

Banco Central de Chile  
Documentos de Trabajo

Central Bank of Chile  
Working Papers

N° 597

Octubre 2010

**FLUCTUACIONES DEL TIPO DE CAMBIO REAL Y  
TRANSABILIDAD DE BIENES EN EL COMERCIO  
BILATERAL CHILE - ESTADOS UNIDOS**

Andrés Sagner

---

La serie de Documentos de Trabajo en versión PDF puede obtenerse gratis en la dirección electrónica: <http://www.bcentral.cl/esp/estpub/estudios/dtbc>. Existe la posibilidad de solicitar una copia impresa con un costo de \$500 si es dentro de Chile y US\$12 si es para fuera de Chile. Las solicitudes se pueden hacer por fax: (56-2) 6702231 o a través de correo electrónico: [bcch@bcentral.cl](mailto:bcch@bcentral.cl).

Working Papers in PDF format can be downloaded free of charge from: <http://www.bcentral.cl/eng/stdpub/studies/workingpaper>. Printed versions can be ordered individually for US\$12 per copy (for orders inside Chile the charge is Ch\$500.) Orders can be placed by fax: (56-2) 6702231 or e-mail: [bcch@bcentral.cl](mailto:bcch@bcentral.cl).



**BANCO CENTRAL DE CHILE**

**CENTRAL BANK OF CHILE**

La serie Documentos de Trabajo es una publicación del Banco Central de Chile que divulga los trabajos de investigación económica realizados por profesionales de esta institución o encargados por ella a terceros. El objetivo de la serie es aportar al debate temas relevantes y presentar nuevos enfoques en el análisis de los mismos. La difusión de los Documentos de Trabajo sólo intenta facilitar el intercambio de ideas y dar a conocer investigaciones, con carácter preliminar, para su discusión y comentarios.

La publicación de los Documentos de Trabajo no está sujeta a la aprobación previa de los miembros del Consejo del Banco Central de Chile. Tanto el contenido de los Documentos de Trabajo como también los análisis y conclusiones que de ellos se deriven, son de exclusiva responsabilidad de su o sus autores y no reflejan necesariamente la opinión del Banco Central de Chile o de sus Consejeros.

The Working Papers series of the Central Bank of Chile disseminates economic research conducted by Central Bank staff or third parties under the sponsorship of the Bank. The purpose of the series is to contribute to the discussion of relevant issues and develop new analytical or empirical approaches in their analyses. The only aim of the Working Papers is to disseminate preliminary research for its discussion and comments.

Publication of Working Papers is not subject to previous approval by the members of the Board of the Central Bank. The views and conclusions presented in the papers are exclusively those of the author(s) and do not necessarily reflect the position of the Central Bank of Chile or of the Board members.

Documentos de Trabajo del Banco Central de Chile  
Working Papers of the Central Bank of Chile  
Agustinas 1180, Santiago, Chile  
Teléfono: (56-2) 3882475; Fax: (56-2) 3882231

# FLUCTUACIONES DEL TIPO DE CAMBIO REAL Y TRANSABILIDAD DE BIENES EN EL COMERCIO BILATERAL CHILE - ESTADOS UNIDOS

Andrés Sagner T.  
Gerencia de Investigación Financiera

## Resumen

Los datos de comercio muestran que el tipo de cambio real fluctúa más que variables como el consumo y el producto y, además, presenta desvíos considerables de la Ley de Precio Único. En vista de estos hechos, el artículo desarrolla y estima un modelo dinámico de equilibrio general estocástico no monetario y bajo autarquía financiera para el comercio internacional de bienes y servicios entre Chile y Estados Unidos. En este contexto, la mayor volatilidad del tipo de cambio real se explica por la existencia de costos de transacción y distintos grados de sustitución imperfecta entre el consumo de bienes nacionales y extranjeros que inducen endógenamente un sesgo hacia al consumo de bienes nacionales (sesgo local o *home bias*). Los resultados revelan que los costos de transacción estimados y el efecto *home bias* asimétrico contenido en los datos sería responsable de la baja correlación entre el consumo de ambos países y de las mayores fluctuaciones del tipo de cambio real. Finalmente, el modelo es capaz de replicar gran parte de los hechos estilizados observados en los datos, pero no logra solucionar el *puzzle de Backus-Smith*.

## Abstract

Trade data shows that real exchange rate fluctuates more than other variables such as consumption and GDP, and also presents significant deviations from the Law of One Price. In light of these facts, this paper develops and estimates a non-monetary DSGE model under financial autarky for international trade of goods and services between Chile and the U.S. In this context, the higher volatility of the real exchange rate is explained by the existence of transaction costs and varying degrees of imperfect substitution in consumption between home and foreign goods which endogenously induce a home bias effect. The results reveal that the estimated transaction costs and the asymmetric home bias effect content in the data would be responsible for the low correlation between consumption in both countries and the higher real exchange rate fluctuations. Finally, the model is able to replicate much of the stylized facts observed in the data, but fails to address the *Backus-Smith* puzzle.

## 1. Introducción

La literatura define al tipo de cambio real como el precio relativo de bienes transables a no transables, y por lo tanto, la volatilidad de dicha variable se explicaría únicamente por movimientos en el precio relativo entre ambos bienes. Sin embargo, Engel (1999) y una gran cantidad de estudios empíricos posteriores muestran que el tipo de cambio real presenta fluctuaciones mayores que el consumo y el producto, y una proporción importante de estas variaciones es consecuencia de movimientos en el precio relativo de bienes transables, es decir, de desvíos desde la Ley de Precio Único<sup>1</sup>. A la luz de esta evidencia, los modelos de ciclos reales internacionales han buscado explicar la volatilidad del tipo de cambio real de acuerdo a diversas especificaciones. Backus, Kehoe y Kydland (1994), por ejemplo, consideran mercados financieros completos y muestran que el tipo de cambio real de equilibrio es proporcional al ratio de consumo entre países. No obstante, su especificación falla en replicar la alta volatilidad de esta variable, puesto que bajo mercados completos los agentes pueden cubrirse totalmente del riesgo específico a cada país (*risk sharing*), lo que induce una correlación elevada y positiva entre el consumo de países, y finalmente, el ratio de consumo y el tipo de cambio real fluctúan poco. Esta discusión sugiere que la introducción de fricciones en el mercado internacional de activos puede ayudar a resolver esta anomalía. Así, Baxter y Crucini (1995), Kollman (1996), y Arvanitis y Mikkola (1996) emplean modelos en los cuales el único activo transado internacionalmente es un bono no contingente. Los autores encuentran que tal especificación replica las altas fluctuaciones del tipo de cambio real sólo si los shocks de productividad son persistentes y si ellos no se extienden entre países.

Este artículo estudia las implicancias de una especificación alternativa, basada en los trabajos de Cole y Obstfeld (1991); Betts y Kehoe (2001); y Heathcote y Perri (2002), para explicar las fluctuaciones del tipo de cambio real entre Chile y Estados Unidos; aspecto que, a pesar de su relevancia para una economía pequeña y abierta como es el caso de Chile, cuenta con pocos estudios que lo abordan y estudian en detalle. En la especificación propuesta, la alta volatilidad de la variable se explicaría por dos aspectos clave del modelo. En primer lugar, la inexistencia del comercio internacional de activos financieros (autarquía financiera) imposibilita la cobertura de riesgo por parte de los agentes. Como consecuencia, la relación entre el tipo de cambio real y el ratio de consumo entre países desaparece. En segundo lugar, la clasificación dicotómica tradicional de bienes en transables o no transables sería inapropiada, puesto que ella se encontraría determinada por características fundamentales y potencialmente tractables del comercio internacional como los costos de transacción y el grado de sustitución entre bienes domésticos y extranjeros: los primeros explicarían los desvíos desde la Ley de Precio Único, mientras que los segundos inducirían una menor correlación del consumo entre países. De esta forma, el artículo desarrolla un modelo dinámico de equilibrio general estocástico multipaís y multisector, no monetario y bajo autarquía financiera, que incorpora las fuentes de fluctuación del tipo de cambio real antes nombradas. En particular, el modelo considera la determinación del tipo de cambio real bajo un escenario de autarquía financiera y la existencia de costos de transacción sectoriales como los citados por Obstfeld y Rogoff (2000), además de distintos grados de sustitución imperfecta entre bienes del mismo tipo pero producidos por distintos países, los cuales generan endógenamente un sesgo hacia el consumo de bienes domésticos (*home bias effect*).

---

<sup>1</sup>Engel (1999) encuentra que más del 90 % de las fluctuaciones observadas en el tipo de cambio real entre varios países de la OECD y Estados Unidos pueden ser atribuidas a la variabilidad del precio relativo de transables.

El ejercicio realizado y estimado para los sectores primario, manufacturas, y construcción y servicios asociados al comercio internacional entre Chile y Estados Unidos es capaz de replicar la mayor volatilidad del tipo de cambio real respecto de variables como el consumo, el producto y la balanza comercial. Este resultado se explica, principalmente, por la existencia de un efecto *home bias* asimétrico entre ambos países y por los desvíos sectoriales desde la Ley de Precio Único que son consistentes con los datos; resultados que son confirmados por los experimentos numéricos realizados. Finalmente, el modelo replica gran parte de los signos de comovimiento entre las principales variables macroeconómicas estudiadas pero falla en replicar el signo negativo de la correlación entre el ratio de consumo y el tipo de cambio real observada en los datos, anomalía conocida comúnmente como el *Puzzle de Backus-Smith*.

El artículo se encuentra organizado de la siguiente forma. La Sección 2 revisa la teoría asociada a la determinación tradicional del tipo de cambio real, la cual es contrastada con los hechos estilizados observados en los datos del comercio bilateral Chile - Estados Unidos. En la Sección 3 se describe el modelo dinámico de equilibrio general estocástico empleado para explicar las fuentes de fluctuación del tipo de cambio real, mientras que la Sección 4 detalla su especificación y la estimación de sus parámetros. La Sección 5 presenta los principales resultados obtenidos a partir del análisis de sensibilidad realizado para distintos parámetros del modelo estimado, y finalmente, la Sección 6 concluye.

## 2. Hechos Estilizados

En esta sección se revisa los supuestos tradicionales tras la determinación del tipo de cambio real, los cuales son luego contrastados con los hechos estilizados contenidos en los datos del comercio internacional entre Chile y Estados Unidos.

De acuerdo a la teoría, los bienes se clasifican en dos categorías excluyentes entre sí: transables y no transables. El precio de equilibrio de los primeros es determinado por las fuerzas del comercio internacional y satisface la Ley de Precio Único, mientras que el precio de los segundos se determina por condiciones internas del país que los produce. En este contexto y en cualquier período  $t$ , el tipo de cambio real entre Chile y Estados Unidos  $RER_t$  se encuentra determinado por:

$$RER_t = NER_t \cdot \left( \frac{P_t^{US}}{P_t^{CH}} \right) \quad (1)$$

donde  $NER_t$  es el tipo de cambio nominal expresado en pesos chilenos por dólar, y  $P_t^{US}$  y  $P_t^{CH}$  es un índice de precios agregado para Estados Unidos y Chile, respectivamente. Los elementos de la ecuación (1) son una clara consecuencia de los supuestos relacionados con la transabilidad dicotómica de bienes que impone la teoría tradicional:  $NER_t$  mide el precio relativo de bienes transables, mientras que el cociente  $(P_t^{US}/P_t^{CH})$  mide el precio relativo asociado a bienes no transables. Adicionalmente, la Ley de Precio Único señala que si ambos países producen exactamente la misma canasta de bienes transables en cada período  $t$ , entonces el precio de transables en Chile  $PT_t^{CH}$  será igual al precio de su contraparte en Estados Unidos  $PT_t^{US}$ , expresado en pesos chilenos, es decir:

$$PT_t^{CH} = NER_t \cdot PT_t^{US} \quad (2)$$

A partir de la ecuación (2),  $RER_t$  puede ser reescrito como:

$$RER_t = \left[ NER_t \cdot \left( \frac{PT_t^{US}}{PT_t^{CH}} \right) \right] \cdot \left[ \left( \frac{PT_t^{CH}}{PT_t^{US}} \right) \cdot \left( \frac{P_t^{US}}{P_t^{CH}} \right) \right] \quad (3)$$

En la expresión anterior,  $NER_t \cdot (PT_t^{US}/PT_t^{CH})$  corresponde a la porción del tipo de cambio real que es explicada por el precio relativo de bienes transables expresado en términos de una moneda común ( $\widetilde{RER}_t$ ), mientras que el producto  $(PT_t^{CH}/PT_t^{US}) \cdot (P_t^{US}/P_t^{CH})$  es la porción del tipo de cambio real atribuible al precio relativo de bienes no transables ( $\widehat{RER}_t$ ), la cual es denominada por Betts y Kehoe (2001, 2008) como *tipo de cambio real explicado*. De este modo:

$$RER_t = \widetilde{RER}_t \cdot \widehat{RER}_t \quad (4)$$

De acuerdo a los supuestos anteriores, la correlación entre  $RER_t$  y  $\widetilde{RER}_t$  es igual a cero, y por lo tanto, las fluctuaciones del tipo de cambio real son sólo consecuencia de movimientos en  $\widehat{RER}_t$ <sup>2</sup>. No obstante lo anterior, una cantidad considerable de estudios empíricos han reportado correlaciones positivas y significativas entre el tipo de cambio real y el precio relativo de bienes transables<sup>3</sup>.

