

References

- DAVIS, S. (1987), "Sectoral Shocks and the Reallocation Timing Hypothesis", mimeo.
 LEBERGOTT, S. (1964), *Manpower in Economic Growth-The American Record Since 1800, Economics Handbook Series*, McGraw-Hill, New York.
 LILJEN, D. (1982), "Sectoral Shifts and Cyclical Unemployment", *Journal of Political Economy* 90, 777-793.
 ROMER, C. (1986), "Spurious Volatility in Historical Unemployment Data", *Journal of Political Economy* 94, 1-37.

LAS REGULARIDADES EMPÍRICAS DEL TIPO DE CAMBIO REAL EN CHILE: UN ENFOQUE DE CICLO DE NEGOCIOS REALES

JORGE A. QUIROZ*

Programa Postgrado en Economía
ILADES / Georgetown University

Abstract:

The paper formulates, solves, and calibrates a nonlinear stochastic dynamic competitive equilibrium model for Chile for the period ranging between the first quarter of 1977 and the fourth quarter of 1990. The framework used here incorporates both, elements from standard open economy models, and elements coming from the more recent literature on real business cycle models. It is found that within the competitive setting adopted here, a number of important empirical regularities exhibited by the real exchange rate can be closely replicated by the model. Among others, these include, the volatility of the real exchange rate, the correlation with the main export price, the correlation with real wages, and the correlation with foreign capital inflows. An important assumption needed to produce these results is that the country has, in general, been unable to fully smooth consumption by relying on the international credit market. On the other hand, the high serial autocorrelation exhibited by the real exchange rate, remains unexplained by the theoretical framework here adopted.

1. Introducción

¿Cuántas (y cuáles) regularidades empíricas exhibidas por el tipo de cambio real en un país menos desarrollado pueden ser explicadas por un modelo de equilibrio general perfectamente competitivo? El presente trabajo se centra en esta pregunta, la cual resulta de interés, tanto desde un punto de vista teórico como de política.

* Deseo agradecer los comentarios y sugerencias de Kent Kimbrough, Ellen McGarran, George Tauchen y Anne O. Krueger. Los posibles errores que puedan haber son de mi entera responsabilidad.

En años recientes, numerosos estudios teóricos y empíricos han sugerido la potencial importancia de imperfecciones de mercado para explicar algunas regularidades observadas en el tipo de cambio real. En el caso de países industrializados de baja inflación se ha sugerido la relevancia de rígideces nominales de precios para entender las diferencias observadas en el comportamiento del tipo de cambio real a través de regímenes cambiarios alternativos (Mussa, 1986). Kouri (1984) ha argumentado que regímenes cambiarios alternativos pueden tener efectos en la determinación del tipo de cambio real debido a posibles estructuras monopolísticas en los mercados de bienes, y Aizenman (1988) ha presentado un modelo teórico explorando algunas de estas ideas. Una literatura creciente también se ha desarrollado en torno a la posible relación entre indexación salarial, regímenes cambiarios y determinación del tipo de cambio real (Aizenman y Frenkel, 1985; Turnovsky, 1987; Devereaux, 1988). Finalmente, la literatura dedicada a experiencias de estabilización en países menos desarrollados también ha puesto énfasis en la influencia que particulares políticas de estabilización pueden tener sobre el tipo de cambio real en un contexto de imperfecciones en los mercados de trabajo y de bienes (Fischer, 1988; Corbo *et al.*, 1986).

Como los supuestos relativos a imperfecciones de mercado acarrear implicancias respecto del diseño de políticas cambiarias, resulta fundamental realizar una evaluación cuantitativa rigurosa de la potencial importancia de dichas imperfecciones para efectos de explicar empíricamente algunas de las regularidades observadas en el tipo de cambio real. Una obvía y necesaria primera etapa en esta agenda de investigación consiste en derivar las implicancias de un modelo puramente competitivo. La potencial importancia de imperfecciones de mercado podría examinarse, luego, a la luz de las regularidades empíricas que un modelo puramente competitivo dejaría sin explicar. Esta es la principal motivación detrás de la pregunta formulada en este trabajo.

El modelo teórico usado para contestar esta pregunta corresponde a una variación del modelo competitivo de factores específicos, un marco teórico de uso bastante generalizado en el análisis de problemas macroeconómicos de economías abiertas y pequeñas. En este trabajo, el modelo simple de factores específicos se le añaden costos de ajuste asociados a la reasignación de factores entre los diversos sectores productivos. De esta forma se introducen consideraciones dinámicas al modelo básico de factores específicos. Como se verá, la introducción de consideraciones dinámicas resulta de crucial importancia para explicar muchas de las regularidades empíricas exhibidas por el tipo de cambio real en el país bajo estudio.

El país para el cual la pregunta de este trabajo es formulada y respondida, es Chile, y esto por dos razones. En primer lugar, Chile es probablemente el país menos desarrollado que con más vigor y perseverancia ha perseguido la remoción de distorsiones al comercio y de intervenciones del gobierno en la economía en los últimos quince años. Como para efectos de la pregunta planteada, resulta crucial aislar los efectos de imperfecciones de mercado tales como: "rígideces de precios", indexación de salarios, y otras, de otras desviaciones de competencia perfecta introducidas por intervenciones de gobierno, la elección de un país donde estas últimas distorsiones parezcan mínimas resulta ser un requerimiento necesario.

En segundo lugar, el tema de las rígideces salariales y de precios ha jugado un papel central en muchas de las discusiones relativas al tipo de cambio real en Chile durante los últimos años. La elección de Chile como caso de estudio, en consecuencia, provee evidencia interesante para un eventual examen comparativo de modelos teóricos rivales¹.

