

PRODUCTIVIDAD Y TIPO DE CAMBIO REAL DE LARGO PLAZO*

RODRIGO VALDES P.

Banco Central de Chile

VALENTIN DELANO L.

Universidad de Chile

Abstract

This paper analyzes the relationship between productivity growth differentials and real exchange rate (RER) in Chile using three alternative methods. First, it calibrates with Chilean data a simple RER model that includes Balassa-Samuelson effect. Second, it uses time series data to estimate cointegrating vectors between RER and its fundamentals, including productivity differentials. Third, using a panel of 92 countries and data from 1960 to 1990, it studies the international evidence about the relationship between productivity and RER. The three methods yield surprisingly similar results. Explicitly considering the way in which the RER is measured in Chile, the paper shows that the annual appreciation due to productivity growth differential in Chile during the period 1990-1997 is between 0.7% and 0.9% per annum.

1. Introducción

Una explicación recurrente para la marcada apreciación del tipo de cambio real (TCR), observada en Chile durante los últimos años, ha sido el gran crecimiento económico. Bajo esta hipótesis, la apreciación promedio anual de casi 5.0% observada entre 1990 y 1997 obedecería a un fuerte incremento de produc-

* Agradecemos a Sebastián Edwards, José De Gregorio, Claudio Soto, a un árbitro anónimo y a los asistentes a un seminario en el Banco Central por sus valiosos comentarios. Los errores son de nuestra exclusiva responsabilidad. Las opiniones y resultados de este trabajo no comprometen de manera alguna al Consejo del Banco Central de Chile.

tividad observado durante este período. En palabras del Economista Jefe del BID, Ricardo Hausman:

"[El proceso de apreciación] se debe internalizar como de largo plazo y que no constituye un mayor problema, en la medida que responde al rápido aumento de la productividad en Chile. [...]"

Si la economía se expande a una tasa promedio de 7% mientras la fuerza de trabajo lo hace al 2%, ello da cuenta de una productividad que se incrementa al 5% y si el resto del mundo crece al 1,2%, entonces la diferencia se tiene que ir en una apreciación real [...] que desincentiva a los sectores menos eficientes para que suelten a los chilenos y se vayan a los sectores más eficientes." *Diario Estrategia*, 14 de agosto de 1997.

La política económica en Chile ha reconocido explícitamente que un alto crecimiento económico, así como cambios en otras variables fundamentales, trae aparejado cambios en el TCR de equilibrio. En efecto, entre diciembre de 1995 y junio de 1998 la política cambiaria, basada en una banda indexada al diferencial entre inflación doméstica e internacional, incluyó una apreciación equivalente al 2% anual de la paridad central.¹ Debido a que han existido cambios en el ancho de la banda y modificaciones de la paridad central durante este período, el TCR se apreció más que el 2% previsto. Una potencial implicancia de esto es que el verdadero efecto del aumento de la productividad (y otros fundamentales) sobre el TCR podría ser mayor al considerado.

El objetivo de este trabajo es cuantificar los efectos de los incrementos de productividad observados durante 1990-1997 sobre el TCR en Chile. Para este efecto el trabajo sigue tres caminos complementarios. Primero, se calibra un modelo simple de TCR con datos chilenos de 1990-1997, lo que permite calcular la apreciación de ese período debida a cambios de productividad. Segundo, a partir de la estimación de vectores de cointegración entre fundamentales y TCR, se calcula el impacto de los diferenciales de productividad observados sobre el TCR. Y tercero, se estima la relación entre productividad y apreciación usando un panel de 92 países para el período 1960-1990.

El modelo que se calibra es en extremo simple; supone dos sectores de producción (transables y no transables), perfecta movilidad internacional de capitales, y considera explícitamente la manera en que se calcula el TCR oficial en Chile—eso es, ponderadores para los distintos socios comerciales y uso de distintos índices de precio. La calibración utiliza datos de la economía chilena para el período 1990-1997 y los resultados muestran que la apreciación real de equilibrio debido a diferenciales de productividad sería de aproximadamente 0,85% anual.

La evidencia de series de tiempo se basa en la estimación de vectores de cointegración para el TCR y fundamentales. La estimación de la relación entre TCR y productividad se realiza tanto con el método de Johansen como con mínimos cuadrados ordinarios, encontrándose resultados similares. Utilizando la evolución efectiva del diferencial de productividad entre sectores, la estimación permite calcular que la apreciación real promedio entre 1990 y 1997 debido a este factor sería de 0,8% por año.

La evidencia empírica internacional de panel sobre la relación entre TCR y fundamentales indica que incrementos de productividad producen una apreciación cuando el TCR se calcula con IPCs relativos (medidos en la misma moneda). No sucede lo mismo cuando se consideran IPMs. Además, las estimaciones muestran una clara relación entre términos de intercambio y TCR, mientras que el gasto de gobierno no es estadísticamente significativo. Usando la relación entre TCR y diferenciales de productividad estimada en el panel, el trabajo presenta una cuantificación de la apreciación de equilibrio considerando explícitamente la manera en que el TCR se construye en Chile. Suponiendo tasas de crecimiento similares a las indicadas en la cita inicial, los resultados indican que la apreciación anual debido a diferenciales de productividad sería de aproximadamente 0,7%.

El trabajo se organiza de la siguiente manera. La sección II revisa la relación entre productividad y TCR desde el punto de vista teórico poniendo especial énfasis en la manera como se calcula el TCR en Chile y la contraparte empírica del modelo. La sección III presenta los cálculos de apreciación de equilibrio debido a productividad que se desprenden del modelo usando datos chilenos. La sección IV presenta la evidencia que se obtiene a partir de estimaciones de series de tiempo. La sección V presenta nuevas estimaciones de panel sobre los determinantes del TCR y aplica los resultados al caso chileno. Por último, la sección VI presenta las conclusiones.

