

ANÁLISIS DEL TIPO DE CAMBIO REAL: CHILE 1986-1999*

RODRIGO CERDA**

Pontificia Universidad Católica de Chile

ALVARO DONOSO

Corp Group

ALDO LEMA

Banco Security

This paper incorporates demand and supply fundamentals in the determination of the Real Exchange Rate (RER). We are able to confirm the negative influence of the ratio expenditure-PIB and the terms of trade on RER, but in addition we find robust evidence of the presence of the effect Balassa-Samuelson. We do not find, however, the existence of a negative impact of the public expenditure on the RER, in addition to the gathered one in the Salter-Swan effect. Finally, we also provide evidence indicating that the effect of this last variable defers according to the composition of production and levels of unemployment.

JEL: F31, F41

Keywords: Real Exchange Rate, Fundamentals, Balassa-Samuelson Effect, Salter-Swan Effect.

1. INTRODUCCIÓN

Es difícil encontrar en la literatura económica chilena un tema más investigado que el tipo de cambio real (TCR). Su posición privilegiada se justifica no sólo por su importancia en la asignación de los recursos entre sectores transables y no transables en la economía, sino además por su rol clave para definir la estrategia de inversión financiera y endeudamiento externo de los agentes económicos, y el diseño de la política monetaria y cambiaria.

*Agradecemos a Angel Cabrera, Sebastián Cerda, Jorge Desormeaux, Larry Sjaastad, Raimundo Soto, al editor Sebastián Claro y a dos árbitros anónimos por sus valiosos comentarios y sugerencias a versiones preliminares de este documento. Los errores que subsistan son de responsabilidad exclusiva de los autores.

**E-mails: rcerda@faceapuc.cl, adonos@copesa.cl, alema@security.cl

El tema de TCR recobró interés desde la mitad de los noventa en Chile; hasta principios de esa década, la literatura en el caso de Chile indicaba que la evolución del TCR dependía básicamente de variables como la relación gasto-producto y los términos de intercambio (por ejemplo, Arellano y Larraín, 1996; Corbo y Fischer, 1994; Lagos, 1992 y Sjaastad, 1996). En el caso de Chile, se ha encontrado que la semielasticidad del TCR a la relación gasto-producto ha fluctuado entre $-0,1$ y $-2,1$ (exceptuando los modelos anuales de Arellano y Larraín, 1996, con un valor de $-3,2$ y Corbo y Fischer, 1994, con $-5,0$), y la elasticidad respecto a términos de intercambio fluctúa entre 0 y $-0,95$. Entre 1990 y 1998, el TCR disminuyó a lo menos en 30% (la medida del Banco Central de Chile muestra una caída de 30%, mientras que otras medidas como el tipo de cambio real de importaciones disminuyen en casi 40%), en tanto que los términos de intercambio y la relación-gasto producto medida a precios corrientes aumentaron en 2.7% y 6.7% respectivamente. De acuerdo a las elasticidades indicadas antes, este cambio en los fundamentos hubiera predicho una caída en el TCR de sólo 17%. Por lo tanto, resultaba necesario identificar la presencia de otras variables en la determinación del movimiento del TCR, lo que renovó el interés sobre el tema desde la mitad de los noventa.

La literatura ha incorporado en el análisis otras variables que podrían explicar este fenómeno como son el efecto de diferencial de productividad del tipo Balassa-Samuelson o el efecto adicional del gasto fiscal. Sin embargo, exceptuando a Calderón (2004), estos efectos no han sido incorporados en un modelo reducido que permita verificar la importancia de cada uno de estos elementos. Este es un ejercicio que realizamos en este trabajo.

Sin embargo, el principal aporte de este estudio es analizar la forma en que ha variado el ajuste del TCR en función de la estructura productiva desde mediados de los ochenta. ¿Por qué puede haber variado la forma en que se ajusta el TCR? La razón es que la economía ha sufrido transformaciones que pueden afectar el proceso de ajuste. Por un lado, existe la impresión que a mediados de los ochenta existía un exceso de capacidad considerable en la economía chilena debido a la irrupción de la crisis de 1982. En este ambiente, los aumentos de demanda en el sector no transable podían ser satisfechos sin necesidad de elevar considerablemente el precio relativo de ese sector. De esta forma, el ajuste de TCR puede haber sido más modesto ante el exceso de capacidad. Con posterioridad, la economía chilena creció considerablemente, lo que llevó a eliminar esos excesos de capacidad, y a que se requirieran mayores cambios en precios relativos ante aumentos proporcionalmente iguales en demanda.

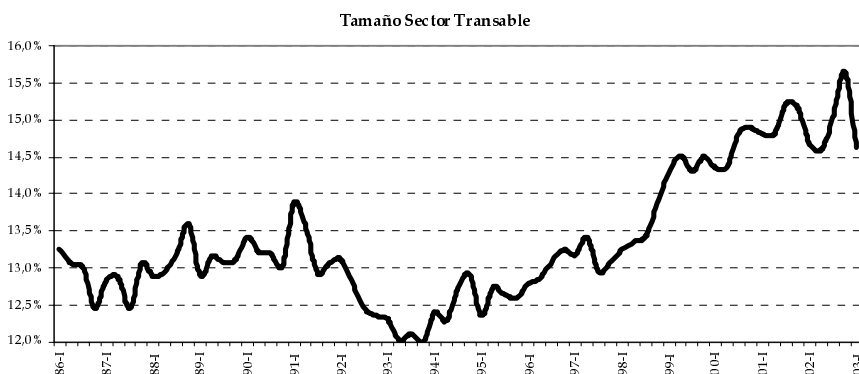
Por otro lado, la composición de la producción ha también cambiado desde mediados de los ochenta. La economía chilena es hoy una economía mucho más abierta al exterior comparada con inicios de los noventa. El Gráfico 1 muestra el tamaño del sector transable definido como la suma del PIB de los sectores agropecuario y silvicultura, pesca y minería como porcentaje del PIB total, excluidas las imputaciones bancarias, el IVA neto y los derechos de importación. Si bien a mediados de los noventa, el tamaño relativo del sector transable tendió a disminuir, básicamente por la expansión del sector servicios, desde 1994 el tamaño de

este sector ha aumentado casi en 25%. Esta evolución de la composición de la producción es también otro de los factores que nos preocupa como determinantes de cambios en la forma de reacción del TCR ante variaciones de demanda. Intuitivamente, un aumento porcentual de un 1% en la demanda agregada debe ser gastada más intensivamente en el sector transable, mientras más abierta sea la economía. O alternativamente, mientras menor es el sector transable, una mayor parte de ese mismo 1% de aumento en demanda agregada debe ser gastado en el sector no transable. En el primer caso, existe una presión menor sobre los precios de bienes no transables y, por lo tanto, es necesario un ajuste menor en TCR para un mismo aumento de gasto.

El trabajo utiliza como muestra el periodo comprendido entre el primer trimestre de 1986 y el tercer trimestre de 1999. Se eligió este periodo de tiempo porque se caracteriza por ser una etapa en que el Banco Central de Chile administraba la evolución del tipo de cambio nominal. A partir de finales de 1999, el régimen monetario fue modificado y el tipo de cambio pasó a ser completamente flexible. Por lo tanto, para no contaminar nuestras estimaciones con cambios de política, se decidió trabajar con el periodo muestral de tipo de cambio fijado.

Este trabajo tiene las siguientes secciones. La sección 2 hace una revisión de las distintas estimaciones empíricas realizadas en el tema para el caso de Chile. La sección 3 explica los fundamentos del TCR que se utilizan en este trabajo. La sección 4 indica la fuente de los datos utilizados y realiza las pruebas de raíz unitaria correspondiente. La sección 5 efectúa un análisis espectral de los datos. La finalidad de este análisis es tener una primera idea acerca de la duración de los ciclos de la relación gasto-producto, como forma de saber si esta variable debería producir efectos de corto o largo plazo sobre TCR. La sección 6 se centra en la determinación del vector de cointegración correspondiente, mientras que la sección 7 se centra en la dinámica de corto plazo, que se estima a base de un enfoque de corrección de errores para el TCR. La sección 8 concluye el trabajo.

GRAFICO 1
EVOLUCION DEL TAMAÑO DEL SECTOR TRANSABLE



Nota: el tamaño del sector transable definido como la suma del PIB de los sectores agropecuario y silvicultura, pesca y minería como porcentaje del PIB total, excluido imputaciones bancarias, IVA neto y derechos de importación. Fuente: Banco Central de Chile.

2. INVESTIGACIÓN RECIENTE DE LOS DETERMINANTES DEL TCR EN CHILE

Hasta el comienzo de los años noventa, existía cierto consenso respecto a que los factores que influían en la evolución del TCR eran la relación gasto-producto (efecto Salter-Swan) y los términos de intercambio. Sin embargo, desde mediados de los 90, y ante la significativa apreciación del TCR, se generó una extensa investigación dedicada a explorar otros eventuales determinantes.

Una primera corriente se concentró en factores de oferta, destacando el énfasis otorgado a la verificación del efecto Balassa-Samuelson, denominación alusiva a la elasticidad del TCR respecto al diferencial de crecimiento entre la productividad de bienes transables y la de bienes no transables.

