambio Real". Cuadernos de Economía Año 29 No88, pp.349-386.

Bai, J. y P. Perron (1998), "Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes Econometrica". 66, 47-78.

Bai, J. y P. Perron (2003), "Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models". Journal of Applied Econometrics 18, 1-22.

Calderón, C.A. (2004), "Un Análisis del Comportamiento del Tipo de Cambio Real en Chile". Revista de Economía Chilena, Volumen 7, No.1, Abril 2004.

Calderon, C.A. y R. Duncan (2003), "Purchasing Power Parity in an Emerging Market Economy: A Long-span Study for Chile". Estudios de Economía 30(1): 103-32.

Caputo, R y B. Dominichetti (2005), "Revisión Metodológica en el Cálculo del IPE e Implicancias sobre los Modelos de Series de Tiempo para el TCR". Nota de investigación, VOLUMEN 8 - N1 / abril 2005. Banco Central de Chile.

Caputo, R., Núñez, M., y Valdés, R. (2008), "Análisis del Tipo de Cambio en la Práctica" Revista de Economía Chilena, VOLUMEN 11 – N°1 / abril 2008. Banco Central de Chile.

Caputo, R y M. Núñez (2008), "Tipo de cambio real de equilibrio en Chile: Enfoques Alternativos". Revista de Economía Chilena, VOLUMEN 11 – N°2 / agosto 2008. Banco Central de Chile.

Cashin, P. y C.J. McDermott (2006). "Parity Reversion in Real Exchange Rates: Fast, Slow, or Not at All?" IMF Working Paper N°53(1): 89-119.

Céspedes, Luis Felipe y José De Gregorio (1999), "Tipo de Cambio Real, Desalineamiento y Devaluaciones: Teoría y Evidencia para Chile", mimeo, DII Universidad de Chile.

Chumacero, R. (2000), "Se Busca una Raíz Unitaria: Evidencia para Chile", Estudios de Economía 27(1), 55-68.

Chumacero, Rómulo y Fuentes, Rodrigo (2006), "Chilean Growth Dynamics". Economic Modelling 23, 2006 pp197-214.

Chumacero, C., R. Fuentes y K. Schmidt-Hebbel (2004), "Chile's Free Trade Agreements: How Big is the Deal? ".Banco Central de Chile, Working Paper No.264.

Chumacero, Romulo y Fuentes, Rodrigo (2006), "Economic Growth in Latin America: Structural Breaks or Fundamentals? ". Estudios de Economía 33(2): 141-154.

Chumacero, Romulo. (2005), "A toolkit for analyzing alternative policies in the chilean economy " en R.Chumacero y K. Schmitdt-Hebbel (editores), General Equilibrium Models for the Chilean Economy, Banco Central de Chile.

Collard, F. y Juillard M. (2001), "Stochastic simulations with DYNARE. A practical guide".CEPREMAP. University Paris 8.

De Gregorio,J., Tokman, A., Valdés,J. (2005), "Flexible Exchange Rate with Inflation Targeting in Chile: Experience and Issues". Banco Interamericano de Desarrollo, Departamento de Investigación. Working Paper N540.

Délano, V. (1998). "Productividad y Tipo Cambio Real." Tesis de Magister de Economía Universidad de Chile, septiembre.

Elliott, G., Rothenberg, T., Stock, J., 1996, "Efficient tests for an autoregressive unit root". *Econometrica* 64, 813-836.

Engel, E., Marcel, M., y Meller, P. (2007), "Meta de Superávit Estructural: Elementos para su Análisis". Mimeo Dipres, Mayo.

Engle, C. (2009), "Currency Misalignments and Optimal Monetary Policy: A Reexamination". RBA Research Discussion Papers rdp2009-01, Reserve Bank of Australia.

Gallant, R. y G. Tauchen. (1996), "Which Moments to Match?". *Econometric Theory* 12(4): 657-81.

Gourieroux, C., A. Monfort y E. Renault (1993), "Indirect inference". *Journal of Applied Econometrics*, 8 S85-S118.

Hegwood, N. y D. Papell (1998). "Quasi Purchasing Power Parity." *International Journal of Finance and Economics* 3: 279-289.

Hendry, D. (1995), "Dynamic Econometrics" . Oxford University Press.

Johansen, S. (1988). "Statistical Analysis of Cointegrating Vectors." *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12: 231-54.

\_\_\_\_\_. (1991). "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegrating Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models." *Econometrica*, 59: 1551-80.

\_\_\_\_\_. (1992). "Statistical Analysis of Cointegrated Vectors." *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12: 231-54, June-September.

Kydland, F. y Prescott, E. (1982), "Time to Build an Aggregate Fluctuations".*Econometrica* 50, Number 6.

Hamilton, J. (1994), "Time Series Analysis". Princeton University Press.

Lefort, F. y Walker, E. (1999), "El Dólar como Activo Financiero: Teoría y Evidencia chilena". Cuadernos de economía, Ao 36, N109, pp 1035-1066. Diciembre 1999.

Lothian, J. y M. P. Taylor (1996). "Real Exchange Rate Behavior: The Recent Float from the Perspective of the Past Two Centuries." *Journal of Political Economy*, 104: 488-510.