II. Productividad y TCR

La teoría que liga ganancias de productividad con apreciación cambiaria es relativamente estándar hoy en día y se debe a los desarrollos de Balassa (1964) y Samuelson (1964).² Esta provee una de las explicaciones más importantes para entender desviaciones del TCR respecto de la paridad del poder de compra (PPP).³ Esta sección revisa esta teoría poniendo énfasis en su impacto sobre distintas maneras de medir el TCR y discutiendo su contraparte práctica.

2.1. El efecto Balassa-Samuelson

La intuición detrás del efecto Balassa-Samuelson es simple. En la medida que los sectores de bienes transables de la economía tienen ganancias de productividad, los salarios reales se incrementan, aumentando el costo de producir bienes no transables, que se supone no tienen los mismos avances de productividad. La mayor productividad no se traspa al precio de los bienes transables porque éste viene dado internacionalmente. Este mecanismo explica por qué los servicios (como peluquería u hoteles) son más caros en países de mayor productividad (como Japón).

Operacionalmente, el TCR se calcula como la razón de precios de dos canastas de bienes en dos países (o grupos de países). Habitualmente, la canasta es un grupo de bienes de consumo—como los que componen el IPC—o bienes intermedios—como los que componen el IPM.⁴ En Chile se usa oficialmente una medida

compuesta, que compara el precio de los bienes de consumo en Chile (IPC) con el precio de los bienes intermedios de nuestros socios comerciales (IPMs en lo posible). Este indicador se acerca a la definición de TCR que se utiliza en modelos de economía dependiente, donde el precio relativo clave es la razón de precios de bienes transables a bienes no transables. De hecho, en la medida que el índice de precios externo contenga sólo transables y se cumpla la ley de un solo precio para estos bienes, el logaritmo de esta razón es igual al logaritmo del TCR medido en Chile multiplicado por una constante. Más formalmente, si las canastas que se comparan son de dos países y tienen bienes transables y no transables, el TCR está dado por:⁵

$$TCR = \frac{P_T^N P_N^{1-\beta}}{P_T^* \beta^* P_N^{1-\beta^*}} \quad (1)$$

donde P_T es el precio de los bienes transables, P_N el de los no transables, β es la participación de los transables y el superíndice (β^*) denota en el extranjero. Si la canasta de bienes extranjera sólo considerara bienes transables, $\beta^* = 1$.

Suponiendo que se cumple la ley de un solo precio para bienes transables (el numerario), el TCR sufrirá modificaciones sólo en la medida que el precio de los bienes no transables cambie. En particular, puede suceder que los no transables domésticos cambien de precio vis-à-vis los transables y/o vis-à-vis los precios de los no transables en el mercado extranjero. En el primer caso existirá un cambio en el TCR sólo si $\beta^* \neq \beta$, es decir, si la canasta nacional es diferente a la extranjera. Bajo estos supuestos se tiene:

$$T\hat{C}R = (1 - \beta)\hat{P}_N - (1 - \beta^*)\hat{P}_N^* \quad (2)$$

donde $\hat{x} \equiv d \log(x) / dt$.

Para determinar la evolución del precio de los bienes no transables se supone que existe perfecta movilidad de capital internacional y entre sectores —nuestro interés es en el TCR de largo plazo—, por lo que la tasa de interés doméstica se iguala a la tasa internacional ($r = r^*$). La producción de bienes transables y no transables se lleva a cabo en la economía doméstica con las siguientes funciones de producción:

$$Y_T = A_T K_T^{\alpha_T} L_T^{1-\alpha_T} \quad (3)$$

$$Y_N = A_N K_N^{\alpha_N} L_N^{1-\alpha_N} \quad (4)$$

donde A es un factor de productividad, K es capital y L es trabajo.

Suponiendo competencia perfecta, las empresas maximizan beneficios tomando como dados el salario (w), la tasa de interés y el precio relativo de los no transables, medidos en unidades del precio de los bienes transables. Las condiciones de primer orden (CPO) de este problema son:

$$\begin{aligned} \alpha_T A_T K_T^{\alpha_T-1} L_T^{1-\alpha_T} &= r^* \\ (1 - \alpha_T) A_T K_T^{\alpha_T} L_T^{-\alpha_T} &= w \end{aligned} \quad (5)$$

para los bienes transables y

$$\begin{aligned} P_N \alpha_N A_N K_N^{\alpha_N-1} L_N^{1-\alpha_N} &= r^* \\ P_N (1 - \alpha_N) A_N K_N^{\alpha_N} L_N^{-\alpha_N} &= w \end{aligned} \quad (6)$$

para los bienes no transables.

De las CPO en (5) y (6) se pueden despejar razones capital-trabajo, las que, al igualarlas, dan paso a:

$$r^* \alpha_T = (1 - \alpha_T)^{1-\alpha_T} \alpha_T^{\alpha_T} w^{\alpha_T-1} A_T \quad (7)$$

y

$$r^* \alpha_N = (1 - \alpha_N)^{1-\alpha_N} \alpha_N^{\alpha_N} w^{\alpha_N-1} A_N P_N \quad (8)$$

Log-diferenciando estas ecuaciones y suponiendo r^* fijo se obtiene la evolución del precio de los no transables en la economía doméstica:

$$\hat{P}_N = \frac{1 - \alpha_N}{1 - \alpha_T} \hat{A}_T - \hat{A}_N \quad (9)$$

El precio de los no transables en la economía doméstica aumentará en términos del precio de transables en la medida que $(1 - \alpha_N) \hat{A}_T > (1 - \alpha_T) \hat{A}_N$. Nótese que aún si el crecimiento de la productividad total de factores es igual en ambos sectores, es probable que exista apreciación de no transables debido a que $\alpha_T > \alpha_N$. A su vez, podría darse el caso que, habiendo aumentos de productividad en el sector transable, no se verifique una apreciación.