Con el fin de evitar sesgos que podrían derivarse del planteo de un modelo teórico

excesivamente simple, aquí se considera una estructura productiva relativamente detallada. En conformidad con ciertas características estructurales básicas de la economía chilena, se distinguen cuatro sectores productivos. Estos son: un sector exportable tradicional, un exportable no tradicional, un importable y un sector no transable. La distinción de estos cuatro subsectores resulta relevante, no sólo para el caso de Chile, sino también para otras economías latinoamericanas, de tal modo que el modelo aquí propuesto, *mutatis mutandi*, puede también resultar útil para otros casos.

Un aspecto esencial en el cual el presente trabajo se separa de otros estudios en el área es el relativo a la metodología con la cual el modelo propuesto se evalúa empíricamente. Existe una tradición bastante asentada en trabajos empíricos de economía —que alegan fundamentos teóricos—, donde el nexo entre los modelos teóricos propuestos y la evidencia empírica reportada tienen una relación bastante lejana, y la mayor parte de las veces se traduce en que la teoría presentada sólo sirve para la elección de variables explicativas en modelos puramente econométricos. De este modo, el nexo entre teoría y datos es principalmente de carácter cualitativo, en el sentido que el modelo teórico sugiere algunos signos de derivadas parciales, pero no sus magnitudes efectivas².

Para el caso que nos ocupa, es de vital interés que el nexo entre teoría y realidad sea lo más riguroso posible. Esto es así, ya que el objetivo consiste aquí en discriminar entre modelos teóricos rivales. No nos interesa saber que un modelo de equilibrio competitivo sea capaz de generar algunas de las regularidades empíricas exhibidas por el tipo de cambio real, desde un punto de vista *cualitativo*, sino *cuantitativo*. Un ejemplo de esto podría ser el caso de la correlación entre cambios en el tipo de cambio real y cambios en el tipo de cambio nominal, la cual resulta bastante alta, no sólo en Chile, sino también en otros países. Evidencia de este tipo ha llevado a autores como Mussa a sugerir que rígideces nominales de precios deben conformar una parte importante de cualquier modelo diseñado para entender tipos de cambio reales (Mussa 1986). Otros autores, argumentando sobre bases más teóricas, han señalado que modelos competitivos de equilibrio general son capaces de generar, cualitativamente, muchas de las regularidades presentadas en Mussa, *op. cit.* (Stockman, 1988; Kimbrough, 1991). Lo que está en juego, sin embargo, no es la consistencia a nivel de regularidades cualitativas, sino las magnitudes efectivas de las mismas. Claramente, si se desea establecer la habilidad predictiva de un modelo de equilibrio competitivo, se requiere derivar rigurosamente, a partir del modelo teórico planteado, las implicancias empíricas (estadísticas) del mismo.

En los últimos años, y a partir del trabajo pionero de Kydland y Prescott (1982), se han desarrollado formas más rigurosas de testear las implicancias empíricas de modelos particulares, y muy en especial de modelos dinámicos de expectativas racionales³.

En líneas generales, la estrategia consiste en resolver el modelo teórico recurriendo a algoritmos numéricos que permiten describir el comportamiento de agentes económicos maximizadores, condicional en ciertos parámetros, desconocidos para el investigador, que describen preferencias, oportunidades productivas y el entorno institucional en general⁴. Seguidamente, se hace una distinción precisa entre variables observadas por el economista y variables observadas por los agentes⁵. Desde un punto de vista metodológico esto permite derivar, a través de simulaciones de montecarlo, las implicaciones estadísticas del modelo teórico, que se pueden eventualmente resumir en una matriz de segundos momentos, aunque esto último no es condición primordial. Desde un punto de vista empírico, los shocks no observados por el economista se tienden a identificar con shocks producidos de tal modo que una parte de las variaciones observadas en las series se pueden atribuir a lo que podríamos llamar un "ciclo real". Finalmente, los parámetros desconocidos del problema se pueden hacer variar para realizaciones repetidas del proceso anterior,

de tal modo que la distancia—en alguna métrica predeterminada— entre datos y teoría se haga mínima (calibración). El resultado de este proceso es una serie de implicancias estadísticas que se derivan directamente del modelo teórico y que pueden ser contrastadas con los datos.

Un subproducto de esta estrategia, si el modelo está bien especificado, es un set de parámetros "profundos", con los cuales simulaciones de escenarios alternativos, potencialmente libres de la crítica econométrica de Lucas, pueden ser construidos⁶.

En este trabajo se aplican las técnicas descritas más arriba para calibrar el modelo teórico a datos trimestrales de Chile desde 1977:1 hasta 1990:4. Desde este punto de vista, el presente trabajo se puede considerar como una extensión de las técnicas de modelación y contrastación empírica recientemente desarrolladas para el caso de economías cerradas, al caso de una economía pequeña y abierta.

Por último, y primordialmente con fines de lograr comparabilidad con otros estudios en el área, la definición operacional del tipo de cambio real corresponde simplemente a la razón entre precios externos y domésticos. Las predicciones del modelo teórico, sin embargo, corresponden al precio relativo entre transables y no transables, pero estas predicciones son corregidas para hacerlas consistentes con la definición operacional.

Los principales resultados de este trabajo son los siguientes:

(i) Seis regularidades empíricas concernientes al tipo de cambio real son identificadas: alta volatilidad; correlación negativa con el precio del cobre—el producto de exportación más importante—; correlación negativa con salarios reales; correlación positiva con el resultado en cuenta corriente; correlación negativa con los flujos externos de capitales; y, finalmente, una alta autocorrelación serial.

