



**UNIVERSIDAD DE CHILE**  
**FACULTAD DE CIENCIAS FISICAS Y MATEMATICAS**  
**DEPARTAMENTO DE INGENIERIA INDUSTRIAL**

**"EFECTOS DE LA INTEGRACIÓN COMERCIAL SOBRE EL TIPO  
DE CAMBIO REAL, VALIDACIÓN DE UN MODELO TEÓRICO"**

**TESIS PARA OPTAR AL GRADO DE MAGISTER EN ECONOMIA  
APLICADA**

**SERGIO ALEJANDRO DIAZ VARELA**

**PROFESOR GUÍA:  
VIVIANA FERNÁNDEZ MATURANA**

**MIEMBROS DE LA COMISIÓN:  
ANDREA REPETTO LISBOA  
PABLO GARCIA SILVA  
LUIS FELIPE CÉSPEDES CIFUENTES**

**SANTIAGO DE CHILE**  
**2007**

RESUMEN DE LA TESIS PARA OPTAR AL GRADO  
DE MAGISTER EN ECONOMIA APLICADA  
POR: SERGIO ALEJANDRO DIAZ VARELA  
FECHA: AGOSTO 2007  
PROFESOR GUIA: VIVIANA FERNÁNDEZ M.

## **EFFECTOS DE LA INTEGRACIÓN COMERCIAL SOBRE EL TIPO DE CAMBIO REAL, VALIDACIÓN DE UN MODELO TEÓRICO**

En el último tiempo, las economías del mundo, incluyendo a Chile, han alcanzado un alto nivel de integración comercial. En estos procesos de integración, dos o más países rebajan sus tasas arancelarias, afectando los precios relativos que enfrentan los agentes de los países involucrados. Este cambio en el precio relativo generará un efecto ingreso que puede afectar al tipo de cambio real. Considerando la importancia de éste en la asignación de recursos entre los sectores transable y no transable, el efecto de la integración comercial sobre el tipo de cambio real resulta particularmente relevante para el diseño de política.

En este trabajo, se estima empíricamente el efecto sobre el tipo de cambio real, proveniente de un cambio en los aranceles sobre las importaciones y exportaciones. Para ello, se desarrolla un modelo teórico de una economía pequeña y abierta, a partir del cual se obtiene una relación entre el tipo de cambio real y sus principales determinantes. A saber, la productividad de los sectores transable y no transable, la posición neta de activos externos, los términos de intercambio, los aranceles a las importaciones del país y su símil en el exterior. Así, a diferencia de otros trabajos, no sólo se incluye como variable explicativa el arancel a las importaciones. En este estudio se considera, además, el arancel pagado por las exportaciones en su lugar de destino. Para tal fin, se construyó una base de datos única en su tipo. Para la estimación empírica, se cuenta con un panel de 36 países para el período 1989-2001. Luego de determinar la existencia de una raíz unitaria en las series de datos, se estima un modelo de cointegración a través de mínimos cuadrados dinámicos. Según la literatura especializada, esta metodología es la que proporciona estimadores eficientes en muestras finitas.

Los resultados confirman la dirección de los efectos analizados anteriormente en la literatura. De igual forma, la magnitud de dichos efectos se mantiene en línea con otros trabajos. Además, se obtiene una estimación del efecto generado por un cambio en la tasa arancelaria sobre el tipo de cambio real. Las estimaciones muestran que ante una baja de los aranceles, se observa una depreciación del tipo de cambio real. Análogamente, la disminución de los aranceles pagados por las exportaciones, en su lugar de destino, conduce a una apreciación del tipo de cambio real. Sin embargo, no es posible obtener medidas cuantitativas de este efecto, ya que el coeficiente estimado no es estadísticamente significativo.

# Índice

<b>1. Introducción</b>	<b>3</b>
<b>2. Revisión de la literatura</b>	<b>7</b>
<b>3. Modelo</b>	<b>12</b>
3.1. Marco Teórico . . . . .	12
3.2. Solución . . . . .	14
<b>4. Datos</b>	<b>19</b>
4.1. Construcción y fuentes de datos . . . . .	19
4.2. Análisis preliminar de los datos . . . . .	22
4.3. Análisis de correlación . . . . .	24
<b>5. Estimación</b>	<b>28</b>
5.1. Test de raíz unitaria . . . . .	28
5.2. Test de cointegración y estimación del vector de cointegración . . . . .	30
<b>6. Resultados</b>	<b>33</b>
<b>7. Conclusiones</b>	<b>40</b>
<b>8. Bibliografía</b>	<b>42</b>
<b>A. Desarrollo del Modelo</b>	<b>46</b>
A.1. Marco teórico . . . . .	46
A.2. Solución del agente representativo . . . . .	47
A.3. Aproximación log-lineal . . . . .	50
A.4. Componente $\tilde{z}$ en la ecuación de tipo de cambio real . . . . .	54

**B. Cuadros**

**56**

## 1. Introducción

El presente trabajo estima mediante un enfoque de cointegración para datos de panel, los efectos de la integración comercial sobre el tipo de cambio real. Aunque este efecto ha sido estudiado frecuentemente a través del tiempo, muchos estudios lo hacen de manera teórica, por lo que nuevas estimaciones empíricas ayudan a dimensionar la magnitud de tales relaciones.

Es interesante aclarar desde un principio que entendemos por integración comercial. En la actualidad es común observar procesos de integración en que dos o más países rebajan sus tasas arancelarias. Por esto, medir la apertura comercial mediante volumen de comercio, dummies de apertura o a través del arancel efectivo, puede obviar un punto muy importante, que corresponde al efecto que las rebajas de los aranceles, efectuadas por el resto de los países generan sobre el tipo de cambio. Para capturar ese efecto el presente trabajo considera tanto los aranceles de un país como los aranceles de sus socios comerciales.

El tipo de cambio real es importante debido a que es uno de los principales determinantes en la asignación de recursos de una economía. Que los recursos sean invertidos en el sector transable o en el no transable depende en gran medida del nivel del tipo de cambio real.

Conocer el nivel de equilibrio del tipo de cambio real juega un rol muy importante desde el punto de vista de la política macroeconómica. Por un lado, permitiría a la autoridad monetaria contar con mayores elementos para evitar eventuales desequilibrios macroeconómicos. Por el lado de la política cambiaria, la autoridad podría defender una política determinada ante presiones de diversos grupos de interés. Lo anterior, gracias a que podría diferenciar cuándo los movimientos del tipo de cambio se deben a especulaciones, de cuándo se deben a cambios en los fundamentos. Finalmente, respecto de la política monetaria, las proyecciones del tipo de cambio nominal, que están fuertemente ligadas al

tipo de cambio real, juegan un rol muy importante en las estimaciones de inflación. Por ello, conocer su nivel de equilibrio ayuda a mejorar la calidad de las proyecciones y con esto a un adecuado manejo de la política monetaria.

En los últimos 25 años en América Latina hemos sido testigos de fuertes crisis de balanza de pagos, en estos períodos, fuertes apreciaciones nominales y también reales, provocaron los incentivos inadecuados sobre los agentes quienes tomaron sus decisiones de inversión y consumo considerando una relación de precios que no era sostenible. Al enfrentar apreciaciones de la moneda local los incentivos para el sector importador se hicieron mayores, situación absolutamente contraria a la que enfrentó el sector exportador, lo que generó déficit en la balanza comercial. Muchas de estas apreciaciones nominales fueron provocadas por factores que no correspondían al sector real de la economía, sino que se debieron básicamente a movimientos del sector financiero<sup>1</sup>, por lo que tales niveles de apreciación de la moneda local no eran sostenibles. De haber tenido evidencia del grado de desalineamiento del tipo de cambio real, las autoridades probablemente hubiesen sorteado de mejor manera tales situaciones.

Si bien es cierto que existen numerosos estudios sobre el tipo de cambio real, y en particular sobre los efectos de rebajas arancelarias, gran parte de estos estudios lo hacen desde un enfoque teórico y no existen muchas estimaciones empíricas que midan los efectos de la mayor integración comercial.

La intención de este trabajo es encontrar evidencia de que la mayor integración comercial<sup>2</sup> puede provocar una apreciación real. Esta apreciación ocurriría en la medida que los acuerdos comerciales tengan un mayor efecto sobre la tasa efectiva que pagan las exportaciones en el lugar de destino que sobre la tasa efectiva que se obtiene por importaciones. Lo anterior, se fundamenta en que el beneficio recibido por el sector exportador, al enfrentar

---

<sup>1</sup>Muchas de estas liberalizaciones comerciales fueron acompañadas de apertura en el mercado de capitales.

<sup>2</sup>Ya sea por tratados de libre comercio o simplemente por rebajas arancelarias contemporáneas de un país y sus socios comerciales.

un mercado de mayor tamaño y con ventajas respecto de otros países exportadores del mismo bien, genera un efecto riqueza que deriva en un aumento de la demanda por bienes transables y no transables. Como el precio de los bienes transables es determinado por el mercado internacional, el efecto riqueza repercute sólo sobre los no transables, los cuales aumentan sus precios, haciendo caer el tipo de cambio real.

Muchos estudios sobre el tipo de cambio real incluyen como una de las variables fundamentales los términos de intercambio, éstos reflejan la relación existente entre los precios de los bienes que un país vende al resto del mundo versus el precio de los bienes que adquiere. Una forma de ver lo que hace este trabajo es pensar en hacer una corrección al índice de los términos de intercambio. Es decir, si bien los precios de las importaciones son distorsionados por los aranceles<sup>3</sup>, los precios de las exportaciones también lo son, por los aranceles pagados en los lugares de destino.

Estudios empíricos han enfrentado el tema de la apertura comercial considerando como medida de apertura la rebaja unilateral de aranceles a las importaciones, concluyendo que la apertura conduce a una depreciación del tipo de cambio real. Si bien tal efecto es cierto cuando se analizan rebajas unilaterales de aranceles, en la actualidad lo que se observa es un aumento de los acuerdos comerciales, en que 2 o más países rebajan o eliminan sus tasas arancelarias. Por esto, es probable que al incluir sólo una de las variables —arancel a las importaciones— y omitir la otra —arancel pagado por las exportaciones en el lugar de destino— el estimador obtenido en estos estudios esté sesgado.

Si consideramos que los procesos de apertura generalmente son contemporáneos, la variable incluida puede estar capturando el efecto de la variable omitida, y de esta forma, que el efecto de las rebajas arancelarias este subestimado, ya que captura el efecto de las rebajas de los socios comerciales, que va en la dirección contraria. Por esto, lo relevante son los cambios en los aranceles pagados por las exportaciones en los países de destino. De esta forma, en la medida que un país firme un tratado con otro que represente gran parte

---

<sup>3</sup>Algunos trabajos han incluido dentro de las variables los aranceles a las importaciones.

del destino de las exportaciones, el efecto en la apreciación será mayor.

Estos hechos pueden ser los que se han observado en Chile en los últimos años, debido a la gran cantidad de acuerdos comerciales que han incentivado las exportaciones, llevándonos a tener superávit en la balanza comercial. Todo esto hace que sea muy importante medir el efecto de los tratados o de los cambios en los aranceles efectivos —ya sean de las importaciones o de las exportaciones— sobre el tipo de cambio real. Ello debido a que si bien los modelos estudiados consideran los términos de intercambio, éstos no analizan las distorsiones provocadas por los aranceles<sup>4</sup>.

Este trabajo intentará aplicar las técnicas desarrolladas para cointegración para datos de panel, en la línea de Calderón (2004a), pero considerando los cambios en las políticas arancelarias. El trabajo continúa con una revisión de la literatura en la sección 2, la presentación del modelo teórico en la sección 3, la sección 4 presenta una descripción de las fuentes de datos. Luego se revisan las características econométricas de la estimación empírica, analizando los test de raíz unitaria, test de cointegración y métodos de estimación del vector de cointegración en la sección 5, los resultados de las estimaciones en la sección 6 y finalmente, las principales conclusiones en la sección 7.

---

<sup>4</sup>Es importante señalar que, en parte, la medición captura el efecto del ciclo sobre la cuenta corriente, por cuanto en la parte buena del ciclo, enfrentamos mayores tasas de crecimiento mundiales, mejores términos de intercambio y a su vez tipos de cambio más apreciados.

## 2. Revisión de la literatura

En primer lugar debemos establecer cual será la definición utilizada en este trabajo para el tipo de cambio real. El tipo de cambio real representa el precio relativo entre las canastas de bienes de 2 países. De esta forma, una apreciación del tipo de cambio real refleja que se hacen más caros los bienes nacionales, es decir se requieren menos bienes que antes para alcanzar la misma canasta de bienes extranjeros.

Cassel (1922) propone la teoría de la paridad del poder de compra (PPP), ella plantea que los niveles de precios de 2 países, expresados en la misma moneda, deben ser iguales. Balassa y Samuelson (1964) proponen que en una economía con bienes no transables lo que explica las diferencia de precios son las diferencias en la productividad, en particular del sector transable. Este efecto se debe a que un aumento de la productividad en el sector transable implica una mayor productividad del trabajo, por lo que el salario debería aumentar. Si suponemos que el factor trabajo es móvil entre sectores, el aumento del salario conduce a un aumento del nivel de precios de los bienes no transables. Por consiguiente, se tiene una apreciación del tipo de cambio real. La literatura sobre este efecto es bastante amplia, Froot y Rogoff (1994) realizan una amplia documentación de los diferentes estudios al respecto.

Edwards (1988) identifica los principales determinantes de movimientos en el tipo de cambio real. De acuerdo a este modelo las variables “fundamentales” corresponden a: términos de intercambio, nivel y composición del consumo de gobierno, tarifas a las importaciones y flujos de capitales. Debido a las disponibilidad de datos Edwards estima el modelo para una muestra de 12 países en vías de desarrollo. Los resultados muestran que existe un efecto negativo y significativo de los términos de intercambio. La relación entre el gasto de gobierno y el PIB, en la mayoría de los casos, no fue significativo. Finalmente, encuentra que el efecto de las tarifas es negativo, similar a los sugerido por la teoría, aunque no es significativamente distinto de cero. La mayor disponibilidad de datos, así como de técnicas de estimación, permiten en la actualidad realizar un mejor estimación a la

realizada por Edwards.

De Gregorio y Wolf (1994) estudian los efectos de los términos de intercambio, la productividad y el gasto del gobierno sobre el tipo de cambio real. Usando un panel de países de la OECD para el período 1970-1985, determinan que las variables son significativas y por lo tanto, explican los movimientos del tipo de cambio real. A pesar de incluir las variables típicamente consideradas como fundamentales, los autores no incluyen el efecto distorsionador de los aranceles.

Lane y Milesi-Ferretti (2004) estiman un modelo que considera como variables fundamentales: la posición de activos externos netos, el producto per capita del sector transable y los términos de intercambio. Los autores muestran que las variables consideradas explican los movimientos del tipo de cambio real, en particular prueban que existe evidencia del efecto generado por la posición neta de activos externos sobre el tipo de cambio real. El método de estimación usado por los autores para estimar el vector de cointegración, es el mismo que uso en este trabajo, sin embargo los autores tampoco consideran los aranceles.

El efecto de la liberalización comercial sobre el tipo de cambio real también ha sido un tema estudiado, Dornbusch (1974) demostró que aumentos en los aranceles producían apreciaciones cambiarias. En el mismo sentido, Edwards (1987) identifica dos efectos. Por un lado, existe un efecto sustitución que refleja el hecho de que ante una disminución de los aranceles se crean incentivos a adquirir bienes importados, cambiando la composición del consumo, disminuyendo la demanda por bienes no transables. Este efecto provoca una caída en el precio de los bienes no transables con la consiguiente depreciación del tipo de cambio real.

Por otra parte, existe también un efecto ingreso que refleja el que los agentes pueden alcanzar la misma canasta de consumo que antes, pero a un costo menor por lo que consumen más de todos los bienes. El precio de los bienes transables se determina internacionalmente, por lo que no puede aumentar, sin embargo sí aumenta el de los no transables. Este aumento del precio de los no transables provoca una caída del tipo de cambio real.

Edwards (1987) propone que salvo que la economía se encuentre muy distorsionada, el efecto que predomina es el de sustitución. Por lo que tras una rebaja de aranceles, en general, deberíamos observar una depreciación del tipo de cambio real.

