

AHORRO FISCAL Y TIPO DE CAMBIO REAL*

PATRICIO ARRAU**
JORGE A. QUIROZ***
RÓMULO CHUMACERO***

ABSTRACT

This paper studies the relationship between the real exchange rate and fiscal savings in Chile from a quantitative perspective. The analysis follows three alternative approaches. First, a simple competitive dynamic model is formulated and calibrated so as to replicate some structural characteristics of the Chilean economy. The responsiveness of the real exchange rate to fiscal expenditures is simulated then in this context. Second, a brief review of the empirical results of econometric models estimated by other authors for Chile and other LDC's is provided. Finally, an econometric model for the real exchange rate is estimated for Chile following the guidelines of recent research in dynamic econometrics.

The conclusion that arises from these three approaches is that for each additional percentage point of GDP accruing to fiscal savings, the real exchange in the long run would increase between 0 and 2%, and most probably, by a magnitude below 1%. In other words, to increase the real exchange rate by 10%, fiscal savings should increase at the very least by 5 points of GDP. The low impact of this substantial fiscal effort suggests that the potential benefits of additional fiscal savings should be sought in areas different from the real exchange rate.

I. INTRODUCCIÓN

Es comúnmente aceptado, en medios técnicos y académicos, que un mayor ahorro fiscal tendría efectos positivos sobre el tipo de cambio real (TCR). El tema ha

* Se agradecen los comentarios de Vittorio Corbo, Esteban Jadresic, Salvador Valdés y dos árbitros anónimos de Cuadernos de Economía. Los errores que pueda haber son de exclusiva responsabilidad de los autores.

** Ministerio de Hacienda e ILADES/Georgetown University.

*** ILADES/Georgetown University.

cochado creciente importancia en Chile, y distintos observadores han abogado por mayores esfuerzos de ahorro fiscal con el propósito de sostener un tipo de cambio real más elevado. No se ha señalado, sin embargo, la magnitud del incremento que se podría esperar en el TCR como producto de aumentos factibles de ahorro fiscal, a pesar de ser evidente que esta información cuantitativa resulta esencial para el diseño de prescripciones de política concretas en esta materia. El presente estudio aborda este problema.

Si bien hoy en día existe un relativo consenso en teoría económica respecto de cuáles debieran ser los componentes fundamentales en cualquier modelación macroeconómica, tal consenso es menos extendido cuando se trata de abordar una relación desde un punto de vista cuantitativo y empírico, como es el caso de la pregunta planteada en este estudio. Es por ello que en el presente artículo la relación cuantitativa Ahorro Fiscal - TCR se aborda desde tres enfoques alternativos, los cuales cubren una amplia gama de metodologías de investigación empírica usadas por los economistas en la actualidad.

En el primer enfoque -inspirado en la metodología de "parámetros profundos" advocada por Lucas y otros autores- se formula un modelo microfundado de una economía competitiva dinámica simple, calibrado de manera de reproducir algunos aspectos estructurales de la economía chilena. El propósito es por una parte didáctico, es decir, describir los fundamentos teóricos detrás de la relación entre TCR y ahorro fiscal, y por otra parte cuantitativo. La calibración de este modelo de acuerdo a ciertos elementos estructurales de la economía chilena y su posterior solución para configuraciones alternativas de gasto fiscal permite obtener una primera aproximación cuantitativa al problema planteado.

El ejercicio teórico-cuantitativo es relativamente fuerte en teoría y débil en datos, por lo que sus resultados pueden ser controvertidos en el sentido de estar fuertemente condicionados por los supuestos del modelo teórico. El modelo formulado enseña que en general la relación entre las variables económicas es bastante compleja, con relaciones no lineales difíciles de estimar empíricamente. Por esta razón, varios autores se aproximan a las relaciones económicas de una manera más empiricista. Es decir, se basan en la teoría para postular -de un modo más *ad hoc*- relaciones reducidas, generalmente lineales, con el fin de realizar un análisis econométrico que permita extraer información de los datos en forma más sistemática. Un segundo enfoque de este trabajo, por tanto, consiste en revisar diversos modelos econométricos de TCR estimados por otros autores, tanto para Chile como para otros países. Este enfoque implica menos teoría pero más datos.

Finalmente, en un esfuerzo empírico propio de este trabajo, se aborda el problema desde una perspectiva estadística moderna conocida como econometría dinámica o inglesa. Es aceptado hoy en día que la mayoría de las series económicas no son estacionarias y, por lo tanto, la postulación de relaciones entre variables económicas puede conducir a interpretaciones falaces de cómo las variables se relacionan entre sí (relaciones espurias). Para acercarse a los parámetros estructurales que determinan las relaciones entre las variables económicas, se formula un modelo econométrico dinámico sobreparametrizado que, después de una proceso sistemático de marginalización, reparametrización y verificación estadística de estabilidad, conduce a una relación que satisface varios criterios estadísticos. Este enfoque, por tanto, tiene muchísima estadística y muy poca teoría.

Como se puede observar, los tres enfoques utilizados en este trabajo recorren una amplia gama del espectro en la combinación teoría y práctica. Las tres secciones

siguientes describen en el mismo orden cada uno de los enfoques descritos arriba. La última sección resume los principales resultados.

II. CALIBRACIÓN CON MICRO FUNDAMENTOS

En esta sección se formula y resuelve un modelo dinámico simple de equilibrio general que permite apreciar los determinantes del TCR en dicho contexto; es decir, la manera en que el TCR se relaciona con parámetros estructurales o profundos (tecnológicos y de preferencias) y de política (gasto fiscal).

El ejercicio de esta sección no pretende ser concluyente por sí solo, puesto que se requiere una economía altamente estilizada para que el ejercicio sea manejable, lo que implica que sus conclusiones deben ser interpretadas en el contexto de los supuestos empleados. El propósito, por tanto, es en parte pedagógico y busca ilustrar los determinantes del TCR en un contexto de parámetros que asemejan la economía chilena en ciertos aspectos claves.

II.1. *El modelo*

Siguiendo a Svensson y Razin (1983), se modela una economía de dos períodos habitada por un agente representativo que debe tomar decisiones de consumo y producción entre distintos bienes en un contexto de previsión perfecta. Específicamente, y rescatando un aspecto estructural crucial de la economía chilena, se suponen tres bienes: un bien no transable, un agregado de importables y exportables no tradicionales, y un exportable tradicional que identificamos con cobre¹. Se supone que sólo los dos primeros bienes entran en la función de utilidad de un individuo. El exportable tradicional, por otra parte, se supone que viene dado como dotación por la naturaleza y no requiere trabajo para ser producido².

En una variante del modelo, el individuo puede transar libremente activos financieros con el resto del mundo, los cuales son perfectos sustitutos de títulos de deuda emitidos por el gobierno para financiar sus gastos. En otra variante, el individuo enfrenta restricciones de liquidez, por lo cual su consumo depende en forma crucial del ingreso disponible. Adicionalmente a los títulos de deuda, se supone que el gobierno puede financiar sus gastos con impuestos de suma alzada.

Decisiones de Consumo

De acuerdo a lo señalado anteriormente, el individuo representativo maximiza una función de utilidad que depende del consumo de transables y no transables en los dos períodos que dura la economía, que denotamos por períodos 0 y 1. La función de utilidad se supone fuertemente separable en los dos períodos de la forma:

¹ No resulta imprescindible modelar separadamente a los bienes importables de los exportables no tradicionales, puesto que no se considerarán ejercicios en que cambie su precio relativo (condición de agregación de Hicks).

² La actividad cuprífera en Chile emplea tradicionalmente cerca del 2% de la fuerza de trabajo, no obstante representar casi el 45% de las exportaciones.

$$(1) \quad U(C_0^m, C_0^h, C_1^m, C_1^h) = \sum_{t=0}^1 \beta^t \frac{u(C_{m,t}, C_{n,t})^{1-\gamma}}{1-\gamma} \quad t = 0, 1$$

donde $u(\cdot)$ es una función de subutilidad intratemporal -o agregador-; β es la tasa subjetiva de descuento; γ es el coeficiente de aversión relativa al riesgo; $c_{m,t}$ denota el consumo del bien transable (agregado entre importables y exportables no tradicionales) en $t = 0, 1$; y $c_{n,t}$ el consumo del bien no transable internacionalmente en $t = 0, 1$.

El gasto total del consumidor en cada período puede expresarse en unidades del bien transable como

$$(2) \quad C_t = C_t^m + e_t C_t^n, \quad t = 0, 1$$

donde e_t es el precio relativo de los bienes no transables en unidades del bien transable. En adelante nos referiremos al TCR como el inverso de e_t (precio relativo de los transables en unidades de no transables).

Por otro lado, el ingreso en cada período viene dado por:

$$(3) \quad Y_t = p_t Y_t^x + e_t Y_t^n + y_t^m \quad t = 0, 1$$

donde p_t es el precio relativo del bien exportable tradicional en unidades del bien transable; y_t^i es la dotación de este bien si $i=x$, la producción del bien transable si $i=m$ y la producción del bien no transable si $i=n$.

Se supone que el individuo representativo puede transar libremente y sin restricción activos financieros con el resto del mundo, los cuales rinden una tasa de interés real fija denominada en términos del bien transable y determinada por el exterior. Como consecuencia de esto, la maximización de (1) debe hacerse sujeta a la restricción de gasto intertemporal dada por:

$$(4) \quad C_0 + \frac{C_1}{1+r} = b_{-1} + (y_0 - t_0) + \frac{(y_1 - t_1)}{1+r}$$

donde b_{-1} es el stock de activos financieros inicial -expresado en términos del bien transable-, t_t el impuesto de suma alzada en el período t y r es la tasa de interés dada desde el exterior. La maximización de (1) sujeta a (2) - (4) implica las condiciones de primer orden

$$(5) \quad U_{c_{t,m}} = \lambda (1 + r_{t-1})^{-t} \quad t = 0, 1$$

$$(6) \quad U_{c_{t,n}} = \lambda e_t (1 + r_{t-1})^{-t} \quad t = 0, 1$$

donde λ es el multiplicador de Lagrange de la restricción (4). Como se puede apreciar, un primer determinante del TCR ($1/e_t$) es la tasa marginal de sustitución en el consumo, es decir, la *curvatura* de las preferencias entre ambos bienes.

Decisiones de producción

Con respecto a las decisiones de producción, se supone que los individuos deben asignar una dotación fija de trabajo a la producción de transables y no transables. Las funciones de producción son cóncavas en el único factor de producción móvil (trabajo) y vienen dadas por:

$$(7) \quad y_t^m = M(l_t) = A l_t^\tau \quad t = 0, 1$$

$$(8) \quad y_t^n = N(1 - l_t) = B(1 - l_t)^\eta \quad t = 0, 1$$

donde la fuerza de trabajo se ha normalizado a 1, y τ y η representan las participaciones del trabajo en el ingreso de cada sector. Es fácil comprobar que la asignación óptima de recursos implica

$$(9) \quad N'(l_t) e_t = M'(1 - l_t) \quad t = 0, 1$$

lo que muestra que el TCR también depende de la tasa marginal de transformación, es decir, la *curvatura* de la función de transformación de ambos bienes.

El gobierno

El gobierno grava impuestos de suma alzada con el propósito de financiar su gasto fiscal e intereses de la deuda pública en ambos períodos. La restricción intertemporal del gobierno debe satisfacer

$$(10) \quad b_{-1} + g_0 + \frac{g_1}{1+r} = t_0 + \frac{t_1}{1+r}$$

Por simplicidad, y sin mayor pérdida de generalidad, se eligió la deuda neta inicial del gobierno (doméstica y externa) igual a los activos netos del sector privado, de manera que no haya deuda externa neta del país³.

Condiciones de equilibrio

El modelo se cierra con las condiciones de equilibrio de mercado de bienes no transables, las cuales requieren igualar oferta y demanda global en ambos períodos, esto es:

$$(11) \quad a_t g_t + e_t c_t^h = e_t y_t^h \quad t = 0, 1$$

³

Las conclusiones que se derivan de este modelo son robustas a este supuesto.

donde α representa la proporción del gasto total del gobierno (valorado en bienes transables) que se gasta en bienes no transables.