En términos del TCR medido, y suponiendo tecnologías de producción en el extranjero similares a las nacionales (excepto por el nivel de productividad), se tiene:

$$\hat{TCR} = (1 - \beta) \left(\frac{1 - \alpha_N}{1 - \alpha_T} \hat{A}_T - \hat{A}_N \right) - (1 - \beta^*) \left(\frac{1 - \alpha_N}{1 - \alpha_T} \hat{A}_T^* - \hat{A}_N^* \right) \quad (10)$$

Estos resultados indican que un TCR, construido con canastas iguales entre países que incluya bienes no transables, se apreciará en la medida que exista una brecha entre el diferencial de productividad entre transables y no transables observado en el país doméstico vis-à-vis el observado en el extranjero. Así, cuando se analiza un TCR construido con IPCs o deflatores del PIB, se observará el efecto de Balassa-Samuelson en la medida que existan diferenciales de productividad distintos entre países. Por su parte, un TCR construido a partir de canastas que incluyan sólo bienes transables no debería mostrar ningún cambio en presencia de aumentos de productividad. Un caso que se acerca a esta situación es el TCR calculado sólo con IPMs. Por último, un TCR construido con canastas de bienes diferentes puede mostrar tanto apreciación como depreciación ante ganancias de productividad. En el caso particular —que se asemeja al caso chileno— en que $\beta^* \rightarrow 0$ y $\alpha_T > \alpha_N$, basta que $\hat{A}_T \geq \hat{A}_N$ para que se verifique una apreciación.

2.2. Productividad media del trabajo y total de factores

La ecuación (10) entrega una manera directa de evaluar el impacto de cambios en productividad sobre el TCR. Sin embargo, si bien es posible tener estimaciones de productividad total de factores a nivel agregado, casi no existen estimaciones desagregadas por sectores transable y no transable para países en desarrollo. Esto debido a que es prácticamente imposible contar con estimaciones del stock de capital por sectores para poder llevar a cabo la contabilidad requerida. Se necesita, por lo tanto, alguna aproximación para medir productividad sectorial.

Un dato relativamente fácil de obtener es la productividad media del trabajo. Esta, bajo los supuestos de la sección anterior, sigue una relación directa con la productividad total de factores. Por definición, la productividad media del sector transable es:

$$\frac{Y_T}{L_T} = A_T \left(\frac{K_T}{L_T} \right)^{\alpha_T} \quad (11)$$

La CPO para el capital en la ecuación (5) implica:

$$\frac{K_T}{L_T} = \left(\frac{r^*}{\alpha_T A_T} \right)^{\frac{1}{\alpha_T - 1}} \quad (12)$$

con lo que se tiene que:

$$\frac{Y_T}{L_T} = \left(\frac{\alpha_T}{r^*} \right)^{\frac{\alpha_T}{1 - \alpha_T}} A_T^{\frac{1}{1 - \alpha_T}} \quad (13)$$

Siguiendo el mismo procedimiento para los bienes no transables y definiendo la tasa de cambio de la productividad media del trabajo como $\gamma_j \equiv \hat{Y}_j - \hat{L}_j$, $j = N, T$, la relación entre la evolución de la productividad media del trabajo y el TCR estará dada por:

$$\hat{TCR} = (1 - \alpha_N) \left[(1 - \beta)(\gamma_T - \gamma_N) - (1 - \beta^*)(\gamma_T^* - \gamma_N^*) \right] \quad (14)$$

Cabe hacer notar que independientemente de β y β^* , cambios en productividad afectarán el TCR sólo en la medida en que exista una diferencia entre ganancias de productividad de los sectores de bienes transables y no transables.

III. Productividad y TCR en Chile

En esta sección se presenta un cálculo aproximado de la relación entre productividad y TCR en Chile usando datos de incrementos efectivos de productividad laboral, las participaciones de transables y no transables en el IPM y el IPC y datos de distribución funcional. El objetivo es calcular la apreciación de equilibrio que entrega la ecuación (14) a partir de la estimación de los componentes del lado derecho de la ecuación para la economía chilena.

La participación de transables en los índices de precio doméstico y externo se calcula usando las participaciones en el IPC e IPM de Chile, suponiendo que los índices de países extranjeros tienen participaciones similares y considerando la ponderación efectiva que los distintos países tienen en el índice de precios externo.⁶ A partir de las canastas del IPC e IPM se puede calcular: $\beta = \beta^{IPC} = 0.463$ y $\beta^{IPM} = 0.907$.

En el caso de aquellos países extranjeros en que se utiliza una canasta mayoritaria para el cálculo del TCR oficial, consideramos $\beta^{IPM} = 0.907$. Para aquellos países en que se considera el IPC (Francia y Perú), consideramos una participación similar a la que existe en el IPC chileno. Con estos números la participación promedio ponderado de los transables en el índice externo es 0.876. Sin embargo, el cálculo relevante para la ecuación (14) es un promedio ponderado de diferenciales de productividad: $\sum_j \theta_j (1 - \beta_j^*) (\gamma_{T,j} - \gamma_{N,j})$, donde θ_j es la participación del país j en el índice de precios externo.

La tasa de crecimiento de la productividad media del trabajo de los sectores transable y no transable se calcula a partir de los datos de PIB transable y no transable de Cuentas Nacionales e información de empleo sectorial del INE. Se consideran como sectores transables a los sectores agricultura, pesca, minería e industria (más derechos de importación). La tasa de crecimiento anual de la productividad media del trabajo entre 1990 y 1997, según estos datos, es igual a 7.66% para el sector transable y 4.42% para el sector no transable. La diferencia es igual a 3.24%.