De la misma forma el efecto de los aranceles sobre las exportaciones podría separarse en los efectos sustitución e ingreso, en la medida que mediante un acuerdo comercial el país A rebaje los aranceles que pagan las importaciones del bien  $j$  realizadas desde el país B. Los consumidores del bien  $j$  en el país A, demandarán el bien  $j$  hasta que el precio de éste se iguale al precio internacional más el arancel pagado por la importación de este bien desde el resto de los países<sup>5</sup> en el país A. De esta manera, si los exportadores del país B pueden arbitrar y obtener como ganancia el diferencial de aranceles, enfrentarán una situación similar a un aumento en los precios de sus productos. Por un lado, esto genera un efecto riqueza al vender sus productos a un mayor precio. Por otro, en la medida que el bien  $j$  sea consumido en el país B el aumento de su precio provocará que los consumidores tengan incentivos a sustituir su consumo por otros bienes, aumentando el consumo de no transables y generando, de esta forma, una apreciación del tipo de cambio real<sup>6</sup>.

Kreinin (1961) estudió los efectos de las rebajas arancelarias sobre las importaciones de EE.UU. en los años 50, concluyendo que, debido a su altísimo nivel inicial, los efectos sobre éstas fueron pequeños. Esto es consistente con la idea de que el efecto que domina es el sustitución, a menos que la economía esté muy distorsionada.

Respecto de estimaciones empíricas del efecto de rebajas arancelarias, López-Córdova (1998) encuentra que existe una relación inversa entre aranceles y el tipo de cambio real. Calderón (2004a) utilizando técnicas de cointegración para datos de panel, estima a través de mínimos cuadrados dinámicos (DOLS) un panel de 67 países en el período 1966-1997.

---

<sup>5</sup>El resto de los países tienen un arancel positivo o mayor al que se cobra a las importaciones desde B.

<sup>6</sup>En el caso de los países en desarrollo, quienes exportan principalmente *commodities*, el efecto riqueza será el que predomine, ya que el consumo de estos productos en el mercado local representa una pequeña porción. Lo anterior debido a que los *commodities* se utilizan más como insumos en la producción que como bienes de consumo.

El autor concluye que existe una relación de largo plazo entre el tipo de cambio real y sus fundamentos, a saber, la posición de activos externos netos, la productividad en los sectores transable y no transable y términos de intercambio. Sin embargo no considera los efectos distorsionadores de los aranceles.

Drine y Rault (2003) estudian los determinantes de largo plazo del tipo de cambio real usando técnicas similares a las de Calderón (2004a). De esta forma, usando una muestra de 45 países, agrupados según continente (Asia, Latinoamérica y África) y con períodos que varían según el grupo estudiado<sup>7</sup>, estiman por medio de Mínimos cuadrados ordinarios modificados (FM OLS)<sup>8</sup> y encuentran que una liberalización comercial es seguida por una depreciación del tipo de cambio real. En este caso, ellos incluyen la política comercial como variable explicativa, sin embargo, sólo consideran la política respecto de las importaciones y no la referente a las exportaciones, por lo que están omitiendo una variable que podría ser relevante. Por otra parte, ellos utilizan como indicador de la política comercial, el porcentaje de importaciones sobre el gasto doméstico y no la tasa de aranceles como es la intención de éste trabajo.

Calderón (2004b) con un panel de 79 países en el período 1973-2003 demuestra que una mayor apertura comercial disminuye la volatilidad del tipo de cambio real y ayuda a atenuar los efectos de shocks sobre las variables fundamentales del tipo de cambio real.

En Chile también se han realizado estudios empíricos de los determinantes del tipo de cambio real. De Gregorio (1996), estima un modelo con datos trimestrales para el período 1982-1994 a través de diferentes métodos. El estudio concluye que aumentos de la productividad generan apreciaciones del tipo de cambio real, resultado similar al de otros estudios.

Céspedes y De Gregorio (1999) usando datos trimestrales para el período 1977-1998

---

<sup>7</sup>El período estudiado corresponde a 1973-1996 para Latinoamérica, 1975-1996 para Asia y 1980-1996 en el caso de Africa.

<sup>8</sup>Como veremos más adelante el estimador DOLS presenta mejores propiedades que FM OLS al corregir los problemas de correlación serial y endogeneidad.

estiman a través de DOLS y encuentran que existe una relación de cointegración entre el TCR y el gasto de gobierno, el diferencial de productividad media del trabajo entre Chile y sus principales socios comerciales, los términos de intercambio y los activos externos netos<sup>9</sup>. Soto (2004) encuentra una relación de largo plazo entre el tipo de cambio real y sus fundamentos. En el mismo estudio, determina que una mayor apertura implica una depreciación del tipo de cambio real. Estudios para Chile con resultados similares son Calderón (2004c) y Cerda, Donoso y Lema (2003).

De esta forma podemos apreciar que el efecto de los aranceles sobre el tipo de cambio real ha sido ampliamente estudiado. Sin embargo, no ocurre lo mismo con las estimaciones empíricas. La literatura no da cuenta de muchos trabajos que estimen empíricamente el efecto de los aranceles. Por un lado, las estimaciones que usan una medida de arancel efectivo, similar a la de este trabajo, no utilizan las técnicas de estimación para cointegración para datos de panel desarrolladas recientemente. Por otro lado, los trabajos empíricos que usan estos recientes métodos de estimación, no usan una medida directa de aranceles, como el arancel efectivo, sino que un índice de apertura comercial, por lo que el efecto medido no es el mismo, ya que aumento de la apertura (en particular importaciones como porcentaje del gasto interno) puede ser reflejo de otros efectos y no sólo de la política arancelaria.

Finalmente, en la literatura no se encuentra evidencia de alguna medición empírica del efecto de los aranceles pagados en el lugar de destino. Probablemente la causa sea la disponibilidad de datos, sin embargo en este trabajo usamos datos correspondientes al arancel efectivo de EE.UU. desagregado por país, éstos son usados como proxy para medir la tasa que los países enfrentan en el resto del mundo. De esta forma, el principal aporte de este trabajo radica en entregar estimaciones para el efecto sobre el tipo de cambio una variable de la cual no existen mediciones.

---

<sup>9</sup>Los activos externos netos corresponden al stock de activos externos en relación al PIB.

### 3. Modelo

#### 3.1. Marco Teórico

El modelo utilizado será similar al usado en Calderón (2004a) y en Lane y Milesi-Ferretti (2004)<sup>10</sup>, ambos basados en el modelo de Obstfeld y Rogoff (1995). Éste consiste en 1 economía pequeña y abierta<sup>11</sup> con bienes transables y no transables en una economía sin dinero. El sector transable produce un bien homogéneo y su precio se determina en un mercado competitivo. Cada agente representativo del país local tiene una dotación de  $\bar{y}_T$  del bien transable en cada período y su consumo en el país local es cero. Por su parte cada agente tiene poder monopólico sobre 1 bien no transable  $Z \in [0,1]$ . Los residentes del país local producen en el intervalo  $[0,n]$  y los del resto del mundo, en  $(n,1]$ . Existen preferencias homogéneas respecto del consumo y el esfuerzo. Finalmente, existen aranceles a las importaciones en ambos países. La función de utilidad intertemporal del agente  $j$  esta dada por<sup>12</sup>:

$$U_t^j = \sum_{s=t}^{\infty} \beta^{s-t} \left[ \frac{\sigma}{\sigma-1} C_s^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} - \frac{\kappa}{2} y_{N,s}^2 \right] \quad (3.1.1)$$

donde  $\beta \in (0,1)$  y  $\sigma, \kappa > 0$ . El índice de consumo ( $C_t$ ), es un índice agregado de consumo de bienes transables ( $C_T$ ) y no transables ( $C_N$ ).

$$C_t = \left[ \gamma^{\frac{1}{\theta}} C_{Tt}^{\frac{\theta-1}{\theta}} + (1-\gamma)^{\frac{1}{\theta}} C_{Nt}^{\frac{\theta-1}{\theta}} \right]^{\frac{\theta}{\theta-1}} \quad (3.1.2)$$

donde  $\theta$  representa la elasticidad intratemporal entre bienes transables y no transables. Existe un activo internacional  $F$  que da un retorno de  $r$ . Por lo que la restricción pre-

<sup>10</sup>Calderón (2004a) utiliza un modelo de 2 economías, mientras que Lane y Milesi-Ferretti (2004) basan su modelo en una economía pequeña y abierta.

<sup>11</sup>Para ver el desarrollo del modelo ver anexo 1.

<sup>12</sup>El término al final de la función de utilidad,  $-\frac{\kappa}{2} y_{N,s}^2$ , captura la desutilidad provocada por la producción de una unidad de producto adicional. Si el esfuerzo está dado por  $-\psi \ell_N$  y la función de producción es  $Y_N = A \ell_N^\alpha$  ( $\alpha < 1$ ), entonces  $\kappa = 2 \frac{\psi}{A^\alpha}$ . Se debe notar que un aumento de productividad  $A$  es capturado por una caída en  $\kappa$ .

supuestaria viene dada por:

$$F_{t+1}^j = (1 + r_t)F_t^j + p_{Nt}(j)y_{Nt}(j) + P_{Tt}^X \bar{y}_{Tt} - P_t C_t^j \quad (3.1.3)$$

donde  $p_{Nt}(j)$  es el precio del bien no transable producido por el agente  $j$  y  $P_{Tt}^X$  es el precio internacional del bien transable. Por su parte el índice de precios al consumidor está dado por:

$$P_t = \left[ \gamma(P_{Tt} + T_{Mt})^{1-\theta} + (1 - \gamma)P_{Nt}^{1-\theta} \right]^{\frac{1}{1-\theta}} \quad (3.1.4)$$

donde  $P_{Tt}$  y  $P_{Nt}$  representan los precios agregados de los bienes transables y no transables en el período  $t$  y  $T_{Mt}$  es el arancel pagado por cada unidad importada del bien transable en el período  $t$ . El tipo de cambio real se define como la relación de precios internos y externos<sup>13</sup>:

$$Q_t = \frac{P_t}{P_t^*} \quad (3.1.5)$$

La demanda que enfrenta el productor de bienes no transables, viene dada por:

$$y_{Nt}^d = \left[ \frac{p_{Nt}(j)}{P_{Nt}} \right]^{-\theta} C_N^A \quad (3.1.6)$$

donde  $C_N^A$  representa el consumo agregado en el país local.

Al resolver el problema del agente representativo, maximizamos la utilidad intertemporalmente, obteniendo las condiciones de primer orden:

$$\frac{C_{Tt+1}}{C_{Tt}} = [\beta(1 + r_{t+1})]^\sigma \left( \frac{P_{Tt+1} + T_{Mt+1}}{P_{Tt} + T_{Mt}} \right)^{-\theta} \left( \frac{P_t}{P_{t+1}} \right)^{\sigma-\theta} \quad (3.1.7)$$

$$C_{Tt} = C_{Nt} \left( \frac{\gamma}{1 - \gamma} \right) \left( \frac{P_{Nt}}{P_{Tt} + T_{Mt}} \right)^\theta \quad (3.1.8)$$

$$\frac{\theta+1}{y_{Nt}^{\frac{\theta+1}{\theta}}} = \left( \frac{\theta-1}{\theta\kappa} \right) C_t^{\frac{\sigma-\theta}{\sigma\theta}} \gamma^{\frac{1}{\theta}} C_{Tt}^{-\frac{1}{\theta}} (C_{Nt}^A)^{1/\theta} \left( \frac{P_{Nt}}{P_{Tt} + T_{Mt}} \right) \quad (3.1.9)$$

<sup>13</sup>Según esta definición aumentos de  $Q$  implican una apreciación del tipo de cambio real.

La ecuación (3.1.7), representa la ecuación de Euler, en que la senda de consumo de los bienes transables depende de la secuencia de los precios. Así, si el nivel agregado de precios con respecto al precio de los transables en el período  $t$ , es menor en relación a su precio futuro, aumenta el consumo presente en desmedro del consumo futuro. Sin embargo, fomenta también la sustitución desde consumo transable a no transable. El primer efecto domina si la elasticidad de sustitución intertemporal  $\sigma$  es mayor a la elasticidad de sustitución intratemporal  $\theta$ , es decir si  $(\sigma > \theta)$ .

La ecuación (3.1.8) refleja la relación entre el consumo de los bienes transables y no transables, que depende de la elasticidad de sustitución intratemporal entre bienes transables y no transables. Si el precio relativo es igual a 1, el consumo de no transables será mayor mientras menor sea el parámetro  $\gamma$ . En equilibrio la oferta de bienes no transables, se comporta según la ecuación (3.1.9), notar que mientras mayor el índice de consumo, menor es el nivel de producción, esto debido al incremento en el ocio junto con el consumo de otros bienes.

### 3.2. Solución

Consideremos el estado estacionario en que todas las variables son constantes<sup>14</sup>. Normalizamos la dotación de transables de manera que el precio relativo de no transables a transables sea igual a 1. Además asumimos que el precio de los bienes transables es igual a 1. En este equilibrio simétrico, el estado estacionario para la producción y el consumo de bienes transables y no transables está dado por:

$$Y_N = C_N = \left( \frac{\theta - 1}{\theta \kappa} \right)^{\frac{\sigma}{1+\sigma}} (1 - \gamma)^{\frac{1}{1+\sigma}} \quad (3.2.1)$$

$$Y_T = C_T = \left( \frac{\gamma}{1 - \gamma} \right) Y_N \quad (3.2.2)$$

---

<sup>14</sup>Para mayores detalles del desarrollo y solución del modelo ver Lane y Milesi-Ferretti (2004), Calderón (2002), Obstfeld y Rogoff (1995).

Luego tomamos una aproximación loglineal en torno al estado estacionario. Definiendo  $\tilde{X} \equiv dX/X_0$ , que representa el cambio porcentual respecto del estado estacionario. En este caso:

$$\tilde{C}_T = r\tilde{F} + \tilde{Y}_T + \tilde{P}_T^X - \tilde{P}_T - \tilde{T}^M \quad (3.2.3)$$

donde  $\tilde{F} \equiv dF/C_{T,0} = (1/\gamma)(dF/Y_0)$  y  $\tilde{T}^X \equiv dT^X/P_{T,0}$ . Log-linealizando en torno al estado estacionario para la demanda y oferta de no transables tenemos que:

$$\tilde{Y}_N = \tilde{C}_N = \tilde{C}_T - \theta(\tilde{P}_N - \tilde{P}_T) + \theta\tilde{T}^M \quad (3.2.4)$$

$$\tilde{Y}_N = \tilde{C}_N = \left(\frac{\sigma - \theta}{\sigma + 1}\right) \gamma(\tilde{P}_N - \tilde{P}_T) - \frac{\sigma - \theta}{\sigma + 1} \gamma\tilde{T}^M + \left(\frac{\sigma}{\alpha(\sigma + 1)}\right) \tilde{A}_N \quad (3.2.5)$$

Combinando las ecuaciones (3.2.3), (3.2.4) y (3.2.5) llegamos a una expresión para los precios relativos:

$$\tilde{P}_N - \tilde{P}_T = \frac{\sigma + 1}{\theta(\sigma + 1) + \gamma(\sigma - \theta)} \left[ r\tilde{F} + \tilde{Y}_T + \tilde{P}_T^X - \tilde{P}_T - \tilde{T}^M - \frac{\sigma}{\alpha(\sigma + 1)} \tilde{A}_N \right] + \tilde{T}^M \quad (3.2.6)$$

donde  $\tilde{F}$  representa la relación activos externos netos a PIB y  $\tilde{A}_N$  la productividad del sector no transable. Análogamente para el país extranjero, tenemos que<sup>15</sup>:

$$\tilde{P}_N^* - \tilde{P}_T^* = \frac{\sigma + 1}{\theta(\sigma + 1) + \gamma(\sigma - \theta)} \left[ -\left(\frac{n}{1-n}\right) r\tilde{F} + \tilde{Y}_T^* + \tilde{P}_T^M - \tilde{P}_T^* - \tilde{T}^{*M} - \frac{\sigma}{\alpha(\sigma + 1)} \tilde{A}_N^* \right] + \tilde{T}^{*M} \quad (3.2.7)$$

Por su parte, respecto de la ecuación de tipo de cambio real, en la ecuación (3.1.5) la definimos como la razón de precios internos y externos. Bajo el supuesto de preferencias homogéneas, introduciendo (3.1.4) en (3.1.5), llegamos a una expresión para el logaritmo del tipo de cambio real de la forma:

$$q_t = p_t - p_t^* = \gamma(p_{Tt} - p_{Tt}^*) + (1 - \gamma)(p_{Nt} - p_{Nt}^*) \quad (3.2.8)$$

---

<sup>15</sup>Estamos suponiendo que las exportaciones del país externo son consumidas por el país local, de manera que  $P_T^{*X} = P_T^M$ . Además asumimos que  $nF_{t+1} + (1-n)F_{t+1}^* = 0$ .