En el caso de bienes transables, la demanda y oferta doméstica no serán en general iguales en cada período, pero sí deben ser tales que la restricción intertemporal para toda la economía queda satisfecha. Dado (11), esta condición puede representarse en forma agregada como

$$(12) \quad Y_0 + \frac{Y_1}{1+r} = c_0 + g_0 + \frac{c_1 + g_1}{1+r}$$

que es simplemente la combinación de la restricción presupuestaria del gobierno (10) y de los privados (4).

Observaciones

El modelo formulado corresponde a una versión dinámica simple del modelo de factores específicos, el cual es un marco de análisis ampliamente usado en el contexto de economías pequeñas y abiertas como la chilena⁴. Se debe señalar también que una versión dinámica más general de este modelo, que incluye costos de ajuste asociados a la movilidad de trabajo entre sectores, ha sido calibrada utilizando las técnicas de Kydland y Prescott (1982), con relativo éxito para el caso de Chile (Quiroz, 1991). En dicho trabajo el énfasis fue replicar segundos momentos de los datos. En este caso, por tratarse de un modelo que ignora los costos de ajuste, sólo se tratará de replicar algunos primeros momentos de largo plazo de la economía chilena, por lo que los resultados deberán interpretarse correspondientemente.

La inclusión de costos de ajuste asociados a la movilidad del trabajo entre sectores generaría una mayor curvatura en las posibilidades de producción de la economía en el corto plazo y, en consecuencia, tendría el efecto potencial de generar un mayor impacto sobre el tipo de cambio real después de un aumento del gasto de gobierno. En el largo plazo, sin embargo, la solución de un modelo con costos de ajuste es idéntica a la solución del modelo descrito aquí. Se sigue de esto que la existencia de costos de ajuste tiene el efecto potencial de generar un *overshooting* en el tipo de cambio en el corto plazo para luego recuperarse en plazos más largos. Esto último es interesante ya que, como se verá, los resultados empíricos discutidos en las próximas dos secciones sugieren precisamente una dinámica de este tipo.

Por otro lado, el modelo descrito ignora cualquier tipo de fricción que implique una no neutralidad del dinero, por lo cual las variables monetarias se ignoran en la discusión. Nuevamente, sin embargo, si se supone que las fricciones nominales se disipan en el largo plazo, los resultados del modelo descrito aquí se pueden interpretar apropiadamente como el efecto probable de la política fiscal sobre el tipo de cambio real en dicho plazo. Se debe señalar, sin embargo, que, a diferencia de los costos de ajuste, no existe una única manera de incorporar rigideces nominales en un modelo como éste y, en consecuencia, no es en absoluto claro cuál sería el efecto en el corto plazo de considerarlas.

⁴ Para una breve referencia de la historia de este modelo véase Jones (1971). Una descripción de libro de texto, donde sólo se distinguen dos tipos de bienes, se puede encontrar en Dornbusch (1988).

Observe también que en el modelo planteado se verifica el principio de Equivalencia Ricardiana, según el cual la forma como el gobierno financia su déficit en el período corriente -con más impuestos o con emisión de bonos- es irrelevante. Como esta característica del modelo puede resultar controversial, y a diferencia de las otras posibilidades mencionadas resulta relativamente fácil modificarlas, en la siguiente subsección se introduce un supuesto de restricción de liquidez en el lado de los consumidores, que hace que dicha equivalencia no se verifique.

Es importante destacar también que, siendo este un modelo de equilibrio general y sin fricciones, es silencioso respecto de los mecanismos de ajuste a través de los cuales la economía se movería de un equilibrio a otro, y, en consecuencia, tal como ya se ha señalado, las simulaciones que se hagan con este modelo tienen necesariamente una interpretación de ajustes de largo plazo⁵.

En el caso de Chile, un mecanismo de ajuste que ha sido señalado repetidamente por diversos observadores se centra en los efectos que tendría un mayor ahorro fiscal sobre la tasa de interés y de ahí sobre los flujos de capitales, para finalmente impactar sobre el tipo de cambio. Dicho argumento es enteramente consistente con el modelo aquí planteado: la libre transacción de activos financieros con el resto del mundo equivale a suponer que cualquier diferencial de tasas de interés que se origine entre Chile y el resto del mundo se resuelve instantáneamente a través del correspondiente ajuste de portfolio que hace el agente representativo de este modelo⁶. Por otro lado, también existe espacio para que la tasa de interés *real* medida en términos de precios domésticos difiera de la tasa real medida en términos de precios externos, debido a los posibles cambios intertemporales en el precio de los no transables⁷.

Finalmente, observe que en la medida en que se escoja una función de subutilidad intratemporal medianamente sofisticada en el modelo, éste no poseerá solución analítica. Por ello las predicciones del modelo deben, en general, computarse por medio de simulaciones numéricas para distintas configuraciones de los parámetros libres y variables de política aquí consideradas. Esto se realiza en la siguiente subsección.

II.2. Calibración y simulación

Dada una parametrización del modelo y de las variables exógenas de política (gasto fiscal), el modelo está compuesto por nueve ecuaciones que determinan 9 variables endógenas. Las nueve ecuaciones están dadas por las cuatro condiciones de primer orden del consumo (5)-(6), las dos condiciones de primer orden de la producción (9) y las tres condiciones de equilibrio de mercados (11)-(12). Estas ecuaciones permiten resolver las nueve incógnitas dadas por los cuatro consumos $c_{i,t}$ ($i=n,m$; $t=1,2$), dos asignaciones de trabajo l_t ($t=1,2$), el TCR en ambos períodos y el multiplicador de Lagrange λ .

El propósito de esta sección es simular la respuesta de las variables endógenas en general y del TCR en particular al gasto fiscal. Para ello se requiere en primer lugar

⁵ Se debe ser cuidadoso y no confundir la posible existencia de mecanismos óptimos de ajuste, que implican una dinámica de equilibrio, con ajustes que suponen -en forma *ad hoc*- la existencia de desequilibrios en ciertos mercados.

⁶ Es fácil verificar que, en caso de no existir movilidad perfecta de capitales, los efectos de la política fiscal sobre el TCR serían menores a los que se derivarían de este modelo.

⁷ Esto es, el efecto señalado en Dornbusch (1983) también está presente en este modelo.

parametrizar el modelo. Puesto que las variables se relacionan en forma no lineal, el segundo paso consiste en resolverlo numéricamente. Para la parametrización del modelo sólo se requiere adoptar una forma funcional particular para la subfunción de utilidad $u(\cdot)$ en (1). Para ello se utiliza una función de Elasticidad Constante de Sustitución (ECS) intratemporal entre ambos bienes, esto es:

$$(13) \quad u(C_m, C_n) = (C_m^\rho + aC_n^\rho)^{1/\rho}$$

donde ρ es la ECS, y "a" es un parámetro de intensidad que determina el peso relativo de cada bien en las preferencias.

Parametrización

El siguiente es un resumen de los parámetros base para los cuales se cuenta con información y su fuente.

Se usó $\rho = 0.2$; $\tau = 0.45$; $\eta = 0.4$ (Quiroz, 1991). La elasticidad intratemporal ρ se obtuvo en Quiroz (1991) mediante calibración de segundos momentos, siguiendo la metodología originada de Kydland y Prescott (1982). Los parámetros de las funciones de producción t y η vienen de la participación del trabajo en los sectores transables y no transables respectivamente. Estos dos parámetros difieren levemente de los utilizados en la fuente, puesto que en dicho trabajo existe un sector transable no tradicional.

Con respecto al coeficiente de aversión relativa al riesgo se usó $\gamma = 0.5$ (Arrau, 1990). El parámetro de aversión al riesgo γ se obtuvo en Arrau (1990) a través de estimaciones de ecuaciones de Euler siguiendo la metodología de Hansen y Singleton (1982).

La composición del gasto público total que se dedica a bienes no transables se supuso a un nivel $\alpha = 0.7$. Si bien no se dispone de información precisa respecto a este parámetro, se eligió intencionalmente alto, puesto que no se desea subestimar el impacto del gasto sobre el TCR.

El factor de preferencia intertemporal β se eligió como el inverso del factor de tasa de interés $(1 + r)$, y esta última se fijó en 5%. Finalmente, uno de los parámetros de escala (productividad) de las funciones de producción A y B se puede elegir arbitrariamente sin pérdida de generalidad. Otro de estos parámetros, el ingreso del bien exportable tradicional en (3), el gasto fiscal "g" y el parámetro de intensidad "a" en (13) se eligieron de tal forma que el ingreso del bien exportable tradicional resultase un 16% del PGB (proporción histórica aproximada de las exportaciones de cobre en el PGB); que el gasto fiscal como proporción del PGB sea 10% -como sugieren las cuentas nacionales-; que la asignación de trabajo al sector transable "l" en (7)-(8) sea aproximadamente 0.44 -promedio histórico cuentas nacionales usando clasificación de Quiroz (1991)-; y que el consumo privado sea 82% del PGB (cuentas nacionales, promedio histórico). Se obtuvo de esta forma un modelo de microfundamentos que calibra -en sus primeros momentos- un *set* de hechos estructurales de la economía bajo estudio.

Desviación de Equivalencia Ricardiana: restricciones de liquidez

Tal como se señaló, el modelo formulado hasta ahora exhibe Equivalencia Ricardiana. En este contexto, un aumento del gasto público hoy reduce la riqueza de los individuos -que perciben los bonos de gobierno como futuros impuestos-, lo que lleva a reducir el gasto privado acomodando parcialmente el aumento de gasto público, con lo cual el aumento del gasto público tiene un menor efecto sobre el TCR.

Puesto que el supuesto de Equivalencia Ricardiana es controversial y afecta el impacto sobre el TCR, resulta conveniente formular también un supuesto alternativo y examinar sus consecuencias. Una desviación particularmente atractiva para estos efectos es introducir restricciones de liquidez. Esto se puede hacer forzando al individuo a optimizar sin acceso a crédito, y, por tanto, su gasto hoy (ecuación 2) debe ser menor o igual al ingreso disponible hoy, es decir, menor o igual al ingreso hoy (ecuación 3) menos impuestos hoy (t_0). Si el equilibrio previo a modificar el gasto fiscal en el período 0 implica que esta restricción es limitante, entonces el individuo no reducirá el gasto privado en respuesta al incremento del gasto público y el impacto sobre el gasto agregado -y sobre el TCR- será mayor. En esta situación las condiciones (5) y (6) no son satisfechas y deben ser sustituidas por la condición de gasto privado igual a ingreso disponible en cada período y por una condición de composición de gasto entre bienes transables y no transables en cada período (que viene dada por el parámetro "a" en (13)).

En estas circunstancias, el ejercicio alternativo es incrementar el gasto público financiado con deuda pública y no impuestos, de modo que el gasto privado no se vea reducido por disminución del ingreso disponible.

Resultados

El Cuadro 1 presenta el impacto porcentual sobre el TCR -en el 1^{er} período- que ocurre como consecuencia de un aumento de 1% del PGB en el gasto fiscal. Es decir, el ejercicio corresponde a un aumento en el gasto de aproximadamente US\$ 300 millones en el caso de Chile. El cuadro muestra cuatro casos distintos para cada una de las dos versiones de modelos (con y sin restricciones de liquidez). En primer lugar se simula el impacto de un aumento transitorio del gasto fiscal; es decir, el gasto fiscal aumenta sólo en el período cero, y con proporcionalidad α en bienes transables y no transables. En segundo lugar se simula un aumento permanente en el gasto fiscal, también con proporcionalidad α ; es decir, el gasto aumenta en el período 0 y en el período 1. Seguidamente se simula un aumento transitorio que ocurre sólo en bienes no transables, para terminar con un aumento transitorio sólo en bienes transables.