Valdés y Délano (1998), utilizando tres enfoques metodológicos alternativos (calibración de un modelo simple, series de tiempo y la extrapolación de evidencia internacional a base de un panel de países), estiman el efecto Balassa-Samuelson en torno a $-0,45$ (medido en términos de elasticidad).¹ En de Gregorio (1996) el efecto del diferencial de productividad (respecto a EE.UU.) fluctúa entre $-0,5$ y $-1,5$ en función de la muestra utilizada. En ese trabajo, como reconoce el propio autor, la omisión de variables relevantes podría haber generado sesgos en los estimadores. La única variable incorporada adicionalmente fue el gasto corriente del gobierno. De hecho, Céspedes y de Gregorio (1999) estimaron –a partir de un modelo que además incluyó términos de intercambio y la posición de activos externos netos del país– que el efecto Balassa-Samuelson se ubicaba en torno a $-0,4$, mientras que la semielasticidad asociada a la razón gasto del gobierno-PIB fluctuaba entre $-1,1$ y $-1,3$.²

Una segunda corriente puso énfasis en factores de demanda adicionales al mencionado efecto Salter-Swan, que surge de considerar preferencias homotéticas y estables. La literatura del caso chileno le ha otorgado gran importancia al impacto de la composición del gasto público en la trayectoria del TCR. La hipótesis que se plantea es que el gasto fiscal no sólo influiría negativamente en el TCR a través de su efecto en la relación gasto-producto, sino adicionalmente por ser más intensivo en bienes no transables que el sector privado. El detalle pormenorizado de los estudios que se focalizaron en este factor se encuentra en Schmidt Hebbel y Servén (1996). Los resultados en este sentido son ambiguos.

Arrau, Chumacero y Quiroz (1992), a base de simulaciones de modelos de equilibrio general, sitúan la elasticidad del gasto público respecto al TCR en magnitudes que varían entre $-0,8$ y $-2,5$, dependiendo de los supuestos adoptados

¹Este es un cálculo propio, ya que estos autores reportaron los coeficientes en forma de semielasticidades sin informar los niveles de las variables.

²Debe notarse que Valdés y Délano (1998) y Céspedes y de Gregorio (1999) no recogen en forma explícita la influencia de la relación gasto-producto (efecto Salter-Swan) como determinante del TCR. Así, al incluir como principal variable de demanda el *stock* de Activos Externos Netos (AEN) y no su variación (lo que sí equivaldría a introducir la relación gasto-producto), se habría buscado endogeneizar el comportamiento de esta última variable, alejándose del enfoque estándar en la materia.

sobre las restricciones al endeudamiento y de la participación de los bienes no transables en el gasto fiscal. Marshall y Schmidt Hebbel (1994), utilizando como medida de gasto público la suma de consumo e inversión de gobierno de Cuentas Nacionales, estiman semielasticidades no distintas de cero para el efecto del gasto fiscal sobre el TCR. Schmidt-Hebbel y Servén (1996), calibrando un modelo de equilibrio general para el periodo 1960-1992, encuentran que esta elasticidad en el largo plazo estaría entre 0 y $-0,67$ dependiendo de la interpretación de la temporalidad de variaciones en el gasto fiscal (cambios transitorios o permanentes). Luego irrumpió un interesante debate acerca de este efecto a partir de Arellano y Larraín (1996 y 1998) y Sjaastad (1998b). Arellano y Larraín (1996) estiman un efecto Salter-Swan de $-3,1$ y una semielasticidad del TCR al gasto fiscal (como porcentaje del PIB) de $-3,6$. Sin embargo, Sjaastad (1998) indica que la existencia conjunta de ambos valores encontrados por Larraín y Arellano es, desde un punto de vista teórico, poco plausible. Según este autor plantea, el efecto desaparece sometiendo los mismos datos a un tratamiento estadístico más exigente, con la finalidad de evitar resultados contaminados por correlaciones espurias entre las tendencias implícitas en el TCR y en el gasto fiscal durante el periodo. Por último, en investigaciones más recientes, basadas en modelos de series de tiempo, también se recoge el efecto de la política fiscal sobre el TCR. En Valdés y Délano (1998), la semielasticidad del TCR respecto a la razón gasto público a PIB varía entre $-2,6$ y $-3,8$, dependiendo de la especificación utilizada, mientras que en Céspedes y de Gregorio (1999) se inserta en el rango $-1,0$ a $-3,0$.

3. LOS FUNDAMENTOS DEL TCR

El modelo en que basamos nuestro análisis empírico y que rescata los efectos de los fundamentos del TCR, cuya estimación se presentará en esta sección, puede derivarse fácilmente de enfoques teóricos alternativos aplicados a una economía pequeña y abierta al exterior. La forma reducida, que incorpora tanto factores de oferta como de demanda en la determinación de largo plazo del TCR, se postula en (1) y se enmarca en el espíritu del modelo australiano.³ Así, en esta especificación el TCR depende de la relación gasto-producto medida a precios corrientes (GYN), de los términos de intercambio (TIT), de la razón gasto fiscal-producto (GFIMY) y del diferencial de crecimiento entre la productividad de los bienes transables y los no transables (DIFPROD).

$$(1) \quad TCR = f(GYN, TIT, GFY, DIFPROD)$$

³Esta ecuación se asimila a la estimada por Valdés y Délano (1998) y Céspedes y de Gregorio (1999) o resulta una simple extensión de la planteada por Salter (1959), Rodríguez (1989a y 1989b), Edwards (1989); Arrau, Chumacero y Quiroz (1993); Arellano y Larraín (1996) y Sjaastad (1996).

El impacto de la relación gasto-producto medida a precios corrientes (GYN) en el TCR es conocido como efecto Salter-Swan. Un aumento del gasto total de la economía (público y privado), manteniéndose constante el nivel de producto, se manifestará –en parte– en un aumento de la demanda de bienes no transables, lo que traerá como consecuencia un aumento del precio de éstos con la consiguiente caída del TCR.

Por su parte, un aumento (o disminución) en los términos de intercambio (TIT) sería la segunda fuente de alteración del TCR. La influencia de esta variable es ambigua, ya que existen dos efectos simultáneos de signo opuesto. El primero es un efecto riqueza, de signo negativo, que se produce en la medida que un *shock* de términos de intercambio es percibido como permanente. Esto afecta el ingreso disponible del país, provocando aumentos en el consumo que presionan la demanda de bienes no transables y elevan su precio, con lo cual disminuye el TCR. El segundo es un efecto sustitución, generado por el cambio en los precios relativos de bienes importables, exportables y no transables. Si producto del aumento de términos de intercambio, los bienes importables se abaratan relativamente, aumentará su demanda afectando también la de bienes no transables, en la medida que sean bienes sustitutos o complementarios. Si la demanda por bienes no transables aumenta, los precios de estos bienes se incrementarán y caerá el TCR. Por el contrario, si esa demanda disminuye, los precios de los bienes no transables caerán, conllevando un aumento del TCR.

La influencia del diferencial de productividad entre los sectores transables y no transables (DIFPROD) se popularizó como el efecto Balassa-Samuelson. Esta hipótesis plantea que un crecimiento más rápido de la productividad media del trabajo en el sector transable, en relación a la del no transable, irá acompañado de un incremento de los salarios reales en ambos sectores, encareciendo relativamente los precios de los bienes no transables y, por tanto, disminuyendo el TCR. Si se produce un aumento en la productividad de los bienes transables, mientras la de los bienes no transables se mantiene constante, se genera un aumento de los salarios reales que mantiene el equilibrio en el sector transable, pero aumenta el costo marginal de producir bienes no transables, presionando un aumento de sus precios con la consiguiente caída del TCR.⁴

El efecto composición del gasto fiscal (GFIMY) ha sido extensamente descrito en la literatura sobre los determinantes del TCR, destacando los trabajos de Rodríguez (1982, 1989a, 1989b y 1991).⁵ El argumento es simple. Se postula que si la composición del gasto del gobierno es más (menos) intensiva en bienes no

⁴Se asumen funciones de producción con retornos constantes a escala tanto en la agrupación de sectores transables como en la de no transables, el cumplimiento de la ley de un solo precio en el mercado de bienes transables, perfecta movilidad de capitales a nivel internacional ($r=r^*$) y entre sectores de la economía.

⁵En la literatura sobre los determinantes del TCR en Chile, discusión teórica y resultados empíricos se presentan en Arrau, Chumacero y Quiroz (1993), Arellano y Larrain (1996), Larrain (1996), Schmidt-Hebbel y Servén (1996); Sjaastad (1998a), Valdés y Délano (1998) y Céspedes y de Gregorio (1999).

transables que la del sector privado, un aumento de gasto público financiado con impuestos induciría un menor (mayor) nivel de TCR.

En resumen, la ecuación (1) reúne la mayoría de los fundamentos del TCR, muchos de los cuales, como se mencionó en la sección 2 de este trabajo, fueron considerados sólo en forma parcial o aislada en estudios previos. Dos variables presentes en algunos de ellos han sido expresamente excluidas: los aranceles y el flujo de capitales. Las razones son simples. En primer lugar, para medir TCR trabajaremos principalmente con el índice de precios de importaciones, incluyendo aranceles en la medida de inflación externa relevante, por lo que la política arancelaria no debería tener efectos en el TCR. Al respecto véase Sjaastad (1980 y 1998). En segundo lugar, en estudios previos la presencia del flujo de capitales o la balanza comercial como porcentaje del PIB obedeció a la necesidad de disponer de una *proxy* de la relación gasto-producto, indicador con el que sí se cuenta en este trabajo para captar el efecto Salter-Swan.⁶

En algunos casos, al realizar nuestras estimaciones, el efecto de la relación gasto-producto se dividió entre el efecto de formación bruta de capital fijo y el efecto del consumo, donde esta última variable contiene no sólo consumo privado, sino también gasto de gobierno y acumulación de inventarios. De esta forma, de aquí en adelante cuando hablemos de consumo, estaremos indicando toda aquella parte de la demanda que excluye a la formación bruta de capital fijo. Se ocupa esta descomposición, porque es esperable que el consumo sea más intensivo en bienes no transables y, por lo tanto, tenga mayor efecto sobre el TCR.

El paso siguiente podría ser estimar directamente la ecuación (1). Sin embargo, el efecto Salter-Swan podría diferir según la composición sectorial de la producción (tamaño relativo del sector transable) y niveles de desempleo.