(ii) Modelos de equilibrio competitivo que suponen integración perfecta y sin fricciones con el mercado internacional de capitales, enfrentan serios problemas para replicar varias de las regularidades empíricas descritas más arriba. En particular, dichos modelos resultan en una volatilidad y autocorrelación serial significativamente menor que la mostrada por los datos.

(iii) Modelos de equilibrio competitivo que suponen integración imperfecta con el mercado de capitales, en el sentido de que el país no puede prestar y pedir prestado en forma ilimitada, sino, más bien, enfrenta restricciones de cantidad, presentan un perfil predictivo sustancialmente superior a los modelos competitivos simples. Esto es así, especialmente, si en las restricciones de acceso al crédito externo se incorporan los shocks experimentados por los mercados crediticios internacionales durante los años pre y post 1982. Este tipo de modelos genera predicciones de volatilidad y correlación del tipo de cambio real con otras variables, de magnitudes muy similares a las observadas en la realidad.

(iv) Los puntos (ii) y (iii) más arriba, sugieren que la incapacidad efectiva del país para suavizar su patrón de consumo a través del tiempo, recurriendo a los mercados crediticios internacionales, parece ser responsable de una porción sustancial de la volatilidad del tipo de cambio real. Estimaciones derivadas a partir de este trabajo sugieren que los shocks asociados al acceso crediticio son responsables de aproximadamente un tercio de la variabilidad efectiva del tipo de cambio real en Chile⁷.

(v) Como en los modelos competitivos aquí desarrollados, tanto el salario real como el tipo de cambio real son precios endógenos que equilibran determinados mercados; la relación entre ellos depende crucialmente del patrón seguido por las fuerzas exógenas que guían el sistema. En parte, el modelo aquí calibrado es capaz de generar una correlación negativa entre estas dos variables, suponiendo que los shocks productivos (tecnológicos) no observados en los sectores transables son sustancialmente mayores que en los no tran-

sables. Este supuesto encuentra asidero tanto en tratamientos más tradicionales de la literatura como en ciertos elementos estructurales de la economía chilena.

(vi) La regularidad empírica más difícil de explicar, y que permanece no replicada por los modelos competitivos aquí desarrollados, concierne al alto nivel de autocorrelación serial del tipo de cambio real. Generar los altos niveles de autocorrelación serial, de manera consistente con las otras regularidades empíricas observadas, y siendo consistente respecto de la importancia relativa de cada subsector productivo en la economía chilena, resulta ser un desafío no trivial. Es en esta regularidad empírica específica donde sofisticaciones posteriores de modelos teóricos deberían dirigir sus esfuerzos.

La medida en la cual la introducción de particulares imperfecciones de mercado ayudan a mejorar las predicciones respecto de autocorrelación serial está aún por verse. Al final de este artículo se discuten brevemente algunas extensiones realizadas por el autor dentro de esta línea. Una conclusión importante, que parece surgir de esas extensiones, es que ni la introducción de consideraciones monetarias ni la introducción de rigideces salariales en ciertos segmentos del mercado ayudan a mejorar dichas predicciones. Otras alternativas se discuten brevemente en las conclusiones.

El resto de este artículo procede como sigue. En la siguiente sección se discute brevemente la selección del período bajo estudio, y se identifican las regularidades empíricas más importantes a ser explicadas. En la sección 3 se formula el modelo competitivo básico con acceso restringido al mercado externo de capitales. La sección 4 describe los algoritmos numéricos usados en su solución y la estrategia de calibración empleada. En la sección 5 se incorporan restricciones al acceso al crédito externo, y se incluyen dichos aspectos en los algoritmos de solución. La sección 6 presenta los resultados principales de la calibración del modelo. Finalmente, la sección 7 concluye.

2. Las regularidades empíricas

La elección del período muestral

Los modelos de este artículo son calibrados para ajustar datos trimestrales para Chile, para el período que va desde el primer trimestre de 1977 al cuarto trimestre de 1990. Dado el enfoque metodológico adoptado aquí, la decisión concerniente al tamaño del período muestral está sujeta a un *trade-off*. Por un lado, ya que se modelan reglas de decisión dinámicas óptimas de un agente económico representativo, es deseable escoger un período de tiempo en el cual las fuerzas exógenas guíasoras del sistema presenten condiciones de estacionariedad. En general, esta condición requiere concentrarse en períodos cortos de tiempo. Por otro lado, ya que el ajuste con los datos se hace con el objetivo de minimizar la distancia entre estadísticos derivados del modelo teórico y estadísticos obtenidos de los datos, es deseable que estos últimos se midan con la mayor precisión posible. En general, esto requiere de tamaños de muestra razonablemente grandes. La elección muestral particular aquí escogida refleja un cierto grado de compromiso entre ambos objetivos.

La muestra a estudiar aquí, comprende básicamente el período que comienza cuando las reformas fiscales y de comercio exterior implementadas en Chile, iniciadas en su parte sustancial en 1975, se hallaban en etapa de consolidación. La mayoría de las restricciones cuantitativas al comercio habían sido eliminadas en 1974, y hacia comienzos de 1977 la tarifa moda era solamente 20%, sólo algo superior al promedio observado en los siguientes quince años (15% aproximadamente). Las reformas fiscales más importantes, por otro lado, fueron realizadas en su mayoría durante 1975, en especial las que se refieren a

mecanismos de tributación (impuesto parejo al valor agregado). La elección de una muestra de tamaño mayor a la escogida aquí presentaría ciertas dificultades ya que obligaría a modelar el comportamiento de los agentes económicos en un contexto de cambios estructurales en las fuerzas exógenas guadoras del sistema (políticas de comercio exterior y tributación básicamente).