Desde un punto de vista *cualitativo*, todos los signos y magnitudes relativas expuestas en el Cuadro 1 son los esperados de un análisis microfundado como éste. De acuerdo a lo esperado, el impacto del gasto fiscal sobre el TCR es mayor en el modelo con restricciones de liquidez. De modo similar se aprecia que un gasto transitorio tiene mayor impacto que uno permanente en el modelo sin restricción, pues el gasto permanente implica un efecto negativo mayor sobre la riqueza y, por lo tanto, el consumo privado se reduce en mayor magnitud en el período 0. En el caso del modelo de restricciones de liquidez no hay diferencia entre gasto transitorio y permanente, puesto que es el ingreso disponible y no la riqueza privada el parámetro de escala que gobierna las decisiones de gasto privado en esta variante. En la tercera fila del Cuadro 1 se observa que el impacto sobre el TCR es mayor cuando el gasto fiscal se concentra en bienes no

transables, puesto que la presión de gasto sobre dicho sector es mayor. Al contrario, si el gasto se concentra en bienes transables el impacto es *positivo* en el caso del modelo sin restricciones de liquidez, puesto que el gobierno no presiona sobre el gasto en dicho sector, pero el impacto sobre la riqueza del sector privado implica una reducción de gasto privado con la consecuente depreciación del TCR. En este último caso, el modelo con restricciones de liquidez no afecta el TCR, puesto que el equilibrio del sector no transable queda inalterado.

CUADRO 1
IMPACTO DEL AUMENTO DEL GASTO PUBLICO EN 1% DEL PGB SOBRE EL
TCR (PORCENTAJE)

	Modelo sin restricción de liquidez	Modelo con restricción de liquidez
Aumento transitorio proporcional en ambos bienes	-1.0	-1.8
Aumento permanente proporcional en ambos bienes	-0.8	-1.8
Aumento transitorio sólo en bienes no transables	-1.3	-2.5
Aumento transitorio sólo en bienes transables	0.7	0.0

NOTA: Aumento del gasto en forma transitoria significa sólo en el período inicial. Aumento permanente significa en ambos períodos.

Lo más informativo de estas simulaciones, sin embargo, concierne a la dimensión *cuantitativa* del problema. En todos los casos se puede observar que el impacto del gasto fiscal adicional sobre el TCR es extremadamente pequeño. Las cifras fluctúan típicamente en torno al 1.5% y sólo cuando todo el gasto va al sector no transable el TCR cae más de 2%. En general, un 2% sería una cota máxima cuando el gasto es aumentado con proporcionalidad α .

Una de las razones que podría ayudar a entender el bajo efecto obtenido es que el ejercicio de incrementar en un punto de PGB el gasto de gobierno resulta ser pequeño en términos de demanda agregada, en especial si se toma en cuenta que como las participaciones de trabajo no difieren mucho entre los dos sectores que emplean mano de obra en el modelo, el equilibrio por el lado de la oferta se puede lograr con un ajuste pequeño en los precios relativos. Por otro lado, consideramos que dado que el gobierno central gasta en torno a 10 puntos de PGB en la economía, el ejercicio de subir o bajar un punto es apropiado, ya que implica bajas o alzas de 10% del gasto fiscal central de la economía.

Es dable pensar que la lógica del modelo podría implicar bajos efectos en el TCR, pero grandes reasignaciones de recursos entre sectores productivos. Este sería el caso si la curva de transformación fuera muy plana. El Cuadro 2 muestra la variación de la asignación del trabajo hacia el sector no transable en los mismos cuatro casos estudiados en el Cuadro 1 para el TCR.

CUADRO 2
IMPACTO DEL AUMENTO DEL GASTO PUBLICO EN 1% DEL PGB SOBRE LA
ASIGNACION DE RECURSOS (TRABAJO) EN EL SECTOR NO TRANSABLE
(PORCENTAJE)

	Modelo sin restricción de liquidez	Modelo con restricción de liquidez
Aumento transitorio proporcional en ambos bienes	0.7	1.1
Aumento permanente proporcional en ambos bienes	0.5	1.1
Aumento transitorio sólo en bienes no transables	1.4	1.6
Aumento transitorio sólo en bienes transables	-0.5	0.0

NOTA: Aumento del gasto en forma transitoria significa sólo en el período inicial. Aumento permanente significa en ambos períodos.

Como se puede apreciar, si el precio relativo de no transables aumenta, hay una reasignación de recursos hacia dicho sector. Sin embargo, los cambios son en general menores que 1.5%.

Podría pensarse también que los resultados anteriores dependen crucialmente de algunos de los parámetros profundos con que se resuelven los diversos modelos. Sin embargo este no es el caso. El Anexo A presenta los resultados del Cuadro 1 bajo distintas elecciones plausibles de parámetros profundos y se puede apreciar que lo sustancial de los resultados de dicho Cuadro no se afectan en absoluto⁸.

Finalmente, es interesante constatar que mientras el modelo exhibe poca sensibilidad del TCR a cambios plausibles en las políticas fiscales, no ocurre lo mismo,

⁸ Configuraciones plausibles de parámetros profundos son aquellas que mantienen la consistencia del modelo con el *set* de primeros momentos que se desea replicar en la economía, al tiempo que se encuentran dentro de los intervalos de predicción de dichos parámetros en los casos en que se hayan estimado económicamente.

sin embargo, cuando se trata de *shocks* reales. El Cuadro 3 presenta los cambios porcentuales que se observarían en el TCR como producto de cambios permanentes de 10% en la productividad de los sectores transables y no transables, así como el impacto que tendría un aumento permanente de 10% en el precio del cobre.

CUADRO 3
CAMBIO PORCENTUAL EN EL TCR EN RESPUESTA A SHOCKS
PRODUCTIVOS SECTORIALES Y PRECIO DEL COBRE

	Modelo sin restricción de liquidez	Modelo con restricción de liquidez
Productividad sector transable aumenta 10%	-6.4	-5.4
Productividad sector no transable aumenta 10%	8.8	8.6
Precio cobre aumenta 10%	-1.4	-2.3

En el primer caso, se puede apreciar que el TCR caería en 6.4% en ausencia de restricciones de liquidez y 5.4% en el caso de restricciones de liquidez limitantes. Si el cambio en productividad ocurre en los no transables, se observaría un aumento que fluctuaría entre 8.6% y 8.8%, dependiendo también de dichas restricciones. Por último, un aumento de 10% permanente en el precio del cobre tendría un impacto menor sobre el TCR (menos de 2.3%).

Se debe señalar que aumentos de productividad en los transables de 10% -por sobre aumentos en el sector no transable- no son en modo alguno excesivos si se piensa, por ejemplo, en el desarrollo exportador intensificado en Chile durante los últimos siete años. Por otro lado, el relativamente bajo impacto del precio del cobre sobre el TCR aparece consistente con lo que revelan los datos⁹. Aun cuando escapa a los objetivos del presente trabajo el proveer una explicación acabada de la evolución del TCR en los últimos dos años en Chile, el modelo formulado aquí sugiere fuertemente prestar mayor atención a la evolución del sector real de la economía, en lo que a productividad y cambio tecnológico se refiere, antes que a variables relacionadas con la política fiscal.

III. REVISIÓN DE MODELOS ECONÓMÉTRICOS TRADICIONALES

La sección anterior muestra que si se quiere ser rigurosos en cuanto a formulación teórica de cualquier problema en economía, el investigador se encuentra con complicadas especificaciones no lineales difíciles de aproximar desde un punto de vista empírico-estadístico. Aun un modelo tan simple como el de la sección anterior debió ser resuelto numéricamente por medios computacionales, con el fin de estudiar el impacto de diversas variables exógenas.

Si se desea utilizar la evidencia empírica en forma más sistemática, caben en principio dos alternativas. En una primera alternativa se podría implementar una relación biunívoca entre modelos y datos, lo que requeriría introducir *shocks* estocásticos de variados tipos además de la distinción entre *shocks* observados por el econométrista y *shocks* observados por el agente económico que está siendo modelado (Hansen y Sargent, 1980). En una segunda alternativa se podría adoptar un criterio puramente estadístico para analizar la información que proveen los datos respecto del problema que se está analizando. El ejercicio de la primera sección constituye un sustituto -muy aproximado- de la primera alternativa, donde toda la relación entre modelo y datos se resumió en la calibración de primeros momentos. La sección IV, por su parte, corresponde a la segunda alternativa.

Entre ambas alternativas, sin embargo, muchos economistas optan por un enfoque más heurístico donde la teoría se relaciona con modelos econométricos particulares de una forma relativamente *ad hoc*. En este contexto es común que autores se basen en argumentaciones teóricas con el fin de postular relaciones econométricas simples. Por ejemplo, como se vio en la sección anterior, el TCR depende del gasto fiscal, del precio del cobre, *shocks* productivos, etc., así como de otras variables. Esto sugeriría postular relaciones econométricas del tipo:

$$(14) \quad \ln(\text{TCR}) = f\left(\frac{G}{Y}, \text{PCu}, X\right)$$

donde G/Y es el gasto fiscal sobre el PGB, PCu es el precio del cobre y X es un vector de variables que se cree pueden influir en el TCR. En general, la formulación (14) se postula en forma lineal y con una estructura dinámica determinada *a priori*.

El propósito de esta sección es proveer una breve discusión de este tipo de literatura con el fin de complementar los resultados discutidos anteriormente, así como los que serán presentados en la sección siguiente.

El Cuadro 4 presenta un resumen de las implicancias -para los propósitos del presente estudio- de seis trabajos econométricos de este tipo. En todos los casos se presentan los cambios porcentuales sobre el TCR de un aumento de 1 punto de PGB en el gasto fiscal.

Se debe señalar que no todos los trabajos revisados usan variables en niveles o tienen explícitamente el gasto fiscal como variable explicativa. Por ejemplo, Corbo (1983) usa un sistema de ecuaciones en diferencia y el gasto agregado total como una variable explicativa¹⁰. En este caso, para efectos de computar el impacto de un mayor gasto fiscal sobre el TCR se supuso que un punto adicional de gasto fiscal se traduce

10

La modelación de Corbo (1983) en diferencias es interesante, puesto que resulta consistente con el análisis estadístico de la sección IV, el cual sugiere fuertemente que el TCR seguiría un proceso integrado.

íntegramente en un punto adicional de gasto agregado de la economía. Algunos trabajos tienen una estructura dinámica, lo que implica un impacto distinto en el corto plazo y en el largo plazo (Corbo, 1983; Edwards, 1988; Le Fort, 1988). Por esta razón el cuadro presenta los resultados como efecto instantáneo, 1 año plazo y 2 años plazo. El Anexo B discute con mayor detalle la especificación particular estimada por cada uno de los autores.

CUADRO 4
REVISION DE LA LITERATURA EMPIRICA: ¿CUÁNTO BAJA EL TCR SI EL
GASTO PUBLICO AUMENTA EN 1% DEL PGB?
(porcentaje)

Modelo	Efecto instantáneo	Efecto en 1 año	Efecto en 2 años
Chile:			
Corbo (1983) 1976-83	-0,19	-0,21	-0,21
Valdés <i>et al.</i> (1990) 1960-82	-0,23	-0,23	-0,23
Marshall y Schmidt-Hebbel (1991) 1960-88	-1.09	-1.09	-1.09
Le Fort (1988) 1974-87	1.5, -16.7	9, 0.0	9, 0.0
Argentina (ajustado para Chile)			
Mundlak <i>et al.</i> (1989) 1916-84	-2,2	-2,2	-2,2
Panel (12 países)			
Edwards (1988) 1962-84	-0,3	-0,6	-0,8
México			
Krueger y Barahona (1989) 1951-88	-3,4	-3,4	-3,4

NOTA: Ver Anexo B para formulación específica en cada trabajo citado.