Por una parte, estimaciones para Argentina, Suiza y Canadá demuestran la hipótesis de que un mayor tamaño relativo del sector transable en la economía atenúa el efecto Salter-Swan. Es decir, un aumento de la relación gasto-producto puede ser absorbido en mayor proporción por el sector transable, amortiguando, por lo tanto, el impacto negativo sobre el TCR. Por otro lado, la verificación de un mayor nivel de desempleo en la economía también atenúa la respuesta de los precios de los bienes y servicios no transables derivada de un aumento de la relación gasto-producto. Así, en un periodo de alto desempleo como el observado en la segunda mitad de los 80 en Chile, los aumentos de gasto se reflejaron fundamentalmente en incrementos de la producción de bienes no transables. En consideración a todos los elementos anteriormente planteados, se especificó la siguiente relación de cointegración para el TCR:

$$(2) \quad TCR = \beta_1 + \beta_2 GYN + \beta_3 TIT + \beta_4 GFIMY + \beta_5 DIFPROD \\ + \beta_6 YTYN * GYN + \beta_7 U * GYN + \mu$$

⁶Como se mencionó anteriormente, estudios como los de Valdés y Délano (1998) y Céspedes y de Gregorio (1999) incluyeron como principal variable de demanda el *stock* de Activos Externos Netos (AEN) como aproximación o endogeneización de la relación gasto-producto.

donde la notación en minúsculas sigue reflejando que las variables están expresadas en logaritmo natural y en mayúsculas en los niveles originales. YTYN mide la participación de la agrupación de sectores transables en el PIB y U denota la tasa de desempleo. El término μ representa un error aleatorio estacionario.

En este trabajo, se determina la trayectoria del TCR a partir de los valores observados de los fundamentos. Esto es lo que se entiende como concepto de equilibrio de largo plazo en el análisis empírico posterior. Este es un concepto de equilibrio que surge al estimar una ecuación de cointegración de largo plazo. Sin embargo, este concepto es distinto de otras nociones de equilibrio de largo plazo de TCR utilizados en la literatura (una buena discusión se encuentra en Calderón 2004), donde para calcular el TCR de equilibrio, una vez identificadas las variables que determinan los movimientos de TCR, deben calcularse los valores sostenibles de estos fundamentos (Hinckle y Montiel, 1999). Una vez determinados estos valores sostenibles, se pueden calcular la trayectoria de largo plazo y los posibles desequilibrios de TCR.

En nuestro caso, se utiliza la noción de equilibrio basada en valores observados de los fundamentos, en vez de usar sus valores sostenibles, porque tal como se indicó en la introducción, el objetivo de este trabajo es entender cómo varió el ajuste del TCR en función de los cambios en la estructura productiva durante los noventa y no calcular niveles de equilibrio o desequilibrios de largo plazo.

4. DATOS Y ANÁLISIS DE RAÍCES UNITARIAS

4.1 Datos

Los datos utilizados son de frecuencia trimestral desde el primer trimestre de 1986 hasta el tercer trimestre de 1999. Estos fueron obtenidos de los datos publicados por el Banco Central de Chile (BCCH) y por estimaciones propias. Todas las series fueron desestacionalizadas por X12-Arima, motivo por el cual se les agregó la terminación *sa*.

La principal medida de TCR corresponde al tipo de cambio real de importaciones (TCMR_{sa}). Como indicador de precios de bienes transables se utiliza el índice de precios de importaciones en dólares excluyendo petróleo, que se deriva de Cuentas Nacionales. La medida de tipo de cambio nominal corresponde al tipo de cambio observado compilado por el Banco Central. Para el numerador se utiliza el IPC subyacente (IPCX).

La serie de diferencial de productividad (DIFPROD_{sa}) se construyó como el cociente entre la productividad media del trabajo en los sectores transables y la productividad media del trabajo en los sectores no transables. La serie de valor agregado en bienes transables resultó de considerar a los sectores agropecuario, silvícola, pesca, minería e industria manufactura, para los cuales se tomaron las cifras oficiales de Cuentas Nacionales 1996 en el periodo 1996-1999 y se realizó un empalme para el periodo previo. La serie de valor agregado en bienes no transables

se obtuvo por diferencia respecto al producto total. Las series trimestrales de empleo sectorial fueron obtenidas de los boletines del INE.

La relación gasto-producto a precios corrientes (GYNsa) fue construida para el periodo 1990-1999 de las series de gasto publicadas por el BCCH. Para el periodo previo se trimestralizó la serie anual del Banco Central. La formación bruta de capital fijo a precios corrientes (FBKFNsa) corresponde desde 1990 a la serie oficial. Para el periodo previo la serie es el resultado de combinar un empalme de la serie trimestral a precios constantes y una trimestralización propia del deflactor respectivo. En el caso de consumo más inventarios a precios corrientes (resto de la demanda interna, CONNsa) corresponde desde 1990 a la serie oficial. Para el periodo previo la serie corresponde a la diferencia entre el gasto interno y la formación bruta de capital fijo, ambas a precios corrientes.

La serie de gasto fiscal (GFIMYsa) corresponde a gasto fiscal con impacto macroeconómico (gasto total menos inversión financiera e intereses) como porcentaje del PIB, ambos medidos a precios corrientes. Desde 1989 estos datos corresponden a la información de ejecución presupuestaria entregada por la Dirección de Presupuestos del Ministerio de Hacienda. Para el periodo previo la fuente es Arellano y Larraín (1996). La serie de PIB a precios corrientes (YNSa) corresponde a la serie oficial entre 1990 y 1999 y una trimestralización para el periodo previo.

La serie de términos de intercambio (TITsa) se calcula como el cociente entre índice de precios de exportaciones y el de importaciones. Ambos fueron derivados a partir de los deflatores de Cuentas Nacionales publicados con frecuencia trimestral por el Banco Central de Chile desde 1990. Para el periodo previo los datos corresponden a la trimestralización de las series anuales.

Finalmente, la composición sectorial de la producción (YTYNSa) se calcula como el cociente entre el valor agregado de los sectores transables y el PIB, ambas variables medidas a precios corrientes. Los valores agregados de cada sector transable (agropecuario, silvícola, pesca, minería e industria manufactura) a precios corrientes se calcularon a partir de las cifras oficiales a precios constantes y la trimestralización de los deflatores anuales respectivos.

4.2 Raíces Unitarias

Previo a las estimaciones y con la finalidad de verificar la existencia de raíces unitarias, en el Cuadro 1 se reportan los tests de raíces unitarias de las variables utilizadas en este estudio del tipo ADF, ERS, y Phillips y Perron (PP). En los tests ADF y ERS se eligió el número de rezagos de acuerdo al criterio de Akaike.

CUADRO 1
TEST DE RAIZ UNITARIA ADF AUMENTADO, ERS Y PHILLIPS-PERRON
ORDEN DE INTEGRACION

VARIABLES FUNDAMENTALES	TENDENCIA	CONSTANTE	TEST ADF	ERS	PHILLIPS-PERRON
LN (TCRMRsa)	SI	SI	-2.8 (-3.5, 0)	-2.67 (-3.17, 0)	-2.45 -3.49
GYNSa	SI	SI	-4.27 (-3.5, 4)	-3.5 (-3.18, 3)	-2.87 -3.49
CONNYsa	SI	SI	-3.8 (-3.5, 8)	-2.09 (-3.18, 3)	-2.67 -3.49
FBKFNYsa	SI	SI	-2.6 (-3.5, 4)	-2.21 (-3.18, 2)	-1.24 -3.49
LN(DIFPRODSa)	SI	SI	-0.62 (-3.5, 1)	-0.2 (-3.18, 1)	-1.39 -3.49
LN(TITsa)	NO	SI	-2.47 (-3.5, 0)	-2.22 (-3.17, 0)	-2.54 -3.49
GFIMYsa	SI	SI	-1.61 (-3.5, 8)	-1.71 (-3.17, 0)	-1.17 -3.49

Nota: El prefijo LN indica logaritmo natural y la terminación *sa* señala que la variable se ajustó por estacionalidad. TCRMRsa indica tipo de cambio real de importaciones, GYNSa es la relación gasto-producto medida a valores corrientes, FBKFNYsa es la relación formación bruta de capital fijo a producto medida a valores corrientes, CONNYsa es la relación gasto-producto medida a valores corrientes donde gasto excluye formación bruta de capital fijo, DIFPRODSa es diferencial de productividad, TITsa es términos de intercambio y GFIMYsa corresponde a gasto fiscal con impacto macroeconómico (gasto total menos inversión financiera e intereses) como porcentaje del PIB, ambos medidos a precios corrientes. Entre paréntesis aparece el valor crítico al 5% y el rezago ocupado en la prueba.

De los resultados, se confirman en términos generales los órdenes de integración encontrados en trabajos anteriores. En particular, cabe resaltar que las serie de TCR basada en precios de importaciones (TCRMRsa) es integrada de orden 1, al 5% de confianza. Tanto el diferencial de productividad, así como el gasto fiscal como fracción del PIB son integrados de orden uno en todos los test. La relación gasto-producto, así como sus respectivas descomposiciones y los términos de intercambio, presentan resultados ambiguos. El test ADF muestra que estas variables son integradas de orden cero, mientras que el test PP muestra lo contrario (el test ERS entrega también resultados mixtos). De esta forma, no existe completa claridad del orden de integración de estas series. Para proceder a darles un vistazo un poco más acabado a estas series, se ocupará a continuación un análisis espectral de estos datos.

5. ANÁLISIS ESPECTRAL DE LOS DATOS

El cuadro anterior indica que en general las variables son integradas de orden uno. La evidencia no es concluyente en el caso de los términos de intercambio y la relación-gasto producto. En el caso del test ADF estas variables son $I(0)$, mientras que en el caso de los test ERS y PP son $I(1)$.

Supongamos que estas variables fueran efectivamente $I(0)$. En ese caso, nos encontramos frente a dos opciones: (1) incluir estas variables en el vector de cointegración o (2) excluirlas del vector de cointegración e incluirlas sólo en el modelo de corto plazo.