Una hipótesis que ayudaría a explicar esta anomalía en la determinación del tipo de cambio real postula que el producto de distintos sectores, en lugar de ser perfectamente transable o completamente no transable, poseería distintos grados de transabilidad, los cuales estarían determinados por características fundamentales y potencialmente tractables del comercio internacional: costos de transacción y el grado de sustitución imperfecta en el consumo de bienes domésticos y extranjeros del mismo tipo (producidos por el mismo sector). La consideración de los primeros se fundamenta sobre el trabajo de Obstfeld y Rogoff (2000). En su artículo, los autores indican que los costos de transacción pueden ser pensados como aranceles, costos de transporte, costos legales y administrativos, y/o barreras no arancelarias al comercio internacional<sup>4</sup>. Así, los distintos grados de transabilidad de bienes son proporcionales a las magnitudes de los costos de transacción involucrados<sup>5</sup>. La consideración de los distintos grados de sustitución imperfecta entre bienes domésticos y extranjeros, por su parte, se basa sobre los trabajos de McCallum (1995) y Helliwell (1996), los cuales encuentran evidencia de efectos “frontera” sorprendentemente grandes en el comercio

<sup>2</sup>De acuerdo a la Ley de Precio Único  $\widetilde{RER}_t = 1$ , y por lo tanto,  $corr(RER_t, \widetilde{RER}_t) = 0$ . De esta forma, la comparación de las propiedades de series de tiempo entre  $RER_t$  y  $\widetilde{RER}_t$  es una útil herramienta para dilucidar la validez de los supuestos que subyacen la teoría tradicional.

<sup>3</sup>Ver por ejemplo; Lipsey y Kravis (1978); Engel (1993); Lapham (1995); Engel y Rogers (1996); Knetter (1997); Engel (1999); Betts y Devereux (2000); Chari, Kehoe y McGrattan (2001); y Betts y Kehoe (2001,2008), entre muchos otros.

<sup>4</sup>Si bien la entrada en vigencia del Tratado de Libre Comercio entre Chile y Estados Unidos en Enero de 2004 haría pensar que dichos costos han tendido a disiparse, el contenido del documento estipula sólo la eliminación paulatina de barreras arancelarias entre ambos países.

<sup>5</sup>En este contexto, los bienes transables son aquellos que poseen costos de transacción igual a cero, mientras que los bienes no transables poseen costos de transacción infinitos.

internacional entre Estados Unidos y Canadá<sup>6</sup>. De esta forma, bajo el supuesto que la intensidad con la cual un determinado bien es transado reflejaría exactamente su grado de transabilidad (Betts y Kehoe, 2001), el volumen de comercio entre dos países reflejaría la tasa a la cual los agentes están dispuestos a sustituir bienes importados por bienes domésticos<sup>7</sup>.

De este modo, se construyó medidas para  $RER_t$  y  $\widehat{RER}_t$  mediante índices de precios de bienes transables e índices de precios agregados de Chile y Estados Unidos. En particular, se recolectó datos en frecuencia anual del período 1987 a 2007 para tres sectores productivos: agricultura, pesca y minería (en adelante primarios); manufacturas; y construcción y servicios<sup>8</sup>. La elección de estos sectores productivos responde a dos razones básicas. Primero, ante la presencia de distintos grados de transabilidad dichos sectores son conceptualmente más fáciles de entender como transable o no transable. Segundo, y como se verá en detalle en la próxima sección, la incorporación de sectores productivos adicionales incrementa de forma importante las ecuaciones y parámetros del modelo.

El primer paso en la construcción de un índice de precios de transables consistió en la recolección de datos del comercio bilateral entre ambos países, detallados para los tres sectores descritos, con el fin de elaborar un índice de transabilidad sectorial para Chile  $IT_j^{CH}$  dado por:

$$IT_j^{CH} = 100 \cdot \left[ \frac{1}{21} \sum_{t=1987}^{2007} \left( \frac{X_{j,t}^{CH} + M_{j,t}^{CH}}{Y_{j,t}^{CH}} \right) \right], \quad j = \{pri, man, cys\} \quad (5)$$

donde  $X_{j,t}^{CH}$ ,  $M_{j,t}^{CH}$  e  $Y_{j,t}^{CH}$  corresponden a las exportaciones, importaciones y el producto chileno del sector  $j$ , respectivamente. Este índice permitirá identificar aquellos sectores que producen bienes relativamente mas transables, y por lo tanto, identificar los sectores que se incluirán en el índice de precios de bienes transables.

**Tabla 1:** Índice de Transabilidad en Chile  
1987-2007 (%)

Sector ( $j$ )	$IT_j^{CH}$	$\sigma_{IT_j^{CH}}$
Primario	17.34	3.29
Manufacturas	29.29	2.70
Construcción y Servicios	6.66	0.94

<sup>6</sup>McCallum(1995) encuentra que el comercio interestatal de Estados Unidos es cerca de veinte veces mayor que aquel observado entre estados de Canadá y Estados Unidos. Helliwell (1996) confirma los resultados de McCallum utilizando datos similares e incluso focalizando el análisis sólo a Quebec.

<sup>7</sup>Isard (1977), Giovannini (1988), y Engel y Rogers (1996) sugieren que los distintos grados de transabilidad de bienes podrían deberse también a problemas de agregación. A un nivel *retail*, muchos bienes clasificados como transables incorporan una gran cantidad de componentes no transables. En consecuencia, el precio de bienes “supuestamente” transables se encontraría tan aislado de las fuerzas del arbitraje internacional como el precio de no transables.

<sup>8</sup>Los datos fueron obtenidos desde el Banco Central de Chile, *Bureau of Economic Analysis* y la base de datos *Direction of Trade* del Fondo Monetario Internacional. El detalle se encuentra en el Anexo 1 del documento.

La Tabla 1 reporta el comercio total entre ambos países como porcentaje del producto sectorial de Chile durante el período 1987-2007. Claramente, el grado de transabilidad varía de forma considerable y estadísticamente significativa entre sectores: el sector manufacturas es el más transado, seguido por el sector primario, y finalmente, por construcción y servicios. Más aún, la magnitud de la desviación estándar reportada en la tercera columna de la tabla anterior rechaza la hipótesis nula  $H_0 : IT_j^{CH} = 0$  ( $H_0 : IT_j^{CH} = 100$ ),  $j = \{pri, man, cys\}$ , para niveles de significancia estándares. A partir de estos resultados y siguiendo la literatura de comercio internacional, se supuso que el sector construcción y servicios es no transable, mientras que los sectores primario y manufacturas son transables. Así, bajo este supuesto, el índice de precios de bienes transables  $PT_t^i$  se calculó a partir del deflactor del producto y se encuentra dado por<sup>9</sup>:

$$PT_t^i = \frac{Y_{pri,t}^i + Y_{man,t}^i}{\tilde{Y}_{pri,t}^i + \tilde{Y}_{man,t}^i}, \quad i = \{CH, US\} \quad (6)$$

donde  $Y_{j,t}^i$  e  $\tilde{Y}_{j,t}^i$  corresponden al producto nominal y real del sector  $j$  que opera en el país  $i$ , respectivamente. El índice de precios agregados  $P_t^i$  fue calculado de forma análoga como:

$$P_t^i = \frac{Y_{pri,t}^i + Y_{man,t}^i + Y_{cys,t}^i}{\tilde{Y}_{pri,t}^i + \tilde{Y}_{man,t}^i + \tilde{Y}_{cys,t}^i}, \quad i = \{CH, US\} \quad (7)$$

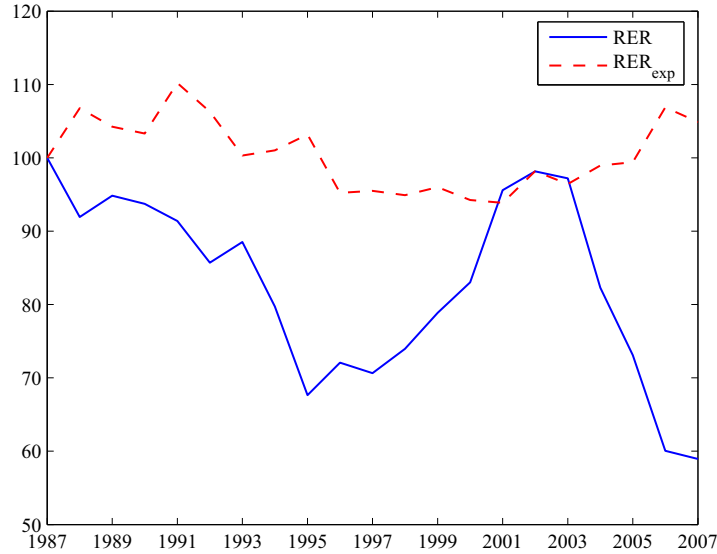


Figura 1: Tipo de Cambio Real Chile - Estados Unidos (Base: 1987=100)

<sup>9</sup>Betts y Kehoe (2005) argumentan que el deflactor del producto es una medida más adecuada que un índice de precios de transables obtenido a partir del valor agregado, debido a que el primero mide el valor de la producción en el sitio donde ella se lleva a cabo, y por lo tanto, excluye el valor de ciertos servicios no transables. El segundo, en contraste, excluye el precio de algunos bienes intermedios transables.



En la Figura 1 se muestran las series de  $RER_t$  y  $\widehat{RER}_t$  construidas a partir de las definiciones anteriores. De ella se puede apreciar que el tipo de cambio real presenta una mayor volatilidad con respecto al tipo de cambio real explicado. En efecto, la desviación estándar de  $RER_t$  es 2.59 veces mayor que aquella de  $\widehat{RER}_t$ . En adición, la correlación entre ellas es prácticamente nula e igual a 0.04, lo que indica que la trayectoria de ambas series no presenta un patrón de comovimiento común. Este simple análisis de series de tiempo revela la existencia de desviaciones considerables desde la Ley de Precio Único para las canastas de bienes empleadas en la construcción del índice de precios transables.