Los trabajos de Corbo (1983); Valdés *et al.* (1990), Marshall y Schmidt-Hebbel (1991) y Le Fort (1988) son específicos de la economía chilena. El cuadro presenta, sin embargo, también trabajos aplicados en otros países. En orden descendiente de posible

relevancia para el caso chileno, se presenta el estudio de Mundlak *et al.* (1989), donde el coeficiente asociado al gasto fiscal es variable y depende del grado de apertura de la economía, por lo cual se adaptó éste al caso chileno. Seguidamente se presenta un promedio de resultados obtenidos por Edwards (1988), el cual se basa en estimaciones de panel con información de 12 países en desarrollo. Finalmente, y con fines puramente comparativos, se presenta un trabajo estimado para México (Krueger y Barahona, 1989).

Es sorprendente la homogeneidad de los trabajos de Corbo (1983), Edwards (1988) y Valdés *et al.* (1990) a pesar que los enfoques utilizados en cada caso son muy distintos (véase Anexo B). Estos tres trabajos implican una caída de 0.2 a 0.3% del TCR por cada punto de PGB de incremento del gasto¹¹. Se debe señalar que en algunas de las especificaciones presentadas en Edwards (1988) el signo de la relación gasto fiscal - TCR fue positivo. El promedio presentado en la tabla excluye dichos casos.

El trabajo de Marshall y Schmidt-Hebbel (1991) muestra una relación positiva entre gasto fiscal y TCR cuando la variable dependiente es un precio relativo relevante para exportaciones. El resultado presentado en el cuadro se refiere al caso en que la elasticidad fue negativa, el cual corresponde, dentro del marco analítico de los autores, al TCR relevante para importables. En ese caso, sin embargo, se debe señalar que dicho coeficiente no resulta ser estadísticamente significativo.

El trabajo de Le Fort (1988) merece una mención especial. En dicho trabajo se plantea un modelo general que se estima por variables instrumentales y se complementa con tres estimaciones alternativas obtenidas a través de un enfoque Bayesiano con tres *priors* distintos: un *prior* que representa a un modelo de salarios rígidos; un *prior* que representa al modelo de paridad de poder de compra; y un *prior* que representa a un modelo de factores específicos similar en estructura al planteado en la sección anterior. Los rangos presentados en el cuadro corresponden a los rangos obtenidos con las cuatro estrategias de estimación propuestas por Le Fort. Dos resultados de Le Fort son importantes para nuestros propósitos.

En primer lugar, se obtiene un importante efecto en el corto plazo, y los tres *priors* considerados resultan en una distribución posterior que implica una relación negativa entre absorción y tipo de cambio real en el corto plazo. De acuerdo a Le Fort, en el corto plazo, y considerando los tres *priors* posibles, un punto porcentual de aumento en la absorción -que aquí se supone corresponde íntegramente a un punto de aumento en el gasto fiscal- generaría una caída en el tipo de cambio real que fluctuaría entre un 5.5% y un 16.7%. La estimación con variables instrumentales, sin embargo, arroja un alza de 1.5%.

En los dos trimestres sucesivos, sin embargo, se generaría una reversión del impacto original para terminar en un multiplicador total de largo plazo igual a cero o incluso de signo cambiado, tal como se muestra en el cuadro (Le Fort, 1988, Cuadro 5). Este tipo de dinámica es interesante, ya que corresponde a lo que podría esperarse si se incorporaran costos de ajuste asociados a la movilidad intersectorial del factor trabajo en el modelo discutido en la sección anterior. Como se verá también, este tipo de dinámica resulta ser coincidente con lo que se reporta en la sección siguiente.

11

En Corbo (1983) una variable de transmisión crucial es el *feedback* desde precios a salarios, el cual está sujeto a un cambio estructural marcado por la eliminación de las cláusulas de indexación salarial en 1982. Los resultados del cuadro suponen que no existe indexación; *i.e.*, usan la información proporcionada por la variable *dummy* introducida para dichos efectos en el estudio. Si alternativamente se supone que "existe" indexación, y el valor de la *dummy* no se emplea, el impacto sube al orden de 0.6%-0.8%.

El trabajo de Mundlak *et al.* (1989) sugiere una caída de 2% del TCR por cada punto de aumento del gasto y el trabajo de Kruger y Barahona (1991) supone una caída de más de 3%. Los dos últimos casos, sin embargo, están basados en países distintos de Chile.

Descartando el caso de estimación con signo positivo, podemos concluir que en el caso de estimaciones para Chile la sensibilidad de TCR al aumento del gasto fiscal en un punto de PGB después de un año estaría en el orden de -0.3% a -1.1%, aunque para otros países es mayor. Resulta destacable que estas bajas magnitudes parecen, *grosso modo*, consistentes con lo que sugeriría el modelo microfundado de la sección anterior, especialmente si se considera que la contrapartida empírica del TCR es una transformación exponencial de grado menor que uno de la contrapartida teórica¹². Se debe concluir entonces que la evidencia revisada en este segundo enfoque confirma, de manera reforzada, la conclusión que sugirió el enfoque revisado en la sección anterior, en el sentido que el impacto del gasto fiscal sobre el TCR, si bien sería negativo, es de una magnitud bastante pequeña para todos los efectos prácticos.

IV. UNA APLICACIÓN DEL ENFOQUE DE ECONOMETRÍA DINÁMICA

En esta sección el problema de la relación entre el TCR y variables de política fiscal se aborda desde una perspectiva de econometría dinámica o inglesa (Hendry y Richard, 1983; Hendry *et al.*, 1984); que se relaciona con la literatura de raíces unitarias a través del concepto de cointegración y la confluencia final en términos de modelos de corrección de errores (Granger, 1981; Granger y Weiss, 1983; Hendry, 1986; Engle y Granger, 1987).

La motivación de este enfoque nace en parte como una crítica a la metodología general que sustenta muchos de los modelos revisados en la sección anterior¹³. Puesto de modo simple, si no se va a establecer una relación biunívoca entre teoría y datos, lo que se tiene entonces es un modelo estadístico, el cual debe necesariamente juzgarse como tal. En este contexto los modelos econométricos son vistos como una aproximación parsimoniosa a un proceso generador de datos (DGP) desconocido, y esta aproximación debe satisfacer una serie de requisitos estadísticos, entre los cuales destacan el que el término de error sea una innovación y el que las variables contemporáneas del lado derecho de las ecuaciones no resulten en una violación del supuesto clave de exogeneidad débil, entendida ésta en el sentido de Engle *et al.* (1983).

En la práctica, este enfoque sugiere partir modelando una cierta variable "y" (el TCR en nuestro caso) condicional en valores presentes y pasados de un vector X (gasto fiscal, precio del cobre, etc) y condicional en valores pasados de y, del modo más general posible, esto es un modelo de la forma:

$$(15) \quad y_t = A'(L) X_t + B(L) y_{t-1} + e_t$$

¹² Por ejemplo, si se supone que el índice de precios al consumidor se puede aproximar por un índice Divisia que contiene un 50% de no transables, el TCR empírico, que típicamente usa el índice de precios como deflactor, debiera ser la raíz cuadrada del TCR teórico. Esto no es válido, sin embargo, en el caso de Valdés *et al.* (1990) donde se intenta corregir por este factor.

¹³ Para una introducción didáctica del enfoque de econometría dinámica puede consultarse Ahumada (1991). Este enfoque también se discute, dentro de un contexto más general, en Vial (1991).

donde $A(\cdot)$ es un vector de dimensión igual a X y cada componente es un polinomio en el operador rezago L ; $B(\cdot)$ es también un polinomio en el operador de rezago; y ε_t es una innovación, en el sentido que no puede ser posible predecir futuros valores de ε_t con base en el *set* de información de t^{14} . Puesto que *a priori* no se tiene mucha información acerca de la relación dinámica entre las distintas variables, el modelo (15) se plantea sobreparametrizado, en el sentido de incluir tantas variables explicativas relevantes y con tantos rezagos como sea necesario hasta que ε_t se comporte efectivamente como una innovación.

A partir de este modelo general, se procede a seguir un proceso de búsqueda que implica reducir y reparametrizar el modelo (15), teniendo cuidado de verificar cada paso contra el modelo más general, en términos de test F , test de residuos, y con ayuda de otros criterios tales como el de Akaike o el más Bayesiano de Schwarz. El modelo final obtenido, en caso de contener variables contemporáneas en el lado derecho, no tendría ningún sentido si no se satisficiera la condición de exogeneidad débil de Engle y otros. Si bien esta condición no es directamente verificable, es necesario no poder rechazarla a través de una estimación iterativa de los coeficientes en juego.

Para efectos de este trabajo se aplicó esta metodología a los datos trimestrales que van desde el período 1977:2 a 1990:4, usando como definición de TCR el tipo de cambio nominal bancario por el índice de precios al por mayor de USA, dividido por el IPC chileno¹⁵. La imposibilidad de conseguir una adecuada variable trimestral para medir las políticas comerciales, aconsejó trabajar con un período de tiempo en que éstas no hubiesen sufrido alteraciones drásticas. Estrictamente, la elección de este período de estudio surge como un compromiso entre los requisitos de grados de libertad, por un lado, y la no exclusión de variables económicas potencialmente relevantes, por otro.

En la búsqueda de un modelo estadístico parsimonioso se procedió en forma extremadamente cuidadosa respecto del problema de si el TCR se relacionaba a través de los niveles con las demás variables, a través de primeras diferencias, o de ambas formas. En efecto, un análisis estadístico preliminar reveló que el TCR en el período bajo estudio sigue un proceso que puede ser muy aproximado como un proceso autorregresivo de segundo orden con una raíz unitaria; esto es, autorregresivo en las primeras diferencias. Como consecuencia de ello, la relación entre niveles con determinadas variables pasa por la hipótesis de cointegración, la cual puede ser alternativamente vista, en una reparametrización de (15), como un modelo de corrección de errores de la forma:

$$(16) \quad \Delta y_t = P(L)' X_t + \phi(y_{t-1} - \theta x_{t-1}) + \varepsilon_t$$

donde el cambio en la variable independiente se relaciona con el cambio en las variables explicativas -a través del vector en polinomios de rezago $P(L)$ - más un término de "corrección de errores" (el término entre paréntesis) que corrige, en una fracción ϕ , la relación de corto plazo en diferencias dependiendo de si los niveles están "alineados" con respecto a su relación de largo plazo, dada por θ . Lo interesante de este modelo es que permite estimar simultáneamente una relación dinámica de corto plazo (relación en diferencias), así como una relación de largo plazo entre niveles, determinada por el vector de cointegración θ .

14 Esto es, como mínimo, ε_t debe ser un ruido blanco.

15 Para una definición de las variables y un detalle de la fuente empleada, véase Anexo C.

Un aspecto atractivo de la formulación (16) es que permite flexibilidad respecto de qué variables se relacionan a través del nivel y qué variables exhibirían una relación sólo en diferencias, ya que el vector θ puede contener varios ceros¹⁶.

Estadísticamente, la validez empírica de una relación en niveles de largo plazo puede ser verificada de tres modos distintos: a través de test de cointegración; a través de examinar la significancia de ϕ que resulta de un proceso de dos etapas, donde primeramente se estima θ por medio de mínimos cuadrados en los niveles y luego el término de corrección de errores no es más que el error estimado de dicha relación; o a través de la significancia estadística de ϕ y θ obtenida por una estimación de mínimos cuadrados no lineales en (16) o por una expansión de Taylor en una forma reducida de (16). En grandes muestras estos tres métodos son asintóticamente equivalentes, pero sus resultados pueden diferir en muestras finitas. Por ello, en este trabajo se utilizaron los tres test señalados.

Resultados

El resultado más importante obtenido con este enfoque fue que el TCR no parece exhibir una relación de largo plazo *en niveles* con ninguno de los que podría pensarse son *fundamentals*, tales como el precio del cobre, la brecha comercial, los flujos de capitales, o el nivel de gasto fiscal sobre PGB. Todas estas variables juegan un papel en la determinación del tipo de cambio real de acuerdo al modelo competitivo de factores específicos descrito en la Sección II, pero, estadísticamente, no cointegran con el tipo de cambio real de la economía¹⁷. Esta conclusión resultó ser robusta a los distintos *test* posibles en muestras pequeñas, esto es, dichas variables no cointegraron con el TCR, ni tampoco los residuos de la ecuación en niveles resultaron ser significativos en un modelo como (16). La estimación de (16) por medio de mínimos cuadrados no lineales reveló conclusiones similares (ver Anexo C para mayores detalles).