Medina, J. y Soto, C. (2007), "Copper Price, Fiscal Policy and Business Cycle in Chile". Central Bank of Chile, Working Papers N 458.

Obstfeld, M. y K. Rogoff (1995). "Exchange Rate Dynamics Redux." *Journal of Political Economy* 103: 624-60.

Perron, Pierre, (1989), "The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis". *Econometrica*, Econometric Society, vol. 57(6), paginas 1361-1401, Noviembre.

Phillips, P., Perron, P., 1988, "Testing for a unit root in time series regression". *Biometrika* 75, 335- 346.

Schmitt-Grohe, S. y Uribe, M. (2004), "Solving Dynamic General Equilibrium Models Using a Second-Order Approximation to the Policy Function". *Journal of Economic Dynamics & Control*, 28 755-775.

Schmitt-Grohe, S. y Uribe, M. (2003), "Closing Small Open Economy Models". *Journal of International Economics*, 61 163-185.

Schmidt-Hebbel, K. (2006) "La Gran Transición de Regímenes Cambiarios y Monetarios en América Latina". Documento de Política Económica N°17, septiembre.

Stock, J.H. y M.W. Watson (1993). "A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems." *Econometrica* 61: 783-820.

Tapia, M., y Tokman, A. (2003) "Efecto de las intervenciones en el mercado cambiario: El caso de Chile." Documento de Trabajo N° 206, Banco Central de Chile, marzo.

Taylor, A. M. (2002). "A Century of Purchasing-Power Parity." *The Review of Economics and Statistics*, 84 (1): 139-150, February.

Taylor, M. P. (1988). "An Empirical Examination of Long Run Purchasing Power Parity Using Cointegration Techniques." *Applied Economics*, 20: 1369-81.

Valdés, R. y V. Délano (1999). "Productividad y tipo de cambio real de largo plazo." *Revista de Análisis Económico*, 14 (1), Junio.

Zivot, E. y Andrews, D. (1992), "Further Evidence on the Great Crash, the Oil- Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis". *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 10, No. 3. (Jul., 1992), pp. 251-270.

## **Apéndice**

## Indirect Inference

Esta técnica propuesta por Gouriéroux et, al.(1993) se basa en la estimación de un modelo auxiliar empírico  $f(y_t, x_t, \theta)$  en la estimación del vector de parámetros del modelo DSGE. En primera instancia se estiman los parámetros del modelo auxiliar como solución al problema de cuasi máxima verosimilitud:

$$\hat{\beta}_T = \text{Argmax}_{\beta \in B} Q_T(y_T, x_T, \beta)$$

El segundo paso consiste en volver a estimar los parámetros del modelo auxiliar, pero esta vez con las M simulaciones de tamaño T del modelo DSGE:

$$\bar{\beta}_T = \text{Argmax}_{\beta \in B} Q_T(y_T^M, x_T^M, \beta)$$

De esta manera el estimador de *Indirect inference* del vector de parámetros del modelo DSGE es aquel que minimiza el criterio del método generalizado de momentos (GMM)<sup>18</sup> y queda definido en la siguiente proposición:

$$\text{Min}_{\theta \in \Theta} = \left[ \hat{\beta}_T - \frac{1}{M} \sum_{m=1}^M \bar{\beta}_T^M(\theta) \right]' \hat{\Omega}_T \left[ \hat{\beta}_T - \frac{1}{M} \sum_{m=1}^M \bar{\beta}_T^M(\theta) \right]$$

En que  $\hat{\Omega}$  es el estimador consistente de la matriz de varianzas y covarianzas de  $\hat{\beta}_T$ . Cabe destacar que esta técnica de estimación es equivalente al método eficiente de momentos (EMM) propuesto por Gallant y Tauchen (1996).

El modelo auxiliar usado es un VAR(1) estimado mediante MCO, lo que en estos modelos equivale a estimar sus parámetros mediante máxima verosimilitud en presencia errores normales. Los parámetros a calzar son los coeficientes de los rezagos de cada variable y además se incluyeron los estimadores de la matriz de varianzas y covarianzas<sup>19</sup> del VAR(1), con el objeto de calzar segundo momentos a la hora de replicar funciones impulso respuesta. Posteriormente, se simulan series largas del modelo estructural de manera de minimizar el criterio de GMM presentado anteriormente. Dadas las restricciones numéricas del método, que provocan que el modelo DSGE se indefina para ciertas combinaciones de parámetros no factibles, la optimización se realiza en base a grillas entorno a valores de los parámetros usados en la literatura. Para la estimación de los parámetros vía *indirect inference* el modelo DSGE fue resuelto con una aproximación de primer orden a la función de política.

---

<sup>18</sup> La ventaja de usar *Indirect inference* frente a estimar los parámetros mediante GMM, es que no es necesario tomar decisiones sobre que momentos de la distribución calzar, ya que su metodología implica el calce de toda la distribución de probabilidades del modelo estructural hacia el modelo empírico.

<sup>19</sup> Se utiliza su transformación de Cholesky.