Si bien la inclusión de estas variables en el modelo de largo plazo no presenta problema econométrico en la estimación, podría indicarse que esta información apunta a que los movimientos de estas variables afectan sólo la dinámica de corto plazo del tipo de cambio real y no su evolución de largo plazo.⁷ Desde este punto de vista, se podría indicar que es preferible eliminar las variables en cuestión del modelo de largo plazo y solamente incluirlas en el modelo de corto plazo. El contra argumento es que teóricamente esperaríamos que un aumento del gasto, manteniendo constante el producto, impacte el nivel de los precios relativos (es decir, el nivel de TCR), y no sólo las tasas de variación, por lo que debería incorporarse en el modelo de largo plazo. (De la misma forma el aumento en los términos de intercambio debería impactar la demanda por bienes no transables, por lo que se aplica el mismo argumento anterior).

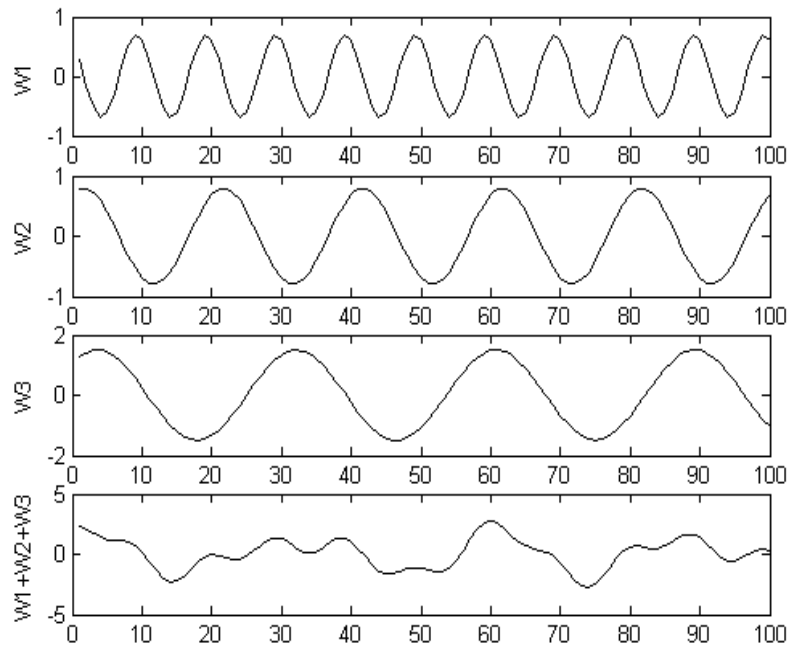
El argumento para excluir estas variables del modelo de largo plazo está relacionado con el hecho de que si estas variables son $I(0)$, ellas deberían afectar sólo la dinámica de corto plazo del TCR. La verdad es que lo que sabemos es que si la serie es $I(0)$, éste es un proceso estacionario, cuya media, varianza o covarianzas no dependen del tiempo. Sin embargo, esto no significa que los movimientos de estas series sean sólo de corto plazo. Es decir, estas series pueden ser estacionarias, pero al mismo tiempo tener movimientos cuya duración sea considerable y que, por lo tanto, puedan afectar al TCR por un extenso periodo de tiempo. Por lo tanto, si incluimos sólo estas variables en el modelo de corto plazo, podríamos estar perdiendo parte de la historia, que tiene que ver con movimientos de nuestras variables explicativas cuya duración sea mayor a la que se desprende del modelo de corto plazo.

De esta forma, nos parece importante entender la duración de los ciclos de las variables en cuestión. Si estos ciclos son relativamente largos, no deberían estar relacionados con movimientos de corto plazo de TCR, sino que con movimientos de mediano y largo plazo, lo que nos lleva a pensar en incluirlas en el modelo de largo plazo. Para determinar la duración de estos ciclos, realizaremos a continuación análisis espectral de los datos.

⁷Agradecemos a uno de los árbitros por hacernos notar este punto.

Para entender el procedimiento, considere una serie de tiempo que es la suma de tres componentes, W_1 , W_2 y W_3 , todos ellos con distintas amplitudes. En el Gráfico 2, se muestra la evolución de cada uno de esos componentes así como de la suma de ellos, en la cuarta figura del gráfico. De esta forma, la cuarta figura es simplemente la suma de estos tres primeros componentes.

GRAFICO 2
AGREGACION DE COMPONENTES



En nuestro caso, los datos que ocupamos se parecen al último cuadro del Gráfico 2, es decir, la que contiene la suma de los procesos en los distintos ciclos. Por lo tanto, en nuestro análisis para identificar los componentes de las series, revertiremos el proceso por medio del uso de una transformación de Fourier para descomponer las series agregadas estacionarias en las series de ondas. Lo interesante del proceso es que cada onda puede ser descrita de acuerdo a una frecuencia. Por ejemplo, la serie W_1 mostrada en el Gráfico 2, que tiene un ciclo de extensión de 8 periodos, se puede replicar por medio de una onda tipo coseno cuya frecuencia ω sea 0.78, donde $\omega \in [-\pi, \pi]$.

Este dato mide la frecuencia de repetición del ciclo por unidad de tiempo.⁸ Por lo tanto, la variable que tiene una representación del tipo serie de tiempo se

⁸El período λ se relaciona con la frecuencia ω por medio de la siguiente identidad $\lambda = 2\pi/\omega$. El período λ es el tiempo que le toma a la onda realizar todo el ciclo, mientras que la frecuencia ω es la velocidad angular medida en radianes por unidad de tiempo.

puede escribir como función de frecuencias. Esto es lo que se conoce como *frequency domain representation*. Este proceso se puede llevar a cabo porque cada serie estacionaria tiene una representación en serie de tiempo o alternativamente en el dominio de frecuencias.⁹

En general, cuando se trata de determinar las propiedades de las variables en análisis empírico se ocupan procedimientos basados en el dominio de tiempo. Una de las caracterizaciones más ocupadas es la función de autocovarianzas de una serie, $\gamma(t)$, $t = 0, \pm 1, \pm 2$. Para pasar al dominio de frecuencias, lo que hacemos es ocupar la información de la función de autocovarianzas como forma de obtener mayor información sobre la serie. Con esta finalidad definimos el *espectro* de la serie por medio de la siguiente transformación de Fourier de la función de autocovarianza de la serie en cuestión:

$$(3) \quad f(\omega) = \frac{1}{2\pi} \sum_{t=-\infty}^{\infty} \gamma(t) e^{-i\omega t} \quad \omega \in [-\pi, \pi]$$

Este espectro (o representación espectral) de la serie tiene una interpretación similar a la de una función de densidad: es la parte de la varianza total de la serie que se debe al componente con frecuencias en el intervalo $[\omega, \omega + d\omega]$. De esta forma, el área total bajo el espectro equivale a la varianza del proceso:

$$(4) \quad \gamma(0) = \int_{-\pi}^{\pi} f(\omega) d\omega$$

En resumen, el análisis espectral nos permite descomponer la serie en componentes de ciclo definidos a partir de bandas de frecuencias. Más interesante aún, cada una de estas frecuencias está directamente relacionada con una extensión del ciclo; por lo tanto, identificando la fracción de ciclos en cada frecuencia nos permite identificar la fracción de ciclos de acuerdo a extensión.

5.1 Análisis Espectral de las Series

Para proceder con el análisis, se estimaron funciones de autocovarianzas para las siguientes series: gasto-PIB, formación bruta de capital a PIB, resto de demanda agregada a PIB, logaritmo de términos de intercambio y tasa de crecimiento de TCR. Una vez estimadas estas funciones de autocovarianza, se procedió a realizar la transformación de Fourier para obtener la densidad espectral de cada serie.

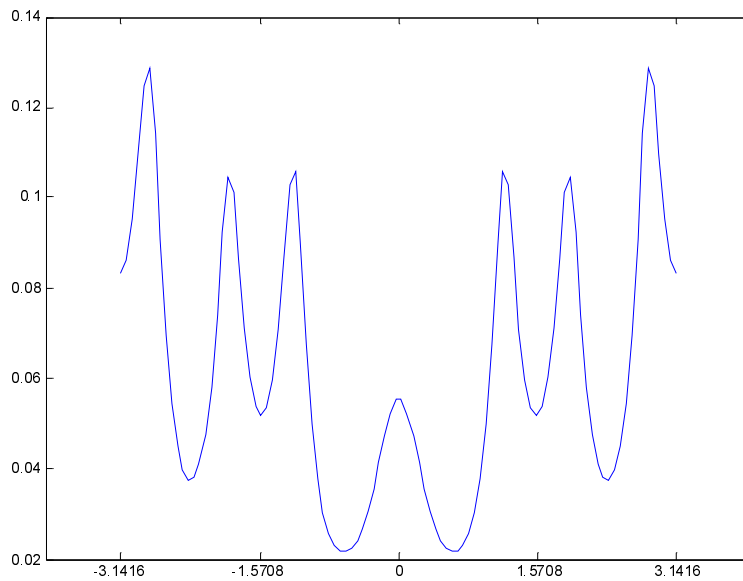
Para elegir el número de rezagos a utilizar en las funciones de autocovarianza, se ocupó el criterio de Akaike. El resultado fue de 4 rezagos en el caso de la relación gasto-PIB y la relación FBKF-PIB, 8 rezagos para CONS-PIB y términos de inter-

⁹Ver Cochrane (1999), capítulo 8.

cambio y 12 rezagos para la tasa de crecimiento del tipo de cambio real. Las densidades espectrales pueden observarse en los Gráficos 3 y 4.

¿Qué se puede concluir de la observación de estos gráficos? La tasa de variación del TCR tiene una variación importante en frecuencias distintas a la frecuencia cero. Esto no es sorprendente. De hecho, esta variable muestra una masa importante cerca de las frecuencias 1.7 y -1.7 , además de 2.9 y -2.9 . Estas frecuencias están relacionadas con ciclos de duración 4 y 2 trimestres respectivamente. De esta forma, esta variable muestra que tiene ciclos que están dominados por movimientos de duración entre 2 y 4 trimestres. Los gráficos correspondientes a las otras variables muestran que la variación está concentrada cerca de la frecuencia cero. Esta última frecuencia está relacionada con movimientos de largo plazo, por lo que se puede concluir que estas variables están compuestas principalmente por movimientos de mediano y largo plazo.