Se debe señalar que la ausencia de cointegración no invalida necesariamente el modelo competitivo de factores específicos discutido anteriormente. Una variable crucial que aquí no se ha incluido por falta de datos, por ejemplo, corresponde a posibles *shocks* de productividad en los distintos sectores. *Shocks* productivos gobernados por una tendencia estocástica tienen el potencial para generar un tipo de cambio real integrado, que es lo que se observa en los datos¹⁸.

16 Por el contrario, en modelos de ajuste parcial en niveles como algunos de los discutidos en la Sección III, se impone forzosamente la existencia de una relación de largo plazo entre todas las variables.

17 En el modelo descrito en la Sección II, tanto la brecha comercial como los flujos de capitales -que en un modelo sin dinero deben ser equivalentes si se ignoran los servicios- son variables "endógenas". En un modelo alternativo con restricciones de endeudamiento en el exterior (Quiroz, 1991), dichas variables se pueden considerar con el mismo *status* de exogeneidad que el precio del cobre o el gasto fiscal.

18 Una variable que se excluyó de los test de cointegración corresponde a las tarifas a las importaciones. Dicha variable, sin embargo, no sigue un proceso integrado, al menos de acuerdo a la definición estándar de éste y probablemente no afecta los resultados de modo significativo. Si se hubiese considerado un período más largo, por ejemplo, con datos pre y post 1975, la variable política comercial podría servir como *proxy* de cambio estructural, ya que se sabe que los test de raíces unitarias tienen poco poder frente a la hipótesis alternativa de cambio estructural (Perron, 1989).

No obstante lo anterior, sí se encontró una relación importante en las diferencias, y en el modelo final, las diferencias del TCR son explicadas por una configuración de diferencias presentes y pasadas del gasto fiscal sobre el ingreso, del precio real del cobre y de la brecha comercial, entre otras. Adicionalmente a dichas variables, las diferencias pasadas del TCR también importan, como podría esperarse del análisis preliminar que reveló un proceso autorregresivo de segundo orden para esta variable.

Para los propósitos de este trabajo, sin embargo, lo crucial resultó ser que los términos en diferencias de la variable gasto fiscal sobre PGB tenían signos distintos y magnitudes similares, con lo que en definitiva se concluye que no habría relación alguna en el largo plazo entre dichas variables. Algo similar ocurrió en el caso de la brecha comercial.

Finalmente, y de una forma consistente con otros resultados en la literatura, se encontró un *feedback* importante desde *shocks* en el tipo de cambio nominal a *shocks* en el real. Con respecto a esto, el proceso de búsqueda culminó con dos modelos alternativos. En una versión se supone que sólo la *aceleración* en la tasa de devaluación nominal es capaz de afectar permanentemente el tipo de cambio real, mientras que en una segunda versión la tasa nominal de devaluación tiene por sí sola efectos reales permanentes. Desde un punto de vista estrictamente estadístico -y para la muestra bajo estudio-, el segundo modelo es más robusto que el primero¹⁹, pero este último tiene ciertamente implicaciones de largo plazo más razonables desde un punto de vista económico²⁰. Con todo, el modelo que supone que sólo las aceleraciones en la tasa de devaluación nominal tendrían efectos reales satisface una amplia gama de propiedades estadísticas que lo convierten en una alternativa válida para la otra versión (ver Anexo 3).

El Cuadro 5 resume los resultados obtenidos con el modelo, que supone que sólo la aceleración en la tasa nominal de devaluación tendría efectos reales.

De acuerdo a los resultados del cuadro, se puede apreciar que la elasticidad de las diferencias en el TCR con respecto a las diferencias contemporáneas en el gasto fiscal sobre producto es de -0.13. En otras palabras, un aumento en el gasto fiscal de 1 punto de PGB -que equivale aproximadamente a 10 puntos porcentuales de la variable Gasto Fiscal sobre PGB- tendría un impacto instantáneo de corto plazo de una caída de 1.3% en el TCR. Con posterioridad tendería a haber un *overshooting* que elevaría este impacto y que viene dado por la elasticidad de 0.76 asociada al cambio rezagado en el TCR. Con ello, el impacto hacia el segundo trimestre se acercaría al 2%, pero dichos aumentos terminarían por revertirse, puesto que existe un *overshooting* en sentido contrario en el 3^{er} trimestre después de iniciado el experimento, como puede desprenderse del signo positivo asociado al tercer rezago de la diferencia de gasto fiscal sobre ingreso²¹. Una estructura dinámica similar puede apreciarse con relación a la variable de brecha comercial (exportaciones sobre importaciones).

19 Esto es, "encompasa" al primer modelo.

20 Véase, por ejemplo, Lizondo (1991).

21 No se puede rechazar la hipótesis nula de que ambos coeficientes suman cero. Aun si se quisiera rechazar esta hipótesis se tendría que aceptar la incómoda alternativa de que el efecto de un mayor gasto fiscal sobre el TCR sería positivo.

CUADRO 5

MODELO 1. CHILE. 1977:2 1990:4. DATOS TRIMESTRALES. SE INCLUYERON
DUMMIES ESTACIONALES. METODO DE ESTIMACION: MINIMOS
CUADRADOS ORDINARIOS.

Variable Dependiente: DLTCR

Variable	Coefficiente	Test t
Constante	0.111	2.28
DLTCR(-1)	0.763	12.50
DPCU2	-0.048	-2.41
DG	-0.128	-2.23
DG(-3)	0.151	3.01
DDE	0.702	14.17
DABSO2	0.046	2.94
DABSO(-3)	-0.055	-2.62
R ² Correg.=0.86	F=38.19	h=-0.78

NOTAS:

- DLTCR = Primera Diferencia de LTCR.
DPCU2 = Diferencia entre PCU y PCU(-2).
DG = Primera Diferencia de G, donde $G = \log(\text{Gasto fiscal/PGB})$.
DDE = Segunda Diferencia del logaritmo del Tipo de Cambio Nominal.
DABSO2 = Diferencia entre ABSO y ABSO(-2); $ABSO = \log(\text{Export./Import.})$.
DABSO = Primera Diferencia de ABSO.

Finalmente, el impacto del precio del cobre sobre el TCR, aunque significativo, es bastante reducido. En este caso, sin embargo, no se tienen "signos cambiados" en las diferencias de distintos rezagos, con lo que un *shock* positivo y permanente en el precio del cobre tendría efectos permanentes sobre el TCR, aun cuando los niveles de estas variables no estarían "alineados" en el largo plazo. El efecto de largo plazo de un aumento permanente de 10% en el precio del cobre sobre el TCR sería del orden de 2%, un resultado extremadamente cercano a lo sugerido por el modelo con microfundamentos de la Sección II.

Por otro lado, el alto coeficiente asociado a la aceleración en la tasa de devaluación nominal permite inferir que si bien sería posible "sostener" incrementos permanentes en el TCR por la vía de la pura política cambiaria, esto sólo podría lograrse en el largo plazo a costa de tasas de devaluaciones cada vez mayores, y, en consecuencia, muy probablemente, a costa de tasas de inflación cada vez más altas²².

Con respecto a las propiedades del modelo presentado en el Cuadro 5, observe que el nivel de R^2 corregido de 0.86 es bastante alto tratándose de un modelo en que la variable dependiente está en tasas de cambio. Alternativamente, se puede verificar que mientras la desviación estándar de la variable dependiente es 0.054, el error estándar de la regresión es de sólo 0.02. Con respecto a autocorrelación residual, el nivel del h-Durbin no permite rechazar -con bastante holgura- la nula de ausencia de autocorrelación residual. Este modelo pasa también otros test de importancia, los cuales se presentan con mayor detalle en el Anexo C. En particular, regresiones iterativas permiten no rechazar -como hipótesis de trabajo- la exogeneidad débil de las distintas variables explicativas de la regresión, lo cual, para el caso de variables contemporáneas resulta crucial para validar las inferencias anteriores.

En el Anexo C se presentan también test de normalidad para los errores -algo necesario dado el reducido número de grados de libertad- así como otros test en los residuos, lo que incluye la posibilidad (rechazada) de heterocedasticidad condicional autorregresiva, y la nula de ruido blanco en los errores (aceptada).

Este modelo, siendo una representación parsimoniosa del proceso generador de datos (DGP), debe ser capaz no sólo de pasar dichos test sino también de explicar resultados anteriores de otros modelos. Aun cuando no se ha realizado dicho ejercicio de modo sistemático es posible señalar algunos elementos de análisis.

Por una parte, los resultados obtenidos aquí son consistentes, en términos generales, con los de Corbo (1983), en el sentido que ambos modelos implican relaciones con variables en diferencia, al tiempo que ambos señalan la importancia de los *feedbacks* desde *shocks* nominales a reales. En esto último, también hay coincidencia con los resultados de Le Fort (1988). Con respecto a Corbo, también hay coincidencia en el bajo efecto de las variables de gasto sobre el TCR, aunque en Corbo el gasto tendría efectos permanentes sobre el TCR²³.

Por otro lado los resultados obtenidos aquí engloban a los de Marshall y Schmidt-Hebbel (1991) así como a los de Valdés *et al.* (1990). Ambos modelos adolecen de problemas de autorrelación residual, la cual no es prefectamente corregida ni por Cochrane Orcutt ni por Máxima Verosimilitud con AR(1) en los errores. Desde el punto de vista del presente modelo, eso puede ser fácilmente explicado (englobado) por el hecho que el TCR sigue un proceso integrado de segundo orden. La importancia del componente de segundo orden impide corregir plenamente la autocorrelación con el proceso AR(1) en los errores, al tiempo que convierten dichos modelos en especificaciones dinámicas erradas, al no satisfacer la condición de factores comunes (Hendry y Richard, 1983).

La dinámica cíclica identificada aquí con respecto a la variable de gasto coincide en términos cualitativos con los resultados de Le Fort (1988), quien encuentra un importante efecto de la absorción sobre el tipo de cambio real en el corto plazo que se disipa por completa en un plazo más largo. Como se dijo antes, este tipo de dinámica sería el resultado probable de incorporar costos de ajuste a la movilidad de trabajo en el modelo discutido en la Sección 2.

En resumen, siguiendo este tercer enfoque, el análisis establece que no existiría un relación de largo plazo entre el nivel del tipo de cambio real y el nivel del gasto fiscal (relativo a PGB), y el único efecto de un aumento de un punto de PGB en el gasto

23

Un test de encompassamiento a Corbo (1983) sería probar la significancia estadística de diferencias de gasto rezagadas en la determinación de precios no transables. El modelo presentado en el Cuadro 5 sugiere que dichas diferencias rezagadas deberían tener el signo contrario.

fiscal sobre el TCR sería una caída, con *overshooting* en el corto plazo, para luego tener un *overshooting* contrario un par de trimestres más tarde, esto es, una mayor volatilidad del TCR sin efectos permanentes en su nivel. Puesto de otra forma, no existiría espacio para incrementar el TCR en el largo plazo a través de esfuerzos adicionales de ahorro fiscal.

V. CONCLUSIONES

Las respuestas que arrojan los tres enfoques alternativos examinados en este trabajo coinciden sistemáticamente en señalar que, para Chile, el impacto de un mayor ahorro fiscal sobre el tipo de cambio real sería de magnitud muy baja -si no despreciable- para todos los efectos prácticos de política económica. Aumentos en el ahorro del orden de un punto de PGB lograrían incrementos en el tipo de cambio real del orden de 0.2% a 2%, dependiendo del enfoque utilizado. Mientras mayor es el énfasis de cada enfoque en datos y menor en teoría, menor parece ser la sensibilidad del TCR al ahorro fiscal.