donde las minúsculas representan el logaritmo natural de las variables en mayúsculas, es decir  $x = \ln X$ . Reordenando podemos definir como:

$$q_t = x_t + z_t = (p_{Tt} - p_{Tt}^*) + (1 - \gamma)(p_{Nt} - p_{Tt}) - (1 - \gamma)(p_{Nt}^* - p_{Tt}^*) \quad (3.2.9)$$

donde  $x_t \equiv (p_{Tt} - p_{Tt}^*)$  refleja el precio relativo de los bienes transables en el país local versus el resto del mundo. El precio relativo entre los bienes no transables y los bienes transables está representado por  $z_t \equiv (1 - \gamma)(p_{Nt} - p_{Tt}) - (1 - \gamma)(p_{Nt}^* - p_{Tt}^*)$ . De ésta última ecuación podemos obtener las variaciones.

$$\tilde{q}_t = \tilde{x}_t + \tilde{z}_t = (\tilde{P}_{Tt} - \tilde{P}_{Tt}^*) + (1 - \gamma)(\tilde{P}_{Nt} - \tilde{P}_{Tt}) - (1 - \gamma)(\tilde{P}_{Nt}^* - \tilde{P}_{Tt}^*) \quad (3.2.10)$$

De acuerdo a Engel (2000)  $x_{it}$ , que representa los precios relativos de los bienes transables, debería comportarse como un proceso estacionario. Si pensamos que las desviaciones de la ley de un sólo precio para los bienes transables dependen de los costos de transacción, podemos aproximar su comportamiento mediante efectos fijos temporales y por país, de manera que:

$$x_{it} = \eta_i + \mu_t \quad (3.2.11)$$

Por su parte reemplazando (3.2.6) y (3.2.7) en  $\tilde{z}_{it}$ , podemos obtener que:

$$\begin{aligned} \tilde{z}_{it} = & \frac{\Psi r}{(1-n)} \tilde{F}_{it} + \Psi \left( \tilde{Y}_T - \tilde{Y}_T^* \right)_{it} + \Psi \left( \tilde{P}_T^X - \tilde{P}_T^M \right)_{it} + (\Psi + \gamma - 1) \left( \tilde{T}^{*M} - \tilde{T}^M \right)_{it} - \\ & \left( \frac{\sigma \Psi}{\alpha(\sigma + 1)} \right) \left( \tilde{A}_N - \tilde{A}_N^* \right)_{it} + \xi_{it} \end{aligned} \quad (3.2.12)$$

donde  $\Psi = \frac{(1-\gamma)(1+\sigma)}{\theta(1+\sigma)+\gamma(\sigma-\theta)}$ ,  $0 < \Psi$ . De la ecuación anterior podemos obtener la expresión en niveles:

$$\begin{aligned} z_{it} = & \frac{\Psi r}{(1-n)\gamma} \left( \frac{F}{Y} \right)_{it} + \Psi \ln \left( \frac{Y_T}{Y_T^*} \right)_{it} + \Psi \ln \left( \frac{P_T^X}{P_T^M} \right)_{it} + (\Psi + \gamma - 1) \left( \frac{T^{*M}}{P^X} \right)_{it} - \\ & (\Psi + \gamma - 1) \left( \frac{T^M}{P^M} \right)_{it} - \left( \frac{\sigma \Psi}{\alpha(1 + \sigma)} \right) \ln \left( \frac{A_N}{A_N^*} \right)_{it} + \xi_{it} \end{aligned} \quad (3.2.13)$$

Finalmente reemplazando (3.2.11) y (3.2.13) en (3.2.9) y reordenando tenemos que:

$$q_{it} = x_{it} + z_{it} \quad (3.2.14)$$

$$\eta_i + \mu_t + \beta_1 \ln \left( \frac{Y_T}{Y_T^*} \right)_{it} + \beta_2 \ln \left( \frac{A_N}{A_N^*} \right)_{it} + \beta_3 \ln \left( \frac{P_T^X}{P_T^M} \right)_{it} + \beta_4 \left( \frac{F}{Y} \right)_{it} + \beta_5 \left( \frac{T^{*M}}{P^X} \right)_{it} + \beta_6 \left( \frac{T^M}{P^M} \right)_{it} + \xi_{it}$$

De esta forma la ecuación (3.2.14) será la ecuación a estimar. Donde,  $Y_T$  la productividad del sector transable,  $A_N$  la productividad del sector no transable,  $\frac{P_T^X}{P_T^M}$  los términos de intercambio,  $\frac{F}{Y}$  corresponde a los activos externos netos y por último,  $\frac{T^{*M}}{P^X}$  y  $\frac{T^M}{P^M}$  las tasas arancelarias a las importaciones pagadas en el país extranjero y en el país local, respectivamente.

El parámetro  $\psi$  depende de  $\gamma$ ,  $\sigma$  y  $\theta$ . Recordemos que  $\gamma$  corresponde a la participación de los bienes transables en la canasta de consumo. De la especificación de  $\psi$  se puede desprender que éste cae, a medida que  $\gamma$  crece. Por su parte,  $\sigma$ , que representa la elasticidad de sustitución intertemporal del consumo, tiene el mismo efecto sobre  $\psi$ , es decir, a medida que crece  $\sigma$ ,  $\psi$  cae. Por último,  $\theta$  que representa la elasticidad de sustitución intratemporal, también tiene una relación inversa con  $\psi$ . En resumen, a mayor elasticidad de sustitución, ya sea intratemporal o intertemporal, y a mayor participación de los transables en la canasta de consumo, menor  $\psi$ . Además  $\psi > 0$

De lo anterior se puede desprender que:  $\beta_1 = \psi > 0$ ;  $\beta_2 = -\frac{\sigma\Psi}{\alpha(1+\sigma)} < 0$ ;  $\beta_3 = \psi > 0$ ;  $\beta_4 = \frac{\Psi r}{(1-n)\gamma} > 0$ ;  $\beta_5 = (\Psi + \gamma - 1) \geq 0$ ;  $\beta_6 = -(\Psi + \gamma - 1) \leq 0$

Destaca que el valor de  $\beta_5$  y  $\beta_6$  es igual pero con signo contrario, además podemos expresar  $(\Psi + \gamma - 1)$  como  $(\Psi - (1 - \gamma))$ . Donde  $\psi$  captura el efecto ingreso, efecto similar al generado por un aumento de los términos de intercambio, y  $(1 - \gamma)$  el efecto sustitución. Así los valores de  $\beta_5$  y  $\beta_6$  dependerán del factor que domine.

Si consideramos que una mayor productividad del país local en el sector transable respecto del país extranjero, debería reflejarse en que el precio de los bienes no transables debería aumentar más rápido en el país local (efecto Balassa-Samuelson) por lo que,  $\beta_1 > 0$  y  $\beta_2 < 0$ .

Un aumento de los precios relativos de los bienes exportados sobre los importados,

debería generar un efecto riqueza, y con esto provocar una apreciación del tipo de cambio real, es decir  $\beta_3 > 0$ . Considerando que un país que presente gran cantidad de compromisos —o menor cantidad de activos externos— deberá generar un superávit en su balanza comercial con el fin de servir esa deuda, una disminución de los activos externos netos requerirá un tipo de cambio real más depreciado. Por su parte, Obstfeld y Rogoff (1995) argumentan que una transferencia hacia el país extranjero reduce la riqueza del país local, afectando los precios relativos, por lo que esperaríamos que  $\beta_4 > 0$ .

Con respecto a los aranceles a las importaciones pagados en el exterior, una rebaja a los aranceles que pagan las exportaciones en el país extranjero, generaría la posibilidad de ganar el diferencial de aranceles que ese país le cobra al resto del mundo, o también que la mayor demanda por ese bien en el país extranjero aumente su precio internacional<sup>16</sup>, por esto esperamos que  $\beta_5 < 0$ . Los aranceles a las importaciones, como vimos antes, generan 2 efectos que van en direcciones opuestas, éstos son: sustitución e ingreso, Edwards (1987), propone que el efecto que debería dominar sería el de sustitución, por lo que, esperaríamos que  $\beta_6 > 0$ .

---

<sup>16</sup>El primer caso puede ser el de la exportación de un bien homogéneo, como los *commodities*. El segundo sería la exportación de un bien heterogéneo.

## 4. Datos

### 4.1. Construcción y fuentes de datos

Para realizar las estimaciones, contamos con una muestra de 36<sup>17</sup> países y datos anuales para el período 1989 a 2001. A continuación presentamos las fuentes de datos y la forma en que se construyen las variables para estimar la ecuación. Considerando que el fin del estudio es medir el efecto de los cambios arancelarios sobre el tipo de cambio real, la forma de definir el tipo de cambio real será bajo un enfoque bilateral, en que el socio comercial es EE.UU. para todos los países. De esta forma el arancel a las exportaciones de cada país corresponde al arancel cobrado por EE.UU. a sus importaciones.

En primer lugar la variable dependiente, el TCR, la definimos como<sup>18</sup>:

$$q_i = \frac{\left(\frac{P_i}{e_i}\right)}{\left(\frac{P_k}{e_k}\right)} \quad (4.1.1)$$

donde  $P_i$  representa el índice de precios del país  $i$ ,  $e_i$  el tipo de cambio nominal del país  $i$ , el subíndice  $k$  representa al socio comercial  $k$ , en este caso EE.UU. Para el nivel de precios ( $P$ ), usamos el índice de precios al consumidor y para el tipo de cambio nominal ( $e$ ), se usó el correspondiente a moneda local por dólar, ambos obtenidos del Fondo Monetario Internacional (FMI).

La productividad del sector transable, fue medida a través del PIB per cápita de los sectores agricultura, pesca, forestal, minería y manufactura, mientras que para el sector no transable se usó el producto per capita del sector construcción deflactado por el índice de precios de inversión reportado por Summers-Heston. Los datos del producto por sectores fueron obtenidos de las Estadísticas de Cuentas Nacionales de las Naciones Unidas.

Los términos de intercambio, que corresponden a  $P^X/P^M$ , es decir la relación entre

---

<sup>17</sup>Al definir las variables en términos relativos a EE.UU., perdemos un grado de libertad, por lo que en las regresiones contamos sólo con 35.

<sup>18</sup>Notar que según esta definición aumentos de  $q$  implican una apreciación del tipo de cambio real.

el precio de las exportaciones y el de las importaciones, fueron calculados en base a los deflatores de cuentas nacionales de estas variables, es decir, la relación entre las variables en términos nominales y en términos reales. En la base de datos Estadísticas de Cuentas Nacionales de las Naciones Unidas, se publican datos de PIB clasificado según gasto<sup>19</sup>, en términos reales y nominales. De esa forma, se obtienen los deflatores y con ellos se calculan los términos de intercambio<sup>20</sup>.

Los activos externos netos corresponden a la tenencia de activos externos (neta de pasivos) por parte de un país, en la actualidad también se conoce como posición de inversión internacional.

$$AEN_{it} = IEDA_{it} - IEDP_{it} + ICA_{it} - ICP_{it} + DA_{it} - DP_{it} + RI_{it} \quad (4.1.2)$$

Donde IED corresponde a la inversión extranjera directa, IC la inversión de cartera, D a deuda y RI a las reservas internacionales, además las letras A y P se refieren a activos y pasivos, respectivamente. Obviando cambios en la valoración de los activos, condonaciones de deuda y otras operaciones de reducción de deuda, podemos aproximar los cambios en la tenencia de AEN mediante el saldo en la cuenta corriente, de esta forma:

$$\Delta AEN_{it} \cong CC_{it} \quad (4.1.3)$$

Lane y Milesi-Ferretti (2006) construyen estimaciones de los activos externos netos para 145 países durante el período 1970-2004, por lo que los datos fueron obtenidos directamente de los autores.

Como medida del arancel a las importaciones calculamos el arancel efectivo, que corresponde al porcentaje que representa la recaudación por aranceles en las importaciones

---

<sup>19</sup>PIB=C+I+G+X-M.

<sup>20</sup>Los términos de intercambio están disponibles en el Banco Mundial, pero no para toda la muestra que utiliza este estudio. Por esto, y con el fin de obtener todos los datos de la misma fuente y no hacer algún tipo de empalme, se usó los datos obtenidos de las Naciones Unidas. Cabe destacar de igual forma la consistencia entre los datos del Banco Mundial y las Naciones Unidas, para los países disponibles en ambas muestras.

totales. Ambos datos en su mayoría fueron obtenidos del FMI (Government Finance Statistics). Para completar ciertos años en que no existía la información de recaudación por aranceles en el FMI se completó con la información disponible en los Bancos Centrales. La información de recaudación por aranceles fue nuestra principal limitante al momento de extender la muestra de países, considerando que para las demás variables se cuenta con una muestra mayor de países, se hizo el todo lo posible por extender el número de países con información de recaudación por aranceles, llegando de esta forma a los 36 países utilizados finalmente.

Para el caso de los aranceles a las importaciones pagados en el otro país la mejor proxy para medir este efecto corresponde al arancel efectivo de las importaciones de manufactura<sup>21</sup> de EE.UU. clasificados por país<sup>22</sup>, éstos fueron obtenidos de Feenstra, Romalis y Schott (2002). En el trabajo, los autores calculan la recaudación por aranceles a las importaciones manufactureras desagregadas según el país de origen y según el código SIC<sup>23</sup> a 4 dígitos, además del valor de las importaciones totales. De esta forma se puede obtener el arancel efectivo desagregado por país cobrado en EE.UU. a las importaciones manufactureras. A la hora de extender el número de años de nuestra base de datos, ésta variable representa nuestra principal limitante, ya que, el trabajo antes mencionado abarca sólo el período 1989-2001. Finalmente, es interesante constatar que los montos considerados como importaciones de EE.UU. en este estudio representan, en promedio, el 16 % de las exportaciones de los países de la muestra.

---

<sup>21</sup>El sector manufacturero representa el 20 % del empleo en los países de la muestra, por lo que se puede considerar un sector sensible a cambios en la estructura arancelaria.

<sup>22</sup>Estos datos nos entregan una estimación de los aranceles pagados por las exportaciones de los demás países.

<sup>23</sup>Clasificación industrial estándar para EE.UU.

## 4.2. Análisis preliminar de los datos

Antes de realizar las estimaciones dedicaremos algunas páginas a analizar los datos disponibles. La figura 1 muestra como han evolucionado los datos disponibles para el panel de países durante el período de estudio (1989-2001)<sup>24</sup>.

Con respecto al tipo de cambio real, se puede ver que existe suficiente variabilidad, recordemos que las variables están medidas con respecto a EE.UU., podemos ver que existe una amplia gama de trayectorias del TCR. Sin embargo es posible ver un tendencia hacia una apreciación en los primeros años de la muestra para luego, sobre el final observar una depreciación generalizada de los países con respecto a EE.UU.

El producto del sector transable también presenta una gran diversidad de tendencias. Podemos observar que mientras algunos países han aumentado su producto medio con respecto a EE.UU., otros países han disminuido en términos relativos, indicando que la muestra cuenta con elementos como para poder aislar el efecto de mejoras en la productividad del sector transable.

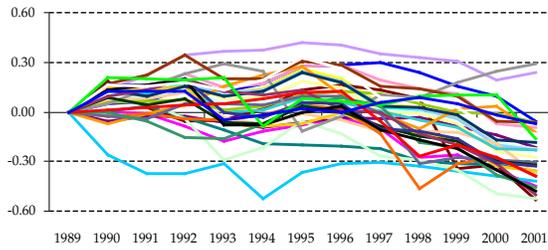
Similar al caso anterior es el caso del sector no transable, ya que se puede apreciar en el gráfico que la muestra cuenta con gran variabilidad en el movimiento del producto medio del sector no transable, relativo a Estados Unidos.

Si bien los términos de intercambio muestran una cierta dispersión a través de la muestra, existe una tendencia temporal que lleva a observar un movimiento relativamente conjunto de los países. Esto se explica principalmente debido al efecto del ciclo económico mundial sobre el total de países. Sin embargo, es posible apreciar un gran cruce entre las tendencia de los diferentes países a través de la muestra. Lo anterior producto de los diferentes efectos que genera el ciclo económico sobre los términos de intercambio de cada país.

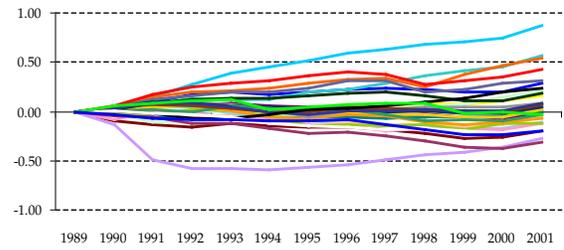
---

<sup>24</sup>Como veremos más adelante, 2 países presentan características de outliers, por lo que en los gráficos y estadísticas presentadas en este capítulo no fueron considerados.