Por último, para estimar α_N se utilizan datos de distribución funcional del ingreso promedio para el periodo 1990-1995 en el sector no transable.⁷ Esto entrega $\alpha_N = 0.476$. La Tabla 1 resume los parámetros utilizados.

TABLE 1
PARAMETROS CALIBRACION

$\beta = \beta^{PC}$	0.463
β^{PM}	0.907
β^*	0.876
γ_T	7.66
γ_N	4.42
$\gamma_T - \gamma_N$	3.24
α_N	0.476

La Tabla 2 presenta la tasa de apreciación real que estos resultados predicen para Chile, bajo la calibración descrita y distintas combinaciones de crecimiento de productividad relativa de los socios comerciales separados por países desarrollados y en desarrollo. Se observa que la apreciación de tendencia debido a productividad estaría en el rango de 0.85% anual. Este número es robusto a cambios en las tasas de crecimiento de productividad de los socios comerciales y cambia marginalmente ante cambios de la estimación de α_N . Por ejemplo, si $\alpha_N = 0.35$, la apreciación anual sería del orden de 1.0%. El resultado también es robusto a cambios en la participación de transables en los índices de precios. Por ejemplo, si $\beta^{PC} = 0.35$ y $\beta^{PM} = 0.70$, la apreciación anual sería del orden de 0.9%.

TABLA 2
APRECIACION POR PRODUCTIVIDAD-CALIBRACION
(Porcentaje de cambio anual TCR oficial)

$\gamma_T^* - \gamma_N^*$ socios comerciales	$\gamma_T^* - \gamma_N^*$ socios comerciales desarrollados
1%	0.5%
2%	0.87
	0.85
	0.85
	0.83

IV. Evidencia de Series de Tiempo

La segunda metodología que consideramos para estimar el efecto del crecimiento de la productividad sobre el TCR en Chile se basa en la estimación de una ecuación de cointegración para el TCR de equilibrio. El supuesto básico de este procedimiento es que la evolución del TCR depende de una serie de variables fundamentales, dentro de las cuales está el diferencial de productividad entre los sectores transable y no transable.⁸ Una vez estimado el vector de cointegración y bajo el supuesto de que los cambios de productividad son exógenos, se puede computar directamente el efecto de los cambios de productividad efectivos sobre el TCR.

Existe la posibilidad de que en los ejercicios de la sección anterior se esté sub(sobre)estimando el efecto de la productividad en el TCR, toda vez que la asignación de sectores transables y no transables para el cálculo de diferenciales de productividad es imperfecta. Si la estimación es incorrecta, la cuantificación del diferencial de productividad entre sectores presentaría un sesgo. La metodología de esta sección es inmune a dicho problema en la medida que exista una relación afín (es decir, una relación proporcional más una constante) entre las medidas de productividad que consideramos y el verdadero diferencial de productividad. Si se cumple esta relación, los parámetros del vector de cointegración capturan la relación estructural entre las variables observadas y el TCR.

El set de fundamentales que consideramos en la estimación incluye: (i) el diferencial de productividad entre sectores transables y no transables en Chile (TNT); (ii) el gasto (absorción) del gobierno como proporción del PIB (GOB); (iii) los activos internacionales netos como porcentaje del PIB (AIN); y (iv) los términos de intercambio (LTOT). Este set de fundamentales entrega un solo vector de cointegración. Adicionalmente, consideramos el grado de apertura de la economía (OPENN) en una especificación que estimamos con mínimos cuadrados ordinarios (MCO).

Más formalmente, consideramos la siguiente representación autorregresiva de un vector γ_t compuesto por k variables estocásticas integradas de orden 1 o menos (en nuestro caso $k = 5$):

$$\gamma_t = v + \sum_{i=1}^p A_i \gamma_{t-i} + \xi_t \quad (15)$$

donde v es un vector de constantes de dimensión k , A_i es una matriz de k por k y ξ_t es un vector de innovaciones i.i.d. Este modelo VAR puede ser expresado en primeras diferencias de la siguiente manera:

$$\Delta \gamma_t = v + \sum_{i=1}^{p-1} D_i \Delta \gamma_{t-i} - \Pi \gamma_{t-p} + \xi_t \quad (16)$$

donde

$$D_i = -I + A_1 + A_2 + \dots + A_i, \text{ con } i = 1, \dots, p$$

$$\Pi = -I - A_1 - A_2 - \dots - A_p$$

Esta representación permite establecer la existencia de relaciones de largo plazo entre las variables que componen el vector γ_t . En efecto, si el rango de la matriz Π es menor que k (el número de variables del VAR), esta matriz puede ser descompuesta de la siguiente manera:

$$\Pi = \alpha \beta'$$

donde α y β son matrices de k por p . La matriz β es la llamada matriz de cointegración y tiene la propiedad de que la combinación lineal βy_t es integrada de orden cero (estacionaria). Es decir, representa las relaciones lineales de largo plazo entre las variables del vector y_t .

La Tabla 3 presenta los habituales tests de raíz unitaria para las variables bajo análisis. Se concluye que las cinco variables pueden ser consideradas como integradas de orden 1.

Se estima un modelo con máxima verosimilitud con 2 y 3 rezagos ($p = 2, 3$), lo que es suficiente para generar ruido blanco en los residuos. El test de Breusch y Godfrey muestra ausencia de autocorrelación serial en los residuos (p-valores de 0.51 y 0.42). Las observaciones son de frecuencia trimestral e incluyen el período 1977.I-1997.IV. Los resultados del test respecto del rango de la matriz Π o vectores de cointegración muestran que se rechaza la hipótesis nula de ausencia de cointegración entre las cinco variables bajo análisis. Adicionalmente, no se puede rechazar la hipótesis de que exista un solo vector de cointegración.