Por otro lado, se podría argumentar que sería deseable el estudio de una muestra más pequeña, tal vez una que comenzara en 1979, cuando el proceso de apertura al ingreso de capitales externos fue completado. Esto implicaría reducir el tamaño muestral bajo estudio de 56 observaciones a 48. Un tamaño muestral de 56 puntos conforma una muestra relativamente pequeña y su eventual reducción a 48 podría implicar que las desviaciones estándar de los estadísticos derivados del modelo teórico sean tan grandes que no se pudiera, de hecho, discriminar entre la validez de enfoques puramente competitivos, como el desarrollado aquí, respecto de otras alternativas. Es importante destacar también, que las regularidades empíricas estudiadas aquí resultan razonablemente robustas a la variación de períodos muestrales, de tal modo que la elección de 1977 como año inicial es más bien inofensiva, y resulta exigente con respecto a las habilidades predictivas del modelo teórico aquí considerado.

Las regularidades empíricas

En la mayoría de los estudios teóricos del tipo de cambio real la variable de interés es el precio relativo entre transables y no transables. Con propósitos empíricos, sin embargo, el tipo de cambio real es típicamente medido como un precio relativo entre niveles generales de precios externos y domésticos. Como el nivel de precios domésticos, ciertamente, incluye componentes transables, los dos conceptos no necesariamente coinciden. En este trabajo, y con fines de lograr compatibilidad con otros estudios en el área, la definición operacional del tipo de cambio real (RER) corresponderá a la razón de precios externos e internos. Las predicciones del modelo teórico, sin embargo, se refieren al precio relativo entre transables y no transables (rar), de tal modo que para efectos de calibración estas últimas se corregirán de modo de hacerlas compatibles con los datos. El precio externo relevante se denotará por CPI^* y corresponderá al nivel de precios al consumidor de USA. La definición operacional del tipo de cambio real es entonces:

$$RER = \frac{ECP1^*}{CPI} \quad (1)$$

y todas las regularidades empíricas serán establecidas en términos de esta tasa.

El Cuadro 1 presenta las regularidades principales exhibidas por el RER, en términos de su volatilidad, su relación con otras variables macroeconómicas y su patrón de autocorrelación serial. Para todos los estadísticos relevantes, el cuadro presenta dos definiciones del RER, una que usa el IPC de USA, como defactor externo, y otra que usa el IPM (índice de precios al por mayor). También los diversos estadísticos se presentan para dos subperíodos alternativos, el período 1977:1-90:4, y el período 1981:1-90:4. Casi todas las regularidades empíricas allí presentadas han sido discutidas en la literatura teórica y empírica, y una breve discusión de ellas prosigue.

El primer hecho de importancia que surge de la tabla concierne al alto grado de volatilidad del tipo de cambio real. Para el período que comienza en 1977, y usando la definición con el IPC de USA como defactor externo, se observa que la desviación

CUADRO 1
HECHOS ESTILIZADOS: TIPO DE CAMBIO REAL

	77:1	90:4	81:1	90:4
	(1)	(2)	(3)	(4)
DEF 1		DEF 2	DEF 1	DEF 2
DESVIACIONES ESTANDAR				
Tipo de cambio real	0,32	0,25	0,28	0,23
Salarios	0,08	0,08	0,05	0,05
Exportaciones	0,21	0,21	0,18	0,18
CORRELACION CON:				
Precio del cobre	-0,38	-0,15	0,01	0,16
Salarios	-0,48	-0,45	-0,43	-0,43
Absorción	0,75	0,76	0,73	0,75
Entrada de capitales	-0,57	-0,55	-0,52	-0,54
AUTOCORRELACIONES				
Primer orden	0,98	0,98	0,98	0,97
Segundo orden	0,96	0,93	0,95	0,92
Tercer orden	0,92	0,88	0,91	0,87
Cuarto orden	0,88	0,83	0,88	0,82

Notas: Todas las variables, excepto entrada de capitales, fueron transformadas a logaritmos. El defactor doméstico de precios corresponde al IPC chileno, en tanto que el defactor internacional de precios corresponde al IPC de USA en la Definición 1 y al IPM del mismo país en la Definición 2. Los estadísticos de los salarios y las exportaciones corresponden a series libres de tendencia. La absorción se define como el logaritmo de las exportaciones sobre las importaciones.

estándar del log del RER es 0,32. Esta alta volatilidad resulta razonablemente robusta a elecciones alternativas de períodos muestrales y a elecciones alternativas de defactores externos. Edwards (1989), por ejemplo, usando una definición de tipo de cambio real multilateral, y para un período algo distinto de los aquí presentados, encuentra un coeficiente de variación del RER de 28,9%, que aparece consistente con la volatilidad aquí medida. La volatilidad del RER en Chile es alta bajo cualquier estándar. De una muestra de 33 países menos desarrollados presentada en Edwards (1989), se encuentra que la variabilidad del RER chileno es la segunda en magnitud, viniendo sólo después de la de Sri Lanka, que exhibe un coeficiente de variación de 38,9%⁸.

La alta variabilidad del RER en Chile impone un desafío de importancia para cualquier modelo económico que intente racionalizar el comportamiento de este precio relativo en términos de un resultado competitivo donde todas las ecuaciones de comportamiento son derivadas de un proceso de maximización explícito. La pregunta crucial es con cuánta certeza puede un modelo de ese tipo replicar la volatilidad del tipo de cambio real y simultáneamente mantener consistencia con las otras regularidades observadas en los datos.