**Tabla 2:** Desviaciones Sectoriales Ley de Precio Único

1987-2007 (%)		
Sector ( $j$ )	$D_j^{LPU}$	$IC_{95\%}$
Primario	27.72	[21.32 ; 39.61]
Manufacturas	20.32	[15.63 ; 29.05]
Construcción y Servicios	16.58	[12.75 ; 23.69]

En la segunda columna de la Tabla 2 se reporta las desviaciones sectoriales desde la Ley de Precio Único  $D_j^{LPU}$  calculadas como:

$$D_j^{LPU} = 100 \cdot \left[ \frac{1}{21} \sum_{t=1987}^{2007} \left( \log \widetilde{RER}_{j,t} - \log \overline{\widetilde{RER}}_j \right)^2 \right]^{1/2}, \quad j = \{pri, man, cys\} \quad (8)$$

donde  $\overline{\widetilde{RER}}_j$  es el promedio de  $\widetilde{RER}_{j,t}$  durante el período 1987-2007. De acuerdo a la ecuación (8), si la Ley de Precio Único se cumpliera para algún sector  $j$ , entonces  $D_j^{LPU}$  debiese ser igual a cero. Los resultados de la Tabla 2 muestran, por el contrario, que las desviaciones para aquellos sectores definidos como transables -primario y manufacturas- varían ampliamente y el intervalo al 95 % de confianza de este estimador indica que ninguna de ellas es estadísticamente igual a cero.

En resumen, la evidencia contenida en los datos del comercio bilateral entre Chile y Estados Unidos rechaza los dos supuestos que subyacen la determinación tradicional del tipo de cambio real. En primer lugar, los índices de transabilidad sectoriales, estadísticamente distintos de 0 % y 100 % exhibidos en la Tabla 1 apoyan la hipótesis que los bienes no son perfectamente transables o no transables. En segundo lugar, las fluctuaciones del tipo de cambio real explicado son considerablemente menores que aquellas observadas en el tipo de cambio real y la correlación entre ambas series es prácticamente nula, hechos que se ven reflejados en los desvíos sectoriales desde la Ley de Precio Único reportados en la Tabla 2. Estas regularidades son la motivación para el desarrollo de un modelo de equilibrio general estocástico en la próxima sección, el cual incorpora costos de transacción y distintos grados de sustitución imperfecta entre bienes domésticos y extranjeros como fuente de los distintos grados de transabilidad, y por ende, de la mayor volatilidad de  $RER_t$  respecto de  $\widehat{RER}_t$ . El modelo incorpora detalles a nivel sectorial y es explícitamente cuantitativo, en el sentido que de él se pueden construir series de  $RER_t$  y  $\widehat{RER}_t$  similares a las enunciadas en esta sección.

### 3. El Modelo

En esta sección se presenta el modelo dinámico de equilibrio general estocástico bajo autarquía financiera e inexistencia de dinero empleado en este artículo, el cual se basa en el modelo multipaís y multisector desarrollado por Betts y Kehoe (2001). La especificación original de los autores es modificada en tres aspectos principales: (i) el modelo es dinámico, en el sentido que incorpora una ley de movimiento para la acumulación de capital sectorial; (ii) se considera shocks de productividad sectoriales en lugar de shocks de preferencias; y (iii) la especificación incluye elasticidades de sustitución entre bienes domésticos y extranjeros sectoriales y específicas a cada país.

El mundo se encuentra conformado por  $I$  países, cada uno de los cuales posee  $J$  sectores productivos que elaboran un único tipo de bien. En cada país habita un consumidor representativo que vive infinitos períodos y que consume los  $J$  tipos de bienes producidos por los  $I$  países. En consecuencia, el producto de un determinado sector producido por dos países distintos es visto como sustituto imperfecto en el consumo, existiendo así  $I \times J$  bienes diferenciados en la economía mundial. Los bienes diferenciados se encuentran adicionalmente caracterizados por costos de transacción, los cuales serán descritos más adelante.

La notación empleada es la siguiente: los países de origen son indexados por  $h = 1, \dots, I$ , los países de destino por  $i = 1, \dots, I$  y los sectores productivos por  $j = 1, \dots, J$ . Por otra parte, subíndices denotan países y sectores de origen, mientras que superíndices indican países de destino. De esta forma,  $c_{j,h}^i$  denota el consumo en el país  $i$  del bien  $j$  producido por el país  $h$ .

#### 3.1. Hogares

El consumidor representativo del país  $i$ ,  $i = 1, \dots, I$ , dispone de 1 unidad perfectamente divisible de tiempo, la cual destina a trabajo y ocio. Dado que el trabajo es inmóvil entre países, la fracción de tiempo destinada a trabajar puede ser repartida sólo entre los  $J$  sectores productivos que operan en el país  $i$ . El problema de optimización enfrentado por el consumidor representativo  $i$  se encuentra dado por:

$$\max E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u^i(c_t^i, 1 - l_t^i), \quad i = 1, \dots, I \quad (9)$$

donde  $\beta$  es el factor de descuento intertemporal y la utilidad instantánea  $u^i(\cdot)$  es función de la canasta de consumo  $c_t^i$  y del ocio  $(1 - l_t^i)$ , y se asume monótonica, creciente, estrictamente cóncava y  $\lim_{c_t^i \rightarrow 0} (\partial u^i / \partial c_t^i) = \infty$ . La canasta de consumo  $c_t^i$ , por su parte, corresponde a un agregador tipo CES sobre el consumo de canastas sectoriales  $c_{j,t}^i$ , el cual se asume creciente, monótonico y homogéneo de grado uno, y se encuentra dado por:

$$c_t^i = \left[ \sum_{j=1}^J \zeta_j^i (c_{j,t}^i)^{\psi^i} \right]^{1/\psi^i}, \quad i = 1, \dots, I \quad (10)$$

En la ecuación anterior, los parámetros  $\zeta_j^i$  recogen las preferencias del consumidor representativo  $i$  por las distintas canastas sectoriales  $j$ , mientras que el parámetro  $\psi^i$  es igual a 1 menos el inverso de la elasticidad de sustitución entre canastas sectoriales consumidas en el país  $i$ . De forma análoga,  $c_{j,t}^i$  corresponde a un agregador tipo CES sobre el consumo de bienes domésticos  $c_{j,h,t}^h$  y extranjeros  $c_{j,h,t}^i$ :

$$c_{j,t}^i = \left[ \sum_{h=1}^I \alpha_h^i (c_{j,h,t}^i)^{\rho_j^i} \right]^{1/\rho_j^i}, \quad i = 1, \dots, I, \quad j = 1, \dots, J \quad (11)$$

donde los parámetros  $\alpha_h^i$  representan las preferencias del consumidor representativo  $i$  por bienes producidos internamente,  $h = i$ , e importaciones,  $h \neq i$  (es decir, los parámetros  $\alpha_h^i$  determinan el grado de sesgo hacia el consumo de bienes domésticos o *home bias effect*), y  $\rho_j^i$  es igual a 1 menos el inverso de la elasticidad de sustitución entre bienes del sector  $j$  consumidos en el país  $i$ .

En cada período  $t$ , el agente representativo  $i$  percibe ingresos  $w_t^i l_t^i$  por trabajar e ingresos  $r_t^i k_t^i$  por la renta del stock de capital a las firmas, donde  $w_t^i$  y  $r_t^i$  corresponden al salario e interés nominal, respectivamente. Como el consumidor representativo es también dueño de las firmas que producen los  $J$  tipos de bienes, él recibe también los beneficios  $\pi_{j,i,t}$  de cada firma que opera en el sector productivo  $j$ . El ingreso total es destinado al consumo de los  $J$  tipos de bienes nacionales e importados desde cada país  $h$ , y a la acumulación de capital  $i_t^i$ , el cual se deprecia a una tasa  $\delta$ .

$$\sum_{j=1}^J \sum_{h=1}^I (1 + \tau_{j,h}^i) p_{j,h,t} c_{j,h,t}^i + i_t^i = w_t^i l_t^i + r_t^i k_t^i + \sum_{j=1}^J \pi_{j,i,t}, \quad i = 1, \dots, I \quad (12)$$

$$i_t^i = k_{t+1}^i - (1 - \delta)k_t^i, \quad i = 1, \dots, I \quad (13)$$

donde  $p_{j,h,t}$  corresponde al precio asociado al consumo del bien  $j$  producido en el país  $h$  y el precio de la inversión fue normalizado a 1. Los costos de transacción  $\tau_{j,h}^i$  se asumen proporcionales al número de unidades comercializadas (Obstfeld y Rogoff, 2000). Específicamente, si una unidad del bien  $j$  es exportada desde el país  $h$  al país  $i$ , entonces  $\tau_{j,h}^i$  unidades de este bien se pierden en el proceso de exportación<sup>10</sup>.

En resumen, el problema del consumidor representativo  $i$  consiste en maximizar (9) sujeto a las restricciones (10) a (13).

### 3.2. Firmas

En cada período  $t$ , el bien tipo  $j$  es producido por una firma representativa que opera en el país  $h$  y que maximiza beneficios según:

$$\max \quad \pi_{j,h,t} = p_{j,h,t} y_{j,h,t} - w_t^h l_{j,t}^h - r_t^h k_{j,t}^h, \quad h = 1, \dots, I, \quad j = 1, \dots, J \quad (14)$$

<sup>10</sup>De esta definición es claro que  $\tau_{j,h}^h = 0$  para todo  $h = 1, \dots, I$ .

donde  $y_{j,h,t}$  es el producto del sector  $j$  obtenido a partir de una tecnología de producción  $f(\cdot)$  estrictamente cóncava. La tecnología  $f(\cdot)$  es función del stock del capital  $k_{j,t}^h$  y del trabajo  $l_{j,t}^h$  -ambos inmóviles internacionalmente- empleados en dicho sector, además de un shock de productividad sectorial  $z_{j,h,t}$ :

$$y_{j,h,t} = f(k_{j,t}^h, l_{j,t}^h, z_{j,h,t}), \quad h = 1, \dots, I, \quad j = 1, \dots, J \quad (15)$$

El problema de optimización enfrentado por la firma representativa  $i$  consiste entonces en maximizar (14) sujeto a la tecnología de producción dada por (15).

### 3.3. Equilibrio Interno

En cada período  $t$ , los mercados se vacían, es decir:

$$\sum_{i=1}^I (1 + \tau_{j,h}^i) c_{j,h,t}^i + i_{j,t}^h = y_{j,h,t}, \quad h = 1, \dots, I, \quad j = 1, \dots, J \quad (16)$$

$$i_{j,t}^h = k_{j,t+1}^h - (1 - \delta)k_{j,t}^h, \quad h = 1, \dots, I, \quad j = 1, \dots, J \quad (17)$$

$$\sum_{j=1}^J l_{j,t}^h = l_t^h, \quad h = 1, \dots, I \quad (18)$$

$$\sum_{j=1}^J k_{j,t}^h = k_t^h, \quad h = 1, \dots, I \quad (19)$$

La ecuación (16) indica que el producto del sector  $j$  elaborado en el país  $h$  es destinado al consumo de bienes domésticos, exportaciones y a la acumulación de capital sectorial (17). Las ecuaciones (18) y (19), por su parte, resumen el cierre de los mercados de factores en cada país  $h$ .