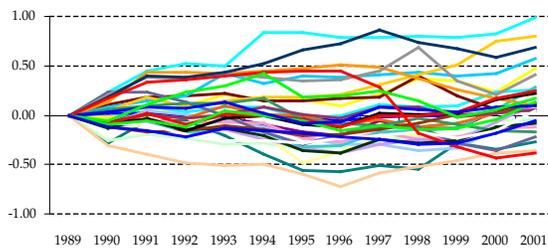
Figura 1: EVOLUCIÓN DE LAS DIFERENTES VARIABLES A TRAVÉS DE PERÍODO DE ANÁLISIS.



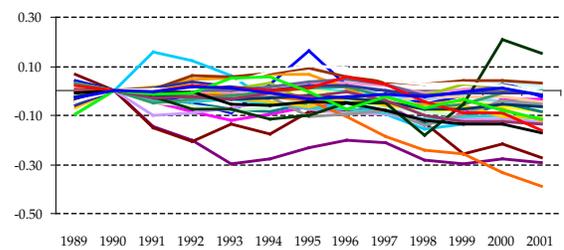
(a) Tipo de Cambio Real.



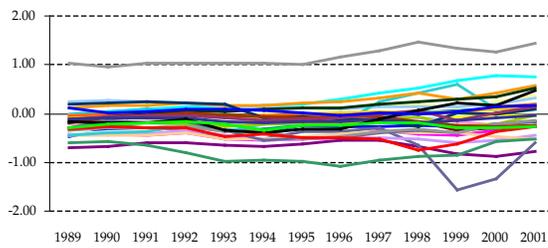
(b) Producto del Sector Transable.



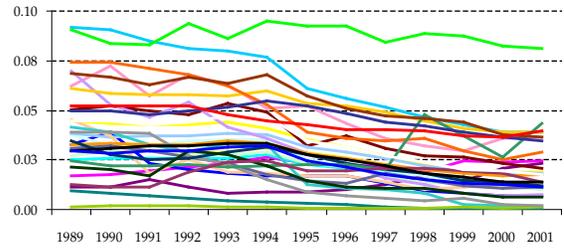
(c) Producto del Sector No Transable.



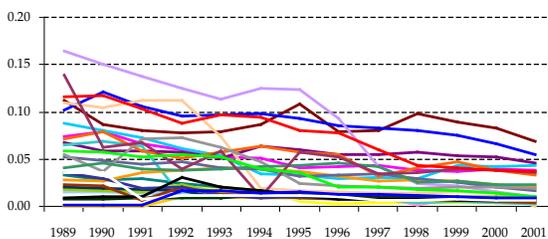
(d) Términos de Intercambio.



(e) Activos Externos Netos.



(f) Aranceles a las Importaciones del país externo.



(g) Aranceles a las Importaciones.

Al observar los activos externos netos, vemos que los niveles de activos, relativos al PIB, no varían mucho a través del tiempo. Sin embargo contamos con una variada muestra a través de países, con diferentes de niveles de activos externos netos.

Los aranceles a las importaciones del país externo parecen tener un grado de dispersión adecuado, ya que no se observa excesiva concentración de éstos en algún nivel en particular. Destaca el hecho de que estos aranceles presentan una tendencia temporal, esta tendencia es hacia una disminución acorde a los procesos de integración comercial que motivan esta trabajo.

Finalmente, los aranceles a las importaciones muestran una clara tendencia a la baja a través del tiempo, pero aún así vemos que la muestra de países es diversa en cuanto al nivel de las tasas arancelarias.

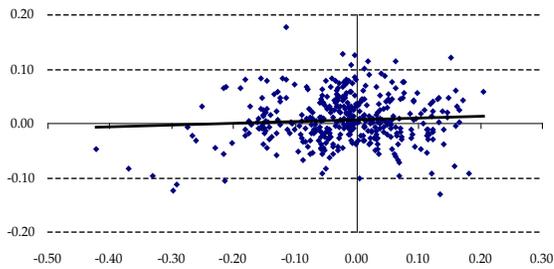
### **4.3. Análisis de correlación**

Para tener una primera aproximación a la relación existente entre las variables y el tipo de cambio real realizamos un análisis de correlación. Considerando que las series no son estacionarias sino que son  $I(1)$ , realizamos este ejercicio con las series diferenciadas.

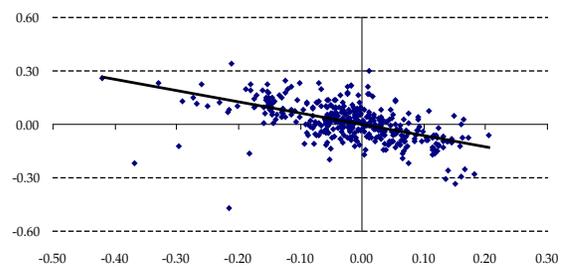
En la figura 2 se presentan los gráficos de dispersión entre cada una de las variables y el tipo de cambio real. Se aprecia que el producto del sector no transable y la tasa arancelaria pagada por las exportaciones en el lugar de destino, presentan una correlación negativa con el tipo de cambio. Por su parte, la correlación entre el resto de las variables —la productividad del sector transable, los términos de intercambio, los activos externos netos y el arancel a las importaciones— y el tipo de cambio real es positiva. Este efecto queda aún más claro al calcular las correlaciones. El siguiente cuadro muestra las correlaciones entre las variables y el tipo de cambio real, calculadas de 2 formas. Primero considerando la muestra completa y luego la correlación calculada para cada país en particular.

Como se ve en el cuadro 1, cuando consideramos la muestra completa de países, la

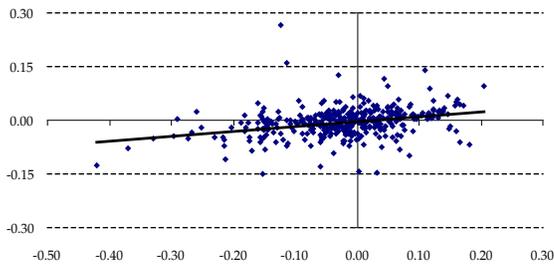
Figura 2: DISPERSIÓN ENTRE LAS VARIABLES Y EL TIPO DE CAMBIO REAL.



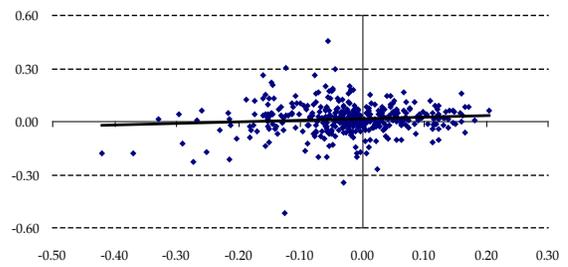
(a) Producto del Sector Transable.



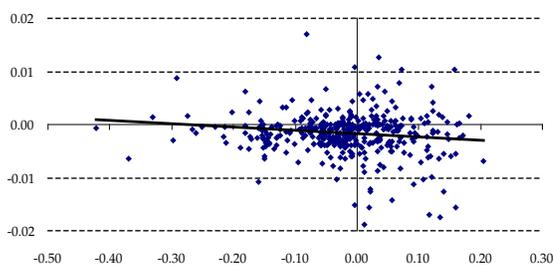
(b) Producto del Sector No Transable.



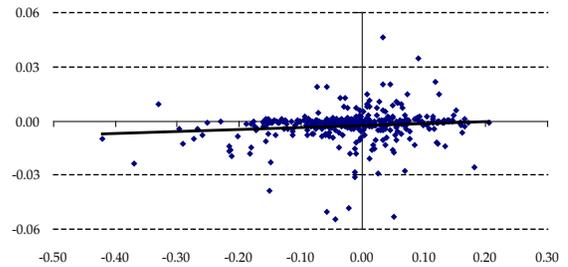
(c) Términos de Intercambio.



(d) Activos Externos Netos.



(e) Aranceles a las Importaciones en el país externo.



(f) Aranceles a las Importaciones.

Cuadro 1: Correlación con el TCR

	YT	YNT	TOT	NFA	ARM*	ARM
<b>Muestra completa</b>	0.06	-0.53	0.32	0.08	-0.13	0.11
<b>Promedio</b>	0.04	-0.53	0.40	0.10	-0.09	0.19
<b>Países c/ corr. Positiva</b>	17	5	27	19	14	28
<b>Países c/ corr. Negativa</b>	16	28	6	14	19	5

productividad del sector transable (YT) presenta una correlación positiva con el TCR. Ahora bien, si analizamos la correlación por países vemos que en 17 de los 33 países la correlación es positiva, lo que está de acuerdo a lo esperado, ya que, el efecto Balassa-Samuelson debería reflejarse en una apreciación del TCR cuando se observa un aumento en la productividad del sector transable.

Similar es el caso del sector no transable (YNT), la teoría nos dice que aumentos de la productividad en el sector no transable deberían reflejarse en depreciaciones. Este hecho se ve claramente sustentado por los datos, ya que la correlación, cuando utilizamos el total de la muestra, es negativa. De igual forma, cuando realizamos el ejercicio por países vemos que en 28 de los 33 el efecto es negativo y que el promedio de los coeficientes de correlación es igual al coeficiente calculado para el total de la muestra.

Con respecto a los términos de intercambio, observamos que éstos presentan una correlación positiva independiente de si analizamos la muestra completa o cada país por separado, en este último caso se observa que la gran mayoría (27 países) muestra una correlación positiva.

El caso de los activos externos netos (NFA) es similar, ya que el signo de la correlación con la muestra completa es positivo. De igual forma, cuando consideramos la correlación en cada país por separado, vemos que en 19 se encuentra una correlación positiva y en 14 negativa.

Al analizar los aranceles a las importaciones del país externo (ARM\*) también se confirma lo esperado, es decir el coeficiente es negativo, reflejando el hecho de que disminuciones arancelarias por parte de nuestros socios comerciales, generan una apreciación del TCR. Cuando observamos la muestra por países vemos que en la mayoría de estos el efecto es negativo.

Finalmente, con respecto a los aranceles a las importaciones (ARM), se observa que la correlación es positiva, reflejando que una baja de los aranceles a los bienes importados genera una depreciación del tipo de cambio. Por países se confirma la relación, en 28 de los 33 el efecto es positivo.

## 5. Estimación

Debido a que estudios anteriores sobre tipo de cambio real, han encontrado evidencia de que las variables a utilizar presentan raíz unitaria, debemos realizar un test de raíz unitaria y posteriormente examinar la eventual presencia de una relación de largo plazo.

### 5.1. Test de raíz unitaria

Para confirmar la existencia de raíz unitaria en todas las variables, debemos realizar un test de raíz unitaria para datos de panel. Los test de raíz unitaria para datos de panel son similares a los test de raíz unitaria utilizados en series de tiempo. Existe una serie de test de raíz unitaria para datos de panel, éstos se pueden dividir en 2 grupos dependiendo de si restringen el proceso autorregresivo a través de las series (cross-section). Consideremos el siguiente proceso AR(1) para una muestra de N series para T períodos:

$$y_{it} = \alpha_i y_{it-1} + X_{it} \delta_i + \varepsilon_{it} \quad (5.1.1)$$

Donde  $i=1, \dots, N$  y  $t=1, \dots, T$ . La variable  $\alpha_i$  corresponde al coeficiente autorregresivo,  $X_{it}$  representa las variables exógenas en el modelo, incluidas tendencias y efectos fijos, por último  $\varepsilon_{it}$  corresponde a los errores.

En este modelo si  $\alpha_i = 1$  se dice que  $y$  tiene raíz unitaria. Para testear la existencia de raíz unitaria en datos de panel, podemos hacer 2 supuestos respecto del valor de  $\alpha_i$ . En primer lugar, podemos asumir que el coeficiente autorregresivo es igual para todas las series, en este caso  $\alpha_i = \alpha$  para todo  $i$ . Los test de Levin, Lin y Chu, Breitung y Hadri ocupan este supuesto. Por otra parte, los test de Im, Pesaran y Shin, Fisher-ADF y Fisher-PP, permiten a  $\alpha_i$  variar a través de series o cross-section.

Debido a su mayor flexibilidad, en esta oportunidad utilizaremos los test del segundo grupo, es decir aquellos en que el coeficiente  $\alpha_i$  puede variar a través de las series. En

particular usaremos el test de Im, Pesaran y Shin (2003)<sup>25</sup>. A continuación presentamos una breve revisión de sus fundamentos. El test de Im, Pesaran y Shin consiste en estimar la siguiente regresión para cada serie:

$$\Delta y_{it} = \alpha_i y_{it-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \beta_{ij} \Delta y_{it-j} + X'_{it} \delta + \varepsilon_{it} \quad (5.1.2)$$

con la hipótesis nula de raíz unitaria para todas las series:

$$H_0 : \alpha_i = 0 \text{ para todo } i$$

Versus la alternativa, donde una fracción de la series son estacionarias:

$$H_1 : \begin{cases} \alpha_i = 0 & \text{para } i = 1, 2, \dots, N_1 \\ \alpha_i < 0 & \text{para } i = N_1 + 1, N_1 + 2, \dots, N \end{cases}$$

Finalmente, el test se realiza computando, el promedio de los test t para cada  $\alpha_i$

$$\bar{t} = \frac{\sum_{i=1}^N t_i(\alpha_i)}{N}$$

Los valores críticos son computados por Im, Pesaran y Shin (2003). Para remover los efectos temporales comunes a los países, antes de realizar el test, regresionamos las variables contra un set de variables dummies para cada año y efectuamos el test sobre los residuos.

Como se puede apreciar en el Cuadro 2, no se puede rechazar la hipótesis nula en la mayoría de los casos, cuando se realiza el test sobre los niveles de las variables, sólo los aranceles a las importaciones resultan estacionarias, sin embargo debido a la potencia del test<sup>26</sup> y debido a que con muestras más pequeñas éstos aparecen como I(1), tratamos

<sup>25</sup>Para la estimación de éste y el resto de los test, se ha utilizado Gauss 6.0.

<sup>26</sup>La potencia de un test es relevante a la hora de un análisis empírico. Si el test tiene mayor potencia, unas pocas series estacionarias pueden llevar al rechazo de la hipótesis nula y llevarnos aun modelo de series estacionarias cuando no lo son. Por el contrario, si el test tiene baja potencia, podemos concluir que el panel tiene raíz unitaria cuando la mayoría de las series son estacionarias. Karlsson y Lothgren (2000) encuentran que el poder de IPS aumenta monótonicamente con el número de series en el panel, con el largo de las series de tiempo y con una mayor proporción de series estacionarias dentro del panel.

Cuadro 2: Test de Raíz Unitaria para paneles Heterogéneos (Im, Pesaran y Shin)

Variables	Rezagos	Nivel	Diferencia
<b>TCR</b>	1	-0.462	-5.32***
<b>Productividad de Transables</b>	2	0.95	-3.47***
<b>Productividad de no Transables</b>	2	0.53	-7.39***
<b>Términos de intercambio</b>	4	-1.22	-8.3***
<b>Activos Externos Netos</b>	1	1.41	-4.97***
<b>Aranceles a Importaciones*</b>	1	-1.24	-6.11***
<b>Aranceles a Importaciones</b>	1	-2.63***	-7.22***

\* Significativa al 10 %

\*\* Significativa al 5 %

\*\*\* Significativa al 1 %

todas las series como si tuvieran raíz unitaria. Esta situación cambia cuando realizamos el test para las primeras diferencias, en este caso rechazamos para todas las variables. Por lo tanto, tenemos evidencia de que todas las series son  $I(1)$ .

## 5.2. Test de cointegración y estimación del vector de cointegración

Luego de verificar la existencia de raíz unitaria, realizamos el test de cointegración. Para ello, usaremos el test de cointegración de Pedroni (1999) dado que corresponde a uno de los más avanzados y con mayores libertades. Este test presenta 4 características que lo diferencian del resto de test de cointegración. En primer lugar permite testear con múltiples regresores, además permite que los efectos fijos difieran entre los países o cross-section, en tercer lugar permite que el vector de cointegración sea diferente a través de las series, finalmente permite la presencia de heterogeneidad en los errores a través de las series o cross-section.

Pedroni computa 7 posibles test para probar la hipótesis de cointegración en paneles heterogéneos<sup>27</sup> con múltiples regresores. Los 4 primeros se basan en una estimación “within” o intra grupos, mientras los test 5 a 7 están basados en una estimación “between”

<sup>27</sup>La heterogeneidad viene dada por la posibilidad de que los vectores de cointegración sean diferentes para cada serie de tiempo.

o entre grupos. El test está basado en evaluar la estacionaridad de los residuos y da la posibilidad de testear la presencia de heterogeneidad en el coeficiente de autorregresión de los errores, de manera similar a como lo hace el test de Im, Pesaran y Shin en el caso del test de raíz unitaria.

El test se realiza bajo la hipótesis nula de que para cada miembro del panel las variables no cointegran, versus la alternativa de que para cada miembro del panel, existe un vector de cointegración. Este último no necesariamente es el mismo para todas las series. Los valores críticos son tabulados en Pedroni (1999). Como se ve en el Cuadro 3 la hipótesis nula se rechaza en todos los test, por lo tanto podemos inferir que para cada serie existe un vector de cointegración.