GRAFICO 3
DENSIDAD ESPECTRAL DE LA TASA DE CRECIMIENTO DE TCR



$$-\pi \leq \omega \leq \pi$$

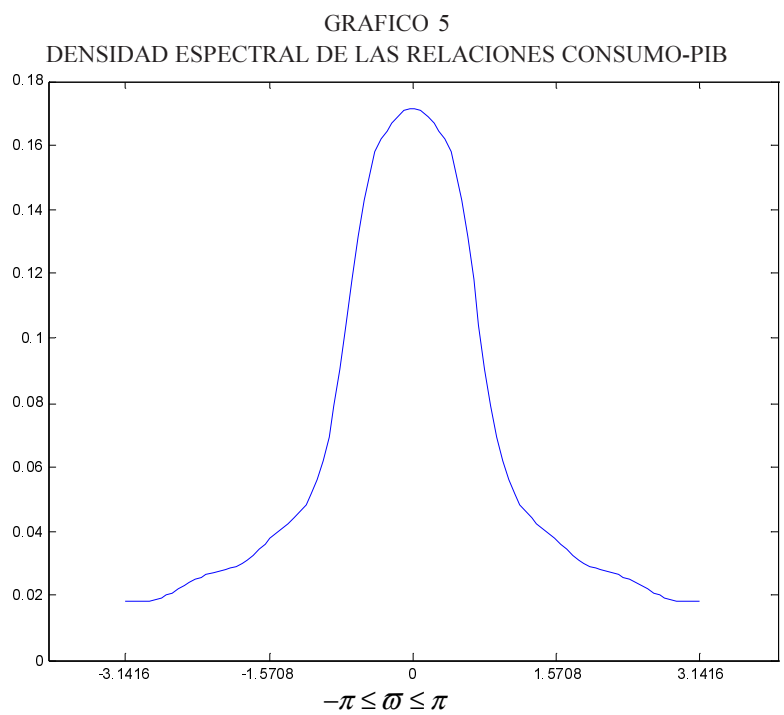
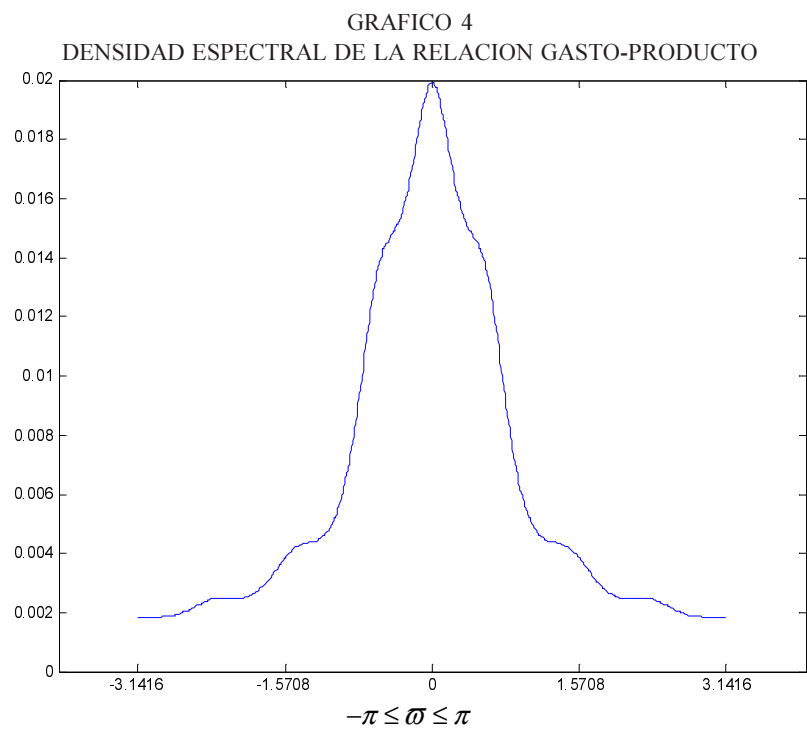


GRAFICO 6
DENSIDAD ESPECTRAL FORMACION BRUTA DE CAPITAL FIJO/PIB

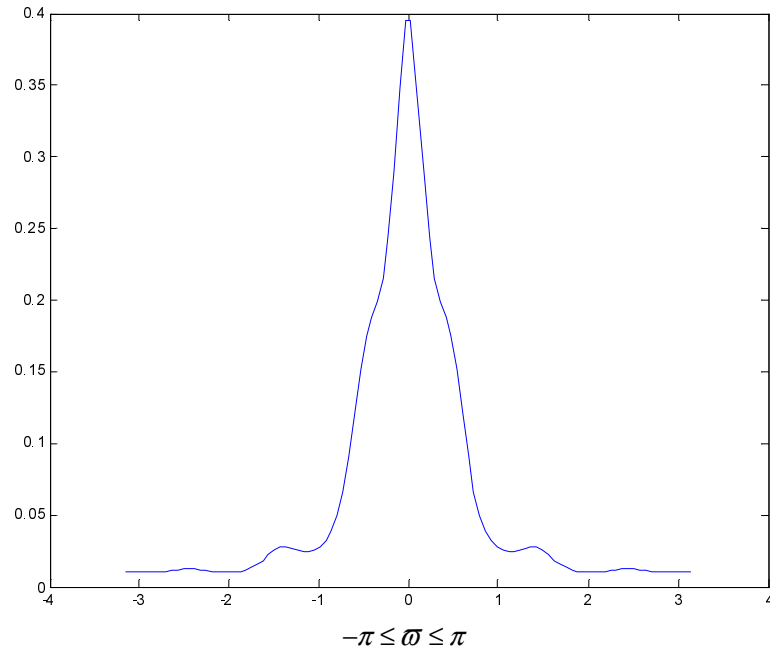
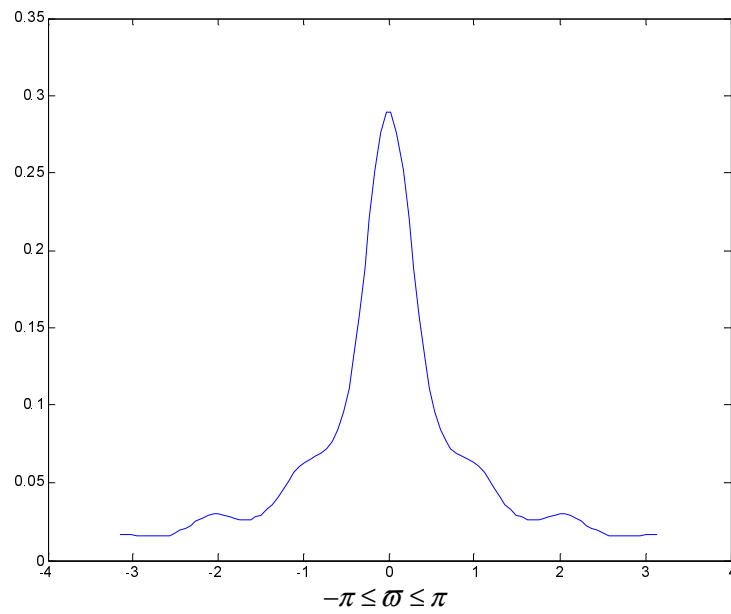


GRAFICO 7
DENSIDAD ESPECTRAL DE LOS TERMINOS DE INTERCAMBIO



De esta forma, la evidencia de pruebas de raíz unitaria indica que existen dudas de si las series de gasto-producto (y sus descomposiciones) y términos de intercambio son integradas de orden uno o cero. Pero el análisis espectral indica que estas series tienen ciclos de larga duración. Por lo tanto, aunque las series fueran efectivamente $I(0)$, se incluirán de todos modos en el vector de cointegración de largo plazo debido a que sus movimientos son más bien de mediano y largo plazo.¹⁰

6. RELACIONES DE COINTEGRACIÓN

En el Cuadro 2 se presentan relaciones de largo plazo alternativas a partir de las ecuaciones presentadas en la sección 3. Estas ecuaciones fueron estimadas usando como variable dependiente la medida de TCR definida con el índice de Precios de Importaciones sin petróleo en el numerador (desestacionalizado) y el IPC subyacente en el denominador.

En el Cuadro 2, la primera columna muestra la estimación de una relación de largo plazo para el TCR lineal en las variables explicativas. Esta ecuación estima (2) imponiendo como restricción $\beta_6 = \beta_7 = 0$. En la columna 2 se presenta la estimación de la ecuación (2) donde se permite que el parámetro de la relación gasto-producto aparezca dependiendo del nivel de desempleo (U_{sa}) y de la composición sectorial de la producción ($YTYN_{sa}$).

Para evitar la obtención de relaciones espurias en la estimación de las ecuaciones (1) y (2), se requiere verificar la existencia de al menos un vector cointegrador entre las variables incorporadas. La verificación de cointegración en la ecuación (1) no presenta mayores problemas y puede realizarse por los criterios tradicionales, por ejemplo a base del enfoque de Engle-Granger. Se descartó el uso de la prueba de Johansen debido a que el tamaño de la muestra y la cantidad de regresores impedían la incorporación de un elevado número de rezagos en el VAR. La verificación de cointegración no lineal, situación que se presenta en la ecuación (2), es menos trivial. Este es un tema de desarrollo reciente en la literatura, cuyos primeros esbozos han sido realizados por Van Dijk y Franses (1995) y Granger (1996). Si bien el enfoque de cointegración surgió como un enfoque lineal, estos autores han extendido los resultados a modelos no lineales. En particular, se ha concluido que la aplicación de este enfoque a la ecuación (2) es posible, ya que la tasa de desempleo (U_{sa}) y la composición sectorial de la producción ($YTYN_{sa}$) son variables acotadas a un rango entre 0 y 1. Los resultados de los test ADF confirman la existencia de cointegración en las ecuaciones, por lo cual las relaciones resultantes pueden interpretarse como de largo plazo (no espurias) y es factible derivar interpretaciones económicas de ellas.