### 3.4. Equilibrio Mundial

En cada período  $t$ , el equilibrio mundial del modelo se encuentra empleando las ecuaciones (12)-(14) y (16)-(19), y se encuentra dado por:

$$\sum_{h=1}^I (c_{j,h,t}^h + i_{j,t}^h) = \sum_{h=1}^I y_{j,h,t}, \quad j = 1, \dots, J \quad (20)$$

### 3.5. El Problema del Planificador Mundial

La teoría de equilibrio general postula que, ante la ausencia de distorsiones como impuestos o subsidios, el equilibrio asociado a la representación descentralizada de esta economía es equivalente a aquel obtenido a partir del problema enfrentado por un planificador mundial<sup>11</sup>. Así, dado un vector de ponderadores  $a = (a^1, \dots, a^I)$ , el problema corresponde a:

<sup>11</sup>Esta equivalencia será utilizada en el presente artículo como una forma de simplificar la resolución del modelo. La demostración de ella se encuentra en el Anexo 2 del documento.

$$\begin{aligned}
\max \quad & E_t \left[ \sum_{i=1}^I a^i \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u^i(c_t^i, 1 - l_t^i) \right] \tag{21} \\
\text{s.a} \quad & \sum_{i=1}^I (1 + \tau_{j,h}^i) c_{j,h,t}^i + i_{j,t}^h = f(k_{j,t}^h, l_{j,t}^h, z_{j,h,t}), \quad h = 1, \dots, I, \quad j = 1, \dots, J \\
& i_{j,t}^h = k_{j,t+1}^h - (1 - \delta) k_{j,t}^h, \quad h = 1, \dots, I, \quad j = 1, \dots, J \\
& \sum_{j=1}^J l_{j,t}^h = l_t^h, \quad h = 1, \dots, I \\
& c_t^i = \left[ \sum_{j=1}^J \zeta_j^i (c_{j,t}^i)^{\psi^i} \right]^{1/\psi^i}, \quad i = 1, \dots, I \\
& c_{j,t}^i = \left[ \sum_{h=1}^I \alpha_h^i (c_{j,h,t}^i)^{\rho_j^i} \right]^{1/\rho_j^i}, \quad i = 1, \dots, I, \quad j = 1, \dots, J
\end{aligned}$$

En este contexto, los precios  $p_{j,h,t}$ ,  $w_t^h$  y  $r_t^h$  se encuentran definidos por:

$$p_{j,h,t}(a, z_{j,h,t}) = a^h \frac{\partial u^h(c_t^h, 1 - l_t^h; z_{j,h,t})}{\partial c_{j,h,t}^h}, \quad h = 1, \dots, I, \quad j = 1, \dots, J \tag{22}$$

$$w_t^h(a, z_{j,h,t}) = a^h \frac{\partial f(k_{j,t}^h, l_{j,t}^h, z_{j,h,t})}{\partial l_{j,t}^h}, \quad h = 1, \dots, I, \quad j = 1, \dots, J \tag{23}$$

$$r_t^h(a, z_{j,h,t}) = a^h \frac{\partial f(k_{j,t}^h, l_{j,t}^h, z_{j,h,t})}{\partial k_{j,t}^h}, \quad h = 1, \dots, I, \quad j = 1, \dots, J \tag{24}$$

La ecuación (22) indica que en el equilibrio, el precio del bien doméstico  $j$  que es consumido en su país de origen es simplemente la utilidad marginal asociada al consumo de él, ponderada por el peso que el planificador mundial le atribuye a las preferencias del consumidor representativo  $h$ , mientras que el salario y el interés nominal corresponden a la productividad marginal del trabajo (23) y del capital (24) ponderadas por  $a^h$ , respectivamente.

## 4. Especificación y Estimación del Modelo

En esta sección se detalla el modo como las preferencias, la tecnología de producción y la ley de movimiento de los shocks de productividad sectoriales fueron especificados. Finalmente, se presentan los resultados de la estimación de los parámetros del modelo.

### 4.1. Especificación

La versión del modelo empleada en este artículo considera un mundo conformado por dos países -Chile (CH) y Estados Unidos (US)-, donde ambos poseen sólo tres sectores productivos: primario, manufacturas, y construcción y servicios (sectores 1, 2 y 3, respectivamente). Sobre esta base, la

función de utilidad instantánea  $u^i(\cdot)$  adopta una forma del tipo King, Plosser y Rebelo (1988), y se encuentra dada por:

$$u^i(c_t^i, 1 - l_t^i) = \frac{[(c_t^i)^\eta (1 - l_t^i)^{1-\eta}]^{1-\gamma}}{1 - \gamma}, \quad i = \{\text{CH, US}\} \quad (25)$$

donde  $\gamma$  es un parámetro que resume la aversión relativa al riesgo por parte de los agentes y  $\eta$  es una medida para el grado de sustitución entre consumo y ocio.

La tecnología de producción  $f(\cdot)$ , por su parte, es del tipo Cobb-Douglas con rendimientos constantes a escala:

$$f(k_{j,t}^h, l_{j,t}^h, z_{j,h,t}) = A_{j,h} e^{z_{j,h,t}} (k_{j,t}^h)^{\theta_{j,h}} (l_{j,t}^h)^{1-\theta_{j,h}}, \quad h = \{\text{CH, US}\}, \quad j = 1, 2, 3 \quad (26)$$

donde  $\theta_{j,h}$  es la participación del capital en el producto del sector  $j$ , y  $A_{j,h}$  es un parámetro de escala.

Por último, la ley de movimiento de los shocks de productividad sectoriales se encuentra gobernada por un proceso autorregresivo de orden 1 estacionario:

$$z_{j,h,t} = \phi_{j,h} z_{j,h,t-1} + \varepsilon_{j,h,t}, \quad |\phi_{j,h}| < 1, \quad h = \{\text{CH, US}\}, \quad j = 1, 2, 3 \quad (27)$$

donde  $\varepsilon_{j,h,t} \sim N(0, \sigma_{\varepsilon_{j,h}}^2)$ ,  $E[\varepsilon_{j,h,t} \varepsilon_{j,h,s}] = 0$ ,  $\forall t \neq s$ , es un ruido blanco. Por simplicidad, y siguiendo a Baxter y Crucini (1995), Kollman (1996), Arvantis y Mikkola (1996), y Betts y Kehoe (2001), la especificación no considera la existencia de efectos *spillover* en la ley de movimiento de los shocks de productividad sectoriales<sup>12</sup>.

## 4.2. Estimación

La especificación anterior implica que la versión del modelo con 2 países y 3 sectores productivos posee una cantidad considerable de parámetros fijos a estimar (54 en total), hecho que motivó un procedimiento de estimación por grupos.

---

<sup>12</sup>El efecto *spillover* mide el impacto en la productividad doméstica (extranjera) relacionada a un cambio en la productividad extranjera (doméstica). La simplicidad de esta especificación proviene del hecho que se podría considerar, alternativamente, un *efecto spillover intra-sectores* (la productividad del sector doméstico  $j$  afecta la productividad de su contraparte extranjera, y viceversa), o bien uno *inter-sectores* (la productividad del sector  $j$  afecta la productividad de todos los sectores extranjeros, y viceversa); lo que en ambos casos incrementaría la cantidad de  $\phi$ 's a estimar. Corsetti, Dedola y Leduc (2004) muestran que la no consideración de este efecto en modelos dinámicos de equilibrio general estocástico no afecta de forma sustancial la volatilidad del tipo de cambio real generada por él.

**Tabla 3:** Parámetros Obtenidos desde Literatura RBC

Parámetro	$i = CH$	$i = US$	Fuente
$\beta$		0.95	Bodenstein (2006)
$\gamma$		2	Backus, Kehoe y Kydland (1992)
$\eta$		1/3	Betts y Kehoe (2001)
$\delta$		0.06	Bergoeing <i>et. al</i> (2002)
$\psi^i$	1/3	1/3	Stockman y Tesar (1995)
$\rho_1^i$	0.706	0.633	Broda, Geenfield y Weinstein (2006)
$\rho_2^i$	0.603	0.501	Broda, Geenfield y Weinstein (2006)
$\rho_3^i$	0.792	0.791	Broda, Geenfield y Weinstein (2006)
$\theta_{1,i}$	1/3	1/3	Chari, Kehoe y McGrattan (1996)
$\theta_{2,i}$	1/3	1/3	Chari, Kehoe y McGrattan (1996)
$\theta_{3,i}$	1/3	1/3	Chari, Kehoe y McGrattan (1996)

En primer lugar, los parámetros  $\beta$ ,  $\gamma$ ,  $\eta$ ,  $\delta$ ,  $\psi^i$ ,  $\rho_j^i$  y  $\theta_{j,i}$  fueron obtenidos desde la literatura de ciclos reales y se reportan en la Tabla 3. La elección del factor de descuento intertemporal  $\beta$  responde a dos criterios. Primero, los datos empleados para la estimación de los parámetros del modelo se encuentran en frecuencia anual. Segundo, y más importante aún, Bodenstein (2006) muestra que si  $\beta$  adopta valores bajos, es decir, los agentes son suficientemente impacientes, entonces el modelo es capaz de generar una mayor volatilidad del tipo de cambio real respecto de los principales agregados macroeconómicos<sup>13</sup>. Por otra parte, la aversión relativa al riesgo  $\gamma$  es igual a 2; valor que se encuentra dentro del rango empleado en otros estudios donde  $\gamma$  es usualmente asumido entre 1 y 6.

Los parámetros  $\rho_j^i$  fueron obtenidos de Broda, Greenfield y Weinstein (2006). En su trabajo, los autores estiman vía GMM las elasticidades de sustitución sectorial entre bienes domésticos y extranjeros de 73 países durante el período 1994-2003, detalladas a un nivel de 3 dígitos del Sistema Armonizado de Designación y Codificación de Mercancías (HS), lo que equivale a un total de 171 sectores productivos.

El segundo grupo de parámetros, conformado por  $a^i$ ,  $\alpha_h^i$ ,  $\zeta_j^i$ ,  $\tau_{j,h}^i$  y  $A_{j,i}$ , fue estimado de forma tal que el estado estacionario del modelo replique los hechos estilizados observados en los datos (Tabla 4)<sup>14</sup>.

<sup>13</sup>Bodenstein (2006) emplea un modelo con dos países y mercados financieros completos pero donde los contratos financieros internacionales son ejecutables sólo de forma limitada. Como consecuencia, los agentes pueden cubrirse parcialmente del riesgo específico a cada país (*partial risk sharing*). El autor muestra que para un factor de descuento intertemporal  $\beta=0.95$ , es decir los agentes son suficientemente impacientes, los resultados de su modelo son similares a uno bajo autarquía financiera.

<sup>14</sup>Este segundo grupo de parámetros puede ser alternativamente estimado para el período previo a la entrada en vigencia del Tratado de Libre Comercio entre Chile y Estados Unidos (1987 a 2003). Sin embargo, el Test de Wald

**Tabla 4:** Datos de Comercio Chile - Estados Unidos(\*)  
(promedio 1987-2007)

Hecho Estilizado	Sector		
	$j = 1$	$j = 2$	$j = 3$
$IT_j^{CH}$	0.173	0.292	0.067
$X_j^{CH}/M_j^{CH}$	4.415	0.445	1.180
$c_{j,CH}^{CH}/c_{j,US}^{US}$	0.016	0.002	0.002
$y_{j,CH}/y_{j,US}$	0.029	0.004	0.003

(\*):  $X_j^{CH} = (1 + \tau_{j,CH}^{US})c_{j,CH}^{US}$ ;  $M_j^{CH} = (1 + \tau_{j,US}^{CH})c_{j,US}^{CH}$

Las estimaciones de la Tabla 5 muestran que tanto en Chile como en Estados Unidos, la preferencia por bienes producidos internamente es mayor que aquella por bienes extranjeros, y en ambos casos, la magnitud estimada difiere entre ambos países. Esta regularidad se repite también a nivel de canastas sectoriales: en Chile los agentes manifiestan una mayor preferencia por bienes del sector manufacturas respecto de Estados Unidos, mientras que en esta última economía las preferencias, relativas a las de Chile, apuntan a bienes del sector primario y construcción y servicios, mayormente. Asimismo, los costos asociados al proceso de exportación muestran una importante heterogeneidad a nivel sectorial. De esta forma, la estimación del segundo grupo de parámetros revela que en ambos países existe un sesgo hacia el consumo de bienes domésticos asimétrico. El valor de los ponderadores  $a^{CH}$  y  $a^{US}$  estimados se encuentran en línea con Betts y Kehoe (2001), en el sentido que ellos son proporcionales al producto relativo entre ambos países<sup>15</sup>.

**Tabla 5:** Parámetros Estimados a Partir de Hechos Estilizados

Parámetro	$i = CH$			$i = US$		
	$j = 1$	$j = 2$	$j = 3$	$j = 1$	$j = 2$	$j = 3$
$a^i$		0.005			0.995	
$\alpha_{CH}^i$		1.143			0.638	
$\alpha_{US}^i$		0.884			1.286	
$\zeta_j^i$	1.000	1.001	1.000	1.256	0.743	1.158
$\tau_{j,CH}^i$	-	-	-	0.301	0.301	0.299
$\tau_{j,US}^i$	0.276	0.678	0.190	-	-	-
$A_{j,i}$	0.994	0.996	0.994	0.679	0.968	0.756

realizado sobre los datos de comercio de ambos países para la muestra total (1987 a 2007) y para el período previo al tratado revela que ellos no presentan diferencias estadísticamente significativas (ver Anexo 3).