TABLA 3

TESTS DE RAIZ UNITARIA (ADF)

	Nivel	Diferencia	Integración
LTCR	-1.543	-4.488	I(1)
TNT	-1.403	-5.315	I(1)
AIN	-1.586	-3.369	I(1)
GOB	-1.528	-8.709	I(1)
LTOT	-2.066	-5.508	I(1)

Valores críticos (McKinnon): 3.512 (1%), 2.897 (5%), 2.586 (10%).

La Tabla 4 reporta la relación de largo plazo estimada usando 2 y 3 rezagos. El vector de cointegración se presenta estandarizado con el parámetro del TCR igual a -1. Se observa que todos los parámetros tienen el signo esperado y, con la excepción de los términos de intercambio, tienen errores estándar pequeños.⁹ Adicionalmente, la tabla reporta el vector de cointegración que se estima con MCO usando las mismas 5 variables y aquél que se obtiene con la adición del proxy de apertura. En las cuatro especificaciones se encuentra que el parámetro del diferencial de productividad es aproximadamente 0.3.¹⁰

Utilizando el valor de 0.3 estimado y el cambio observado en el diferencial de productividad entre 1989 y 1997 se encuentra que la apreciación real durante este período explicada por el crecimiento de la productividad es de 0.81% por año. Si se considera el período 1990-1997 el resultado es 0.93%.

TABLA 4

VECTOR DE COINTEGRACION
(Estandarizado a LTCR = -1)

	$p = 3$	$p = 2$	MCO	MCO
TNT	0.299 (0.128)	0.278 (0.123)	0.339 (0.122)	0.307 (0.114)
AIN	0.047 (0.022)	0.089 (0.019)	0.132 (0.014)	0.190 (0.020)
GOB	0.034 (0.004)	0.038 (0.003)	0.029 (0.002)	0.026 (0.002)
LTOT	0.009 (0.185)	-0.258 (0.168)	0.012 (0.103)	-0.195 (0.098)
OPENN	-	-	-	0.010 (0.003)
Constante	-5.371	-5.249	-4.897	-4.729

Errores estándar en paréntesis. Muestra 1977.I-1997.IV.

V. Evidencia Internacional de Panel

En esta sección se presenta nueva evidencia sobre la relación entre productividad y TCR usando un panel de 92 países con datos de 1960 a 1990. Se presentan dos innovaciones respecto de estudios anteriores que utilizan paneles de países para estudiar esta relación (v.g. Goldfajn, 1995; De Gregorio, 1996; De Gregorio *et al.*, 1994a y 1994b). Primero, se consideran comparaciones multilaterales de TCR y productividad, tomando en cuenta a los socios comerciales más importantes de cada país. Segundo, la estimación de panel considera simultáneamente datos de términos de intercambio y gasto de gobierno para los 92 países.

La importancia de considerar la productividad relativa de un país respecto de sus socios comerciales radica en que las relaciones comerciales son fluidas sólo dentro de grupos de países—factores como distancia e idioma han demostrado ser determinantes fundamentales del volumen de comercio. Teóricamente, esto podría generar un sesgo en contra de encontrar el efecto Balassa-Samuelson en las regímenes habituales entre TCR y productividad, debido a que esta última se mide con respecto de la productividad de EE.UU.¹¹ En algunos países esto sería inadecuado porque ellos transan una cantidad muy limitada de bienes con EE.UU. Más concretamente, se puede pensar que existirán apreciaciones/depreciaciones reales debido a cambios de productividad de socios comerciales no capturados por cambios de productividad en EE.UU.

5.1. Datos y metodología

La disponibilidad de información permite calcular sólo la productividad media agregada para un conjunto amplio de países, por lo que las estimaciones se

realizan con este indicador. Para este efecto, se calcula la razón PIB-fuerza de trabajo utilizando datos de PIB en dólares evaluados a PPP.

En la estimación se consideran adicionalmente los términos de intercambio (LTOT) y la participación en el PIB del gasto del gobierno (GOB) como determinantes del TCR. Estos factores afectan al TCR a través de la demanda por bienes no transables en presencia de movilidad imperfecta de capitales o en presencia de costos de ajuste del stock de capital.¹² Estas dos variables también se consideran relativas al extranjero. Así, la ecuación a estimar está dada por:

$$\log(TCR_{i,t}) = b_0 + b_1 \log \left(\frac{Y/L}{Y^*/L^*} \right)_{i,t} + b_2 (GOB - GOB)_{i,t} + b_3 \log \left(\frac{TOT}{TOT^*} \right)_{i,t} + \mu_i + \varepsilon_{i,t}$$

donde μ_i es un efecto individual del país i (eventualmente aleatorio) y $\varepsilon_{i,t}$ es un efecto puramente aleatorio.

El TCR de la ecuación empírica se mide tanto en términos relativos a EE.UU. (TCR bilateral) como respecto de un promedio ponderado de los socios comerciales más importantes de cada país (TCR multilateral). Las variables GOB y TOT también se miden tanto en forma bilateral como en forma multilateral. Además, para evitar potenciales sesgos generados por devaluaciones nominales se considera como unidad temporal el promedio cada 5 años desde 1960 a 1990. Por último, el TCR se mide con deflatores del PIB, con lo que se asemeja a un TCR construido con IPC. El anexo presenta la definición y fuente de las variables consideradas.

5.2. Resultados

La Tabla 5 presenta los resultados de la estimación para el panel de países con TCR medidos con deflatores. El método de estimación supone efectos individuales aleatorios, lo cual entrega estimadores consistentes y eficientes si el supuesto efectivamente se verifica. El test de especificación que compara efectos aleatorios vis-à-vis efectos fijos sugiere que éste es el caso.