Cuadro 3: Test de Cointegración para datos de panel (Pedroni)

	<b>ADF stat</b>	<b>Prob</b>
<b>Test 1</b>	-8.99***	0.00
<b>Test 2</b>	9.96***	0.00
<b>Test 3</b>	11.69***	0.00
<b>Test 4</b>	-451***	0.00
<b>Test 5</b>	12.74***	0.00
<b>Test 6</b>	-11.29***	0.00
<b>Test 7</b>	10.98***	0.00
<i>N° de observaciones</i>	455	
<i>N° de regresores</i>	6	

Por último, debemos estimar el vector de cointegración. Existen diferentes métodos para realizar esta estimación: mínimos cuadrados ordinarios con corrección de sesgo (MCO CS), fully modified least squares (FM OLS) y mínimos cuadrados dinámicos (DOLS).

La estimación a través de FM OLS corrige la variable dependiente usando la matriz de covarianzas de largo plazo y estima por MCO el modelo corregido. DOLS incluye adelantos y rezagos de las variables independientes de manera de obtener coeficientes con mejores propiedades límites. Kao y Chiang (2000) derivan las distribuciones límite

para los estimadores FM OLS y DOLS en regresiones con cointegración y demuestran que son asintóticamente normales. Junto con lo anterior, los autores encuentran que para muestras finitas el estimador MCO presenta un sesgo significativo y determinan que el estimador FM OLS no mejora lo suficiente las estimaciones, sin embargo y a diferencia de éstos, concluyen que el estimador DOLS puede mejorar significativamente las estimaciones. Así considerando la superioridad del estimador DOLS será sobre el que pondremos mayor atención.

El estimador DOLS es la versión para panel del estimador propuesto por Phillips y Loretan (1991) desarrollado posteriormente por Stock y Watson (1993)<sup>28</sup>. Phillips y Loretan (1991) muestran que un modelo de corrección de errores no lineal que incluye adelantos y rezagos de las primeras diferencias de las variables explicativas y rezagos de las relaciones de equilibrio, da cuenta de los problemas de correlación serial y endogeneidad<sup>29</sup>. La existencia de correlación serial viene dada por la posibilidad de correlación entre  $\mu_{1t}$  y  $\mu_{2t}$  en la representación de un proceso cointegrado de la forma:

$$y_{1t} = \gamma y_{2t} + \mu_{1t}$$

$$y_{2t} = \gamma y_{2t-1} + \mu_{2t}$$

Kao, Chiang y Chen (1999) demuestran empíricamente la superioridad del estimador DOLS por sobre FM OLS y MCO en un estudio sobre los efectos de la investigación y desarrollo sobre la productividad de un país así como de sus socios comerciales. Este estimador se obtiene de la siguiente regresión:

$$y_{it} = \alpha_i + x'_{it}\beta + \sum_{j=-k_1}^{k_2} c_{ij}\Delta x_{i,t+j} + v_{it}$$

---

<sup>28</sup>La principal diferencia es que Phillips y Loretan centran su análisis en la estimación de relaciones de cointegración de orden 1 y Stock y Watson extienden este análisis a sistemas con orden máximo de integración de orden  $d$  y con tendencia temporales polinomiales.

<sup>29</sup>La existencia de una relación de cointegración puede generar la presencia de endogeneidad.

## 6. Resultados

En el cuadro 4 se encuentran los resultados de las estimaciones por DOLS, FM OLS, MCO con corrección de sesgo y por MCO. Se puede apreciar que, con excepción de los activos externos netos cuando se estima por DOLS, todas las variables presentan los signos esperados, independiente del método de estimación. Se observa además, que las estimaciones por MCO y MCO con corrección de sesgo, presentan resultados bastante similares entre sí. De la misma forma, los resultados arrojados por las estimaciones a través de DOLS y FM OLS, también muestran similitudes. La estimación a través de MCO y MCO con corrección de sesgo para la productividad de los bienes transables, la productividad de los bienes no transables y los términos de intercambio, presenta, al igual que en otros trabajos, un sesgo a la baja de los coeficientes. Los activos externos netos resultan no significativos en la mayoría de las estimaciones. Por su parte, los aranceles a las importaciones en el país local y en el externo presentan los signos esperados, pero no son significativos, aunque se encuentran muy cercanos a ser aceptados al 10 % cuando se estima por DOLS.

Considerando la superioridad de la estimación por DOLS y para analizar en detalle éstos resultados. En el cuadro 5 se presentan los resultados de la estimación bajo este método y se reportan los resultados obtenidos luego de excluir los activos externos netos.

Podemos ver que los signos y los coeficientes no varían mucho cuando se excluye esta variable. Incluso la significancia de ambas mediciones de los aranceles —a las importaciones en el país local y afuera— mejora siendo muy cercana a ser aceptada al 10 %. De esta forma el efecto de un aumento de productividad de 1 % implicaría una apreciación de 0,35 %. Esta cifra es levemente inferior a la estimada por Calderón (2002), pero dentro de los rangos encontrados por otros trabajos. Esto último se puede apreciar en el cuadro 9, donde se reportan los principales resultados encontrados por otros autores. Este cuadro incluye en la última columna, a modo de comparación, los resultados de la estimación realizada por Gay y Pelegrini (2003) para la economía Argentina.

Cuadro 4: Estimación del vector de cointegración. (Diferentes métodos)

Período 1989-2001	DOLS	FM OLS	MCO CS	MCO
<b>VARIABLES</b>				
<b>Productividad de Transables</b>	0.36 (3.26)***	0.30 (3.35)***	0.06 (0.85)	0.12 (1.87)**
<b>Productividad de no Transables</b>	-0.51 (-10.15)***	-0.50 (-8.69)***	-0.23 (-5.59)***	-0.22 (-6.14)***
<b>Términos de intercambio</b>	0.83 (5.55)***	0.82 (5.33)***	0.66 (6.11)***	0.63 (6.71)***
<b>Activos Externos Netos</b>	-0.02 (-0.41)	0.04 (-0.35)	0.06 (1.48)*	0.04 (1.32)*
<b>Aranceles a Importaciones*</b>	-1.39 (-1.02)	-1.25 (-1.04)	-3.41 (-3.70)***	-2.62 (-3.64)***
<b>Aranceles a Importaciones</b>	0.45 (1.22)	0.12 (1.08)	0.15 (0.53)	0.46 (2.16)**
<b>N° de Países</b>	35	35	35	35
<b>N° de observaciones</b>	455	455	455	455

La productividad en el sector no transable, presenta el signo esperado, indicando que un aumento en la productividad de este sector, lleva a una depreciación del tipo de cambio real. Así un aumento de la productividad en este sector de 1% generaría una depreciación de 0,50%. Este resultado es marginalmente superior al encontrado por Calderón (2002), pero menor al estimado por Gay y Pelegrini (2003) para la economía Argentina. Los términos de intercambio presentan el signo esperado. La estimación indica que un aumento de 1% de éstos, genera una apreciación de entre un 0,81% y un 0,83%, resultado marginalmente superior al obtenido en trabajos anteriores.

Los activos externos netos presentan el signo contrario al esperado, pero no se puede rechazar la hipótesis de que el coeficiente sea igual a cero. El coeficiente de los aranceles a las importaciones del país externo, tiene el signo esperado, pero no alcanza a ser significativa al 10%, aunque se encuentra en el límite. La estimación indica que una caída de los

Cuadro 5: Estimación del vector de cointegración

Período 1989-2001	DOLS			
	Variables	Coefficiente	Prob	Coefficiente
Productividad de Transables	0.36	0.00	0.35	0.00
Productividad de no Transables	-0.51	0.00	-0.50	0.00
Términos de intercambio	0.83	0.00	0.81	0.00
Activos Externos Netos	-0.02	0.36		
Aranceles a Importaciones*	-1.39	0.15	-1.51	0.13
Aranceles a Importaciones	0.45	0.14	0.50	0.11
<i>N</i> <sup>o</sup> de Países	35		35	
<i>N</i> <sup>o</sup> de observaciones	455		455	

aranceles pagados por las exportaciones de un país, en su lugar de destino, de 1 % genera una apreciación real de entre 1,39 % y 1,51 %.

Finalmente, con respecto al efecto sobre el tipo de cambio de una variación en los aranceles a las importaciones, el coeficiente tiene el signo esperado e indica que una reducción de 1 % del arancel promedio genera una depreciación de entre 0,45 % y 0,50 %. Este efecto sería superior al encontrado por Drine y Rault (2003). El resultado además confirma el hecho de que el efecto que predomina es el de sustitución, así, una reducción de aranceles provoca un mayor consumo de bienes transables en desmedro de los no transables, y con esto una caída en el precio relativo de los últimos.

Considerando que el efecto de las productividades puede ser analizado de manera conjunta, ya que la productividad de un sector (transable) se puede expresar en términos relativos con respecto al otro sector (no transable), realizamos el ejercicio de estimar el modelo usando como variable de productividad, la relación entre el sector transable y el no transable. En el cuadro 6 se presentan los resultados obtenidos bajo esta estimación. En él se observa que aunque la mayoría de los coeficientes no sufren cambios de manera significativa, si varía el coeficiente de los aranceles a las exportaciones. Este se hace significativo al 10 % cuando estimamos excluyendo los activos externos netos o cuando separamos los términos de intercambio, entre el deflactor de las importaciones y el de las exportaciones.

Cuadro 6: Estimación del vector de cointegración

Período 1989-2001	DOLS					
	Coef	Prob	Coef	Prob	Coef	Prob
<b>Productividad Relativa</b>	0.53	0.00	0.53	0.00	0.51	0.00
<b>Términos de intercambio</b>	0.85	0.00	0.86	0.00		
<b>Deflactor Exportaciones</b>					1.22	0.00
<b>Deflactor Importaciones</b>					-0.70	0.00
<b>Activos Externos Netos</b>	0.00	0.47				
<b>Aranceles a Importaciones*</b>	-1.70	0.10	-1.71	0.10	-1.91	0.06
<b>Aranceles a Importaciones</b>	0.44	0.15	0.45	0.14	0.39	0.16
<i>N° de Países</i>	35		35		35	
<i>N° de observaciones</i>	455		455		455	

De esta forma podemos sostener que una disminución de un 1 % de los aranceles pagados por las exportaciones de un país en su lugar de destino, apreciará su tipo de cambio real en torno a un 1,7 %. De igual forma una disminución de los aranceles a las importaciones depreciará el tipo de cambio en torno a un 0,4 %, resultado similar al de otros estudios (Cuadro 9).

Para evaluar la robustez de los resultados anteriores, realizamos un ejercicio para testear la presencia de outliers. Esta prueba consiste en la estimación del modelo sacando de la muestra a un país. Este ejercicio se repite hasta estimar el modelo habiendo eliminado a todos los países, por lo tanto, estimamos 35 veces pero sólo con 34 países cada vez. El resultado que esta estimación arrojó fue que al eliminar Argentina e India los coeficientes cambiaban, lo mismo ocurrió con la significancia de los coeficientes. Por esto, se realizó el test de outliers de Hadi (1994), que corrige los problemas de “masking y swamping”<sup>30</sup>. Tal como era esperable, el test arrojó que las observaciones de Argentina e India presentaban

<sup>30</sup>El problema de masking se produce cuando un outlier sesga la media y la covarianza estimadas, haciendo que otros outliers no parezcan serlo a menos que se elimine el primero. El problema de swamping ocurre cuando un outlier, o un grupo de éstos, sesga de tal manera la media y la covarianza estimadas, que convierte, o hace ver como outliers, a observaciones que, en ausencia de los verdaderos outliers, serían consideradas normales.

Cuadro 7: Estimación del vector de cointegración

Período 1989-2001	DOLS					
	Coef	Prob	Coef	Prob	Coef	Prob
<b>Productividad Relativa</b>	0.13	0.01	0.12	0.01	0.11	0.01
<b>Términos de intercambio</b>	0.66	0.00	0.75	0.00		
<b>Deflactor Exportaciones</b>					0.73	0.00
<b>Deflactor Importaciones</b>					-0.58	0.00
<b>Activos Externos Netos</b>	0.07	0.10			0.07	0.01
<b>Aranceles a Importaciones*</b>	-0.82	0.25	-0.72	0.28	-0.79	0.23
<b>Aranceles a Importaciones</b>	1.50	0.00	1.26	0.01	1.27	0.00
<i>Nº de Países</i>	33		33		33	
<i>Nº de observaciones</i>	429		429		429	

características de outlier. Por esto se realizó la estimación con 33 países, los resultados de estas estimaciones se reportan en el cuadro 7.

En primer lugar, se observa que el coeficiente de la productividad relativa cae, acercándose a los resultados obtenidos por Drine y Rault (2003) y De Gregorio (1994). De esta forma, el efecto estimado que genera un aumento en la productividad relativa de 1%, es una apreciación del tipo de cambio real de 0,12%. De igual forma, la nueva estimación sugiere que el efecto de los términos de intercambio es menor al estimado inicialmente. Así, las nuevas estimaciones para esta variable, implican que una mejora de los términos de intercambio de 1%, aprecia el tipo de cambio en torno a 0,7%. Estos resultados son muy similares a los entregados por otros estudios como Calderón (2002) y Gay y Pelegrini (2003). Cuando separamos el índice de términos de intercambio entre el deflactor de las exportaciones y el de las importaciones, obtenemos resultados similares a los de De Gregorio (1994), es decir comparado con el valor asociado a los términos de intercambio, el coeficiente del deflactor de las exportaciones sube marginalmente mientras que el coeficiente de las importaciones cae y cambia su signo<sup>31</sup>. Sin embargo, los coeficientes obtenidos para

<sup>31</sup>El cambio de signo es producto de que el indicador de términos de intercambio refleja el precio relativo de las exportaciones v/s las importaciones, por lo que un aumento del precio de los importables hace caer los términos de intercambio.

estas tres variables son mayores a los encontrados por De Gregorio (1994). Con respecto a los activos externos netos, éstos se hacen significativos y con el signo esperado. El resultado es similar al obtenido por Drine y Rault (2003), evidenciando que una mayor tenencia de activos externos aprecia el tipo de cambio real.

El principal cambio en las estimaciones, al excluir de la muestra a los países considerados outliers, corresponde a los coeficientes de los aranceles a las importaciones y a las importaciones del país externo. Aunque el coeficiente correspondiente al arancel a las importaciones del país externo continúa presentando el signo esperado, su valor disminuye y deja de ser significativo. De esta forma, de acuerdo a nuestras estimaciones, la rebaja de un 1 % en el arancel pagado por las exportaciones en el lugar de destino, genera una apreciación del tipo de cambio real del orden de 0,8 %. Una situación diferente ocurre con el coeficiente que mide el efecto provocado por el cambio en el arancel a las importaciones. En este caso, la variable se hace significativa al 1 % y aumenta su valor desde niveles de 0,5 % hasta valores cercanos a 1,3 %. Este resultado reafirma la idea de que las rebajas arancelarias derivan en una depreciación del tipo de cambio real. Este resultado es mayor al estimado en Drine y Rault (2003).

Algunas restricciones sobre los parámetros que surgen del modelo teórico son  $\beta_1 = \beta_3$  y  $\beta_5 = -\beta_6$ . En ambos casos se puede apreciar que éstas difícilmente se cumplen. La explicación puede encontrarse en las limitaciones de la estimación. Entre éstas se encuentra el hecho de que al considerar sólo EE.UU., podemos estar dejando fuera parte importante de los precios relevantes para algunos países de la muestra. Así, en estos países no se observan cambios en sus niveles de precios, y por tanto su tipo de cambio real, luego de enfrentar rebajas arancelarias en EE.UU. Junto con lo anterior, considerar sólo el sector manufacturero, también puede afectar la estimación de países en que este sector no sea relativamente importante. Otra limitación dice relación con medir el tipo de cambio real en base a un índice. Hacerlo de esta forma, permite capturar sólo el efecto de cambios en las variables a través del tiempo y no los efectos de tener un nivel de aranceles más alto que otro país. En otras palabras, no podemos sacar conclusiones entre países, por cuanto

el nivel del índice de precios de una economía, tendrá relación sólo con los niveles de tasas arancelarias o niveles de producto de la misma economía.