Si bien se pueden tener críticas específicas a cada uno de los enfoques aquí presentados, estimamos que la remarcada coincidencia que presentan los resultados permite concluir con bastante confianza que el espacio para incrementar el TCR por medio de políticas fiscales es muy reducido. En este sentido, rara vez en economía se encuentran problemas cuya respuesta finalmente resulte estar tan acotada como en el presente caso.

Los magros resultados que se lograrían con esfuerzos significativos de ahorro fiscal sugieren que los potenciales beneficios de un ahorro fiscal adicional debieran buscarse en áreas distintas a las del tipo de cambio real.

ANEXO A
SENSIBILIDAD DEL MODELO A DISTINTAS CONFIGURACIONES DE
PARAMETROS. RELACION ENTRE AHORRO FISCAL Y TIPO DE CAMBIO
REAL.

En este Anexo se reproducen las simulaciones del Cuadro 1 bajo distintas configuraciones de parámetros de los modelos introducidos en la sección II.

CUADRO A.1
IMPACTO DEL AUMENTO DEL GASTO PUBLICO EN 1% DEL PGB SOBRE EL TCR
(porcentaje) $\beta = 0.9$.

	Modelo sin restricción de liquidez	Modelo con restricción de liquidez
Aumento transitorio proporcional en ambos bienes	-0.9	-1.8
Aumento permanente proporcional en ambos bienes	-0.7	-1.8
Aumento transitorio sólo en bienes no transables	-1.6	-2.5
Aumento transitorio sólo en bienes transables	0.7	0.0

NOTA: Aumento del gasto en forma transitoria significa sólo en el período inicial. Aumento permanente significa en ambos períodos.

CUADRO A.2
IMPACTO DEL AUMENTO DEL GASTO PUBLICO EN 1% DEL PGB SOBRE EL TCR
(porcentaje) $\rho = 0.4$

	Modelo sin restricción de liquidez	Modelo con restricción de liquidez
Aumento transitorio proporcional en ambos bienes	-1.1	-1.5
Aumento permanente proporcional en ambos bienes	-0.8	-1.5
Aumento transitorio sólo en bienes no transables	-1.7	-2.1
Aumento transitorio sólo en bienes transables	0.4	0.0

NOTA: Aumento del gasto en forma transitoria significa sólo en el período inicial. Aumento permanente significa en ambos períodos.

CUADRO A.3
IMPACTO DEL AUMENTO DEL GASTO PUBLICO EN 1% DEL PGB SOBRE EL TCR
(porcentaje) $\theta = 0.5$.

	Modelo sin restricción de liquidez	Modelo con restricción de liquidez
Aumento transitorio proporcional en ambos bienes	-1.1	-1.6
Aumento permanente proporcional en ambos bienes	-0.8	-1.6
Aumento transitorio sólo en bienes no transables	-1.8	-2.5
Aumento transitorio sólo en bienes transables	0.6	0.0

NOTA: Aumento del gasto en forma transitoria significa sólo en el período inicial. Aumento permanente significa en ambos períodos.

Como puede apreciarse, los resultados son robustos a distintas especificaciones de parámetros tecnológicos y de preferencias. Es importante notar que en el ejercicio presentado en el Cuadro A.1 se permite que la tasa subjetiva de descuento sea distinta al recíproco de $(1+r)$, lo que implica -en el modelo sin restricción de liquidez- que el individuo representativo se endeude en el primer período, lo que a su vez genera una mayor asignación de trabajo en el sector no transable. Por condición de juego No-Ponzi en el último período, el agente paga los préstamos y redistribuye fuerza de trabajo al sector transable. Esto permite que las asignaciones de recursos no sean idénticas en ambos períodos. Los efectos de las políticas fiscales, tanto temporales como permanentes son menores en este ejercicio, respecto al ejercicio base por el efecto del endeudamiento externo. En el caso en que existen restricciones de liquidez, los resultados de las políticas fiscales son exactamente los mismos que cuando $\beta = 1/(1+r)$ porque la restricción de consumo respecto a ingreso disponible no permite que el sector privado se endeude con el exterior.

En el Cuadro A.2 se modifica el parámetro de preferencias, por el que se permite que aumente la sustitución intratemporal de consumo entre bienes no transables y transables. Como puede observarse, los efectos de modificaciones en la política fiscal son menores respecto al modelo base en el caso con restricciones de liquidez y prácticamente no se alteran en el caso en que se cumple Equivalencia Ricardiana. Sin lugar a dudas, para el ejercicio de restricción de liquidez, la mayor sustitución entre bienes debilita los efectos de la política fiscal debido a la mayor sustituibilidad entre bienes de consumo.

Finalmente el Cuadro A.3 presenta los resultados de una modificación en un parámetro de la función de producción de no transables. Los resultados son similares también a los presentados en el Cuadro 1 del texto.

Otros ejercicios realizados mantienen básicamente las mismas conclusiones que los presentados anteriormente. Cabe destacar, por ejemplo, la insensibilidad de los modelos a distintos valores de γ . Esto se debe obviamente a la especificación de una función de utilidad fuertemente separable en el tiempo.

ANEXO B

MODELOS ECONOMETRICOS DE OTROS AUTORES.

En este apéndice se presentan los resultados de estimaciones de determinantes del tipo de cambio real reportados por distintos autores.

- 1) Valdés *et al.* (1990). Chile. 1960-82. Excluye 1973. Datos Trimestrales. Regresión 2. Tabla 3-3. Pag. 93. Método de Estimación: Mínimos Cuadrados Ordinarios.

Variable dependiente: LTCR

Variable Independiente	Coefficiente	T
Constante	-4.83	-8.49
A	-0.20	-2.23
A(-1)	-0.12	-1.14
TT	0.29	3.97
RWI	-0.50	-8.05
RWI(-1)	0.04	1.20
PM/PX	-0.28	-3.19
IX*(PM/PX)	0.01	1.09
IX	-0.02	-0.93
LTCR(-1)	-0.02	-1.03
$R^2 = 0.99$ $F=1650$ $DW=1.96$		

NOTAS:

- LTCR = Logaritmo natural del tipo de cambio real, definido como IPM de EE.UU. por Tipo de Cambio Nominal dividido entre el IPC Doméstico (Rubro Vivienda).
- A = Logaritmo Natural de la Absorción como porcentaje del PGB. Absorción = C+I+G.
- TT = Logaritmo Natural de Términos de Intercambio, definido como la relación entre el precio de importables y exportables (medidos a sus niveles internacionales).
- RWI = Logaritmo Natural del Índice de Salarios pagados al Sector Público deflactado por IPM de EE.UU. y convertido a moneda doméstica vía Tipo de Cambio Nominal.
- PM/PX = Logaritmo Natural del cociente entre el IPM doméstico de bienes industriales y el Índice de precios de exportables por Tipo de Cambio Nominal.
- IX = Valor de tendencia respecto al tiempo de la relación entre el valor de las exportaciones industriales domésticas a la producción industrial doméstica.

- 2) Marshall y Schmidt-Hebbel (1991). Chile. 1960-88. Datos Anuales. Regresión 2.2. Tabla 5.1. Página 56. Método de Estimación: Máxima Verosimilitud corregida autocorrelación de primer orden.

Variable dependiente: EM

Variable Independiente	Coefficiente	T
Constante	1.26	5.4
TT	-0.14	-1.8
Tm	-0.09	-1.7
TS	2.00	3.3
G	-1.09	-0.8
D75	0.47	5.7
R ² Corregido = 0.72 F=NR DW=1.65		

NOTAS: EM = Precio Relativo de Importables respecto a No Transables.
 TT = Términos de Intercambio en precios internacionales.
 Tm = Tarifa ad valorem de importaciones.
 TS = Cociente de el superávit comercial respecto al PGB (a precios corrientes).
 G = Cociente entre el gasto general de gobierno (consumo más inversión) y el PGB (a precios corrientes).
 D75 = Variable Ficticia para el año 1975.
 NR = No Registrado.

Todas las variables se llevan a índice 82=100 y el coeficiente en el caso de la variable gasto fiscal se puede interpretar aproximadamente como una elasticidad.

- 3) Mundlak *et al.* (1989). Argentina. 1916-84. Datos Anuales. Tabla 6. Pag. 31. Método de Estimación: NR.

Variable dependiente: LTCR

Variable Independiente	Coefficiente	T
Constante	0.02	8.1
Px-Pm	0.72 + 0.29 DOc	5.1 2.5
Y	0.24	1.6
G	0.43 DOc	6.7
E	-1.69 - 2.04 DOc	-3.7 -2.3
U	-0.44 + 0.02 DOc	-5.1 2.1
TDOc	1.39	8.1
R ² Corregido = 0.87 F=NR DW=1.65		

NOTAS: LTCR = Logaritmo natural del tipo de cambio real.
 Px-Pm = Tasa de Cambio del Precio de Exportables - Tasa de cambio del Precio de Importables.
 DOc = Logaritmo Natural del grado de apertura comercial.
 Y = Tasa de Cambio del Ingreso.
 G = Tasa de Cambio de la participación del consumo de gobierno en el ingreso.
 E = Endeudamiento.
 DOc = Logaritmo Natural del grado de apertura financiera.
 U = Tasa de Cambio de la Oferta de Dinero.
 NR = No Reportado.

- 4) Edwards (1988). 12 Países en vías de desarrollo. 1962-84. Datos Anuales. Incluye *Dummies* por país. Tabla 5.1. Pag. 139. Método de Estimación: Panel Data, efecto fijo.

Variable dependiente: LTCCR

Variable Independiente	Coefficiente	T
EXCRE	-0.131	-4.527
DEH	-0.014	-2.100
NOMDEV	0.634	17.908
TOT	-0.038	-1.826
G	-0.030	-1.528
CAP(-1)	-0.152	-2.104
GRO	0.474	4.365
LTCCR(-1)	0.900	39.590
$R^2 = 0.99$		$\text{Chi}^2 = 53.7$

NOTAS: LTCCR = Logaritmo natural del tipo de cambio real.
EXCRE = Exceso de oferta por crédito doméstico medido como la tasa de crecimiento del crédito doméstico menos el primer rezago de la tasa de crecimiento del PGB.
DEH = Cociente entre el déficit fiscal y el primer rezago del dinero de alto poder.
NOMDEV = Devaluación nominal.
TOT = Logaritmo Natural de Términos de Intercambio en precios internacionales.
G = Logaritmo Natural del cociente entre el consumo total del gobierno y PGB.
CAP(-1) = Movimiento de Capitales.
GRO = Tasa de crecimiento del PGB.
Chi2 = Test de Significancia conjunta de las variables reales.

- 5) Krueger y Barahona (1989). México. 1951-88. Datos Anuales. Tabla 3. Página 17. Método de Estimación: Mínimos Cuadrados Ordinarios.

Variable dependiente: LTCCR

Variable Independiente	Coefficiente	T
Constante	3.45	91.33
G	-3.38	-4.96
CTT	-0.25	-1.92
TL	-0.77	-2.47
R^2 Corregido = 0.52	F=14.43	DW=1.91

NOTAS: LTCCR = Logaritmo natural del tipo de cambio real, definido como IPM de EE.UU. por Tipo de Cambio Nominal dividido entre el IPM Doméstico.
G = Cociente entre Gasto e ingreso.
CTT = Cambio en términos de Intercambio.
TL = Liberalización Comercial, medida como el cociente entre la recaudación por importaciones dividida por importaciones.

- 6) Corbo (1985). Chile. 1976-83. Datos Trimestrales. Resultados fila 5. Tabla 1.A. Pag. 569. Método de Estimación: Máxima Verosimilitud.