Los resultados son interesantes en varias dimensiones. Primero, efectivamente se verifica la existencia del efecto Balassa-Samuelson. En todas las especificaciones el parámetro que mide productividad relativa muestra el signo correcto y es altamente significativo. Un punto porcentual extra de incremento de productividad vis-à-vis los socios comerciales, aprecia el TCR medido como razón de deflatores implícitos (los que luego consideramos aproximadamente como IPCs relativos) en 0,167%.

Segundo, el parámetro que acompaña a los términos de intercambio tiene el signo esperado y es significativamente distinto de cero en todas las ecuaciones. No ocurre lo mismo con el gasto del gobierno, cuyo parámetro no es significativamente distinto de cero. Este último resultado es consistente con lo reportado por De Gregorio (1996).

TABLA 5
RESULTADOS ESTIMACION DE PANEL
(Variable dependiente: TCR con deflatores)

	Tipo de Cambio Real			
	Multilateral	Multilateral	Bilateral	Bilateral
Productividad multilateral	-0,158 (-5,0)	-	-0,177 (-5,7)	-
Productividad bilateral	-	-0,122 (-4,0)	-	-0,167 (-5,6)
TOT multilateral	-0,132 (-2,7)	-0,133 (-2,6)	-	-
TOT bilateral	-	-	-0,210 (-4,1)	-0,205 (-4,0)
GOB multilateral	-0,001 (-1,0)	0,002 (1,4)	-	-
GOB bilateral	-	-	-0,001 (-0,6)	-0,001 (-0,4)
R ²	0,23	0,19	0,23	0,23
H	3,86	10,93	3,72	3,46
Valor crítico H	12,86	12,86	12,86	12,86
Observaciones	388	388	388	388

Estimación con efecto individual aleatorio.

Test-t en parentesis. R² no incluye efectos individuales aleatorios.

H: Test de especificación para efectos aleatorios versus efectos fijos.

Tercero, no existe evidencia de que el efecto de diferenciales de productividad sobre el TCR sea mayor cuando se mide respecto de los socios comerciales en forma multilateral. En ambas medidas de TCR se observa un mayor parámetro cuando se mide la productividad en forma multilateral, pero las diferencias no son económicamente importantes. Estadísticamente, la comparación de los dos parámetros es no trivial porque la covarianza entre ambos es desconocida (y probablemente positiva). No obstante, si se supone que la estimación con productividad multilateral es el parámetro verdadero, en ambos casos se encuentran diferencias estadísticamente no significativas.

Si se utiliza en las regresiones un TCR construido con IPMs para los países que lo publican (aproximadamente la mitad de la muestra) e IPC para los que no lo hacen, se encuentran resultados bastante diferentes. La Tabla 6 presenta estos resultados. Se observa que el parámetro de la productividad tiene el signo incorrecto en el caso del TCR multilateral y no es significativamente distinto de cero en el caso del TCR bilateral.¹³ Estos resultados significan que no es válido argumentar que una apreciación obedece a productividad cuando el TCR se mide como IPMs relativos.¹⁴ Puesto de otra manera, el TCR chileno calculado con IPMs no debería sufrir ninguna modificación ante cambios de productividad, especialmente si se compara en forma bilateral con EE.UU.

TABLA 6

RESULTADOS ESTIMACION DE PANEL
(Variable dependiente: TCR con IPM disponibles)

	Tipo de Cambio Real			
	Multilateral (a)	Multilateral (a)	Bilateral (b)	Bilateral (b)
Productividad multilateral	0.058 (1.8)	-	-0.100 (-1.5)	-
Productividad bilateral	-	0.059 (2.0)	-	-0.066 (-0.9)
TOT multilateral	-0.170 (-3.6)	-0.172 (-3.6)	-	-
TOT bilateral	-	-	-0.145 (-3.3)	-0.150 (-3.4)
GOB multilateral	0.001 (0.8)	0.001 (0.8)	-	-
GOB bilateral	-	-	-0.001 (-0.7)	-0.001 (-0.4)
R ²	0.05	0.06	0.99	0.99
H	3.61	1.93	32.87	38.77
Valor critico H	12.86	12.86	12.86	12.86
Observaciones	388	388	331	331

(a) Estimación con efecto individual aleatorio.

(b) Estimación con efecto individual fijo.

Test-t en paréntesis. R² no incluye efectos individuales aleatorios.

H: Test de especificación para efectos aleatorios versus efectos fijos.

5.3. Implicancias para el TCR en Chile

Para interpretar los resultados anteriores en términos del TCR que mide el Banco Central de Chile es necesario considerar la participación de los bienes no transables en los distintos índices de precio. En particular, como se discutió en la sección III, debido a que el TCR oficial se calcula con IPC chileno e IPMs de los socios comerciales (cuando están disponibles), existirán ponderadores diferentes para la productividad nacional e importada. Suponiendo simetría en los efectos de cambios de productividad en precios de bienes no transables nacionales e importados, el efecto en el TCR estará dado por:

$$TCR = (1 - \beta) \hat{P}_N - (1 - \beta^*) \hat{P}_I^* = b_1 \left[\gamma - \sum_j \theta_j \gamma_j^* (1 - \beta) / (1 - \beta^*) \right] \quad (17)$$

donde b_1 es el parámetro estimado de la productividad, γ es el crecimiento de la productividad agregada y β^* representa la ponderación de los no transables

en el índice de precios externo. Al igual que en la sección III, consideramos $\sum_j \theta_j \gamma_j^* (1 - \beta) / (1 - \beta^*)$ como el cálculo relevante, donde θ_j es la participación del país j en el índice de precios externo.

La Tabla 7 presenta la apreciación real que estos resultados predicen para Chile bajo el supuesto de una tasa de crecimiento anual de la productividad media del trabajo igual a 5% (7% de PIB potencial menos 2% de fuerza de trabajo), un parámetro b_1 igual a 0.16, y distintas combinaciones de crecimiento de productividad de los socios comerciales.¹⁵ Se observa que la apreciación de tendencia debido a productividad estaría en el rango de 0.7% anual. Este número es bastante insensible a cambios en las tasas de cambio de productividad de los socios comerciales.