Otros resultados interesantes son reportados en el cuadro 8 en el anexo. En él presentamos los resultados luego de incluir una variable dummy que aísla el hecho de que un país presente un regimen cambiario de tipo de cambio fijo durante algunos años. Los resultados confirman las magnitudes de los coeficientes de la mayoría de las variables, salvo las estimaciones para los aranceles. Cuando consideramos los coeficientes que resultan de las estimaciones con tipo de cambio flexible se observa que ambos aumentan su magnitud y en particular, el coeficiente que acompaña a los aranceles a las importaciones en el país externo se acerca a la significancia al 10 %. Sin embargo, es curioso que la medición con tipo de cambio fijo genere el cambio de signo de éstas variables. Lo esperable es que aquellos países con regimen cambiario fijo presenten algún rezago en el ajuste del tipo de cambio real, lo anterior, producto de que cambios en el nivel del tipo de cambio real se generan luego de variaciones en el precio de los bienes no transables. En otras palabras, en un país con tipo de cambio flexible, el tipo de cambio real puede ajustarse a través de movimientos en el tipo de cambio nominal, si éste está fijo el ajuste debe generarse en el nivel de precios internos.

## 7. Conclusiones

En el presente trabajo hemos estimado, mediante un enfoque de cointegración para datos de panel, el efecto de la integración comercial sobre el tipo de cambio real. Como medidas de integración comercial usamos las rebajas unilaterales de aranceles a las importaciones y las variaciones de los aranceles pagados por los exportadores en el lugar de destino. Las estimaciones arrojan que existe una relación de cointegración entre las variables especificadas a partir de un modelo teórico. Este modelo teórico corresponde a una extensión de trabajos como el de Calderón (2002) y Lane y Milesi-Ferretti (2004). En dicha extensión se incluye el arancel a las exportaciones como variable dependiente. De manera alternativa, el modelo puede ser considerado como una corrección a la variable términos de intercambio, ya que ésta no incorpora las variaciones arancelarias enfrentadas por los países en la actualidad. Esta pregunta se hace particularmente relevante, luego de las aperturas comerciales experimentadas los últimos 15 años. En particular el caso de Chile que ha firmado una serie de tratados de libre comercio, ha generado la posibilidad de que las exportaciones lleguen a nuevos mercados. De esta forma es probable que este “beneficio” obtenido por los exportadores<sup>32</sup>, que no es capturado por un mejora en los términos de intercambio, genere una apreciación del tipo de cambio real, situación que pudiera llevar a una confusión si no se conoce la genesis de tal apreciación.

Las estimaciones empíricas confirman la relación esperada teóricamente entre el tipo de cambio real y sus fundamentos. Además entregan una magnitud de esos efectos. Las estimaciones confirman lo encontrado por otros estudios respecto de la relación de cointegración y además entregan una cuantificación del efecto provocado por cambios en las tasas arancelarias sobre el tipo de cambio real. Un aumento de 1% de la productividad relativa entre el sector transable y el no transable genera una apreciación de un 0,1%. Por su parte, una mejora de igual magnitud en los términos de intercambio aprecia al tipo de cambio real en torno a 0,7%. Con respecto a los activos externos, un aumento de

---

<sup>32</sup>En la medida que puedan obtener ventajas versus el resto de los países exportadores de bienes similares.

éstos en el equivalente a un 1 % del PIB, aprecia en 0,07 % al tipo de cambio. Aunque el coeficiente correspondiente al arancel pagado por las exportaciones en el lugar de destino no es significativo, si se confirma en todas las estimaciones, bajo diferentes métodos y considerando distintas muestras de países, que la disminución de esta tasa, provoca una apreciación del tipo de cambio. Finalmente respecto de los aranceles a las importaciones, se confirma la predominancia del efecto sustitución, por lo que una disminución de un 1 % de la tasa arancelaria, genera una depreciación del tipo de cambio de 1,2 %.

## 8. Bibliografía

1. Balassa, Bela, 1964, "The Purchasing Power Parity Doctrine: A Reappraisal", *Journal of Political Economy* 72, 584-96.
2. Cassel, Gustav, 1922, "Money and Foreign Exchanges After 1914", Mc Millan, New York.
3. Calderón, Cesar, 2004a, "Real Exchanges Rates in the Long and Short Run: a panel co-integration approach", *ILADES-Georgetown Review of Economics Analysis* 19(2), 40-83. Central Bank of Chile.
4. Calderón, Cesar, 2004b, "Trade Openness and Real Exchanges Rates Volatility: Panel data evidence", *Working Papers N° 294*, Central Bank of Chile.
5. Calderón, Cesar, 2004c, "Un Análisis del Comportamiento del Tipo de Cambio Real en Chile", *Working papers N° 266*, Central Bank of Chile.
6. Cerda, Rodrigo, Donoso, Alvaro, Lema, Aldo, 2003, "Fundamentos del Tipo de Cambio Real en Chile", *Documento de Trabajo N° 244*, Instituto de Economía Universidad Católica de Chile.
7. Céspedes, L.F., De Gregorio, J., 1999, "Tipo de Cambio Real, desalineamientos y devaluaciones: teoría y evidencia para Chile", *Mimeo*, Centro de Economía Aplicada, Departamento de Ingeniería Industrial, Universidad de Chile.
8. De Gregorio, J., 1996, "Determinantes del Tipo de Cambio Real", en F. Morandé y R. Vergara (eds.), *Análisis empírico del Tipo de Cambio en Chile*, CEP, ILADES/Georgetown.
9. De Gregorio, J. y Wolf, H., 1994, "Terms of Trade, Productivity, and the Real Exchange Rate", *NBER, Working paper 4807*.
10. Dornbush, Rudiger, 1974, "Tariffs and non trade goods", *Journal of International Economics* 4, 177-185.

11. Drine, Imed y Rault, Cristophe, 2003, "On the long-run determinants of real exchange rates for developing countries : Evidence from Africa, Latin America and Asia", *William Davidson Working Paper* 571.
12. Edwards, Sebastián y Van Wijnbergen, Sweder, 1987, "Tariffs, the Real Exchange Rate and the Term of Trade: On two popular propositions in international economics", *Oxford Economics Papers* 39, 458-464.
13. Edwards, Sebastián, 1988, "Real and Monetary Determinants of Real Exchange Rate Behavior: Theory and evidence from developing countries", *Journal of Development Economics*, Elsevier, vol 29(3), 311-341.
14. Engel, CM, 1993, "Real Exchange Rate and Relative Prices: An empirical investigation", *Journal of Monetary Economics* 32, 35-50.
15. Engel, CM, 2000, "Long-run PPP may not hold after all", *Journal of International Economics* 57, 243-273.
16. Feenstra, Robert, Romalis, John, Schott, Peter, 2002, "US. Imports, Exports and Tariff data, 1989-2001", *NBER working paper* 9387.
17. Froot, Kenneth, Rogoff, Kenneth, 1994, "Perspectives on PPP and Long-Run Real Exchange Rates", *NBER working paper* 4952.
18. Gay, Alejandro, Pelegrini, Santiago, 2003, "The Equilibrium Real Exchange Rate of Argentina", *Serie de Estudios Instituto de Economía y Finanzas*, 41.
19. Heston, Alan, Summers, Robert y Aten, Bettina, 2002, *Penn World Table Version 6.1*, Center for International Comparisons at the University of Pennsylvania (CICUP)
20. Im, Kyung So, Pesaran, Hashem, Shin, Yongcheol, 2003, "Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels", *Journal of econometrics* 115 53-74.

21. Kao, C., Chiang, M.H., Chen, B., 1999, "International R&D Spillovers: An Application of estimation and inference in panel cointegration", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 61 (Special Issue), 691-709.
22. Karlsson, S., Lothgren, M., 2000, "On the Power and Interpretation of Panel Unit Roots", *Economics Letters* 66, 249-255.
23. Kraay, Aart, Loayza, Norman, Servén, Luis, Ventura, Jaume, 2000, "Country Portfolios", NBER Working paper 7795.
24. Krenin, M.E., 1961, "Effect of Tariff Changes on the Prices and Volume of Imports", *American Economic Review*, 51(3), 310-324.
25. Lane, Philip R., Milesi-Ferretti, Gian-Maria, 2004, "The Transfer Problem Revisited: Net Foreign Assets and Real Exchange Rates", *The Review of Economics and Statistics*, 86(4):841-857, Noviembre.
26. Lane, Philip R., Milesi-Ferretti, Gian-Maria, 2006, "The External Wealth of Nations Mark II: Revised and Extended Estimates of Foreign Assets and Liabilities, 1970-2004", IMF Working paper, 06/69, Marzo.
27. López-Córdova, Ernesto, 1998, "Efectos de la Liberalización Comercial sobre la Evolución del Tipo de Cambio Real: un análisis empírico", Mimeo, U.C. Berkeley.
28. Obstfeld, M., Rogoff, K., 1995, "Exchange Rate Dynamics Redux", *Journal of political Economy* 103, 624-660.
29. Pedroni, Peter, 1999, "Critical Values for Cointegration Test in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors", *Oxford bulletin of economics and statistics*, special issue, 653-670.
30. Phillips, P.C.B., Loretan, M., 1991, "Estimating Long Run Equilibria", *Review of Economics Studies* 58 (3), 407-436.

31. Samuelson, Paul, 1964, "Theoretical Notes on Trade Problems", *Review of Economics and Statistics* 46, 145-164.
32. Soto, Raimundo, 2004, "Estimación del Desequilibrio del Tipo de Cambio Real en Chile", Mimeo.
33. Stock, J.H., Watson, M.W., 1993, "A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrates Systems", *Econometrica* 61 (4), 783-820

## A. Desarrollo del Modelo

### A.1. Marco teórico

La función de utilidad intertemporal del agente  $j$  esta dada por

$$U_t^j = \sum_{s=t}^{\infty} \beta^{s-t} \left[ \frac{\sigma}{\sigma-1} C_s^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} - \frac{\kappa}{2} y_{N,s}^2 \right] \quad (\text{A.1.1})$$

El índice de consumo ( $C_t$ ), es un índice agregado de consumo de bienes transables ( $C_T$ ) y no transables ( $C_N$ ).

$$C_t = \left[ \gamma^{\frac{1}{\theta}} C_{T,t}^{\frac{\theta-1}{\theta}} + (1-\gamma)^{\frac{1}{\theta}} C_{N,t}^{\frac{\theta-1}{\theta}} \right]^{\frac{\theta}{\theta-1}} \quad (\text{A.1.2})$$

donde  $\theta$  representa la elasticidad intratemporal entre bienes transables y no transables. Existe un activo internacional  $F$  que da un retorno de  $r$ . Por lo que la restricción presupuestaria viene dada por:

$$F_{t+1}^j = (1+r_t)F_t^j + p_{Nt}(j)y_{Nt}(j) + P_{Tt}^X \bar{y}_{Tt} - P_{Nt} C_{Nt}^j - (P_{Tt} + T_{Mt})C_{Tt} \quad (\text{A.1.3})$$

donde  $p_{Nt}(j)$  es el precio del bien no transable producido por el agente  $j$ ,  $P_{Tt}^X$  es el precio internacional del bien transable y  $T_M$  es el arancel pagado por el bien transable en el país local. Por su parte el índice de precios al consumidor está dado por:

$$P_t = \left[ \gamma(P_{Tt} + T_{Mt})^{1-\theta} + (1-\gamma)P_{Nt}^{1-\theta} \right]^{\frac{1}{1-\theta}} \quad (\text{A.1.4})$$

donde  $P_{T,t}$  y  $P_{N,t}$  representan los precios agregados de los bienes transables y no transables en el período  $t$ . La demanda que enfrenta el productor de bienes no transables, viene dada por:

$$y_{Nt}^d = \left[ \frac{p_{Nt}(j)}{P_{Nt}} \right]^{-\theta} C_N^A \quad (\text{A.1.5})$$

donde  $C_N^A$  representa el consumo agregado en el país local.

## A.2. Solución del agente representativo

$$\text{Max} \sum_{s=t}^{\infty} \beta^{s-t} \left[ \frac{\sigma}{\sigma-1} \left[ \gamma^{\frac{1}{\theta}} C_{T,t}^{\frac{\theta-1}{\theta}} + (1-\gamma)^{\frac{1}{\theta}} C_{N,t}^{\frac{\theta-1}{\theta}} \right]^{\frac{\theta(\sigma-1)}{\sigma(\theta-1)}} - \frac{\kappa}{2} y_{N,s}^2 \right] \quad (\text{A.2.1})$$

sa:

$$C_{Tt} = \frac{1}{(P_{Tt} + T_t^M)} \left[ (1+r_t)F_t^j - F_{t+1}^j + p_{Nt}(j)y_{Nt}(j) + P_{Tt}^X \bar{y}_{Tt} - P_{Nt} C_{Nt}^j \right] \quad (\text{A.2.2})$$

$$V(F_t) = \text{max} \frac{\sigma}{\sigma-1} \left[ \gamma^{\frac{1}{\theta}} C_{T,t}^{\frac{\theta-1}{\theta}} + (1-\gamma)^{\frac{1}{\theta}} C_{N,t}^{\frac{\theta-1}{\theta}} \right]^{\frac{\theta(\sigma-1)}{\sigma(\theta-1)}} - \frac{\kappa}{2} y_{N,s}^2 + \beta V(F_{t+1}) \quad (\text{A.2.3})$$

$$\frac{\partial V}{\partial F_{t+1}} = \frac{\theta}{\theta-1} \left[ \gamma^{\frac{1}{\theta}} C_{T,t}^{\frac{\theta-1}{\theta}} + (1-\gamma)^{\frac{1}{\theta}} C_{N,t}^{\frac{\theta-1}{\theta}} \right]^{\frac{\theta(\sigma-1)}{\sigma(\theta-1)}-1} \gamma^{\frac{1}{\theta}} \frac{\theta-1}{\theta} C_{T,t}^{-\frac{1}{\theta}} \left( -\frac{1}{P_{Tt} + T_{Mt}} \right) + \beta' V(F_{t+1}) = 0 \quad (\text{A.2.4})$$

$$\frac{\partial V}{\partial F_t} = \frac{\theta}{\theta-1} \left[ \gamma^{\frac{1}{\theta}} C_{T,t}^{\frac{\theta-1}{\theta}} + (1-\gamma)^{\frac{1}{\theta}} C_{N,t}^{\frac{\theta-1}{\theta}} \right]^{\frac{\theta(\sigma-1)}{\sigma(\theta-1)}-1} \gamma^{\frac{1}{\theta}} \frac{\theta-1}{\theta} C_{T,t}^{-\frac{1}{\theta}} \frac{1+r_t}{P_{Tt} + T_{Mt}} = 0 \quad (\text{A.2.5})$$

$$\Rightarrow V'(F_{t+1}) = \frac{\theta}{\theta-1} \left[ \gamma^{\frac{1}{\theta}} C_{T,t+1}^{\frac{\theta-1}{\theta}} + (1-\gamma)^{\frac{1}{\theta}} C_{N,t+1}^{\frac{\theta-1}{\theta}} \right]^{\frac{\sigma-\theta}{\sigma(\theta-1)}} \gamma^{\frac{1}{\theta}} \frac{\theta-1}{\theta} C_{T,t+1}^{-\frac{1}{\theta}} \frac{1+r_{t+1}}{P_{Tt+1} + T_{Mt+1}} \quad (\text{A.2.6})$$

$$\beta C_{Tt+1}^{\frac{\sigma-\theta}{\sigma\theta}} \gamma^{\frac{1}{\theta}} \frac{\theta-1}{\theta} C_{T,t+1}^{-\frac{1}{\theta}} \frac{1+r_{t+1}}{P_{Tt+1} + T_{Mt+1}} = C_t^{\frac{\sigma-\theta}{\sigma\theta}} \gamma^{\frac{1}{\theta}} \frac{\theta-1}{\theta} \frac{C_{Tt}^{-\frac{1}{\theta}}}{P_{Tt} + T_{Mt}} \quad (\text{A.2.7})$$

$$\left( \frac{C_{Tt+1}}{C_{Tt}} \right)^{-\frac{1}{\theta}} = \frac{P_{Tt+1} + T_{Mt+1}}{(P_{Tt} + T_{Mt})\beta(1+r_{t+1})} \left( \frac{C_t}{C_{t+1}} \right)^{\frac{\sigma-\theta}{\sigma\theta}} \quad (\text{A.2.8})$$

$$\left( \frac{C_{Tt+1}}{C_{Tt}} \right)^{-\frac{1}{\theta}} = \frac{1}{\beta(1+r_{t+1})} \frac{P_{Tt+1} + T_{Mt+1}}{P_{Tt} + T_{Mt}} \left[ \frac{C_{Tt}}{\gamma} \left( \frac{P_{Tt} + T_{Mt}}{P_t} \right)^{\theta} \right]^{\frac{\sigma-\theta}{\sigma\theta}} \left[ \frac{C_{Tt+1}}{\gamma} \left( \frac{P_{Tt+1} + T_{Mt+1}}{P_{t+1}} \right)^{\theta} \right]^{-\frac{\sigma-\theta}{\sigma\theta}} \quad (\text{A.2.9})$$

$$\left( \frac{C_{Tt+1}}{C_{Tt}} \right)^{-\frac{1}{\theta}} = \frac{1}{\beta(1+r_{t+1})} \frac{P_{Tt+1} + T_{Mt+1}}{P_{Tt} + T_{Mt}} \left( \frac{C_{Tt}}{C_{Tt+1}} \right)^{\frac{\sigma-\theta}{\sigma\theta}} \left( \frac{P_{Tt} + T_{Mt}}{P_{Tt+1} + T_{Mt+1}} \right)^{\frac{\sigma-\theta}{\sigma\theta}} \left( \frac{P_{t+1}}{P_t} \right)^{\frac{\sigma-\theta}{\sigma\theta}} \quad (\text{A.2.10})$$

$$\left(\frac{C_{Tt+1}}{C_{Tt}}\right)^{-\frac{1}{\sigma}} = \frac{1}{\beta(1+r_{t+1})} \left(\frac{P_{Tt+1}+T_{Mt+1}}{P_{Tt}+T_{Mt}}\right)^{\frac{\theta}{\sigma}} \left(\frac{P_{t+1}}{P_t}\right)^{\frac{\sigma-\theta}{\sigma}} \quad (\text{A.2.11})$$