<sup>15</sup>El producto de los sectores primarios, manufacturas, y construcción y servicios en Chile alcanzó un promedio de US\$ 40 billones durante el período 1987-2007. Durante igual lapso de tiempo, el producto de Estados Unidos alcanzó un promedio de US\$ 8430 billones.



**Tabla 6:** Estimación de Parámetros de Persistencia y  
Desviación Estándar de Errores

$j$	$i = CH$		$i = US$	
	$\phi_{j,CH}$	$\sigma_{\varepsilon_{j,CH}}$	$\phi_{j,US}$	$\sigma_{\varepsilon_{j,US}}$
1	0.199	0.061	0.628	0.155
2	0.490	0.226	0.101	0.021
3	0.289	0.054	0.696	0.076

Finalmente, los parámetros de persistencia  $\phi_{j,h}$  y la desviación estándar de los errores  $\sigma_{\varepsilon_{j,h}}$  fueron estimados de forma que el modelo replique la desviación estándar y autocorrelación del producto de ambos países, del tipo de cambio real, del tipo de cambio real explicado y de las desviaciones desde la Ley de Precio Único reportadas en la Tabla 2<sup>16</sup>. Los resultados se presentan en la Tabla 6.

La versión del modelo con 2 países y 3 sectores productivos está compuesta por 40 ecuaciones que determinan 40 variables endógenas. Los precios son obtenidos, como se mencionó anteriormente, a partir de las ecuaciones (22) a (24). Finalmente, el modelo fue resuelto mediante la linealización de las 40 ecuaciones en torno al estado estacionario empleando el método de Log-linealización<sup>17</sup>.

## 5. Resultados

En esta sección se compara los resultados del modelo estimado con los datos del comercio sectorial Chile - Estados Unidos. La comparación emplea la componente cíclica del producto, consumo, tipo de cambio real y tipo de cambio real explicado -todas expresadas en logaritmos- mientras que la balanza comercial fue tratada como porcentaje del producto. Por último, se realiza un serie de experimentos numéricos como forma de chequear la robustez de los resultados obtenidos.

### 5.1. Modelo Base

En la Tabla 7 se muestran los segundos momentos observados en los datos y los generados por el modelo de las principales variables macroeconómicas estudiadas. Los resultados indican que el modelo es capaz de replicar la mayor volatilidad del tipo de cambio real respecto de variables como el producto, consumo y balanza comercial. Más aún, la variabilidad del consumo agregado predicha por el modelo para Chile y Estados Unidos es prácticamente igual a aquella contenida en los datos. Las principales discrepancias, sin embargo, se encuentran en la desviación estándar y autocorrelación de la balanza comercial, y en la autocorrelación del consumo. En ambos casos, el modelo estimado genera una mayor volatilidad y persistencia en las variables de ambos países.

La mayor variabilidad de  $RER$  (0.151) respecto de  $\widehat{RER}$  (0.090) es un fenómeno que, como se mencionó anteriormente, refleja considerables desviaciones sectoriales desde la Ley de Precio

<sup>16</sup>Las series, expresadas en logaritmos, fueron filtradas mediante el filtro de Hodrick-Prescott empleando un parámetro de penalización  $\lambda = 100$ , tal como lo sugiere esta literatura para datos en frecuencia anual.

<sup>17</sup>Para mayores detalles de este método, ver Schmitt-Grohé y Uribe (2004).

Único. En este sentido y de acuerdo a los resultados de la Tabla 8, el modelo predice correctamente la matriz de covarianzas asociada al precio relativo de bienes transables  $\widehat{RER}$ : con un 5% de significancia, el Test M de Box no rechaza la hipótesis nula  $H_0 : \hat{\Sigma}_D = \hat{\Sigma}_M$ , donde  $\hat{\Sigma}_D$  y  $\hat{\Sigma}_M$  es un estimador para la matriz de covarianzas de los datos y del modelo, respectivamente.

**Tabla 7:** Desviaciones Estándar y Autocorrelaciones  
Principales Variables Macroeconómicas (\*)

	Datos		Modelo	
	Desv. Est.	Autocorr.	Des. Est.	Autocorr.
$C^{CH}$	0.031	0.469	0.028	0.887
$C^{US}$	0.016	0.795	0.018	0.933
$TB^{CH}$	0.014	0.465	0.025	0.947
$TB^{US}$	0.007	0.358	0.035	0.947
$Y^{CH}$	0.070	0.559	0.070	0.559
$Y^{US}$	0.038	0.765	0.038	0.765
$RER$	0.151	0.731	0.151	0.731
$\widehat{RER}$	0.090	0.153	0.090	0.153

(\*):  $C^i = \sum_{j=1}^3 c_{j,i}^i$ ;  $Y^i = \sum_{j=1}^3 y_{j,i}$ ;  $TB^i = \sum_{j=1}^3 (X_j^i - M_j^i)/Y^i$

**Tabla 8:** Matriz de Varianzas y Covarianzas  
Desviaciones Ley de Precio Único Sectorial

Datos / (Modelo)			
	$j = 1$	$j = 2$	$j = 3$
$j = 1$	0.077 (0.077)		
$j = 2$	0.000 (-0.001)	0.041 (0.041)	
$j = 3$	0.009 (0.005)	0.030 (0.031)	0.027 (0.027)

Test M de Box: 1.571

**Tabla 9:** Correlaciones Cruzadas Principales Variables Macroeconómicas

Datos / (Modelo)						
	$(C^{CH}/C^{US})$	$TB^{CH}$	$TB^{US}$	$Y^{CH}$	$Y^{US}$	$RER$
$TB^{CH}$	-0.810 (0.970)					
$TB^{US}$	-0.760 (-0.971)	-0.955 (-0.998)				
$Y^{CH}$	0.874 (0.612)	-0.838 (-0.530)	-0.780 (-0.531)			
$Y^{US}$	-0.206 (-0.676)	0.403 (0.573)	-0.354 (-0.574)	0.183 (0.067)		
$RER$	-0.879 (0.632)	0.624 (0.621)	-0.520 (-0.621)	-0.725 (-0.267)	0.165 (0.417)	
$\widehat{RER}$	-0.037 (-0.013)	0.172 (0.111)	-0.281 (-0.111)	-0.111 (-0.325)	0.449 (0.355)	0.287 (0.586)

La Tabla 9 reporta las correlaciones entre las principales variables analizadas. A partir de ella se puede apreciar que el modelo presenta ciertas diferencias en las magnitudes estimadas pero es capaz de replicar gran parte de los signos de comovimiento, en especial, el carácter contracíclico de la balanza comercial<sup>18</sup>. La diferencia más notable entre el modelo y los datos corresponde al signo de la correlación entre el ratio de consumo y el tipo de cambio real, diferencia conocida en el campo de la macroeconomía internacional como el *puzzle Backus-Smith*<sup>19</sup>. En el contexto del modelo empleado, la literatura más reciente relacionada a este puzzle sugiere la consideración de costos de transacción “levemente mayores que aquellos tradicionalmente utilizados” para resolver esta anomalía. Observando los costos de transacción estimados en la Tabla 5 y considerando como referencia un valor igual a 0.3 -valor estimado por Obstfeld y Rogoff (2000) que es ampliamente utilizado en la literatura de tipo de cambio real y que puede ser considerado como “tradicional”- la incapacidad del modelo para resolver el *puzzle Backus-Smith* se explicaría por los bajos valores estimados para los costos de transacción y la existencia de autarquía financiera<sup>20</sup>.

De esta forma, los resultados obtenidos indican que la versión de un sencillo modelo con 2 países y 3 sectores productivos es capaz de replicar la mayor volatilidad del tipo de cambio real bilateral Chile - Estados Unidos respecto de los principales agregados macroeconómicos observados en

<sup>18</sup>Ver, por ejemplo, Backus, Kehoe y Kydland (1994).

<sup>19</sup>Este puzzle, documentado inicialmente por Backus y Smith (1993), postula la existencia de una correlación empírica nula -o incluso negativa- entre el ratio de consumo y el tipo de cambio real. No obstante lo anterior, Obstfeld y Rogoff (2000) indican que la existencia de este puzzle depende de la especificación del modelo empleado, en especial, de factores como el grado de completitud de los mercados financieros internacionales y la forma exacta de la función de utilidad.

<sup>20</sup>Ver, por ejemplo, Obstfeld y Rogoff (2000) y Corsetti, Dedola y Leduc (2005).

los datos, lo cual se explicaría por la existencia de costos de transacción y el sesgo asimétrico hacia el consumo sectorial de bienes domésticos provocado por los distintos grados de sustitución imperfecta entre bienes locales y extranjeros. Los primeros explicarían los desvíos sectoriales desde la Ley de Precio Único, mientras que los segundos inducirían una baja correlación entre el consumo de ambos países, lo que finalmente se traduciría en las mayores fluctuaciones del tipo de cambio real<sup>21</sup>.

## 5.2. Análisis de Sensibilidad

Existen tres aspectos adicionales que se desprenden de los resultados anteriores y que ayudan a precisar las conclusiones acerca de las fluctuaciones del tipo de cambio real generadas por el modelo. El primero de ellos apunta al grado de asimetría en el sesgo hacia el consumo de bienes domésticos (*home bias effect*). El segundo se relaciona con el grado de impaciencia de los agentes como señaló Bodenstein (2006), mientras que el tercero se basa en los resultados de Chari, Kehoe y McGrattan (2001) referentes al valor de la aversión relativa al riesgo.

Para abordar el primer aspecto, el modelo estimado (modelo base) es contrastado con dos escenarios alternativos: (i) ausencia del efecto *home bias*, donde  $\tau_{j,h}^i = 0.3$ ,  $\alpha_h^i = 1$  y  $\zeta_j^i = 1$ ; y (ii) un efecto *home bias* simétrico, donde  $\tau_{j,h}^i = 0.3$ ,  $\alpha_h^h = 1.143$ ,  $\alpha_h^i = 0.884$  y  $\zeta_j^i = 1$ <sup>22</sup>. Los resultados de la Tabla 10 muestran que en el primer escenario el modelo genera una volatilidad del tipo de cambio real y desviaciones sectoriales desde la Ley de Precio Único inferiores a las observadas en los datos y en el modelo base.

**Tabla 10:** Grado de Asimetría *Home Bias*

Especificaciones Alternativas

	Ausencia <i>Home Bias</i>	<i>Home Bias</i> Simétrico	<i>Home Bias</i> Asimétrico (*)	Datos
$\sigma_{RER}$	0.125	0.123	0.151	0.151
$\sigma_{\widehat{RER}}$	0.112	0.100	0.090	0.090
$D_1^{LPU}$	0.215	0.240	0.277	0.277
$D_2^{LPU}$	0.167	0.176	0.203	0.203
$D_3^{LPU}$	0.103	0.130	0.166	0.166

(\*): Modelo base.

Consistente con la teoría tradicional, el tipo de cambio real explicado ante la ausencia del efecto *home bias* es casi tan volátil como *RER* y representa poco menos del 90% de sus fluctuaciones.

<sup>21</sup>La correlación entre el consumo de Chile y Estados Unidos predicha por el modelo es igual a 0.117.

<sup>22</sup>Los valores elegidos para  $\alpha_h^h$  y  $\alpha_h^i$  corresponden a aquellos estimados para Chile. La consideración alternativa de los valores estimados para Estados Unidos no altera los resultados finales.