La ecuación (2b), presentada en la columna 3, descompone el efecto Salter-Swan entre gasto en formación bruta de capital fijo y resto, donde resto incluye

¹⁰Ahora, en el caso que estas series fueran efectivamente $I(0)$, es posible que los coeficientes estimados para estas variables presenten algún sesgo por potencial simultaneidad entre TCR y relación gasto-producto.

consumo privado, gasto de gobierno y acumulación de inventarios. Se comprueba que la magnitud del efecto de resto es mayor que la de formación bruta de capital fijo. Creemos que esto se debe a que la formación bruta de capital fijo es altamente intensiva en maquinaria y equipos, de carácter mayoritariamente transable. Además, la inversión fija pasa a ser marginalmente no significativa al 5% de confianza. La columna 4, ecuación (2c), permite que la no linealidad del efecto Salter-Swan se concentre en el gasto distinto a formación bruta de capital fijo. Los coeficientes son en general muy significativos, salvo para el caso de la formación bruta de capital fijo y el efecto del gasto fiscal.

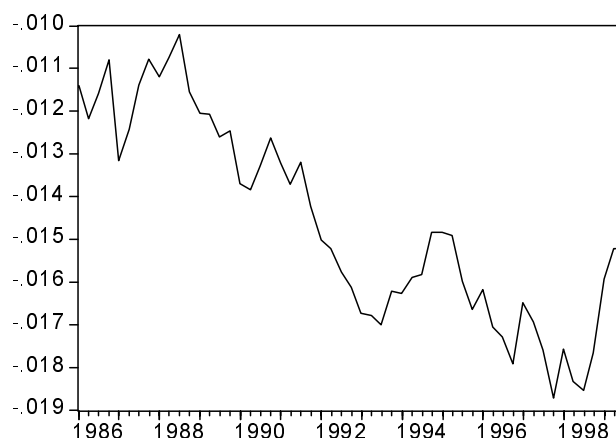
CUADRO 2
RESULTADOS DEL MODELO DE LARGO PLAZO
Variable Dependiente: TCR basado en Índice de Precios de Importaciones (sin petróleo)
e IPCX. Periodo: 1986.1 a 1999.3

	Ecuación (1)	Ecuación (2a)	Ecuación (2b)	Ecuación (2c)
Constante	21.444 (15.467)	13.954 (11.042)	14.916 (11.140)	14.943 (11.35)
GYNsa	-0.049 (-11.603)	-0.019 (-4.075)		
LN(TITsa)	-1.520 (-9.533)	-0.840 (-5.951)	-0.992 (-6.211)	-0.989 (-6.300)
GFIMYsa		0.003 (0.745)	0.003 (0.754)	0.002 (0.519)
LN(DIFPRODsa)	-1.072 (-4.451)	-1.055 (-4.247)	-1.033 (-4.250)	-1.034 (-4.282)
GYNsa*Usa		0.0002 (2.292)	0.0004 (3.108)	
GYNsa*YTYNsa		0.030 (7.617)	0.027 (6.822)	
CONNYsa			-0.026 (-4.352)	-0.031 (-5.494)
CONNYsa*YTYNsa				0.036 (6.984)
CONNYsa*Usa				0.0005 (3.482)
FBKFNYsa			-0.011 (-1.962)	0.002 (0.326)
R ² ajustado	0.803	0.92	0.93	0.934
F	74.50	118.9	107.1	110.9
EER	0.104	0.062	0.061	0.060
DW	0.900	1.72	1.97	2.01
ADF	-3.84	-6.72	-7.47	-7.53

Nota: El sufijo *sa* indica que las serie fue desestacionalizada. Entre paréntesis se muestran los estadísticos t para la hipótesis nula $\beta_1 = 0$. TCRMRsa indica tipo de cambio real de importaciones, GYNsa es la relación gasto-producto medida a valores corrientes, FBKFNYsa es la relación formación bruta de capital fijo a producto medida a valores corrientes, CONNYsa es la relación gasto-producto medida a valores corrientes donde gasto excluye formación bruta de capital fijo, DIFPRODsa es diferencial de productividad, TITsa es términos de intercambio y GFIMYsa corresponde a gasto fiscal con impacto macroeconómico (gasto total menos inversión financiera e intereses) como porcentaje del PIB, ambos medidos a precios corrientes. Finalmente, YTYNsa es el cociente entre el valor agregado de los sectores transables y el PIB, ambas variables medidas a precios corrientes y Usa es la tasa de desempleo.

Del cuadro se obtienen distintas conclusiones. En primer lugar, el efecto Salter-Swan es negativo y difiere según niveles de desempleo y de tamaño relativo del sector transable. Al considerar los valores promedio en la muestra para estas dos variables (desempleo 8,2%, participación en el producto de los sectores transables 33%), el efecto Salter-Swan promedio es -1.5 . Es decir, en condiciones promedio de desempleo y tamaño del sector transable, un incremento de un punto porcentual en la relación gasto-producto (asociado a un aumento de la relación consumo-producto) deprime el TCR en 1,5%. Como se observa en el Gráfico 8 este efecto se potencia en condiciones de pleno empleo y mayor participación relativa de los sectores no transables, como se verificó hacia mediados de los 90, aproximándose a $-1,9$. En cambio, este efecto se debilita con alto desempleo y elevado tamaño relativo de los sectores transables, como ocurrió en la segunda mitad de los '80, acercándose a -1 .

GRAFICO 8
EVOLUCION DEL COEFICIENTE QUE RECOGE EL EFECTO SALTER-SWAN¹¹



De los factores que influyen en la variabilidad del efecto Salter-Swan, el más importante es la composición sectorial de la producción.¹² De hecho, es interesante notar que si los bienes transables representaran el 90% del PIB, el impacto de un aumento de la relación gasto-producto sobre TCR sería casi nulo, considerando una tasa de desempleo de 8%. Esta es una conclusión muy importante y poco investigada en la literatura: *una economía más abierta al exterior, y*

¹¹Expresado en términos de semielasticidad. Por ejemplo, hacia el final de la muestra, un aumento de un punto porcentual en la relación gasto-producto induciría una caída de TCR de 1,9%.

¹²Es factible que el grado de utilización de los factores productivos (capital y trabajo) tenga un impacto más significativo en la dinámica de corto plazo del TCR. Esta hipótesis se verifica en la subsección 4.4.

*por lo tanto, con un mayor sector transable, tiene menores fluctuaciones en su TCR, para un mismo nivel de flujos de capitales (y, además, de variaciones en su relación gasto-producto).*¹³

Pero no debe soslayarse el efecto del desempleo sobre la variabilidad del coeficiente que recoge el efecto Salter-Swan. Como se observa en el Gráfico 8, dicho coeficiente aumentó en valor absoluto a lo largo de los 90 debido a que la caída en la tasa de desempleo volvió más inelástica la curva de oferta de bienes no transables. En todo caso, el alza del desempleo observada a partir de 1998 introdujo algún mayor grado de elasticidad y como resultado, una caída en el valor absoluto del coeficiente.

Los resultados presentados en el Cuadro 2 también confirman la importancia del efecto Balassa-Samuelson en la determinación del TCR. Así, un incremento de un punto porcentual en el diferencial de productividad entre sectores transables y no transables deteriora el TCR en 1%.

A su vez, la variable términos de intercambio también resultó con signo negativo y altamente significativa. Esto corrobora la hipótesis constatada en trabajos anteriores respecto al predominio del efecto riqueza sobre el efecto sustitución. En efecto, de acuerdo a nuestras estimaciones un aumento de 1% en los términos de intercambio conduce a una apreciación real de la moneda de 1%.

Por último, el efecto del gasto fiscal sobre el TCR (efecto adicional al ya recogido a través de la relación gasto-producto o en la relación consumo-producto) tiende a ser no significativo, como se observa en la mayoría de las columnas del Cuadro 2. Este resultado sería consistente con la noción de que la estructura de gasto del gobierno (entre bienes transables y no transables) no difiere significativamente de la prevaleciente en la economía en su conjunto, como sugieren los hallazgos de Gregorio (1996) y Sjaastad (1996 y 1998a). Sin embargo, y considerando el signo negativo y significativo del coeficiente asociado a la relación gasto agregado-PIB, el gasto fiscal incide en el TCR por ser parte del gasto agregado. Con todo, un efecto extra asociado a su composición (eventualmente sesgada hacia bienes no transables) aparece estadísticamente no significativo en la especificación que recoge el efecto Salter-Swan a través del gasto agregado (sin separar entre consumo e inversión). De esta forma, el efecto composición del gasto fiscal es algo menor al estimado por Arellano y Larrain (1996), Valdés y Délano (1998) y Céspedes y de Gregorio (1999).

Como medida de sensibilidad a la medida de TCR que hemos ocupado realizaremos las estimaciones utilizando otros índices de TCR. De esta forma, el Cuadro 3 realiza el mismo ejercicio, pero utilizando como medida de TCR un índice que se basa en el índice de valor unitario de las exportaciones chilenas, en vez del índice de importaciones. Los resultados son prácticamente los mismos. La única diferencia radica en que los términos de intercambio dejan de ser significativos.

Como se observa en el Cuadro 4, al utilizar como TCR la medida tipo PPP calculada por el Banco Central de Chile, los resultados son similares a los

¹³Ver Sjaastad (1980).

obtenidos con anterioridad con excepciones, como que el efecto composición del gasto fiscal pasa a ser marginalmente significativo, al 5% de confianza.