Así obtenemos la primera condición de primer orden:

$$\frac{C_{Tt+1}}{C_{Tt}} = [\beta(1+r_{t+1})]^\sigma \left(\frac{P_{Tt}+T_{Mt}}{P_{Tt+1}+T_{Mt+1}}\right)^\theta \left(\frac{P_{t+1}}{P_t}\right)^{\theta-\sigma} \quad (\text{A.2.12})$$

Luego maximizamos con respecto al consumo de no transables

$$\begin{aligned} \frac{\partial V}{\partial C_{Nt}} &= \frac{\theta}{\theta-1} \left[ \gamma^{\frac{1}{\theta}} C_{T,t}^{\frac{\theta-1}{\theta}} + (1-\gamma)^{\frac{1}{\theta}} C_{N,t}^{\frac{\theta-1}{\theta}} \right]^{\frac{\theta(\sigma-1)}{\sigma(\theta-1)}-1} \frac{\theta-1}{\theta} (1-\gamma)^{\frac{1}{\theta}} C_{N,t}^{\frac{-1}{\theta}} + \\ &\frac{\theta}{\theta-1} \left[ \gamma^{\frac{1}{\theta}} C_{T,t}^{\frac{\theta-1}{\theta}} + (1-\gamma)^{\frac{1}{\theta}} C_{N,t}^{\frac{\theta-1}{\theta}} \right]^{\frac{\theta(\sigma-1)}{\sigma(\theta-1)}-1} \frac{\theta-1}{\theta} \gamma^{\frac{1}{\theta}} C_{T,t}^{\frac{-1}{\theta}} \left( \frac{-P_{Nt}}{P_{Tt}+T_{Mt}} \right) = 0 \end{aligned} \quad (\text{A.2.13})$$

$$(1-\gamma)^{\frac{1}{\theta}} C_{N,t}^{\frac{-1}{\theta}} = \gamma^{\frac{1}{\theta}} C_{T,t}^{\frac{-1}{\theta}} \frac{P_{Nt}}{P_{Tt}+T_{Mt}} \quad (\text{A.2.14})$$

$$\left(\frac{C_{Nt}}{C_{Tt}}\right)^{-\frac{1}{\theta}} = \left(\frac{\gamma}{1-\gamma}\right)^{\frac{1}{\theta}} \frac{P_{Nt}}{P_{Tt}+T_{Mt}} \quad (\text{A.2.15})$$

La segunda condición de primer orden queda de la forma:

$$\left(\frac{C_{Tt}}{C_{Nt}}\right) = \left(\frac{\gamma}{1-\gamma}\right) \left(\frac{P_{Nt}}{P_{Tt}+T_{Mt}}\right)^\theta \quad (\text{A.2.16})$$

$$\begin{aligned} \frac{\partial V}{\partial P_{Nt}^j} &= \frac{\theta}{\theta-1} \left[ \gamma^{\frac{1}{\theta}} C_{Tt}^{\frac{\theta-1}{\theta}} + (1-\gamma)^{\frac{1}{\theta}} C_{Nt}^{\frac{\theta-1}{\theta}} \right]^{\frac{\theta(\sigma-1)}{\sigma(\theta-1)}-1} \frac{\theta-1}{\theta} \gamma^{\frac{1}{\theta}} (1-\theta) C_{T,t}^{\frac{-1}{\theta}} \left(\frac{P_N}{P_{Nt}(j)}\right)^\theta \frac{C_N^A}{P_T+T_M} \\ &+ ky_{Nt} \theta \left[ \frac{P_{Nt}(j)}{P_{Nt}} \right]^{-(1+\theta)} \frac{C_{Nt}^A}{P_{Nt}} \end{aligned} \quad (\text{A.2.17})$$

$$C_t^{\frac{\sigma-\theta}{\sigma\theta}} \gamma^{\frac{1}{\theta}} C_{Tt}^{\frac{-1}{\theta}} (1-\theta) \left(\frac{P_{Nt}}{P_{Nt}(j)}\right)^\theta \frac{C_{Nt}^A}{P_{Tt}+T_{Mt}} = -ky_{Nt} \theta \left[ \frac{P_{Nt}(j)}{P_{Nt}} \right]^{-(1+\theta)} \frac{C_{Nt}^A}{P_{Nt}} \quad (\text{A.2.18})$$

$$C_t^{\frac{\sigma-\theta}{\sigma\theta}} \gamma^{\frac{1}{\theta}} C_{Tt}^{\frac{-1}{\theta}} (1-\theta) \left(\frac{P_{Nt}}{P_{Nt}(j)}\right)^\theta \frac{C_{Nt}^A}{P_{Tt}+T_{Mt}} = -ky_{Nt} \theta \left(\frac{P_{Nt}}{P_{Nt}(j)}\right)^\theta \frac{C_{Nt}^A}{P_{Nt}(j)} \quad (\text{A.2.19})$$

$$\frac{C_t^{\frac{\sigma-\theta}{\sigma\theta}} \gamma^{\frac{1}{\theta}} C_{Tt}^{-\frac{1}{\theta}} (1-\theta)}{P_{Tt} + T_{Mt}} = \frac{-ky_{Nt}\theta}{P_{Nt}(j)} \quad (\text{A.2.20})$$

$$\frac{C_t^{\frac{\sigma-\theta}{\sigma\theta}} \gamma^{\frac{1}{\theta}} C_{Tt}^{-\frac{1}{\theta}} (1-\theta)}{P_{Tt} + T_{Mt}} = \frac{-ky_{Nt}\theta}{y_N^{-\frac{1}{\theta}} C_{Nt}^{\frac{1}{\theta}} P_{Nt}} \quad (\text{A.2.21})$$

Llegamos así a la tercera condición de primer orden:

$$\frac{\theta-1}{\theta k} C_t^{\frac{\sigma-\theta}{\sigma\theta}} \gamma^{\frac{1}{\theta}} C_{Tt}^{-\frac{1}{\theta}} C_{Nt}^{\frac{1}{\theta}} \frac{P_{Nt}}{P_{Tt} + T_{Mt}} = y_{Nt}^{\frac{\theta+1}{\theta}} \quad (\text{A.2.22})$$

La expresión anterior se puede simplificar ya que en todo  $t$  se debe satisfacer el equilibrio en el mercado de no transables,  $C_{Nt} = Y_{Nt}$

$$\frac{\theta-1}{\theta k} \left[ \frac{C_{Nt}}{1-\gamma} \left( \frac{P_{Nt}}{P_t} \right)^\theta \right]^{\frac{\sigma-\theta}{\sigma\theta}} \gamma^{\frac{1}{\theta}} \left[ \frac{\gamma}{1-\gamma} C_{Nt} \left( \frac{P_{Nt}}{P_{Tt} + T_{Mt}} \right)^\theta \right]^{-\frac{1}{\theta}} \frac{P_{Nt}}{P_{Tt} + T_{Mt}} = Y_{Nt} \quad (\text{A.2.23})$$

$$\frac{\theta-1}{\theta k} C_N^{\frac{\sigma-\theta}{\sigma\theta}} \left( \frac{1}{1-\gamma} \right)^{\frac{\sigma-\theta}{\sigma\theta}} \left( \frac{P_{Nt}}{P_t} \right)^{\frac{\sigma-\theta}{\sigma}} \gamma^{\frac{1}{\theta}} \gamma^{-\frac{1}{\theta}} (1-\gamma)^{\frac{1}{\theta}} C_{Nt}^{-\frac{1}{\theta}} \left( \frac{P_{Nt}}{P_{Tt}} \right)^{-1} \frac{P_{Nt}}{P_{Tt}} = Y_{Nt} \quad (\text{A.2.24})$$

$$\frac{\theta-1}{\theta k} \left( \frac{1}{1-\gamma} \right)^{\frac{\sigma-\theta}{\sigma\theta}} \left( \frac{P_{Nt}}{P_t} \right)^{\frac{\sigma-\theta}{\sigma}} (1-\gamma)^{\frac{1}{\theta}} = Y_{Nt}^{\frac{\theta+1}{\theta}} \quad (\text{A.2.25})$$

$$\frac{\theta-1}{\theta k} \left( \frac{1}{1-\gamma} \right)^{-\frac{1}{\sigma}} \left( \frac{P_{Nt}}{P_t} \right)^{\frac{\sigma-\theta}{\sigma}} = Y_{Nt}^{\frac{\theta+1}{\theta}} \quad (\text{A.2.26})$$

$$Y_{Nt} = \left( \frac{\theta-1}{\theta k} \right)^{\frac{\sigma}{\sigma+1}} \left( \frac{P_{Nt}}{P_t} \right)^{\frac{\sigma-\theta}{\sigma+1}} (1-\gamma)^{\frac{1}{\sigma+1}} \quad (\text{A.2.27})$$

$$Y_{Nt} = \left( \frac{\theta-1}{\theta k} \right)^{\frac{\sigma}{\sigma+1}} \left[ \gamma \left( \frac{P_{Tt} + T_{Mt}}{P_{Nt}} \right)^{1-\theta} + (1-\gamma) \right]^{\frac{\theta-\sigma}{(1-\theta)(\sigma+1)}} (1-\gamma)^{\frac{1}{\sigma+1}} \quad (\text{A.2.28})$$

### A.3. Aproximación log-lineal

Tenemos las condiciones de primer orden:

$$\frac{C_{Tt+1}}{C_{Tt}} = [\beta(1+r_{t+1})]^\sigma \left( \frac{P_{Tt} + T_{Mt}}{P_{Tt+1} + T_{Mt+1}} \right)^\theta \left( \frac{P_{t+1}}{P_t} \right)^{\theta-\sigma} \quad (\text{A.3.1})$$

$$\left( \frac{C_{Tt}}{C_{Nt}} \right) = \left( \frac{\gamma}{1-\gamma} \right) \left( \frac{P_{Nt}}{P_{Tt} + T_{Mt}} \right)^\theta \quad (\text{A.3.2})$$

$$Y_{Nt} = \left( \frac{\theta-1}{\theta k} \right)^{\frac{\sigma}{\sigma+1}} \left[ \gamma \left( \frac{P_{Tt} + T_{Mt}}{P_{Nt}} \right)^{1-\theta} + (1-\gamma) \right]^{\frac{\theta-\sigma}{(1-\theta)(\sigma+1)}} (1-\gamma)^{\frac{1}{\sigma+1}} \quad (\text{A.3.3})$$

Ahora, calculamos las desviaciones respecto del estado estacionario (A.3.2):

$$\left( \frac{C_{Tt}}{C_{Nt}} \right) = \left( \frac{\gamma}{1-\gamma} \right) \left( \frac{P_{Nt}}{P_{Tt} + T_{Mt}} \right)^\theta \quad (\text{A.3.4})$$

$$P_{Tt} + T_{Mt} = \left( \frac{\gamma}{1-\gamma} \right)^{\frac{1}{\theta}} \left( \frac{C_{Nt}}{C_{Tt}} \right)^{\frac{1}{\theta}} P_{Nt} \quad (\text{A.3.5})$$

$$e^{\log(P_{Tt})} + e^{\log(T_{Mt})} = e^{\frac{1}{\theta} \log\left(\frac{\gamma}{1-\gamma}\right) + \frac{1}{\theta} \log(C_{Nt}) - \frac{1}{\theta} \log(C_{Tt}) + \log(P_{Nt})} \quad (\text{A.3.6})$$

con  $\tilde{X} = \frac{dX}{X_0}$

$$P_T \tilde{P}_T + T_M \tilde{T}_M = \left( \frac{\gamma}{1-\gamma} \right)^{\frac{1}{\theta}} \left( \frac{C_{Nt}}{C_{Tt}} \right)^{\frac{1}{\theta}} P_{Nt} \left[ \frac{1}{\theta} \tilde{C}_N - \frac{1}{\theta} \tilde{C}_T + \tilde{P}_N \right] \quad (\text{A.3.7})$$

Usando la ec. (38)

$$\frac{P_T}{P_T + T_M} \tilde{P}_T + \frac{T_M}{P_T + T_M} \tilde{T}_M = \frac{1}{\theta} (\tilde{C}_N - \tilde{C}_T) + \tilde{P}_N \quad (\text{A.3.8})$$

Definiendo  $\tilde{T}_M = \frac{dT}{P_T}$  tenemos que:

$$\frac{P_T}{P_T + T_M} \tilde{P}_T + \frac{P_T}{P_T + T_M} \tilde{T}_M = \frac{1}{\theta} (\tilde{C}_N - \tilde{C}_T) + \tilde{P}_N \quad (\text{A.3.9})$$

Sabemos que en estado estacionario  $P_T = 1$  y  $T_M = 0$

$$\tilde{C}_N = \theta \tilde{P}_T + \theta \tilde{T}_M - \theta \tilde{P}_N + \tilde{C}_T \quad (\text{A.3.10})$$

Reordenando

$$\tilde{C}_N = \tilde{C}_T + \theta (\tilde{P}_T - \tilde{P}_N) + \theta \tilde{T}_M \quad (\text{A.3.11})$$

Luego, para la ecuación de equilibrio de la oferta (A.3.3):

$$Y_{Nt} = \left( \frac{\theta - 1}{\theta k} \right)^{\frac{\sigma}{\sigma+1}} \left[ \gamma \left( \frac{P_{Tt} + T_{Mt}}{P_{Nt}} \right)^{1-\theta} + (1-\gamma) \right]^{\frac{\theta-\sigma}{(1-\theta)(\sigma+1)}} (1-\gamma)^{\frac{1}{\sigma+1}} \quad (\text{A.3.12})$$

$$\left[ Y_{Nt} \left( \frac{\theta - 1}{\theta k} \right)^{-\frac{\sigma}{\sigma+1}} (1-\gamma)^{-\frac{1}{\sigma+1}} \right]^{\frac{(1-\theta)(\sigma+1)}{\theta-\sigma}} - (1-\gamma) = \gamma \left( \frac{P_{Tt} + T_{Mt}}{P_{Nt}} \right)^{1-\theta} \quad (\text{A.3.13})$$

$$\left[ \left[ Y_{Nt} \left( \frac{\theta - 1}{2\theta\psi A^{-1/\alpha}} \right)^{-\frac{\sigma}{\sigma+1}} (1-\gamma)^{-\frac{1}{\sigma+1}} \right]^{\frac{(1-\theta)(\sigma+1)}{\theta-\sigma}} \frac{1}{\gamma} - \frac{1-\gamma}{\gamma} \right] P_N^{1-\theta} = (P_T + T_M)^{1-\theta} \quad (\text{A.3.14})$$

$$\left[ Y_{Nt} A^{-\frac{\sigma}{\alpha(\sigma+1)}} \left( \frac{\theta - 1}{2\theta\psi} \right)^{-\frac{\sigma}{\sigma+1}} (1-\gamma)^{-\frac{1}{\sigma+1}} \right]^{\frac{(1-\theta)(\sigma+1)}{\theta-\sigma}} \frac{P_{Nt}^{1-\theta}}{\gamma} - \frac{1-\gamma}{\gamma} P_{Nt}^{1-\theta} = (P_{Tt} + T_{Mt})^{1-\theta} \quad (\text{A.3.15})$$

$$e^{\frac{(1-\theta)(\sigma+1)}{\theta-\sigma} \log(Y_{Nt}) - \frac{\sigma(1-\theta)}{\alpha(\theta-\sigma)} \log(A) + \frac{-\sigma(1-\theta)}{\theta-\sigma} \log\left(\frac{\theta-1}{2\theta\psi}\right) + \frac{\theta-1}{\theta-\sigma} \log(1-\gamma) + (1-\theta) \log(P_{Nt})} \cdot e^{\log\left(\frac{1-\gamma}{\gamma}\right) + (1-\theta) \log(P_{Nt})} = e^{(1-\theta) \log(e^{\log(P_{Tt})} + e^{\log(T_{Mt})})}$$

$$\left[ Y_{Nt} A^{-\frac{\sigma}{\alpha(\sigma+1)}} \left( \frac{\theta - 1}{2\theta\psi} \right)^{-\frac{\sigma}{\sigma+1}} (1-\gamma)^{-\frac{1}{\sigma+1}} \right]^{\frac{(1-\theta)(\sigma+1)}{\theta-\sigma}} \frac{P_{Nt}^{1-\theta}}{\gamma} \left( \frac{(1-\theta)(\sigma+1)}{\theta-\sigma} \tilde{Y}_N - \frac{\sigma(1-\theta)}{\alpha(\theta-\sigma)} \tilde{A} + (1-\theta) \tilde{P}_N \right) - \frac{1-\gamma}{\gamma} P_{Nt}^{1-\theta} (1-\theta) \tilde{P}_N = (P_T + T_M)^{1-\theta} \frac{(1-\theta)}{P_T + T_M} (P_T \tilde{P}_T + T_M \tilde{T}_M) \quad (\text{A.3.16})$$