Una segunda regularidad exhibida por los datos concierne a la correlación negativa entre el log del RER y el log del precio internacional del cobre, el principal producto de exportación de la economía. Existe una antigua y bien consolidada literatura dedicada al análisis de la relación entre los términos de intercambio de una economía y su resultado en cuenta corriente y en el tipo de cambio real. Más recientemente, el tema ha sido reexaminado en el contexto de modelos intertemporales de maximización (Svensson y Razin, 1983; Persson y Svensson, 1985)⁹. La distinción crucial introducida por esta literatura moderna ha sido que el efecto de shocks en los términos de intercambio sobre el tipo de cambio real y sobre la cuenta corriente depende de manera fundamental de si los shocks son percibidos como transitorios o permanentes. En el contexto de los modelos competitivos a ser desarrollados en este artículo, no existirá una elección arbitraria respecto de la naturaleza temporal de los shocks asociados a los precios externos que enfrenta la economía. Mas bien, la correlación aquí observada será calibrada suponiendo que los agentes económicos hacen predicciones racionales del precio del cobre, usando los estimadores que se obtienen de ajustar un modelo vectorial autorregresivo que incluye al precio del cobre, así como a otras variables de importancia exógenas para la economía. La alta persistencia de los shocks asociados al precio del cobre, por ejemplo, será automáticamente incluida en el modelo a través de esta estrategia de modelación.

Es importante destacar, por último, que la correlación entre el precio del cobre y el tipo de cambio real aparece más volátil que el resto de los estadísticos presentados en el cuadro. La magnitud particular de esta correlación parece sensible, tanto a la particular definición de RER usada, como al particular período de tiempo estudiado.

El Cuadro 1 muestra también una correlación negativa de $-0,48$ entre el tipo de cambio real y los shocks en salarios reales por fuera de su línea de tendencia. La extracción de tendencia en los salarios reales es un procedimiento razonable debido a que cambios tecnológicos y aumentos seculares de productividad debieran inducir una tendencia en esta variable, para períodos largos de tiempo. Por otro lado, el RER podría también exhibir una tendencia a lo largo del tiempo, pero debido principalmente a diferencias en aumentos de productividad entre sectores transables y no transables, así como a diferencias en elasticidades ingreso gasto de estos dos tipos de bienes. Sobre una base *a priori*, entonces, y bajo circunstancias razonables, si el RER tiene una tendencia en períodos largos de tiempo, esta debiera ser menor que la exhibida por los salarios reales. En cualquier caso, el signo de la correlación entre estas dos variables permanece negativo, así sea que no se extraiga tendencia de los salarios o que se extraiga tendencia de ambos precios relativos, aunque la magnitud particular de dicha correlación ciertamente difiere según sea el caso.

La correlación negativa entre salarios reales y tipo de cambio real ha estado al centro de buena parte de la investigación empírica en este campo, y no parece ser una peculiaridad de los datos de Chile solamente. De hecho, ha habido algunos autores que incluso han propuesto el uso del salario real como contraparte empírica de la noción teórica de tipo de cambio real (Harberger, 1985). Por otro lado, y en el contexto de experiencias de estabilización económica, algunos autores han analizado el nexo entre salarios reales y tipo de cambio real, poniendo énfasis en el rol de mecanismos de indexación salarial¹⁰. En el caso de Chile, la indexación salarial ha sido parte de las políticas de gobierno por muchos años y en distintos subperíodos, y algunos autores han racionalizado la relación negativa aquí mostrada (o al menos parte de ella), en términos de la interacción entre esquemas de indexación salarial y regímenes cambiarios (Corbo, 1986; Corbo *et al.*, 1986; Condon *et al.*, 1990).

En este trabajo se presenta un esfuerzo para racionalizar esta correlación negativa en términos de fuerzas puramente competitivas y sin recurrir a distorsiones de mercado u otras consideraciones similares. Una de las importantes conclusiones de este trabajo es que un modelo competitivo dinámico, relativamente simple, puede dar cuenta de esta regularidad empírica sin mayor problema. Los problemas de predicción de un modelo competitivo no parecen estar en la capacidad para generar este tipo de evidencia.

Los modelos teóricos basados en fundamentos microeconómicos de maximización no predicen ninguna relación especial entre el tipo de cambio real y el resultado en la cuenta comercial de la economía o en los flujos externos de capitales. Desde un punto de vista teórico, las tres variables anteriores son endógenas, y la relación particular entre ellas depende crucialmente de las variables exógenas al sistema¹¹. El cuadro muestra que para el caso de Chile existe una alta correlación entre el tipo de cambio real y el resultado en la balanza comercial de la economía. Relacionado con esto, se observa también una correlación negativa de importancia entre el RER y los flujos externos privados de capitales. Ambos estadísticos resultan robustos a la particular definición del RER y al subperíodo de tiempo escogido.

Varios autores, ignorando consideraciones de endogeneidad, han argumentado que los flujos externos de capitales han sido un determinante de importancia de los movimientos observados en el tipo de cambio real en Chile (Condon *et al.* (1986); Edwards y Edwards (1987)). Las conclusiones que se derivan del presente estudio tienden a corroborar esta percepción, pero al calibrar los modelos competitivos aquí desarrollados, se prestará una atención especial al status de exogeneidad de esta variable. Como subproducto de este enfoque metodológico, una distinción más clara con respecto a este problema será establecida.