Bajo un escenario con *home bias* simétrico, los resultados del modelo tienden a mejorar sólo a nivel sectorial: las desviaciones desde la Ley de Precio Único son mayores en comparación con el primer caso, pero se mantienen aún por debajo de las observadas en los datos, y si bien la volatilidad de  $\widehat{RER}$  tiende a explicar una menor porción de las fluctuaciones del tipo de cambio real (cerca del 81%), esta última se mantiene prácticamente inalterada. Así, los resultados de la Tabla 10 indican que la mayor volatilidad del tipo de cambio real predicha por el modelo, respecto de variables como el consumo y el producto, se explicaría por la existencia de preferencias en el consumo de bienes domésticos y extranjeros distintas entre agentes, es decir, por un efecto *home bias* asimétrico generado de forma endógena por el modelo.

Para indagar acerca de los efectos sobre las fluctuaciones del tipo de cambio real ocasionados por distintos grados de impaciencia de los agentes, el modelo es estimado para valores del factor de descuento intertemporal  $\beta$  usualmente utilizados en la literatura de ciclos reales (Tabla 11).

**Tabla 11:** Grado de Impaciencia Agentes

Especificaciones Alternativas				
	$\beta=0.90$	$\beta=0.95$ (*)	$\beta=0.97$	$\beta=0.99$
$\sigma_{RER}$	0.153	0.151	0.151	0.150
$\sigma_{\widehat{RER}}$	0.089	0.090	0.090	0.092
$D_1^{LPU}$	0.306	0.277	0.261	0.239
$D_2^{LPU}$	0.226	0.203	0.190	0.174
$D_3^{LPU}$	0.184	0.166	0.155	0.141

(\*): Modelo base.

Consistente con Bodenstein (2006), a medida que el valor de  $\beta$  disminuye el modelo tiende a generar una mayor volatilidad en el tipo de cambio real y en el precio relativo sectorial de bienes transables. El mecanismo implícito que explicaría este resultado indica que bajo autarquía financiera y agentes suficientemente impacientes, la correlación entre el consumo de ambos países es baja lo que se traduciría finalmente en mayores fluctuaciones de  $RER$ . No obstante lo anterior, las ganancias en términos de volatilidad del tipo de cambio real al incluir menores valores de  $\beta$  en el modelo son despreciables: la diferencia en  $\sigma_{RER}$  al considerar un factor de descuento intertemporal igual a 0.90 respecto del escenario base ( $\beta=0.95$ ) es de sólo 0.002, es decir, un aumento en la volatilidad de  $RER$  de poco más del 1%.

Con respecto al último aspecto mencionado, Chari, Kehoe y McGrattan (2001) postulan que si la aversión relativa al riesgo de los agentes  $\gamma$  es elevada (*enfoque de aversión al riesgo*), entonces la variabilidad del consumo relativo ( $C^{CH}/C^{US}$ ) observada en los datos podría generar, en el equilibrio, grandes movimientos del tipo de cambio real. De esta forma, el modelo es estimado para  $\gamma$  comprendido en el intervalo [1, 6]. Los resultados se muestran en la Tabla 12.

**Tabla 12:** Grado de Aversión Relativa al Riesgo

Especificaciones Alternativas						
	$\gamma=1$	$\gamma=2$ (*)	$\gamma=3$	$\gamma=4$	$\gamma=5$	$\gamma=6$
$\sigma_{RER}$	0.149	0.151	0.152	0.153	0.154	0.155
$\sigma_{\widehat{RER}}$	0.090	0.090	0.090	0.090	0.090	0.090
$D_1^{LPU}$	0.275	0.277	0.279	0.281	0.282	0.282
$D_2^{LPU}$	0.203	0.203	0.203	0.204	0.204	0.204
$D_3^{LPU}$	0.162	0.166	0.168	0.170	0.172	0.172

(\*): Modelo base.

A partir de la tabla anterior es posible confirmar la relación positiva entre  $\sigma_{RER}$  y  $\gamma$  planteada por los autores. Considerando  $\gamma = 6$ , la volatilidad del tipo de cambio real aumenta respecto del modelo base como consecuencia del mayor incremento en los desvíos desde la Ley de Precio Único del sector primario (1.8 %) y construcción y servicios (3.6 %). La volatilidad del tipo de cambio real explicado se mantiene prácticamente inalterada, hecho que podría deberse al aumento marginal de  $D_2^{LPU}$  (0.5 %) y los mayores incrementos en la volatilidad del sector no transable cuando la aversión relativa al riesgo aumenta de 2 a 6. Sin embargo, y al igual que en el caso anterior, las ganancias en términos de mayores fluctuaciones de  $RER$  son pequeñas.

## 6. Conclusiones

La teoría tradicional asociada a la determinación del tipo de cambio real postula que las fluctuaciones de dicha variable son consecuencia de movimientos en el precio relativo de bienes transables a no transables. Sin embargo, diversos estudios empíricos han mostrado que la volatilidad del tipo de cambio real es mayor que aquella observada en variables como el consumo y el producto, además de presentar desvíos considerables desde la Ley de Precio Único. En este sentido y basado en el trabajo de Cole y Obstfeld (1991); Betts y Kehoe (2001); y Heathcote y Perri (2002), el presente artículo desarrolla un modelo dinámico de equilibrio general estocástico multipaís y multisector bajo autarquía financiera e inexistencia del dinero para explicar tales fluctuaciones, el cual es estimado para los sectores primario, manufacturas, y construcción y servicios asociados al comercio internacional entre Chile y Estados Unidos.

Los resultados obtenidos indican que el modelo estimado es capaz de predecir las mayores fluctuaciones del tipo de cambio real bilateral y los desvíos sectoriales desde la Ley de Precio Único, los cuales se explicarían por la existencia de costos de transacción asociados al comercio internacional y distintos grados de sustitución imperfecta entre el consumo de bienes domésticos y extranjeros que son consistentes con los datos. Intuitivamente, los costos de transacción estimados -bastante similares a aquellos reportados por Obstfeld y Rogoff (2000)- explicarían los desvíos desde la Ley de Precio Único observados en los sectores primario, manufacturas, y construcción y servicios, mientras que los distintos grados de sustitución entre bienes nacionales e importados inducen

un efecto *home bias* asimétrico que sería responsable de la baja correlación entre el consumo de Chile y Estados Unidos, y finalmente, de la mayor volatilidad del tipo de cambio real bilateral; resultados que son confirmados por el análisis de sensibilidad realizado.

Finalmente, el análisis de correlaciones entre las principales variables macroeconómicas estudiadas revela que el modelo es capaz de replicar gran parte de los signos de comovimiento entre ellas, en especial, el carácter contracíclico de la balanza comercial de Chile y Estados Unidos. La diferencia más notable entre el modelo y los datos, sin embargo, corresponde al signo de la correlación entre el ratio de consumo y el tipo de cambio real (*puzzle de Backus-Smith*) el cual, en el contexto del modelo empleado, se debería a que los costos de transacción estimados son menores o iguales respecto del valor tradicionalmente utilizado en esta literatura.

## Referencias

- [1] Arvantis, Athanasios V. y Anne Mikkola (1996) "Asset-Market Structure and International Trade Dynamics," *American Economic Paper and Proceedings* 86: 67-70.
- [2] Backus, David K., Patrick J. Kehoe y Finn E. Kydland (1992) "International Real Business Cycles," *Journal of Political Economy* 100: 745-775.
- [3] Backus, David K., Patrick J. Kehoe y Finn E. Kydland (1994) "Dynamics of the Trade Balance and the Terms of Trade: The J-Curve," *American Economic Review* 84: 84-103.
- [4] Backus, David K. y Gregor W. Smith (1993) "Consumption and Real Exchange Rates in Dynamic Economies With Non-Traded Goods," *Journal of International Economics* 35: 297-316.
- [5] Baxter, Marianne y Mario J. Crucini (1995) "Business Cycles and the Asset Structure of Foreign Trade," *International Economic Review* 36(4): 821-854.
- [6] Bergoeing, Raphael, Patrick J. Kehoe, Timothy J. Kehoe y Raimundo Soto (2002) "A Decade Lost and Found: Mexico and Chile in the 1980s," NBER Working Paper Nr. 8520, National Bureau of Economic Research.
- [7] Betts, Caroline M. y Michael B. Devereux (2000) "Exchange Rate Dynamics in a Model of Pricing-to-Market," *Journal of International Economics* 50: 215-244.
- [8] Betts, Caroline M. y Timothy J. Kehoe (2001) "Tradability of Goods and Real Exchange Rate Fluctuations," Federal Reserve Bank of Minneapolis y University of Southern California.
- [9] Betts, Caroline M. y Timothy J. Kehoe (2005) "U.S. Exchange Rate Fluctuations and Relative Price Fluctuations," Staff Report Nr. 334, Federal Reserve Bank of Minneapolis.
- [10] Betts, Caroline M. y Timothy J. Kehoe (2008) "Real Exchange Rate Movements and the Relative Price of Non-Traded Goods," Staff Report Nr. 415, Federal Reserve Bank of Minneapolis.
- [11] Bodenstein, Martin (2006) "International Asset Markets And Real Exchange Rate Volatility," International Finance Discussion Paper Nr. 884, Board of Governors of the Federal Reserve System.
- [12] Broda, Christian, Joshua Greenfield y David E. Weinstein (2006) "From Groundnuts to Globalization: A Structural Estimate of Trade and Growth," NBER Working Paper Nr. 12512, National Bureau of Economic Research.
- [13] Chari, Varadarajan, Patrick J. Kehoe y Ellen McGrattan (1996) "The Poverty of Nations: A Quantitative Exploration," Staff Report Nr. 204, Federal Reserve Bank of Minneapolis.
- [14] Chari, Varadarajan, Patrick J. Kehoe y Ellen McGrattan (2001) "Can Sticky Price Models Generate Volatile and Persistent Real Exchange Rates?," Staff Report Nr. 277, Federal Reserve Bank of Minneapolis.



- [15] Cole, Harold L. y Maurice Obstfeld (1991) "Commodity Trade and International Risk Sharing: How Much Do Financial Markets Matter?," *Journal of Monetary Economics* 28: 3-24.
- [16] Corsetti, Giancarlo, Luca Dedola y Sylvain Leduc (2004) "International Risk Sharing and the Transmission of Productivity Shocks," Discussion Paper Nr. 4746, Centre for Economic Policy Research.
- [17] Corsetti, Giancarlo, Luca Dedola y Sylvain Leduc (2005) "DSGE Models of High Exchange-Rate Volatility and Low Pass-Through," International Finance Discussion Paper Nr. 845, Board of Governors of the Federal Reserve System.
- [18] Engel, Charles (1993) "Real Exchange Rates and Relative Prices: An Empirical Investigation," *Journal of Monetary Economics* 32: 35-50.
- [19] Engel, Charles (1999) "Accounting for U.S. Real Exchange Rate Changes," *Journal of Political Economy* 107: 507-538.
- [20] Engel, Charles y John H. Rogers (1996) "How Wide is the Border?," *American Economic Review* 86: 1112-1125.
- [21] Giovannini, Alberto (1988) "Exchange Rates and Traded Goods Prices," *Journal of International Economics* 24: 45-68.
- [22] Heathcote, Jonathan y Fabrizio Perri (2002) "Financial Autarky and International Business Cycles," *Journal of Monetary Economics* 49: 601-622.
- [23] Helliwell, John F. (1996) "Do National Borders Matter for Quebec Trade?," *Canadian Journal of Economics* 29: 507-522.
- [24] Isard, Peter (1977) "How Far Can We Push the Law of One Price?," *American Economic Review* 67: 942-948.
- [25] King, Robert G., Charles I. Plosser y Sergio T. Rebelo (1988) "Production, Growth and Business Cycles: I. The Basic Neoclassical Model," *Journal of Monetary Economics* 21: 195-232.
- [26] Knetter, Michael M. (1997) "International Comparisons of Price-to-Market Behavior," *American Economic Review* 83: 473-486.
- [27] Kollman, Robert (1996) "Incomplete Asset Markets and the Cross-Country Correlation Puzzle," *Journal of Economic Dynamics and Control* 20: 945-961.
- [28] Lapham, Beverly J. (1995) "A Dynamic General Equilibrium Analysis of Deviations from the Laws of One Price," *Journal of Economic Dynamics and Control* 19: 1355-1389.
- [29] Lipsey, Robert E. e Irving B. Kravis (1978) "Price Behavior in the Light of Balance of Payments Theories," *Journal of International Economics* 8: 193-246.
- [30] McCallum, John (1995) "National Borders Matter: Canada-US Regional Trade Patterns," *American Economic Review* 85(3): 615-623.