CUADRO 3
RESULTADOS DEL MODELO DE LARGO PLAZO
Variable Dependiente: TCR basado en Índice de Precios de Exportaciones e IPCX.
Periodo: 1986.1 a 1999.3

	Ecuación (1)	Ecuación (2a)	Ecuación (2b)	Ecuación (2c)
Constante	11.36 (16.12)	6.25 (6.64)	7.14 (7.44)	7.31 (7.52)
GYNsa	-0.029 (-7.14)	-0.014 (-3.37)		
LN(TITsa)	0.16 (1.16)	0.30 (2.29)	0.14 (1.07)	0.13 (0.95)
GFYsa		0.0001 (0.03)	-0.003 (-0.81)	-0.004 (-0.91)
LN(DIFPRODsa)	-1.03 (-9.19)	-0.58 (-5.27)	-0.40 (-3.66)	-0.40 (-3.49)
GYNsa*Usa		0.007 (0.79)	0.018 (2.92)	
GYNsa*YTYNsa		0.030 (7.15)	0.026 (6.66)	
CONNYSa			-0.024 (-4.66)	-0.028 (-5.61)
CONNYSa*YTYNsa				0.03 (6.51)
CONNYSa*Usa				0.02 (2.90)
FBKFNYsa			-0.015 (-4.56)	-0.005 (-1.43)
R ² ajustado	0.872	0.94	0.94	0.934
F	116.3	130.5	122.4	110.9
EER	0.08	0.055	0.053	0.060
DW	0.95	1.82	2.00	2.01
ADF	-4.18	-7.21	-7.79	-7.53

Nota: El sufijo *sa* indica que la serie fue desestacionalizada. Entre paréntesis se muestran los estadísticos t para la hipótesis nula $\beta_i = 0$. TCRMRsa indica tipo de cambio real de importaciones, GYNsa es la relación gasto-producto medida a valores corrientes, FBKFNYsa es la relación formación bruta de capital fijo a producto medida a valores corrientes, CONNYSa es la relación gasto-producto medida a valores corrientes donde gasto excluye formación bruta de capital fijo, DIFPRODsa es diferencial de productividad, TITsa es términos de intercambio y GFIMYsa corresponde a gasto fiscal con impacto macroeconómico (gasto total menos inversión financiera e intereses) como porcentaje del PIB, ambos medidos a precios corrientes. Finalmente, YTYNsa es el cociente entre el valor agregado de los sectores transables y el PIB, ambas variables medidas a precios corrientes y Usa es la tasa de desempleo.

CUADRO 4
 RESULTADOS DEL MODELO DE LARGO PLAZO
 Variable Dependiente: TCR del Banco Central de Chile
 Periodo: 1986.1 a 1999.3

	Ecuación (1)	Ecuación (2a)	Ecuación (2b)	Ecuación (2c)
Constante	13.98 (19.67)	10.10 (12.60)	10.62 (12.29)	10.62 (12.25)
GYNsa	-0.027 (-12.42)	-0.014 (-4.76)		
LN(TITsa)	-0.59 (-7.31)	-0.38 (-4.30)	-0.46 (-4.55)	-0.47 (-4.55)
GFYsa		-0.005 (-1.62)	-0.005 (-1.68)	-0.005 (-1.76)
LN(DIFPRODsa)	-0.90 (-7.30)	-0.65 (-4.15)	-0.64 (-4.11)	-0.63 (-3.97)
GYNsa*Usa		0.0001 (1.59)	0.0002 (2.43)	
GYNsa*YTYNsa		0.015 (6.28)	0.014 (5.52)	
CONNYsa			-0.018 (-4.61)	-0.02 (-5.48)
CONNYsa*YTYNsa				0.019 (5.55)
CONNYsa*Usa				0.0002 (2.42)
FBKFNYsa			-0.009 (-2.49)	-0.003 (-0.70)
R ² ajustado	0.82	0.90	0.90	0.90
F	84.7	84.1	73.1	72.5
EER	0.053	0.039	0.039	0.039
DW	1.33	1.48	1.71	1.68
ADF	-5.22	-5.67	-6.51	-6.42

Nota: El sufijo *sa* indica que la serie fue desestacionalizada. Entre paréntesis se muestran los estadísticos t para la hipótesis nula $\beta_1 = 0$. TCRMRsa indica tipo de cambio real de importaciones, GYNsa es la relación gasto-producto medida a valores corrientes, FBKFNYsa es la relación formación bruta de capital fijo a producto medida a valores corrientes, CONNYsa es la relación gasto-producto medida a valores corrientes donde gasto excluye formación bruta de capital fijo, DIFPRODsa es diferencial de productividad, TITsa es términos de intercambio y GFIMYsa corresponde a gasto fiscal con impacto macroeconómico (gasto total menos inversión financiera e intereses) como porcentaje del PIB, ambos medidos a precios corrientes. Finalmente, YTYNsa es el cociente entre el valor agregado de los sectores transables y el PIB, ambas variables medidas a precios corrientes y Usa es la tasa de desempleo.

7. MODELO DE CORTO PLAZO

Una vez definida la relación de largo plazo para el TCR, se estimó un modelo de corrección de errores partiendo de una ecuación sobreparametrizada y con mucha dinámica. Nuestro interés en la dinámica de corto plazo surge de que es posible que existan variables que afecten la evolución del TCR sólo en el corto plazo. Por lo tanto, en la especificación de corto plazo inicial también se admitieron variables ausentes en el modelo de largo plazo con eventuales efectos en el corto plazo. Dentro de estos, se evaluó: (1) la influencia de la política monetaria, incorporando el desalineamiento monetario resultante de una relación de largo plazo para la demanda por dinero, y (2) la influencia de la política cambiaria, a través de considerar el efecto del ritmo de devaluación nominal. El efecto del desalineamiento monetario se examinó a través de la estimación de una demanda de largo plazo por M1A.¹⁴ Los resultados decantados para el comportamiento de corto plazo del TCR, luego de eliminar secuencialmente las variables no significativas, se presentan en el Cuadro 5.

Desde un punto de vista econométrico, el modelo de corrección de errores es altamente satisfactorio, con un ajuste de 61% para la ecuación en diferencias, y de 99% para la ecuaciones reparametrizadas en niveles. Los test correspondientes permiten rechazar la presencia de autocorrelación y heterocedasticidad en los errores. A su vez, el *p-value* del test Jarque-Bera que verifica la propiedad de normalidad en ellos es levemente superior a 85% en la ecuación de corto plazo. Por último, el modelo resultó globalmente estable sometido a las pruebas tradicionales (CUSUM y CUSUM2).

Como era esperable, el término de corrección de errores resultó altamente significativo y mostró signo negativo. El valor absoluto del parámetro que lo acompaña es alto, indicando que casi el 20% del desalineamiento cambiario se corrige en el trimestre posterior.

En relación a los desalineamientos en el mercado monetario, debe precisarse que si bien no es esperable que afecten la trayectoria de largo plazo del TCR, sí pueden afectar la trayectoria de corto plazo, al presionar el tipo de cambio nominal o inducir cambios en el nivel de precios. Estos desalineamientos monetarios corresponden a presiones sobre tipo de cambio o sobre inflación no recogidas en la dinámica de corto plazo a través de la tasa de devaluación nominal, cuyo impacto contemporáneo es fuertemente positivo (0,77). La influencia de la variable monetaria se diluye al siguiente trimestre, desapareciendo casi completamente (los coeficientes que acompañan al desalineamiento monetario contemporáneo y rezagado son 0.24 y -0.22), lo que indicaría que el traspaso a inflación es relativamente rápido.

¹⁴Se omite la estimación de la demanda por dinero. Esta es una estimación tradicional que tiene como variable dependiente al dinero real, M1A deflactado por IPC subyacente (IPCX) y variables explicativas producto real y tasa de interés nominal 30 a 89 días.

CUADRO 5
 MODELOS DE CORRECCIÓN DE ERRORES
 Variable dependiente: Tasa de Crecimiento de TCR de importaciones

Constante	-0.023 (-5.71)
$\Delta(\text{LN}(\text{DIFPRODsa} (-2)))$	-0.23 (-2.03)
$\Delta(\text{LN}(\text{ITCO}))$	0.78 (6.89)
$\Delta(\text{LN}(\text{ITCO} (-3)))$	-0.20 (-1.83)
$\Delta(\text{LN}(\text{TITsa} (-1)))$	0.15 (2.44)
Desalineamiento Monetario	0.24 (2.14)
Desalineamiento Monetario (-1)	-0.22 (-1.85)
Residuo largo plazo (-1)	-0.18 (-3.00)
R^2_{ξ}	0.61
R^2_{ξ} reparametrizado	0.99
Test F	9.92
Error Estándar Regresión	0.020
LM (4) p-value (χ^2)	0.90
ARCH (4) p-value (χ^2)	0.41
Jarque-Bera p-value	0.89

Nota: El desalineamiento monetario fue extraído de una demanda por dinero de largo plazo que contempló como determinantes el PIB y la tasa de interés nominal de corto plazo. La terminación *sa* indica que las serie fue desestacionalizada. La variable $\Delta(\text{LN}(\text{ITCO}))$ es la tasa de devaluación nominal.

Asimismo, la dinámica de corto plazo del TCR está fuertemente influida por la trayectoria de la relación diferencial de productividad (DIFPRODsa) y las variaciones en los términos de intercambio, únicas variables que –formando parte del vector de cointegración– subsistieron en el modelo de corrección de errores.

Esta evidencia indica que, si bien existe un anclaje del TCR en sus fundamentos de largo plazo, variables controladas por la autoridad (alternativamente la tasa de devaluación o la expansión monetaria) pueden influir significativamente en la dinámica de corto plazo del TCR.