El Cuadro 1 muestra también la desviación estándar del log de las desviaciones de salarios reales, así como las desviaciones del log de las exportaciones reales respecto de sus niveles de tendencia. Cuando se calibren los modelos aquí propuestos, estas dos magnitudes también serán tenidas en cuenta. Se debe destacar que la volatilidad del salario real es sustancialmente más baja que la del RER. Esto impone un desafío importante para la estrategia de investigación aquí propuesta. Si la volatilidad de ambos precios fuera similar, bajo ciertas condiciones, ambas podrían ser racionalizadas en términos de shocks productivos no observados. Sin embargo, como difieren sustancialmente en magnitud, no se puede postular de manera irrestricta la existencia de shocks productivos no observados de alta varianza.

Una última regularidad empírica de importancia, que no aparece en el cuadro, es la alta correlación entre cambios en el tipo de cambio nominal y cambios en el tipo de cambio real. Para los subperíodos aquí considerados, esta correlación fluctúa entre $0,89$ y $0,95$, dependiendo del subperíodo específico, así como de la definición empleada para el RER. Esta es también una regularidad que no resulta específica sólo al caso chileno¹². Estos altos niveles de correlación entre cambios reales y nominales han sido tomados como evidencia *per se* de rigideces nominales de precios y de "desequilibrio" en ciertos mercados¹³. En este trabajo, como sólo se presentan modelos competitivos reales, éstos son silenciosos respecto de las implicancias empíricas concernientes a la relación entre cambios nominales y reales. Esfuerzos de modelación adicional, siguiendo la estrategia aquí propuesta, sin embargo, contienen implicancias respecto a estas relaciones¹⁴. En las conclusiones de este artículo se hará referencia a algunas de esas extensiones.

Los modelos teóricos presentados aquí serán juzgados en términos de sus habilidades relativas para replicar las regularidades empíricas discutidas en esta sección.

3. Un modelo real de equilibrio competitivo

El modelo usado aquí es una variación del modelo de factores específicos. En este tipo de modelos, la producción tiene lugar en diferentes sectores de la economía por medio de trabajo y un factor que es específico a cada actividad. Sólo el factor trabajo se supone móvil entre distintas actividades productivas. El modelo de factores específicos ha sido ampliamente usado, bajo distintas versiones, en la literatura de comercio y de determinación de tipos de cambio real¹⁵.

En este trabajo, el modelo básico de factores específicos se modifica en varias direcciones. En primer lugar, se supone que existen costos de ajuste asociados a la reasignación de trabajo desde un sector a otro, de tal modo que no ocurre una igualación instantánea del valor del producto marginal del trabajo en distintos sectores de la economía. Esto transforma al modelo estático básico en uno de carácter dinámico. También se supone que los agentes de la economía tienen acceso a bonos transables internacionalmente y que pueden comerciar con el resto del mundo. Simultáneamente se introducen consideraciones aleatorias dinámicas a través de procesos estocásticos que gobiernan los precios relativos internacionales, las tasas de interés internacionales y shocks productivos que afectan los diversos sectores de la economía.

Existen numerosas razones para imponer costos de ajuste asociados al proceso de reasignación de trabajo entre distintas actividades económicas. Por un lado, se puede pensar en costos que son internos a las firmas y que tienen que ver con la readecuación de las labores productivas a distintos niveles de empleo sectorial. Por otro lado, en este modelo se considerará un sector exportable no tradicional, que en el caso de Chile está asociado a la producción de bienes intensivos en recursos naturales, que por su esencia se encuentran alejados de los otros polos de producción. En este sentido, los costos de ajuste se podrían asociar a los costos propios del proceso migratorio de la fuerza de trabajo.

En términos de la habilidad del modelo para replicar algunas de las regularidades empíricas, la introducción de costos de ajuste permite mejorar sustancialmente ésta, relativa al modelo estático simple. De hecho, el modelo de factores específicos con costos de ajuste engloba al modelo estático como un caso particular¹⁶. La introducción de costos de ajuste transforma el proceso de decisión de asignación de trabajo en un problema dinámico y a través de esta vía algunas regularidades importantes exhibidas por los datos pueden ser tratadas de una mejor manera, en especial aquellas relativas a la autocorrelación serial del tipo de cambio real.

De acuerdo con ciertas características estructurales de la economía chilena, los modelos aquí desarrollados distinguen cuatro sectores productivos: un sector exportable tradicional, un exportable no tradicional, un sector sustituidor de importaciones y un sector no transable.

El sector exportable tradicional corresponde a diferentes minerales, de los cuales el cobre cubre alrededor de un 80% en términos de exportaciones (mineras) totales. En promedio, estas exportaciones tradicionales han dado cuenta de aproximadamente un 5% de las exportaciones totales del país durante el período bajo estudio. Las exportaciones no tradicionales, por otro lado, están conformadas principalmente por fruta fresca y verduras (25% aprox.), productos del mar (harina de pescado principalmente), papel, maderas, algunos metales y otros ítemes de menor importancia.

La distinción de dos sectores exportables revisa importancia por dos motivos. En primer lugar, los dos sectores descritos presentan perfiles muy diferentes, tanto en términos de su intensidad de uso de trabajo, como en términos de las características

de los procesos estocásticos que gobiernan los respectivos precios internacionales. En segundo lugar, es deseable que estadísticos de importancia, tales como la correlación entre el RER y el precio del cobre, se puedan derivar en un contexto teórico donde este último producto tiene efectivamente un peso relativo parecido al que se observa en la realidad. Finalmente, con respecto al sector sustituidor de importaciones, aunque su inclusión no resulta fundamental para los propósitos de este trabajo, la consideración explícita de éste puede ser relevante si en el futuro, y con propósitos de comparación, el modelo se adopta para describir el comportamiento del RER durante los sesenta, cuando las políticas comerciales protegieron fuertemente a este sector.