TABLA 7

APRECIACION POR PRODUCTIVIDAD-ESTIMACION DE PANEL
(Porcentaje de cambio anual TCR oficial)

	γ socios comerciales desarrollados
	1%
γ socios comerciales en desarrollo	0.74
5%	0.72
	0.69

VI. Conclusiones

Este trabajo ha analizado el impacto de los diferenciales de productividad sobre el TCR en Chile. Usando tres métodos completamente diferentes se obtienen resultados sorprendentemente similares. Estos indican que la apreciación real debido a incrementos de productividad, observada durante 1990-1997, estaría en el rango de 0.7-0.9% por año.

Estos resultados indican que la apreciación del TCR de equilibrio observada durante los noventa no obedece sólo a un incremento de productividad, sino que también existen otros factores involucrados. Una pequeña lista de candidatos incluye los flujos de capital, el gasto del gobierno y los términos de intercambio.

ANEXO

A. Datos de Panel

- Tipo de Cambio Real IPC

Tipo de cambio calculado a partir de razones de precios locales en US\$ de Penn World Tables. Las medidas multilaterales se calculan con los ponderadores presentados en Goldfajn y Valdés (1996).

- Tipo de Cambio Real IPM-IPC

Tipo de cambio calculado a partir de razones de precios locales en US\$ de IFS. Se utiliza IPM cuando está disponible. Las medidas multilaterales se calculan con los ponderadores presentados en Goldfajn y Valdés (1996).

- Términos de Intercambio

Valores utilizados en Goldfajn y Valdés (1996).

- Gasto de Gobierno

Razón gasto de gobierno central a PIB de Penn World Tables.

B. Datos de Series de Tiempo

- Tipo de Cambio Real Oficial

Logaritmo del Tipo de Cambio Real oficial del Banco Central de Chile.

- Activos Internacionales Netos

Razón de Activos Internacionales Netos a PIB (AIN_t/PIB_t). AIN_t se calculan como:

$$AIN_t = (AIN_0 + \sum_{s=1977,t}^t CC_s) \frac{TCN_t}{P_t}$$

donde AIN_0 corresponde al stock de activos internacionales netos a comienzos del período de estimación (en dólares), CC_s es el saldo de la cuenta corriente trimestral en el período s medida en dólares corrientes, TCN_t es el tipo de cambio nominal promedio en t y P_t es el índice de precios en t . AIN_0 se mide como el saldo de reservas internacionales netas de la deuda externa total del país. Fuente:

Banco Central de Chile. CC_s se construye con las cifras oficiales de Balanza de Pagos del Banco Central publicadas en forma trimestral desde 1983.¹⁶ El PIB trimestral se obtiene de Haindl (1986) y del Banco Central.

- Diferencial de Productividad

Razón de productividad entre el sector transable y el sector no transable, desestacionalizada. Corresponde al cociente de la productividad media del empleo en cada uno de estos sectores, calculada como la razón entre el producto interno sectorial y el empleo sectorial. El sector transable incluye la Minería, la Industria, la Pesca y el sector Silvoagropecuario. El sector no transable representa el resto del PIB. Las cifras de producto trimestral sectorial corresponden a cifras publicadas por el Banco Central, en tanto que las cifras de empleo trimestral sectorial incluyen las series trimestralizadas por Budnevich, Lefort y Riveros (1986) para el período 1977.I a 1983.IV y las series elaboradas por el INE, a partir del 1984.IV.

- Gasto de Gobierno

Absorción pública (gasto corriente sin intereses más inversión real y transferencias de capital al sector privado) como fracción del PIB, desestacionalizado. Corresponde a las cifras elaboradas por S. Arellano y B. Piedrabuena¹⁷, período 1980.I a 1996.IV sobre la base de información de Contraloría, y a la serie trimestralizada por Haindl (1986) para el período 1977.I a 1979.IV. Para el período 1997.I a 1997.IV se hace una proyección sobre la base de información de la Dirección de Presupuesto.

- Términos de Intercambio

Índice de términos de intercambio. Entre 1977 y 1985 se estima como el cociente entre un índice de precios de bienes exportables y un índice de precios de bienes importables. El primero incluye los precios de cobre, celulosa y harina de pescado, y el segundo el precio del petróleo y el índice de precios al por mayor de EE.UU. (Valdés, 1997). Las cifras del período 1986.I-1997.IV corresponden al cociente entre el deflactor de las exportaciones y el deflactor de la importaciones de Cuentas Nacionales. Fuente: Banco Central de Chile.

- Apertura

Arancel modal. Fuente: Banco Central de Chile.