Este es un modelo de ecuaciones simultáneas, por lo que resulta difícil resumirlo en un breve espacio. Básicamente, la diferencia porcentual en el gasto agregado (nominal) de la economía afecta la tasa de cambio de los precios no transables y "transables diferenciados" (para los que no se cumple la ley de un solo precio). A su vez la tasa de cambio de estos precios afecta la tasa de cambio del IPC, lo que repercute sobre la tasa de cambio de los salarios y nuevamente sobre los precios. En el contexto de tasa de devaluación del cambio nominal exógena, los efectos de aumentos de gasto fiscal sobre el TCR pueden simularse suponiendo que todo el incremento marginal del gasto fiscal se traduce íntegramente sobre el gasto agregado. La solución de todo el mecanismo dinámico conduce finalmente a una relación que expresa la tasa de cambio nominal en los precios como función de las tasas de cambio nominales pasadas y de la tasa de cambio en el gasto agregado.

- 7) Le Fort (1988). Chile, 1974-88. Datos trimestrales. Resultados Cuadro 4, pág. 356 y Cuadro 5, pág 538.

También este modelo resulta difícil de resumir en un breve espacio. Se presentan estimaciones por variables instrumentales y por métodos bayesianos. Con respecto a estos últimos se usan tres *priors*. *Prior 1*: solución de salarios rígidos del modelo; *Prior 2*: solución de mercado competitivo con factores específicos, y *Prior 3*: solución de "paridad del poder de compra". La variable dependiente usada corresponde al precio de los no transables sobre los transables y se normalizó al valor de 1 en el cuarto trimestre de 1977, por lo que el negativo de los coeficientes aquí se interpretó -aproximadamente- como la elasticidad del tipo de cambio real a las diversas variables dependientes. Las estimaciones usan a la absorción como variable dependiente, por lo que aquí se supuso que un punto adicional de gasto fiscal se traducía íntegramente en un punto adicional de absorción.

ANEXO C
PRESENTACION Y ANALISIS DE RESULTADOS DE ECONOMETRIA
DINAMICA

Antes de presentar los resultados correspondientes a la especificación dinámica del Tipo de Cambio Real es útil realizar algunos alcances en cuanto a las características de las series utilizadas.

- C.1. Análisis preliminar de las series. Se realizaron test para evaluar el orden de integración ($I(?)$) y autocorrelación ($AR(?)$) de las series. Los resultados se detallan en el Cuadro C.1.

CUADRO C.1
RAICES UNITARIAS Y ORDEN DE AUTOCORRELACION DE LAS SERIES

Variable	$I(?)$	$AR(?)$
LTCR	1	2
G	1	1
ABSO	1*	1 o 2
PCU	1	1

NOTAS:

LTCR = Logaritmo Natural de Tipo de Cambio Real.

G = Logaritmo Natural de la participación del Gasto en el PGB.

ABSO = Logaritmo Natural de Exportaciones sobre Importaciones.

PCU = Logaritmo Natural del Precio Internacional del Cobre deflactado por IPM de EE.UU.

* = No rechazo marginal

Las series utilizadas pueden ser representadas por procesos integrados, autorregresivos de primer o segundo orden, siendo importante la característica de persistencia en los *shocks* de los procesos que las generan. Como es sabido, los test de Dickey-Fuller y Dickey-Fuller Aumentado (ADF) tienen poco poder para muestras pequeñas (Christiano y Eichenbaum, 1989); sin embargo estos resultados son útiles para verificar si las series están cointegradas y para el proceso de especificación de la estructura dinámica del Tipo de Cambio Real.

A continuación se presentan los resultados correspondientes a test de cointegración de variables, recordando que es posible que una combinación lineal de dos o más series que poseen el mismo orden de integración, tengan un patrón común de largo plazo, *i.e.* que el residuo de la combinación lineal sea $I(0)$. Las dos formas en las que se verificó la hipótesis de cointegración de LTCR son, tal como sugieren Engle y Granger (1987), verificar el D.W. y realizar un ADF a los residuos de la regresión de mínimos cuadrados ordinarios. El Cuadro que se presenta a continuación resume los resultados.

CUADRO C.2
TEST DE COINTEGRACION DE LTCR CON:

Variable	DW	I (?)
G	0.22	1
ABSO	0.60	1
ABSO, G	0.56	1
PCU	0.06	1

NOTA: Las variables se definen en la Cuadro C.1.

Como se observa en el Cuadro C.2 no puede rechazarse la hipótesis nula de que las variables no están cointegradas. Si se regresiona al tipo de cambio real con los flujos de capitales (Artículo 14), si bien el D.W. mejora, el R^2 converge a cero al igual que el test F, ya sea que la variable dependiente se tome o no en los logaritmos.

C.2. Formas Funcionales Finales y Propiedades del Término de Error. A continuación se presentan tres formas funcionales utilizadas y se realizan algunos comentarios en cuanto a sus propiedades estadísticas.

CUADRO C.3
MODELO 1. CHILE. 1977:2 1990.4. DATOS TRIMESTRALES. SE INCLUYERON *DUMMIES* ESTACIONALES. METODO DE ESTIMACION: MINIMOS CUADRADOS ORDINARIOS.

Variable Dependiente: DLTCR

Variable	Coefficiente	Test t
Constante	0.011	2.28
DLTCR(-1)	0.763	12.50
DPCU2	-0.048	-2.41
DG	-0.128	-2.23
DG(-3)	0.151	3.01
DDE	0.702	14.17
DABSO2	0.046	2.94
DABSO(-3)	-0.055	-2.62
R ² Correg.= 0.86 F=38.19 h=-0.78		

NOTAS: DLTCR = Primera Diferencia de LTCR.
DPCU2 = Diferencia entre PCU y PCU(-2).
DG = Primera Diferencia de G.
DDE = Segunda Diferencia del logaritmo del Tipo de Cambio Nominal.
DABSO2 = Diferencia entre ABSO y ABSO(-2).
DABSO = Primera Diferencia de ABSO.

A continuación se presentan algunos resultados de los residuos generados por el MODELO 1.

CUADRO C.4
ANÁLISIS DE RESIDUOS DEL MODELO 1.

Estadístico	Valor
Q1	23.68
Q2	29.33
JB	0.17
ARCH(1)	1.25
ARCH(2)	1.64
ARCH(3)	1.75
ADF	I(0)

NOTAS: Q1 = Q de Box y Pierce con 15 grados de libertad.
 Q2 = Q de Ljung y Box con 15 grados de libertad.
 JB = Test de Normalidad de Jarque y Bera.
 ARCH = Test de "AutoRegressive Conditional Heteroskedasticity".

Por lo expuesto en el Cuadro C.4. se evidencia que no es posible rechazar la hipótesis nula de "ruido blanco" en los residuos. Tampoco se rechaza la nula de normalidad de los errores, así como homocedasticidad. Esto último bajo la hipótesis mantenida que de existir heterocedasticidad el proceso sería autorregresivo.

CUADRO C.5

MODELO 2. CHILE. 1977:2 1990.4. DATOS TRIMESTRALES. SE INCLUYERON *DUMMIES* ESTACIONALES. METODO DE ESTIMACION: MINIMOS CUADRADOS ORDINARIOS.

Variable Dependiente: DLTCR

Variable	Coefficiente	T
Constante	-0.007	-1.24
DLTCR(-1)	0.376	3.61
DPCU2	-0.044	-2.60
DG	-0.066	-1.29
DG(-3)	0.108	2.46
DDE	0.763	17.19
DE(-1)	0.372	4.30
DABSO2	0.041	3.07
DABSO(-3)	-0.040	-2.16
R ² Correg.= 0.90 F = 49.57 h = -0.34		

NOTAS: DLTCR = Primera Diferencia de LTCR.
 DPCU2 = Diferencia entre PCU y PCU(-2).
 DG = Primera Diferencia de G.
 DDE = Segunda Diferencia del logaritmo del Tipo de Cambio Nominal.
 DE = Primera Diferencia del logaritmo del Tipo de Cambio Nominal.
 DABSO2 = Diferencia entre ABSO y ABSO(-2).
 DABSO = Primera Diferencia de ABSO.

A continuación se presentan algunos resultados de los residuos generados por el MODELO 2.

CUADRO C.6
ANALISIS DE RESIDUOS DEL MODELO 2.

Estadístico	Valor
Q1	13.73
Q2	13.73
JB 2.83	
ARCH(1)	1.25
ARCH(2)	1.55
ARCH(3)	4.81
ADF	I(0)

NOTAS: Q1 = Q de Box y Pierce con 15 grados de libertad.
 Q2 = Q de Ljung y Box con 15 grados de libertad.
 JB = Test de Normalidad de Jarque y Bera.
 ARCH = Test de "AutoRegressive Conditional Heteroskedasticity"

Las conclusiones son parecidas a las comentadas anteriormente, sin embargo cabe destacar que la hipótesis de "ruido blanco" tiene mayor firmeza en el MODELO 2.

CUADRO C.7
MODELO 3. CHILE. 1977:2 1990.4. DATOS TRIMESTRALES. SE INCLUYERON DUMMIES ESTACIONALES. METODO DE ESTIMACION: MINIMOS CUADRADOS ORDINARIOS.

Variable Dependiente: DLTCR

Variable	Coefficiente	T
Constante	0.010	2.21
DLTCR(-1)	0.771	12.42
DPCU2	-0.042	-2.01
DG	-0.130	-2.25
DG(-3)	0.150	2.97
DDE	0.693	13.58
RES(-1)	-0.020	-0.79
DABSO2	0.044	2.79
DABSO(-3)	-0.056	-2.65
R ² Correg.= 0.86 F = 34.15 h = -0.82		

NOTAS: DLTCR = Primera Diferencia de LTCCR.
 DPCU2 = Diferencia entre PCU y PCU(-2).
 DG = Primera Diferencia de G.
 DDE = Segunda Diferencia del logaritmo del Tipo de Cambio Nominal.
 RES = Residuo de la ecuación de cointegración de LTCCR con ABSO y G.
 DABSO2 = Diferencia entre ABSO y ABSO(-2).
 DABSO = Primera Diferencia de ABSO.

Los resultados demuestran que RES no es significativo aunque posee el signo correcto. Además de la evidencia de inexistencia de cointegración, la especificación dinámica del modelo tampoco acepta el ajuste respecto a un referencial de largo plazo. La

evidencia de ausencia de cointegración también se prueba por la estimación del modelo anterior por mínimos cuadrados no lineales (t test en paréntesis; R^2 corregido = 0.86; F = 28.98):

$$\begin{aligned}
 \text{DLTCR} = & 0.124 + 0.739 \text{DLTCR}(-1) - 0.042 \text{DPCU2} - 0.095 \text{DG} \\
 & (1.54) \quad (11.29) \quad (-2.15) \quad (-1.54) \\
 & + 0.153 \text{DG}(-3) + 0.697 \text{DDE} + 0.041 \text{DABSO2} - 0.057 \text{DABSO}(-3) \\
 & (3.03) \quad (13.81) \quad (2.58) \quad (-2.69) \\
 & - 0.017 \{ \text{LTCR}(-1) - 1.448 \text{LABSO}(-1) - 1.24 \text{LG}(-1) \} \\
 & (-0.68) \quad (-0.97) \quad (-0.41)
 \end{aligned}$$

C.3. Exogeneidad y Causalidad.

Los gráficos 1-5 presentan los resultados de regresiones realizadas con la especificación del MODELO 1 para evaluar la posible inestabilidad de los parámetros del modelo condicional escogido. En ellos se presenta la trayectoria Step-by-Step (Paso a Paso) de los parámetros (β) y su desviación estándar (σ). Una propiedad necesaria es que el parámetro se encuentre en la banda construida, además de que su desviación estándar se vaya reduciendo a medida que más información se encuentra disponible. Si se detectara lo contrario, esto sería evidencia de violación de las condiciones de exogeneidad débil que sustentan la inferencia estadística del modelo.