Denote por q_{nr} , q_{1r} , q_{2r} , y q_{mr} los niveles de producción en el período t de los no transables, exportables tradicionales, exportables no tradicionales e importables respectivamente. Denote por l_{2r} y l_{mr} los niveles de trabajo empleados en la producción de exportables no tradicionales e importables respectivamente en el período t . La producción en los sectores importables y exportables no tradicionales tienen lugar de acuerdo a las funciones de producción:

$$q_{mr} = A l_{mr}^{\alpha_m} e^{\psi_{mr}} \quad (2.1)$$

$$q_{2r} = l_{2r}^{\alpha_2} e^{\psi_{2r}} \quad (2.2)$$

donde α_m y α_2 son coeficientes entre cero y uno; ψ_{mr} y ψ_{2r} son shocks productivos de media cero que afectan a estos sectores en el período t ; y A es simplemente una constante de nivel que será usada más tarde en la calibración del modelo en torno a su solución de steady state.

El sector exportable tradicional es un sector muy intensivo en capital y que usa una cantidad muy limitada de trabajo. La fracción de trabajo empleada en la producción de cobre, por ejemplo, ha fluctuado tradicionalmente en torno a un 2% del empleo total de la economía, a pesar de la importancia primordial del cobre en términos de su contribución al retorno de divisas y al PGB total. Esto sugiere ignorar el empleo en el sector exportable tradicional, y tratar esta producción como una dotación estocástica determinada exógenamente, esto es:

$$q_{1r} = e^{\psi_{1r}} \quad (2.3)$$

donde ψ_{1r} es un shock aleatorio productivo de media cero. Este supuesto contribuye a hacer el modelo más transparente al tiempo que, dada la mínima proporción de trabajo empleada en este sector, no afecta significativamente las propiedades predictivas del modelo.

En el lado de la demanda, se supondrá que un consumidor representativo, que no deriva utilidad del ocio, está dotado con 10 unidades de trabajo que debe asignar en los distintos sectores productivos. En equilibrio competitivo prevalecerá pleno empleo, y en consecuencia, la producción de no transables vendrá dada por:

$$q_{nr} = (10 - l_{1r} - l_{mr})^{\alpha_h} e^{\psi_{nr}} \quad (2.4)$$

donde $0 < a_n < 1$, y Ψ_{ht} representa el shock estocástico que afecta la producción de no transables en el período t .

Asociados a la reasignación de trabajo entre diversos sectores productivos existen costos de ajuste, los que se suponen cuadráticos y denominados en términos del bien importable. Como existen sólo tres bienes producidos con trabajo en este modelo, resulta suficiente considerar costos de ajuste en dos sectores solamente. Sin pérdida de generalidad, es suficiente, entonces, considerar costos de ajuste en los sectores sustituidores de importaciones y exportables no tradicionales, con lo cual los costos de ajuste que enfrenta el agente representativo vienen dados por:

$$\sigma_2(l_{2t} - l_{2t-1})^2 + \sigma_m(l_{mt} - l_{mt-1})^2$$

donde σ_2 y σ_m son constantes positivas. Como en este trabajo no se suponen distorsiones, por el segundo teorema fundamental del bienestar, el equilibrio competitivo de la economía será descrito por la solución maximizadora de bienestar del agente representativo. En consecuencia, a este nivel del análisis, no es relevante trazar una distinción explícita respecto de si estos costos de ajuste son pagados por las firmas o por los trabajadores.

Para modelar flujos de capitales endógenos se supondrá que el agente representativo de esta economía puede comprar y vender en todo período t bonos transables internacionales, cuyo valor real expresado en términos del bien importable se denota por b_t . Se supone que un bono comprado en el período t rinde una tasa de interés real aleatoria de r_{t+1} en el período siguiente.

El supuesto de que la tasa de interés real es aleatoria, corresponde, en términos generales, a los arreglos institucionales que la banca privada internacional mantuvo con bancos chilenos y otros agentes privados en buena parte del período bajo estudio. La mayoría de los préstamos privados otorgados durante el período en que los créditos internacionales se hallaban relativamente disponibles para el país eran establecidos en términos de una tasa nominal variable (Libo o Prime) más un premio negociado que reflejaba en alguna medida costo de intermediación y riesgo país. Arreglos típicos eran establecidos a Labor más un premio, el cual fluctuaba en torno a 6% al año, en términos nominales. Innovaciones en la tasa de inflación internacional, así como innovaciones en las tasas nominales de interés, para créditos de maduración más larga, resultaban en definitiva en una tasa de interés real estocástica.¹⁷

Más adelante se argumentará que la interrupción de créditos internacionales después de 1982 sugiere tratar los flujos externos de capitales como variable exógena para la economía. Aunque este supuesto adicional hace que en definitiva el exceso de gasto sobre consumo sea una variable exógena para el modelo, la naturaleza intertemporal del modelo permanecerá, en virtud de los costos de ajuste asociados a la reasignación de recursos. Como consecuencia, aun cuando los flujos de capitales puedan verse alternativamente como realizaciones de un proceso estocástico exógeno, el conocimiento de este proceso resulta fundamental para modelar decisiones racionales de asignación de recursos por parte de los agentes económicos. Esta consideración es importante, ya que apunta a la distinción entre exogeneidad económica v/s exogeneidad estadística; volveremos sobre esto más adelante.