- [31] Obstfeld, Maurice y Kenneth Rogoff (2000) “The Six Major Puzzles in International Macroeconomics: Is There a Common Cause?,” NBER Working Paper Nr. 7777, National Bureau of Economic Research.
- [32] Schmitt-Grohé, Stephanie y Martin Uribe (2004) “Solving Dynamic General Equilibrium Models Using a Second-Order Approximation to the Policy Function,” *Journal of Economic Dynamics and Control* 28: 755-775.
- [33] Stockman, Alan C. y Linda L. Tesar (1995) “Tastes and Technology in a Two-Country Model of Business Cycle: Explaining International Comovements,” *American Economic Review* 85: 168-185.

## A. Anexos

### A.1. Descripción de Datos Empleados

Variable	Descripción	Unidades	Fuente	Observaciones
$C_j^{CH}$	Consumo sectorial Chile	Millones de \$	BCCCh	Consumo privado. Serie empalmada.
$C_j^{US}$	Consumo sectorial Estados Unidos	Billones de US\$	IMF	Consumo privado.
$X_j^{CH}$	Exportaciones sectoriales Chile	Millones de \$	IMF	
$M_j^{CH}$	Importaciones sectoriales Chile	Millones de \$	IMF	
$I_j^{CH}$	Inversión sectorial Chile	Millones de \$		Obtenido de forma residual.
$I_j^{US}$	Inversión sectorial Estados Unidos	Millones de US\$		Obtenido de forma residual.
$Y_j^{CH}$	PIB nominal sectorial Chile	Millones de \$	BCCCh	Serie empalmada.
$Y_j^{US}$	PIB nominal sectorial Estados Unidos	Millones de US\$	BEA	
$\tilde{Y}_j^{CH}$	PIB real sectorial Chile	Millones de \$ de 2003	BCCCh	Serie empalmada.
$\tilde{Y}_j^{US}$	PIB real sectorial Estados Unidos	Millones de US\$ de 2000	BEA	
$NER$	Tipo de cambio nominal	\$/US\$	BCCCh	Promedio anual.

## A.2. Equivalencia entre el Equilibrio Descentralizado y Centralizado

En este Anexo se resumen las condiciones de equilibrio asociadas al modelo descentralizado y al del planificador mundial (centralizado), y finalmente se deriva la equivalencia entre ambos.

### A.2.1. Condiciones de Equilibrio del Modelo Descentralizado

Las condiciones de primer orden del modelo para  $i, h \in I$ ,  $i \neq h$ , y  $j, q \in J$ ,  $j \neq q$ , se encuentran dadas por:

$$\frac{p_{q,h,t}}{p_{j,h,t}} = \frac{\partial u^h(c_t^h, 1 - l_t^h)}{\partial c_{q,h,t}^h} \cdot \left( \frac{\partial u^h(c_t^h, 1 - l_t^h)}{\partial c_{j,h,t}^h} \right)^{-1} \quad (\text{A.1})$$

$$\frac{1}{1 + \tau_{j,i}^h} = \frac{p_{j,i,t}}{p_{j,h,t}} \cdot \frac{\partial u^h(c_t^h, 1 - l_t^h)}{\partial c_{j,h,t}^h} \cdot \left( \frac{\partial u^h(c_t^h, 1 - l_t^h)}{\partial c_{j,i,t}^h} \right)^{-1} \quad (\text{A.2})$$

$$\frac{w_t^h}{p_{j,h,t}} = \frac{\partial u^h(c_t^h, 1 - l_t^h)}{\partial l_t^h} \cdot \left( \frac{\partial u^h(c_t^h, 1 - l_t^h)}{\partial c_{j,h,t}^h} \right)^{-1} \quad (\text{A.3})$$

$$\frac{1}{\beta} = E_t \left[ (r_{t+1}^h + 1 - \delta) \cdot \frac{p_{j,h,t}}{p_{j,h,t+1}} \cdot \frac{\partial u^h(c_{t+1}^h, 1 - l_{t+1}^h)}{\partial c_{j,h,t+1}^h} \cdot \left( \frac{\partial u^h(c_t^h, 1 - l_t^h)}{\partial c_{j,h,t}^h} \right)^{-1} \right] \quad (\text{A.4})$$

$$\frac{w_t^h}{p_{j,h,t}} = \frac{\partial f(k_{j,t}^h, l_{j,t}^h, z_{j,h,t})}{\partial l_{j,t}^h} \quad (\text{A.5})$$

$$\frac{r_t^h}{p_{j,h,t}} = \frac{\partial f(k_{j,t}^h, l_{j,t}^h, z_{j,h,t})}{\partial k_{j,t}^h} \quad (\text{A.6})$$

### A.2.2. Condiciones de Equilibrio del Modelo Centralizado

De forma análoga, las condiciones de primer orden del modelo del planificador mundial para  $i, h \in I$ ,  $i \neq h$ , y  $j, q \in J$ ,  $j \neq q$ , se encuentran dadas por:

$$\frac{1}{1 + \tau_{j,i}^h} = \frac{a^i}{a^h} \cdot \frac{\partial u^i(c_t^i, 1 - l_t^i)}{\partial c_{j,i,t}^i} \cdot \left( \frac{\partial u^h(c_t^h, 1 - l_t^h)}{\partial c_{j,i,t}^h} \right)^{-1} \quad (\text{A.7})$$

$$\frac{\partial f(k_{j,t}^h, l_{j,t}^h, z_{j,h,t})}{\partial l_{j,t}^h} = \frac{\partial u^h(c_t^h, 1 - l_t^h)}{\partial l_{j,t}^h} \cdot \left( \frac{\partial u^h(c_t^h, 1 - l_t^h)}{\partial c_{j,h,t}^h} \right)^{-1} \quad (\text{A.8})$$

$$\frac{1}{\beta} = E_t \left[ \left( \frac{\partial f(k_{j,t+1}^h, l_{j,t+1}^h, z_{j,h,t+1})}{\partial k_{j,t+1}^h} + 1 - \delta \right) \cdot \frac{\partial u^h(c_{t+1}^h, 1 - l_{t+1}^h)}{\partial c_{j,h,t+1}^h} \cdot \left( \frac{\partial u^h(c_t^h, 1 - l_t^h)}{\partial c_{j,h,t}^h} \right)^{-1} \right] \quad (\text{A.9})$$

en conjunto con los precios dados por las ecuaciones (22) a (24).

### A.2.3. Equivalencia

Consideremos el precio de los bienes  $j$  y  $q$  ( $j \neq q$ ) producidos en el país  $h$ . A partir de la ecuación (22), el precio relativo entre ambos bienes,  $(p_{q,h,t}/p_{j,h,t})$ , se encuentra dado por:

$$\frac{p_{q,h,t}}{p_{j,h,t}} = \frac{\partial u^h(c_t^h, 1 - l_t^h)}{\partial c_{q,h,t}^h} \cdot \left( \frac{\partial u^h(c_t^h, 1 - l_t^h)}{\partial c_{j,h,t}^h} \right)^{-1}, \quad h \in I, \quad j, q \in J \quad (\text{A.10})$$

Notamos que la ecuación (A.10) es idéntica a la ecuación (A.1) e indica que el precio del bien  $q$  relativo al precio del bien  $j$  es simplemente la razón entre la utilidad marginal asociada al consumo de ambos bienes.

Consideremos ahora el precio del bien  $j$  producido por los países  $i$  y  $h$  ( $i \neq h$ ). Empleando nuevamente la ecuación (22), el precio relativo entre ambos países,  $(p_{j,i,t}/p_{j,h,t})$ , está dado por:

$$\frac{p_{j,i,t}}{p_{j,h,t}} = \frac{a^i}{a^h} \cdot \frac{\partial u^i(c_t^i, 1 - l_t^i)}{\partial c_{j,i,t}^i} \cdot \left( \frac{\partial u^h(c_t^h, 1 - l_t^h)}{\partial c_{j,h,t}^h} \right)^{-1}, \quad i, h \in I, \quad j \in J \quad (\text{A.11})$$

Reemplazando la ecuación (A.11) en (A.7) y luego de reordenar términos, se obtiene:

$$\frac{1}{1 + \tau_{j,i}^h} = \frac{p_{j,i,t}}{p_{j,h,t}} \cdot \frac{\partial u^h(c_t^h, 1 - l_t^h)}{\partial c_{j,h,t}^h} \cdot \left( \frac{\partial u^h(c_t^h, 1 - l_t^h)}{\partial c_{j,i,t}^h} \right)^{-1}, \quad i, h \in I, \quad j \in J \quad (\text{A.12})$$

La ecuación anterior indica que la razón entre la utilidad marginal asociada al consumo del bien doméstico ( $c_{j,h,t}^h$ ) y la utilidad marginal asociada al consumo del bien importado ( $c_{j,i,t}^h$ ), expresada en términos del precio relativo  $(p_{j,i,t}/p_{j,h,t})$ , es igual al inverso del costo de transacción  $\tau_{j,i}^h$ ; expresión idéntica a la postulada por la ecuación (A.2).

Por otra parte, las condiciones (A.3) y (A.5) derivadas del modelo descentralizado corresponden a la oferta y demanda por trabajo, respectivamente. La primera postula que el salario real de equilibrio en términos del precio del bien doméstico  $j$ ,  $(w_t^h/p_{j,h,t})$ , es igual a la razón entre la utilidad marginal del trabajo total ( $l_t^h$ ) y la utilidad marginal del consumo del bien doméstico  $j$  ( $c_{j,h,t}^h$ ). La segunda condición implica que  $(w_t^h/p_{j,h,t})$  es igual a la productividad marginal del trabajo empleado en el sector productivo  $j$  ( $l_{j,t}^h$ ). Igualando la demanda con la oferta por trabajo se tiene que:

$$\frac{\partial f(k_{j,t}^h, l_{j,t}^h, z_{j,h,t})}{\partial l_{j,t}^h} = \frac{\partial u^h(c_t^h, 1 - l_t^h)}{\partial l_t^h} \cdot \left( \frac{\partial u^h(c_t^h, 1 - l_t^h)}{\partial c_{j,h,t}^h} \right)^{-1}, \quad h \in I, \quad j \in J \quad (\text{A.13})$$

La utilidad marginal del trabajo empleado en el sector  $j$ ,  $(\partial u^h(\cdot)/\partial l_{j,t}^h)$ , puede ser reescrita de la siguiente forma:

$$\frac{\partial u^h(c_t^h, 1 - l_t^h)}{\partial l_{j,t}^h} = \frac{\partial u^h(c_t^h, 1 - l_t^h)}{\partial l_t^h} \cdot \frac{\partial l_t^h}{\partial l_{j,t}^h}, \quad h \in I, \quad j \in J \quad (\text{A.14})$$

Debido a que el trabajo es inmóvil internacionalmente,  $l_t^h = \sum_{j=1}^J l_{j,t}^h$ ,  $h \in I$ , y por lo tanto,  $(\partial l_t^h / \partial l_{j,t}^h) = 1$ ,  $h \in I$ ,  $j \in J$ . Así, la ecuación (A.14) se reduce a:

$$\frac{\partial u^h(c_t^h, 1 - l_t^h)}{\partial l_{j,t}^h} = \frac{\partial u^h(c_t^h, 1 - l_t^h)}{\partial l_t^h}, \quad h \in I, \quad j \in J \quad (\text{A.15})$$

Reemplazando (A.15) en (A.8):

$$\frac{\partial f(k_{j,t}^h, l_{j,t}^h, z_{j,h,t})}{\partial l_{j,t}^h} = \frac{\partial u^h(c_t^h, 1 - l_t^h)}{\partial l_t^h} \cdot \left( \frac{\partial u^h(c_t^h, 1 - l_t^h)}{\partial c_{j,h,t}^h} \right)^{-1}, \quad h \in I, \quad j \in J \quad (\text{A.16})$$

que es idéntica a la igualdad entre demanda y oferta de trabajo derivada a partir de las condiciones de primer orden del modelo descentralizado (ecuación (A.13)).