GRAFICO 1
ESTABILIDAD DE DLTCR(-1)

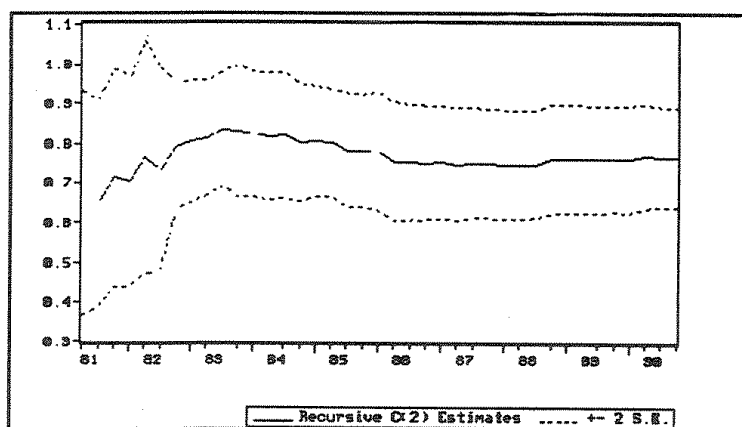


GRAFICO 2
ESTABILIDAD DE DPCU2

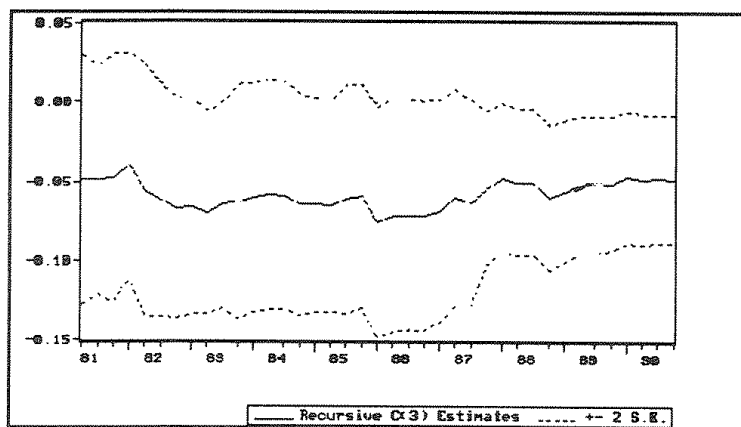


GRAFICO 3
ESTABILIDAD DE DG

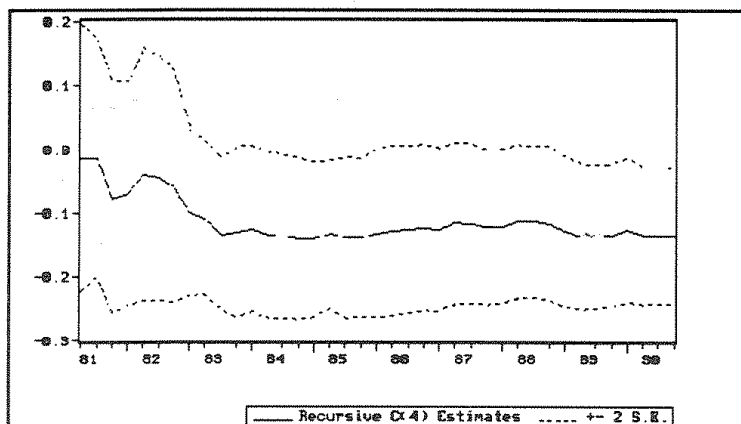


GRAFICO 4
ESTABILIDAD DE DDe

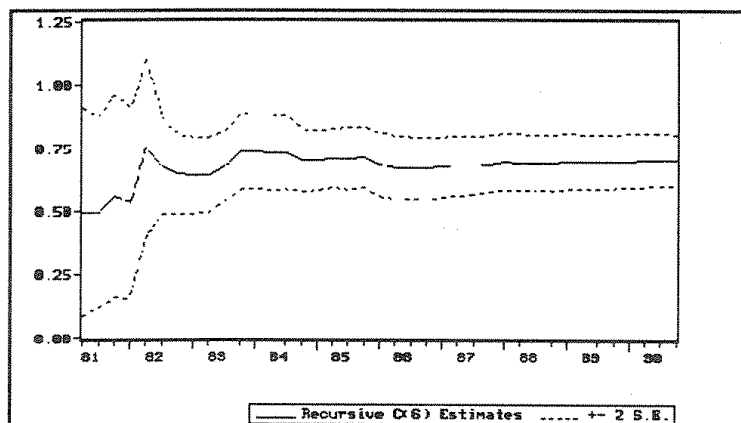
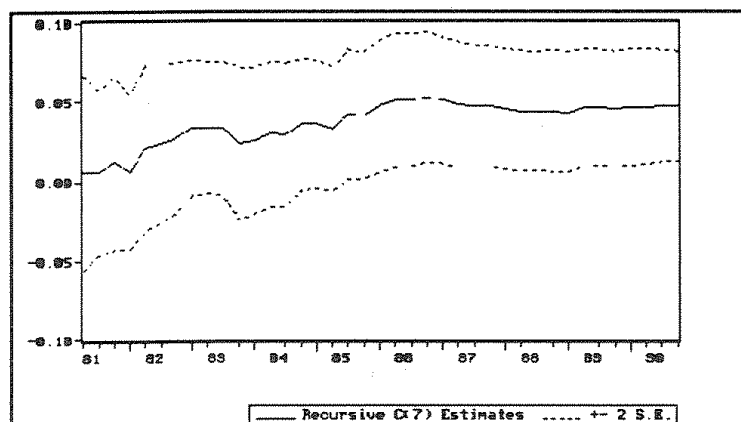


GRAFICO 5
ESTABILIDAD DE DABSO2



Los resultados no rechazan la hipótesis de estabilidad de los parámetros del modelo condicional, con lo que no se puede rechazar la hipótesis de exogeneidad débil para las variables contemporáneas involucradas en el MODELO 1.

Por otro lado, se debe señalar que no se encontraron procesos marginales inestables para las variables asociadas a los parámetros de interés. (Estos resultados no se reportan). Por ello, no es posible verificar que las variables "independientes" del MODELO 1 sean superexógenas para LTCR, en el sentido de Hendry (1988), con lo cual una eventual simulación de escenarios drásticamente distintos a los históricos en materia de gasto fiscal no estaría garantizada. Esto, porque en el marco de la información pasada no existen "intervenciones" que hayan hecho que el proceso marginal se modifique.

A su vez, los test de Causalidad a la Granger fueron realizados para combinaciones de LTCR y variables "independientes" del MODELO 1. Los resultados que nos interesan, para el propósito del estudio, no permiten considerar que DG "cause" a LTCR, en tanto que no se encontraron resultados concluyentes para la causalidad a la inversa. En consecuencia se debe ser cautos con respecto al *status* de exogeneidad fuerte del gasto fiscal para el LTCR -en el sentido de Engle *et al.* (1983)-. En términos prácticos, esto implica que en una eventual simulación de escenarios futuros para el LTCR se debería tal vez considerar el posible *feedback* que existiría desde el LTCR hacia el gasto fiscal.

FUENTE DE DATOS

- TCR = Tipo de cambio nominal bancario por IPM EE.UU. dividido por IPC chileno (Banco Central de Chile, Boletines Mensuales).
- Pcu = Precio del cobre en Bolsa de Metales de Londres deflactado por IPM EE.UU. (International Financial Statistics, IMF)
- G = Gasto Fiscal sobre PGB. Ambas cifras obtenidas de Haindl (1986); para años posteriores a 1983, se usó idéntica fórmula de Haindl con base en las nuevas cifras anuales de G y PGB. (Información facilitada por Fernando Fuentes).
- ABSO = Razón entre exportaciones e importaciones. (Banco Central de Chile, Boletines Mensuales).

Como regla general para construir el *set* de datos trimestral, las variables de precio y *stock* se tomaron a sus valores a fines de período, mientras que las variables de flujo, cuando estaban mensuales, se promediaron en los meses que componía el trimestre. El *set* de datos usado se encuentra a disposición de los interesados.

REFERENCIAS

- Ahumada, H. (1991), "Notas Introductorias a la Econometría Dinámica", *Documento Docente* N° 3, ILADES-Georgetown University, junio.
- Arrau, P. (1990), "Intertemporal Substitution in a Monetary Framework: Evidence from Chile and Mexico", *PRE Working Paper* N° 549, The World Bank, diciembre.
- Barro, R. (1974), "Are Government Bonds Net Wealth?", *Journal of Political Economy*, 82,6, diciembre, pp. 1095-1117.
- Christiano, L.J. y M. Eichenbaum. (1989), "Unit Roots in Real GNP: Do We Know, and Do we Care?". Federal Reserve Bank of Minneapolis, septiembre, mimeo.
- Corbo, V. (1983), "International Prices, Wages and Inflation in an Open Economy: A Chilean Model" *Review of Economics and Statistics*, 57, pp. 564-73.
- Dornbusch, R. (1983), "Real Interest Rates, Home Goods and Optimal External Borrowing", *Journal of Political Economy*, 91, febrero, pp. 141-153.
- Dornbusch, R. (1988), *Open Economy Macroeconomics*, 2nd. ed. New York, Basic Books.
- Edwards, S. (1988), *Real Exchange Rates, Devaluation, and Adjustment*, The MIT Press, Cambridge, Massachusetts.
- Engle, R.F. y C.W.J. Granger. (1987), "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", I, 55, marzo, 251-276.
- Engle, R.F., D. Hendry y J.F. Richard. (1983). "Exogeneity", *Econometrica*, 51, pp. 277-304.
- Granger, C.W.J. (1981), "Some Properties of Time Series Data and Their Use in Econometric Model Specification" *Journal of Econometrics*, 16, pp. 121-130.
- Granger, C. W. J. y A. A. Weiss (1983), "*Time Series Analysis of Error-Correction Models*", Volume in Honor of T. W. Anderson, Stanford University Press.
- Haindl, E. (1986), "Trimestralización del Producto Geográfico Bruto", *Estudios de Economía*, v.13, N° 1, abril.
- Hansen, L.P. y T. Sargent. (1980), "Formulating and Estimating Dynamic Linear Rational Expectations Models", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 2, pp. 7-46.
- Hansen, L.P. y Kenneth J. Singleton. (1982), "Generalized Instrumental Variables Estimation on Non Linear Rational Expectations Models", *Econometrica*, 50, pp. 1269-1286.
- Hendry, D. (1986), "Econometric Modelling with Cointegrated Variables: An Overview", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 3, agosto, pp. 201-212.
- Hendry, D. (1988), "The Encompassing Implications of Feedback versus Feedforward Mechanisms in Econometrics", *Oxford Economic Papers*, 40, marzo, pp. 132-149.
- Hendry, D. A. Pagan y J. Sargan. (1984), "Dynamic Specification", en Grilliches Z. y M. Intriligator (eds.), *Handbook of Econometrics*, v.2, , North Holland, pp. 1024-100.
- Hendry, D. F. y J. F. Richard. (1983), "The Econometric Analysis of Economic Time Series", *International Statistical Review*, 51, pp. 111-163.
- Jones, R. W. (1971), "A Three Factor Model in Theory, Trade and History", en Bhagwati, J.N., R.W. Jones, R.A. Mundell and J. Vanek (eds.) *Trade, the Balance of Payments and Growth*, Amsterdam: North-Holland.
- Krueger, A. O. y P. Barahona. (1989), *The Mexican Program of Trade and Exchange Rate Reforms*, Instituto Quantum, A. C.
- Kydland, F. y Edward C. Prescott. (1982), "Time to Build and Aggregate Fluctuations", *Econometrica*, 50, 6, noviembre, pp. 1345-1370.
- Le Fort, G.(1988), "The Relative Price of Nontraded Goods, Absorption, and Exchange Rate Policy in Chile", *Staff Papers*, 35, 2, pp. 336-70, International Monetary Fund.
- Lizondo, S. (1991), "Real Exchange Rate Targets, Nominal Exchange Rate Policies, and Inflation" *Revista de Análisis Económico*, v.6, N° 1, pp.5-21.
- Marshall, J. y K. Schimdt-Hebbel. (1991), "Macroeconomics of Public Sector Deficits: The Case of Chile", mimeo, The World Bank, junio.