8. CONCLUSIONES

Este trabajo reexamina el tema de la evolución del TCR en el Chile de los mediados de los años ochenta. El enfoque es utilizar un modelo reducido que incorpora los fundamentos usualmente citados en la literatura. En este proceso, se concluye que el diferencial de productividad, la relación gasto-producto y los términos de intercambio afectan negativamente al TCR, mientras que se descarta un efecto adicional del gasto fiscal. Una conclusión interesante es que los componentes del gasto tienen distinto efecto sobre TCR. Los aumentos en formación bruta de capital fijo tienen un impacto menor que el resto de la demanda agregada. Este resultado puede ser explicado, porque la formación bruta de capital fijo debe ser más intensiva en bienes importados (transables) que el resto de la demanda interna, por lo que los aumentos en esta variable presionan menos el mercado de bienes no transable.

Sin embargo, el principal aporte del trabajo es encontrar evidencia de que el efecto de la relación gasto-producto sobre TCR difiere a través del tiempo. Este resultado se debe a los cambios en la estructura productiva de la economía chilena desde mediados de los ochenta.

Por un lado, la tasa de desempleo disminuyó considerablemente desde 1986. Este es un dato no menor, porque en una economía con menores tasas de desempleo es más difícil aumentar la oferta de bienes no transables (a través de expansiones de empleo) frente a aumentos de demanda. De esta forma un mismo aumento de demanda presiona mayormente a TCR cuando las tasa de desempleo son menores. Un segundo cambio en la estructura productiva tiene que ver con el aumento del tamaño del sector transable, debido a la apertura de la economía chilena. Este es un dato importante, porque frente a un aumento de demanda agregada, y mientras menor es el sector transable, una mayor parte del aumento en demanda agregada debe ser gastado en el sector no transable, lo que requiere un ajuste mayor en TCR.

De nuestras estimaciones se concluye que en la economía chilena de mediados de los ochenta, con alto desempleo y relativamente cerrada, un aumento de 1% en la relación gasto-PIB producía una caída de 1.1% en TCR mientras que en la economía chilena de finales de los noventa, con bajo desempleo y alta apertura, ese mismo aumento de 1% en la relación gasto-PIB producía una disminución de TCR cercana al 2%.

REFERENCIAS

- Arellano, S. y F. Larráin (1996), "Tipo de Cambio Real y Gasto Público: Un Modelo Econométrico para Chile", *Cuadernos de Economía* 33(98): 47-75.
- Arellano S., S. y F. Larráin B. (1998), "Comment to the Comment by Sjaastad", *Cuadernos de Economía*, 35(104): 151-156.
- Arrau, P; R. Chumacero y J. Quiroz (1992), "Ahorro Fiscal y Tipo de Cambio Real", *Cuadernos de Economía*, 29(88): 349-386.
- Balassa, B. (1964), "The Purchasing Power Parity Doctrine: A Reappraisal", *Journal of Political Economy*, 72: 584-596.
- Banco Central de Chile, "Boletines Mensuales y Quincenales", varios números.
- Banco Central de Chile (2000a), "Informe de Política Monetaria", mayo y septiembre.
- Banco Central de Chile (2000b), "Política Monetaria del Banco Central de Chile: Objetivos y Transmisión", mayo.
- Calderón, C. (2004), "Un Análisis del Comportamiento del Tipo de Cambio Real en Chile", *Economía Chilena*, 7(1): 5-29.
- Cerda, R. y A. Lema (2005), "Desalineamientos Monetarios, Desalineamientos Cambiarios e Inflación: Chile 1986-2003", por aparecer, *El Trimestre Económico*.
- Cerda, S. (2002), "Flujos de Capital Extranjero y el Rol de los Factores Internos y Externos: El Caso Chileno en los Noventa", *Documento de Trabajo N° 3*, CIEF, Universidad Andrés Bello, diciembre.
- Céspedes, L.F. y J. de Gregorio (1999), "Tipo de Cambio Real, Desalineamiento y Devaluaciones: Teoría y Evidencia para Chile", *Mimeo*.
- Cochrane, J. (1999), "Time Series for Macroeconomics and Finance", mimeo, The University of Chicago.
- Corbo V. y S. Fisher (1994), "Lessons from the Chilean Stabilization and Recovery", en B. Bostworth, R. Dornbush, R. Labán (ed.), *The Chilean Economy: Policy Lessons and Challenges*, The Brookings Institution, Washington DC.
- De Gregorio, J. y H. Wolf (1994), "Terms of Trade, Productivity, and The Real Exchange Rate", NBER, Working Paper Series N° 4807.
- De Gregorio, J. (1996), "Determinantes del Tipo de Cambio Real". *Análisis Empírico del Tipo de Cambio en Chile*, editado por F. Morandé y R. Vergara. Centro de Estudios Públicos, ILADES/Georgetown. Santiago.
- De Gregorio, J., A. Giovannini y H. Wolf (1994), "International Evidence on Tradables and Nontradables Inflation", *European Economic Review*, 38(6): 1225-1244.
- Dornbush, R. (1983), "Real Interest Rates, Home Goods, and Optimal External Borrowing", *Journal of Political Economy*, 91: 141-53, February.
- Edwards, S. (1989), *Real Exchange Rates, Devaluation, and Adjustment: Exchange Rate Policy in Developing Countries*. Cambridge, MA: MIT Press.
- Engle, R. y C. Granger (1987), "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing", *Econometrica*, 55: 251-276.
- Faruqee, H. (1995), Longrun Determinants of the Real Exchange Rate: A Stock Flow Perspective, *IMF Staff Papers*, 42: 80-107.
- Feliú, C. (1992), "Inflación Externa y Tipo de Cambio Real: Nota Metodológica". Serie Estudios Económicos del Banco Central del Chile, N° 37, abril.
- Granger, C. (1996), "Introducing Non-Linearity into Cointegration". *Revista do Econometria (Brazilian Review of Econometrics)*, 16.
- Hamilton, J. D. (1994), *Time Series Analysis*, Princeton: Princeton University Press.
- Harrod, R. (1939), *International Economics*, Cambridge, U.K.: Cambridge University Press.

- Hinkle, L. y P. Montiel (1999), *Exchange Rate Misalignment: Concepts and Measurement for Developing Countries*, Banco Mundial, Oxford University Press.
- Lagos, L. F. (1992), "Política Cambiaria, Tipo de Cambio Real de Equilibrio e Inflación". Documento de Trabajo PUC N° 151, noviembre.
- Lagos, L.F. (1994), "Reflexiones en Torno a la Inflación en Chile" Documento de Trabajo PUC N° 167.
- Larraín, G. (1996), "Productividad del Gasto Público y Tipo de Cambio Real en *Análisis Empírico del Tipo de Cambio en Chile*", editado por F. Morandé y R. Vergara. Centro de Estudios Públicos, ILADES/Georgetown. Santiago.
- Marshall, J.y K. Schmidt-Hebbel (1991), "Macroeconomics of Public Sector Deficits: The Case of Chile", PRE Working Paper, The World Bank, WPS 696, junio.
- Morandé, F. (2001), "Una Década de Metas de Inflación en Chile: Desarrollos, Lecciones y Desafíos", *Revista de Economía Chilena*, 4 (1): 35-64.
- Repetto, A. (1992), "Determinantes de Largo Plazo del Tipo de Cambio Real: Una Aplicación al Caso Chileno (1960-90)", *Colección Estudios Cieplan*, N° 36, diciembre.
- Repetto, A. (1994), "Políticas Macroeconómicas y Tipo de Cambio Real: Chile, 1980-1991", *Colección Estudios Cieplan*, N° 39, junio.
- Rodríguez, C.A. (1982), "Gasto Público, Déficit y Tipo Real de Cambio: Un análisis de sus Interrelaciones de Largo Plazo", *Cuadernos de Economía* 57: 203-216.
- Rodríguez, C.A. (1989a), "Macroeconomic Policies for Structural Adjustment", PRE Working Paper, WPS 247, The World Bank, agosto.
- Rodríguez, C.A. (1989b), "The Externa Effects of Public Sector Deficits", PRE Working Paper, WPS 299, The World Bank, noviembre.
- Rodríguez, C.A. (1991), "The Macroeconomics of The Public Sector Deficit", World Bank Working Paper 632.
- Salter, W.E. (1959), "Internal and External Balance: The Role of Prices and Expenditure Effects", *Economic Record*, 35(71): 226-38.
- Schmidt-Hebbel, K. y L. Servén (1996), "Ajuste Fiscal y Tipo de Cambio bajo Expectativas Racionales en Chile" en *Análisis Empírico del Tipo de Cambio en Chile*, editado por F. Morandé y R. Vergara. Centro de Estudios Públicos, ILADES/Georgetown. Santiago.
- Sjaastad, L. (1980), "Commercial Policy, 'True Tariffs' and Relative Prices", en *Current Issues in Commercial Policy and Diplomacy*, editado por J. Black y B. Hindley, London, Macmilian.
- Sjaastad, L. (1996), "Recent Evolution of the Chilean Real Exchange Rate", *Cuadernos de Economía*, 33(98):109-31.
- Sjaastad, L. (1998a), "Comment on Tipo de Cambio Real y Gasto Público: Un Modelo Econométrico para Chile", *Cuadernos de Economía*, 35(104): 139-50.
- Sjaastad, L. (1998b), "On Exchange Rates, Nominal and Real", *Journal of International Money and Finance*, 17(3): 407-39.
- Stein, J. (1994), "The Natural Real Exchange Rate of the US Dollar and Determinant of Capital Flows", en *Estimating Equilibrium Exchange Rates*, J. Williamson, Editor. Institute for International Economics, Washington, DC.
- Swan, T. (1960), "Economic Control in a Dependent Economy", *Economic Record*, 36: 51-66.
- Valdés, R. y R. Délano (1998), "Productividad y Tipo de Cambio Real en Chile", Documento de Trabajo 38, Banco Central de Chile, diciembre.
- Van Dijk, D. y P.H. Franses (1995), "Empirical Specification of Non Linear Error Correction Models". Report 44. Econometric Institute. Rotterdam.

- Williamson, J. (1985), *The Exchange Rate System*, Institute for International Economics, Washington, DC.
- Williamson, J. (1994), *Estimating Equilibrium Exchange Rates*, Institute for International Economics, Washington, DC.