Finalmente, para demostrar la equivalencia entre las ecuaciones de Euler del modelo descentralizado y aquellas obtenidas desde el modelo del planificador mundial, el crecimiento del precio del bien doméstico  $j$ ,  $(p_{j,h,t+1}/p_{j,h,t})$ , puede ser obtenido a partir de la ecuación (22) y se encuentra dado por:

$$\frac{p_{j,h,t+1}}{p_{j,h,t}} = \frac{\partial u^h(c_{t+1}^h, 1 - l_{t+1}^h)}{\partial c_{j,h,t+1}^h} \cdot \left( \frac{\partial u^h(c_t^h, 1 - l_t^h)}{\partial c_{j,h,t}^h} \right)^{-1}, \quad h \in I, \quad j \in J \quad (\text{A.17})$$

Reemplazando (A.17) y la expresión para el interés dado por la ecuación (24) en la ecuación de Euler centralizada (A.9), y luego de reordenar términos, se obtiene:

$$\frac{1}{\beta} = E_t \left[ \left( r_{t+1}^h + 1 - \delta \right) \cdot \frac{p_{j,h,t}}{p_{j,h,t+1}} \cdot \frac{\partial u^h(c_{t+1}^h, 1 - l_{t+1}^h)}{\partial c_{j,h,t+1}^h} \cdot \left( \frac{\partial u^h(c_t^h, 1 - l_t^h)}{\partial c_{j,h,t}^h} \right)^{-1} \right], \quad h \in I, \quad j \in J \quad (\text{A.18})$$

Notamos que la ecuación (A.18) es igual a la ecuación (A.4). De esta forma, las condiciones de primer orden obtenidas a partir del modelo del planificador mundial son equivalentes a aquellas obtenidas a partir del modelo descentralizado.

#### A.2.4. Tipo de Cambio Real y Tipo de Cambio Real Explicado bajo el Modelo Centralizado

Bajo inexistencia del dinero, la ecuación (1) indica que el tipo de cambio real entre los países  $i$  y  $h$ ,  $RER_t$ , corresponde al precio agregado del país  $i$  ( $P_t^i$ ) relativo al precio agregado del país  $h$  ( $P_t^h$ ):

$$RER_t = \frac{P_t^i}{P_t^h}, \quad i, h \in I \quad (\text{A.19})$$

Si la Ley de Precio Único se cumple en cada período  $t$ , entonces el tipo de cambio real explicado entre los países  $i$  y  $h$ ,  $\widehat{RER}_t$ , puede ser obtenido desde la ecuación (3) como:

$$\widehat{RER}_t = \frac{PT_t^h}{PT_t^i} \cdot \frac{P_t^i}{P_t^h}, \quad i, h \in I \quad (\text{A.20})$$

donde  $PT_t^i$  y  $PT_t^h$  corresponden al precio agregado de bienes transables del país  $i$  y del país  $h$ , respectivamente.

Sea  $J_1$  el conjunto de todos los bienes transables y  $J_2$  el conjunto de todos los bienes no transables de la economía mundial, tales que  $J_1 \cup J_2 = J$ . A partir de esta definición, los índices de precios (6) y (7) y los precios definidos por (22),  $RER_t$  y  $\widehat{RER}_t$  se encuentran dados por:

$$RER_t = \frac{a^i}{a^h} \cdot \left[ \frac{\sum_{j \in J} \left( \frac{\partial u^i(c_t^i, 1-l_t^i)}{\partial c_{j,i,t}^i} \cdot y_{j,i,t} \right)}{\sum_{j \in J} y_{j,i,t}} \right] \cdot \left[ \frac{\sum_{j \in J} \left( \frac{\partial u^h(c_t^h, 1-l_t^h)}{\partial c_{j,h,t}^h} \cdot y_{j,h,t} \right)}{\sum_{j \in J} y_{j,h,t}} \right]^{-1} \quad (\text{A.21})$$

$$\begin{aligned} \widehat{RER}_t &= \left[ \frac{\sum_{j \in J} \left( \frac{\partial u^i(c_t^i, 1-l_t^i)}{\partial c_{j,i,t}^i} \cdot y_{j,i,t} \right)}{\sum_{j \in J} y_{j,i,t}} \right] \cdot \left[ \frac{\sum_{j \in J_1} \left( \frac{\partial u^h(c_t^h, 1-l_t^h)}{\partial c_{j,h,t}^h} \cdot y_{j,h,t} \right)}{\sum_{j \in J_1} y_{j,h,t}} \right] \\ &\cdot \left[ \frac{\sum_{j \in J} \left( \frac{\partial u^h(c_t^h, 1-l_t^h)}{\partial c_{j,h,t}^h} \cdot y_{j,h,t} \right)}{\sum_{j \in J} y_{j,h,t}} \right]^{-1} \cdot \left[ \frac{\sum_{j \in J_1} \left( \frac{\partial u^i(c_t^i, 1-l_t^i)}{\partial c_{j,i,t}^i} \cdot y_{j,i,t} \right)}{\sum_{j \in J_1} y_{j,i,t}} \right]^{-1} \quad (\text{A.22}) \end{aligned}$$

para  $i, h \in I, i \neq h$ , y donde  $y_{j,i,t}$  ( $y_{j,h,t}$ ) es el producto nominal del sector  $j$  en el país  $i$  ( $h$ ). Desde las ecuaciones (A.21) y (A.22) notamos que sólo  $RER_t$  depende del vector de ponderadores  $a$ . Betts y Kehoe (2001) demuestran la existencia de un único vector de ponderadores  $a$ , tal que el tipo de cambio real obtenido a partir del modelo del planificador mundial es equivalente con aquel obtenido mediante el modelo descentralizado. Más aún, los elementos del vector de ponderadores  $a$  es proporcional al producto de los países, es decir,  $(a^i/a^h) \sim (y_{j,i,t}/y_{j,h,t})$ .

En lugar de computar los elementos del vector de ponderadores  $a$ , el presente artículo estima el modelo del planificador mundial de tal forma que el estado estacionario de él replique los hechos estilizados observados en los datos del comercio bilateral entre Chile y Estado Unidos durante el período 1987-2007. Esto permitirá, finalmente, obtener un estimador  $\hat{a}$  para el vector de ponderadores  $a$ .



### A.3. Test de Wald sobre Datos de Comercio Chile - Estados Unidos

Hecho Estilizado	Muestra Total (1987 - 2007)			Período Previo a TLC (1987 - 2003)			Test de Wald <i>p</i> -value		
	<i>j</i> = 1	<i>j</i> = 2	<i>j</i> = 3	<i>j</i> = 1	<i>j</i> = 2	<i>j</i> = 3	<i>j</i> = 1	<i>j</i> = 2	<i>j</i> = 3
$IT_j^{CH}$	0.171 (0.034)	0.294 (0.028)	0.062 (0.010)	0.179 (0.037)	0.290 (0.025)	0.065 (0.010)	0.687	0.376	0.823
$X_j^{CH}/M_j^{CH}$	4.415 (1.199)	0.445 (0.156)	1.180 (0.378)	4.015 (1.294)	0.401 (0.161)	1.160 (0.416)	0.986	0.848	0.155
$c_{j,CH}^{CH}/c_{j,US}^{US}$	0.016 (0.007)	0.002 (0.001)	0.002 (0.001)	0.013 (0.004)	0.002 (0.001)	0.001 (0.001)	1.455	0.101	0.062
$y_{j,CH}/y_{j,US}$	0.029 (0.016)	0.004 (0.001)	0.003 (0.001)	0.021 (0.013)	0.003 (0.001)	0.003 (0.001)	1.643	1.211	0.746

Nota: Desviaciones estándar entre paréntesis. Sector primario (*j* = 1), sector manufacturas (*j* = 2), sector construcción y servicios (*j* = 3).

**Documentos de Trabajo  
Banco Central de Chile**

**Working Papers  
Central Bank of Chile**

NÚMEROS ANTERIORES

PAST ISSUES

La serie de Documentos de Trabajo en versión PDF puede obtenerse gratis en la dirección electrónica: [www.bcentral.cl/esp/estpub/estudios/dtbc](http://www.bcentral.cl/esp/estpub/estudios/dtbc). Existe la posibilidad de solicitar una copia impresa con un costo de \$500 si es dentro de Chile y US\$12 si es para fuera de Chile. Las solicitudes se pueden hacer por fax: (56-2) 6702231 o a través de correo electrónico: [bcch@bcentral.cl](mailto:bcch@bcentral.cl).

Working Papers in PDF format can be downloaded free of charge from: [www.bcentral.cl/eng/stdpub/studies/workingpaper](http://www.bcentral.cl/eng/stdpub/studies/workingpaper). Printed versions can be ordered individually for US\$12 per copy (for orders inside Chile the charge is Ch\$500.) Orders can be placed by fax: (56-2) 6702231 or e-mail: [bcch@bcentral.cl](mailto:bcch@bcentral.cl).

- |   |                 |
|---|-----------------|
| DTBC-596<br><b>Distribucion de Probabilidades Implicita en Opciones Financieras</b><br>Luis Ceballos  | Octubre 2010    |
| DTBC-595<br><b>Extracting GDP signals from the monthly indicator of economic activity: Evidence from Chilean real-time data</b><br>Michael Pedersen       | Octubre 2010    |
| DTBC-594<br><b>Monetary Policy Under Financial Turbulence: An Overview</b><br>Luis Felipe Céspedes, Roberto Chang y Diego Saravia                         | Octubre 2010    |
| DTBC-593<br><b>The Great Recession and the Great Depression: Reflections and Lessons</b><br>Barry Eichengreen   | Septiembre 2010 |
| DTBC-592<br><b>Evidencia de Variabilidad en el Grado de Persistencia de la Política Monetaria para Países con Metas de Inflación</b><br>Benjamín García   | Septiembre 2010 |
| DTBC-591<br><b>Mercados de Financiamiento a los Hogares en el Desarrollo de la Crisis Financiera de 2008/2009</b><br>Gabriel Aparici y Fernando Sepúlveda | Septiembre 2010 |

DTBC-590	Agosto 2010
<b>The Financial Accelerator Under Learning and the Role of Monetary Policy</b>	
Rodrigo Caputo, Juan Pablo Medina y Claudio Soto	
DTBC-589	Julio 2010
<b>Conventional Calibration Versus EDF Calibration</b>	
Felipe Córdova	
DTBC-588	Julio 2010
<b>Nowcasting with Google Trends in an Emerging Market</b>	
Yan Carrière-Swallow y Felipe Labbé	
DTBC-587	Julio 2010
<b>Inflation Targeting in Financially Stable Economies: Has it been Flexible Enough?</b>	
Mauricio Calani, Kevin Cowan y Pablo García S.	
DTBC-586	Junio 2010
<b>Heterodox Central Banking</b>	
Luis Felipe Céspedes, Roberto Chang y Javier García-Cicco	
DTBC-585	Junio 2010
<b>Recessions and Financial Disruptions in Emerging Markets: A Bird's Eye View</b>	
Stijn Claessens, M. Ayhan Kose y Marco E. Terrones	
DTBC-584	Junio 2010
<b>The role of labor markets in structural change</b>	
Miguel Ricaurte	
DTBC-583	Junio 2010
<b>Firm Dynamics And Real Exchange Rate Fluctuations: Does Trade Openness Matter? Evidence From Mexico's Manufacturing Sector</b>	
Miguel Fuentes y Pablo Ibararán	
DTBC-582	Junio 2010
<b>Revisiting Overborrowing and its Policy Implications</b>	
Gianluca Benigno, Huigang Chen, Christopher Otrok, Alessandro Rebucci y Eric R. Young	