Definimos  $\tilde{T}_M = \frac{dT}{P_T}$  y sabemos que en estado estacionario  $P_T = 1$

$$\begin{aligned} \left[ (1 + T_M)^{1-\theta} + \frac{1-\gamma}{\gamma} \right] \left( \frac{(1-\theta)(\sigma+1)}{\theta-\sigma} \tilde{Y}_N - \frac{\sigma(1-\theta)}{\alpha(\theta-\sigma)} \tilde{A} + (1-\theta) \tilde{P}_N \right) - \frac{1-\gamma}{\gamma} (1-\theta) \tilde{P}_N \\ = (P_T + T_M)^{1-\theta} \frac{(1-\theta)}{P_T + T_M} (\tilde{P}_T + \tilde{T}_M) \end{aligned} \quad (\text{A.3.17})$$

$$\begin{aligned} \frac{(1-\theta)(\sigma+1)}{\theta-\sigma} \tilde{Y}_N - \frac{\sigma(1-\theta)}{\alpha(\theta-\sigma)} \tilde{A} + (1-\theta) \tilde{P}_N = \frac{(P_T + T_M)^{-\theta} (1-\theta) \gamma}{(\gamma(1 + T_M)^{1-\theta} + 1 - \gamma)} (\tilde{P}_T + \tilde{T}_M) + \\ \frac{1-\gamma}{\gamma} \frac{(1-\theta) \gamma}{(\gamma(1 + T_M)^{1-\theta} + 1 - \gamma)} \tilde{P}_N \end{aligned} \quad (\text{A.3.18})$$

$$\begin{aligned} \frac{(1-\theta)(\sigma+1)}{\theta-\sigma} \tilde{Y}_N = \frac{(P_T + T_M)^{-\theta} (1-\theta) \gamma}{(\gamma(1 + T_M)^{1-\theta} + 1 - \gamma)} (\tilde{P}_T + \tilde{T}_M) + \left( \frac{(1-\gamma)(1-\theta)}{(\gamma(1 + T_M)^{1-\theta} + 1 - \gamma)} - (1-\theta) \right) \tilde{P}_N + \\ \frac{\sigma(1-\theta)}{\alpha(\theta-\sigma)} \tilde{A} \end{aligned} \quad (\text{A.3.19})$$

$$\begin{aligned} \tilde{Y}_N = \frac{(\theta-\sigma)}{(\sigma+1)} \frac{(P_T + T_M)^{-\theta} \gamma}{(\gamma(1 + T_M)^{1-\theta} + 1 - \gamma)} (\tilde{P}_T + \tilde{T}_M) + \frac{(\theta-\sigma)}{(\sigma+1)} \left( \frac{1-\gamma-\gamma(1 + T_M)^{1-\theta} - 1 + \gamma}{(\gamma(1 + T_M)^{1-\theta} + 1 - \gamma)} \right) \tilde{P}_N + \\ \frac{\sigma}{\alpha(\sigma+1)} \tilde{A} \end{aligned} \quad (\text{A.3.20})$$

$$\begin{aligned} \tilde{Y}_N = \frac{1}{1 + T_M} \frac{(\theta-\sigma)}{(\sigma+1)} \frac{(1 + T_M)^{-\theta} \gamma}{(\gamma(1 + T_M)^{1-\theta} + 1 - \gamma)} (\tilde{P}_T + \tilde{T}_M) - \frac{(\theta-\sigma)}{(\sigma+1)} \frac{\gamma(1 + T_M)^{1-\theta}}{\gamma(1 + T_M)^{1-\theta} + 1 - \gamma} \tilde{P}_N + \\ \frac{\sigma}{\alpha(\sigma+1)} \tilde{A} \end{aligned} \quad (\text{A.3.21})$$

En estado estacionario  $T_M = 0$

$$\tilde{Y}_N = \frac{(\theta-\sigma)\gamma}{(\sigma+1)} (\tilde{P}_T + \tilde{T}_M) - \frac{(\theta-\sigma)\gamma}{(\sigma+1)} \tilde{P}_N + \frac{\sigma}{\alpha(\sigma+1)} \tilde{A} \quad (\text{A.3.22})$$

$$\tilde{Y}_N = -\frac{(\theta-\sigma)\gamma}{(\sigma+1)} (\tilde{P}_N - \tilde{P}_T) + \frac{(\theta-\sigma)\gamma}{(\sigma+1)} \tilde{T}_M + \frac{\sigma}{\alpha(\sigma+1)} \tilde{A} \quad (\text{A.3.23})$$

Si consideramos nuestra restricción presupuestaria:

$$F_{t+1}^j = (1 + r_t) F_t^j + p_{Nt}(j) y_{Nt}(j) + P_{Tt}^X \bar{y}_{Tt} - P_t C_t^j \quad (\text{A.3.24})$$

A nivel agregado tendremos:

$$\int_0^n F_{t+1}^j dj = (1 + r_t) \int_0^n F_t^j dj + \int_0^n p_{Nt}(j) y_{Nt}(j) dj + P_{Tt}^X \bar{y}_{Tt} \int_0^n dj - P_t \int_0^n C_t^j dj \quad (\text{A.3.25})$$

si  $F_t = \int_0^n F_t^j dj$ ; y dado que  $Y_N = \int_0^n \frac{p_{Nt}(j)}{P_N} y_{Nt}(j) dj$  y  $\bar{Y}_{Tt} = n \bar{y}_{Tt}$

$$F_{t+1} = (1 + r_t) F_t + P_{Nt} Y_{Nt} + P_{Tt}^X \bar{Y}_{Tt} - P_{Nt} C_{Nt} - (P_{Tt} + T_{Mt}) C_{Tt} \quad (\text{A.3.26})$$

Si calculamos el Estado Estacionario, tenemos que:

$$F = (1 + r) F + P_N Y_N + P_T^X \bar{Y}_T - P_N C_N - (P_T + T_M) C_T \quad (\text{A.3.27})$$

Ahora, como  $C_N = Y_N$

$$(P_T + T_M) C_T = r F + P_T^X \bar{Y}_T \quad (\text{A.3.28})$$

Llegamos a una expresión de la forma:

$$e^{\log(P_T C_T)} + e^{\log(T_M C_T)} = e^{\log(r F)} + e^{\log(P_T^X \bar{Y}_T)} \quad (\text{A.3.29})$$

$$P_T C_T (\tilde{P}_T + \tilde{C}_T) + T_M C_T (\tilde{T}_M + \tilde{C}_T) = r F \tilde{F} + P_T^X Y_T (\tilde{P}_T^X + \tilde{Y}_T) \quad (\text{A.3.30})$$

Si  $\frac{dT^M}{P_T} = \tilde{T}^M$

$$P_T C_T \tilde{P}_T + P_T C_T \tilde{C}_T + C_T \tilde{T}_M + T_M C_T \tilde{C}_T = r F \tilde{F} + P_T^X Y_T \tilde{P}_T^X + P_T^X Y_T \tilde{Y}_T \quad (\text{A.3.31})$$

Definiendo  $P_T = 1$  y asumiendo equilibrio en el mercado de transables  $P_T C_T = P_T^X Y_T$  obtenemos:

$$\tilde{P}_T + \tilde{C}_T + \tilde{T}_M + T_M \tilde{C}_T = \frac{r F}{C_T} \tilde{F} + \tilde{P}_T^X + \tilde{Y}_T \quad (\text{A.3.32})$$

Si  $\frac{dF}{C_T} = \tilde{F}$

$$\tilde{P}_T + \tilde{T}_M + \tilde{C}_T (1 + T_M) = r \tilde{F} + \tilde{P}_T^X + \tilde{Y}_T \quad (\text{A.3.33})$$

En estado estacionario  $T_M = 0$  y reordenando tenemos:

$$\tilde{C}_T = r \tilde{F} + \tilde{Y}_T + \tilde{P}_T^X - \tilde{P}_T - \tilde{T}_M \quad (\text{A.3.34})$$

#### A.4. Componente $\tilde{z}$ en la ecuación de tipo de cambio real

De (A.3.11), (A.3.23) y (A.3.34) tenemos que:

$$\tilde{C}_T = r\tilde{F} + \tilde{Y}_T + \tilde{P}_T^X - \tilde{P}_T - \tilde{T}_M \quad (\text{A.4.1})$$

$$\tilde{C}_N = \tilde{C}_T + \theta(\tilde{P}_T - \tilde{P}_N) + \theta\tilde{T}_M \quad (\text{A.4.2})$$

$$\tilde{C}_N = \tilde{Y}_N = -\frac{(\theta - \sigma)\gamma}{(\sigma + 1)}(\tilde{P}_N - \tilde{P}_T) + \frac{(\theta - \sigma)\gamma}{(\sigma + 1)}\tilde{T}_M + \frac{\sigma}{\alpha(\sigma + 1)}\tilde{A} \quad (\text{A.4.3})$$

De (A.4.2) tenemos que:

$$\tilde{P}_N - \tilde{P}_T = \frac{1}{\theta}(\tilde{C}_T - \tilde{C}_N) + \tilde{T}_M \quad (\text{A.4.4})$$

Luego reemplazamos  $\tilde{C}_N$  y  $\tilde{C}_T$

$$\tilde{P}_N - \tilde{P}_T = \frac{1}{\theta} \left( r\tilde{F} + \tilde{Y}_T + \tilde{P}_T^X - \tilde{P}_T - \tilde{T}_M + \frac{(\theta - \sigma)\gamma}{(\sigma + 1)}(\tilde{P}_N - \tilde{P}_T) - \frac{(\theta - \sigma)\gamma}{(\sigma + 1)}\tilde{T}_M - \frac{\sigma}{\alpha(\sigma + 1)}\tilde{A} \right) + \tilde{T}_M \quad (\text{A.4.5})$$

$$(\tilde{P}_N - \tilde{P}_T) \left( 1 - \frac{(\theta - \sigma)\gamma}{(\sigma + 1)\theta} \right) = \frac{1}{\theta} \left( r\tilde{F} + \tilde{Y}_T + \tilde{P}_T^X - \tilde{P}_T - \tilde{T}_M - \frac{(\theta - \sigma)\gamma}{(\sigma + 1)}\tilde{T}_M - \frac{\sigma}{\alpha(\sigma + 1)}\tilde{A} \right) + \tilde{T}_M \quad (\text{A.4.6})$$

$$(\tilde{P}_N - \tilde{P}_T) \left( \frac{(\sigma + 1)\theta - (\theta - \sigma)\gamma}{(\sigma + 1)\theta} \right) = \frac{1}{\theta} \left( r\tilde{F} + \tilde{Y}_T + \tilde{P}_T^X - \tilde{P}_T + (\theta - 1)\tilde{T}_M - \frac{(\theta - \sigma)\gamma}{(\sigma + 1)}\tilde{T}_M - \frac{\sigma}{\alpha(\sigma + 1)}\tilde{A} \right) \quad (\text{A.4.7})$$

$$\tilde{P}_N - \tilde{P}_T = \frac{(\sigma + 1)}{(\sigma + 1)\theta - (\theta - \sigma)\gamma} \left( r\tilde{F} + \tilde{Y}_T + \tilde{P}_T^X - \tilde{P}_T - \tilde{T}_M + \left( \theta - \frac{(\theta - \sigma)\gamma}{(\sigma + 1)} \right) \tilde{T}_M - \frac{\sigma}{\alpha(\sigma + 1)}\tilde{A} \right) \quad (\text{A.4.8})$$

$$\tilde{P}_N - \tilde{P}_T = \frac{(\sigma + 1)}{(\sigma + 1)\theta - (\theta - \sigma)\gamma} \left( r\tilde{F} + \tilde{Y}_T + \tilde{P}_T^X - \tilde{P}_T - \tilde{T}_M + \frac{(\sigma + 1)\theta - (\theta - \sigma)\gamma}{(\sigma + 1)}\tilde{T}_M - \frac{\sigma}{\alpha(\sigma + 1)}\tilde{A} \right) \quad (\text{A.4.9})$$

Obtenemos así una relación entre los precios de los bienes no transables y transables:

$$\tilde{P}_N - \tilde{P}_T = \frac{(\sigma + 1)}{(\sigma + 1)\theta - (\theta - \sigma)\gamma} \left( r\tilde{F} + \tilde{Y}_T + \tilde{P}_T^X - \tilde{P}_T - \tilde{T}_M - \frac{\sigma}{\alpha(\sigma + 1)}\tilde{A} \right) + \tilde{T}_M \quad (\text{A.4.10})$$

Análogamente para el país extranjero, tenemos que

$$\tilde{P}_N^* - \tilde{P}_T^* = \frac{(\sigma + 1)}{(\sigma + 1)\theta - (\theta - \sigma)\gamma} \left( \frac{-nr}{1-n}\tilde{F} + \tilde{Y}_T^* + \tilde{P}_T^M - \tilde{P}_T^* - \tilde{T}_M^* - \frac{\sigma}{\alpha(\sigma + 1)}\tilde{A}^* \right) + \tilde{T}_M^* \quad (\text{A.4.11})$$

$$\text{Defino } \psi = \frac{(1-\gamma)(\sigma+1)}{(\sigma+1)\theta - (\theta-\sigma)\gamma}$$

$$\tilde{z} = \frac{\psi r}{1-n}\tilde{F} + \psi(\tilde{Y}_T - \tilde{Y}_T^*) + \psi(\tilde{P}_T^X - \tilde{P}_T^M) + \psi(\tilde{T}_M^* - \tilde{T}_M) - \frac{\sigma\psi}{\alpha(\sigma + 1)}(\tilde{A} - \tilde{A}^*) - (1-\gamma)(\tilde{T}_M^* - \tilde{T}_M) \quad (\text{A.4.12})$$

$$\tilde{z} = \frac{\psi r}{1-n}\tilde{F} + \psi(\tilde{Y}_T - \tilde{Y}_T^*) + \psi(\tilde{P}_T^X - \tilde{P}_T^M) + (\psi + \gamma - 1)(\tilde{T}_M^* - \tilde{T}_M) - \frac{\sigma\psi}{\alpha(\sigma + 1)}(\tilde{A} - \tilde{A}^*) \quad (\text{A.4.13})$$

## B. Cuadros

Cuadro 8: Estimación del vector de cointegración. (Dummies para tipo de cambio fijo)

Período 1989-2001	DOLS	
Variables	Coeficiente	Prob
Productividad Relativa	0.12	0.02
Términos de intercambio	0.67	0.00
Aranceles a Importaciones*	-1.24	0.16
Aranceles a Importaciones	1.76	0.00
D1*Aranceles a Importaciones*	1.70	0.02
D1*Aranceles a Importaciones	-2.24	0.00
<i>N</i> ° de Países	33	
<i>N</i> ° de observaciones	429	

D1=1 el año en que un país tiene Tipo de Cambio Fijo.

Cuadro 9: Revisión resultados otros trabajos

Variables	Lane (2004) Coef	Drine (2003) Coef	Calderon (2004) Coef	DeGregorio (1994) Coef	Gay (2003) Coef
Prod Trans	0.14– 0.22		1.30– 2.16		0.85
Prod No Trans			-0.02– -0.36		-1.15
Prod Relativa		0.07– 0.39		0.10– 0.26	
TI	0.04– 0.17	0.53– 0.56	0.50– 0.74	0.47– 0.50	0.71
Def Exp				0.54– 0.59	
Def Imp				-0.44– -0.46	
AEN	0.19– 0.28	0.02– 0.07	0.17–0.22		1.47
Lib Com		-0.09– -0.39			