Notas

- 1 Esta apreciación de tendencia no representó oficialmente sólo ganancias de productividad sino también la evolución de otros fundamentales como apertura comercial, riesgo país y oferta de fondos externos.
- 2 Otras teorías que también pueden explicar la relación entre TCR y PIB se basan en la dotación inicial de factores y en la existencia de preferencias no homotéticas. Ver Bergstrand (1991).
- 3 Breuer (1994) y Rogoff (1996) resumen la evidencia que existe sobre PPP.
- 4 El FMI calcula índices de TCR multilateral usando IPCs, mientras que JPMorgan calcula índices de TCR multilateral usando IPMs.
- 5 Esta sección se basa en Froot y Rogoff (1996) y Edwards (1981).
- 6 Felit (1992) describe los detalles de construcción del TCR del Banco Central de Chile.
- 7 Datos estimados especialmente por el Departamento de Cuentas Nacionales para este trabajo.
- 8 El modelo teórico que está detrás de las estimaciones es el de Faruque (1995).
- 9 Los términos de intercambio afectan también indirectamente el TCR a través de la acumulación de activos internacionales. Los resultados no cambian si se utiliza gasto de gobierno en lugar de absorción.
- 10 Este valor se compara con el 0.4 estimado por Soto (1997) usando productividad total de factores y datos anuales para el período 1960-1997.
- 11 En términos económicos, podría haber errores de medición en la variable explicativa.
- 12 Ver Edwards (1989) y De Gregorio (1996) para más detalles.
- 13 Una explicación para encontrar un signo positivo es la existencia de preferencias no homotéticas. Si países más ricos consumen relativamente menos no transables, un mayor nivel de productividad estará asociado a un mayor TCR. El hecho de que los términos de intercambio tengan el signo correcto es consistente con esta interpretación.
- 14 Este problema se discute en Dornbusch *et al.* (1995) en el marco de la apreciación mexicana de 1990-94.
- 15 El crecimiento efectivo de la productividad en Chile entre 1990-1997 es de 5.1%.
- 16 Las cifras desde el año 1989 son las nuevas cifras oficiales publicadas por el Banco Central de Chile. La información para antes de 1982 corresponde a datos trimestralizados por Lefort (1986) para el período 1977.1 a 1982.IV.
- 17 Los datos originales aparecen en Arellano y Larrain (1996).

Referencias

- ARELLANO, S. y F. LARRAIN (1996). "Tipo de Cambio Real y Gasto Público: Un Modelo Económico para Chile". *Cuadernos de Economía*, 33 (98): 47-75.
- BALASSA, B. (1964). "The Purchasing-Power Parity Doctrine: A Reappraisal". *Journal of Political Economics* 72 (2): 584-96.
- BERGSTRAND, J. (1991). "Structural Determinants of The Real Exchange Rates and National Price Levels: Some Empirical Evidence". *American Economic Review* 81 (1): 325-34.
- BREUER, J. (1994). "An Assessment of the Evidence on Purchasing Power Parity". En J. Williamson (ed.), *Purchasing Power Parity: A Survey of and Challenge to Recent Literature*. Washington DC: Institute for International Economics.
- BUDNEVICH, C. G. LEFORT y L. RIVEROS (1986). "Trimestralización de las Series Nacionales del Empleo". *Estudios de Economía* 13 (1): 155-65.
- DE GREGORIO, J. A. GIOVANNINI y H. WOLF (1994). "International Evidence on Tradeables and Nontradeables Inflation". *European Economic Review* 38 (4): 1225-44.
- DE GREGORIO, J. y H. WOLF (1994b). "Terms of Trade, Productivity and The Real Exchange Rates". *NBER Working Paper* N° 4807.
- DE GREGORIO, J. (1996). "Determinantes del Tipo de Cambio Real". En F. G. Morandé y R. Vergara (ed.), *Análisis Empírico del Tipo de Cambio en Chile*. Santiago: Ilades/ Georgetown.

- DORNBUSCH, R. I. GOLDFAIN y R. VALDES (1995). "Currency Crises and Collapses". *Brookings Papers on Economic Activity* 2: 219-94.
- EDWARDS, S. (1982). "Diferenciales de Progreso Tecnológico y Diferenciales de Inflación". *Cuadernos de Economía* 56: 87-91.
- EDWARDS, S. (1989). *Real Exchange Rates, Devolution and Adjustment: Exchange Rate Policy in Developing Countries*. Cambridge: The MIT Press.
- ELBADAWI, I. y R. SOTO (1997). "Capital Flows and Long-term Equilibrium Real Exchange Rates in Chile". *Revista de Análisis Económico* 12 (1): 35-62.
- FARUQEE, H. (1995). "Long-Run Determinants of the Real Exchange Rate: A Stock-Flow Perspective". *IMF Staff Papers* 42(1): 80-107.
- FELIU, C. (1992). "Inflación Externa y Tipo de Cambio Real: Una Nota Metodológica". *Serie de Estudios Económicos BCCh* N° 37.
- FROOT, K. A. y K. ROGOFF (1995). "Perspectives on PPP and Long-Run Real Exchange Rate". En G. Groosman y K. Froot (ed.), *Handbook of International Economics*. Amsterdam: North Holland Press.
- GOLDFAIN, I. (1995). "On Public Debt and Exchange Rates". Tesis Doctoral no publicada, Massachusetts Institute of Technology.
- GOLDFAIN, I. y R. VALDES (1996). "The Aftermath of Appreciations". *NBER Working Paper* N° 5650.
- HAINDL, E. (1986). "Trimestralización del Producto Geográfico Bruto por Origen y Destino". *Estudios de Economía* 13 (1): 117-53.
- HSIEH, D. (1982). "The Determination of The Real Exchange Rates: The Productivity Approach". *Journal of International Economics* 12 (1): 355-62.
- LEFORT, G. (1986). "Trimestralización del Producto Geográfico Bruto por Origen y Destino". *Estudios de Economía* 13 (1): 167-89.
- ROGOFF, K. (1996). "The Purchasing Power Parity Puzzle". *Journal of Economic Literature* 34 (2): 647-68.
- SAMUELSON, P. (1964). "Theoretical Notes on Trade Problems". *Review of Economics and Statistics* 46 (1): 145-54.
- SOTO, R. (1997). "Estimación del Desequilibrio del Tipo de Cambio Real en Chile". *Mimeo, ILADES/Georgetown University*. Noviembre.
- SUMMERS, R. y A. HESTON (1991). "The Penn World Table: An Expanded Set of International Comparisons, 1950-1988". *The Quarterly Journal of Economics* 106 (2): 327-368.
- VALDES, R. (1997). "Emerging Markets Contagion: Evidence and Theory". *Documento de Trabajo BCCh* N° 07.