Continuando con el lado de la demanda, se supondrá que el agente representativo está interesado en maximizar la suma infinita descontada esperada de funciones de utilidad con elasticidad de sustitución constante (CES), las cuales dependen de niveles de

consumo de bienes importables y no transables solamente. La exclusión de bienes exportables de la función de utilidad refleja aproximadamente el rol de estos bienes en la economía bajo estudio, al tiempo que simplifica considerablemente el modelo.¹⁸

Denotando por c_{mt} y c_{ht} los niveles de consumo en el período t de los bienes importables y no transables, respectivamente, y denotando por E_t el operador de esperanza condicional en la información en tiempo t , el problema que enfrenta el agente representativo es maximizar:

$$E_t \sum_{\tau=t}^{\infty} \beta^{\tau-t} \{ c_{m\tau}^\rho + c_{h\tau}^\rho \} \quad (3)$$

con respecto a la elección de secuencias de consumo para los dos bienes y sujeto a las funciones de producción (2.1)-(2.4) y a las secuencias de restricciones presupuestarias:

$$c_{m\tau} + b_\tau = (1 + r_\tau)b_{\tau-1} + q_{m\tau} + e^{\pi_{1\tau}}q_{1\tau} + e^{\pi_{2\tau}}q_{2\tau} - \sigma_2(l_{2\tau} - l_{2\tau-1})^2 - \sigma_m(l_{m\tau} - l_{m\tau-1})^2 \quad (4.1)$$

para $\tau = t, t+1, \dots, \infty$, y

$$c_{h\tau} = q_{h\tau}$$

para $\tau = t, t+1, \dots, \infty$, con $l_{m,t-1}$, $l_{2,t-1}$, y b_{t-1} dados. (4.2)

En (3), la elasticidad de sustitución entre transables y no transables es igual a $\rho/(1-\rho)$. En (4.1) los precios relativos en el período τ de exportables tradicionales y no tradicionales en términos de los bienes importables se denotan por $e^{\pi_{1\tau}}$ y $e^{\pi_{2\tau}}$ respectivamente.¹⁹ El agente representativo se supone tomador de precios en mercados internacionales.²⁰

La restricción presupuestaria (4.1) establece que el consumo de importables más las compras reales de bonos transables internacionalmente, deben ser financiados con el pago de principal más intereses derivados de los bonos guardados desde el período pasado, más producción del factor trabajo entre distintas actividades. La producción internacionalmente transable comprende la producción del sector sustituidor de importaciones más los retornos de exportación de los exportables tradicionales y no tradicionales. La restricción (4.1) puede ser reordenada de una manera trivial de modo que refleje igualdad entre el resultado de la cuenta de capitales de la economía y la cuenta corriente, o, en otras palabras, equilibrio en balanza de pagos, una condición necesaria en una economía sin dinero.

La restricción presupuestaria (4.2), por otro lado, establece que el consumo de no transables debe ser completamente satisfecho con producción doméstica solamente, esto es, el mercado de bienes domésticos debe estar en equilibrio en todo momento.

Además de las restricciones (2) y (4), la maximización de la utilidad esperada debe hacerse sujeta a las leyes de movimiento que gobiernan las variables exógenas de la eco-

norma, las cuales comprenden la tasa de interés internacional r_t ; el log de los precios relativos de exportaciones π_{1t} y π_{2t} ; y los shocks productivos que afectan a los cuatro sectores de la economía, Ψ_{1t} , Ψ_{2t} , Ψ_{mt} y Ψ_{ht} .

En este punto, y siguiendo a Hansen y Sargent (1980), se debe hacer una distinción entre los shocks aleatorios que son observados por el economista y aquellos que sólo son observados por el agente representativo bajo estudio. Se pueden obtener proxies razonables de las tasas de interés y de los precios relativos internacionales relevantes para el país. Estas variables se considerarían, entonces, observables tanto para el agente como para el economista, mientras que los shocks productivos se suponen observables solamente para el agente representativo.

La variable π_{1t} será aproximada por el log del precio relativo del cobre en términos del importable; π_{2t} será aproximada por el log del precio relativo de verduras y fruta fresca en términos del importable; y r_t , se tomará como la tasa de interés real calculada en base a información trimestral de la tasa de interés real calculada en base a información trimestral de la tasa interbancaria de Londres para préstamos de vencimiento de tres meses²¹.

El proceso estocástico que gobierna estas tres variables se supone estacionario en un sentido amplio. Se sigue entonces, por el teorema de Wold, que posee una representación de promedios móviles. Suponiendo adicionalmente que ésta es invertible, una representación de vectores autorregresivos para las variables en cuestión está garantizada²². La maximización de (3), entonces, está sujeta a las leyes de movimiento:

$$\pi_{1t+1} = C_1 + P_{11}(L)\pi_{1t} + P_{12}(L)\pi_{2t} + P_{13}(L)r_t + \epsilon_{1t+1} \quad (5.1)$$

$$\pi_{2t+1} = C_2 + P_{21}(L)\pi_{1t} + P_{22}(L)\pi_{2t} + P_{23}(L)r_t + \epsilon_{2t+1} \quad (5.2)$$

$$r_{t+1} = C_3 + P_{31}(L)\pi_{1t} + P_{32}(L)\pi_{2t} + P_{33}(L)r_t + \epsilon_{3t+1} \quad (5.3)$$

donde C_i , $i = 1, \dots, 3$, son constantes; $P_{ij}(L)$, $i, j = 1, \dots, 3$, son polinomios infinitos en el operador rezago; y ϵ_{it} , $i = 1, \dots, 3$, son shocks normales independientemente distribuidos en el tiempo y con una matriz invariante de varianzas y covarianzas Σ ²³.

Para la implementación empírica del modelo, una aproximación parsimoniosa a (5.1)-(5.3) con un número finito de rezagos fue ajustada a los datos por mínimos cuadrados ordinarios.

Como las variables en (5) están dadas al país por los mercados internacionales, el período de estimación no tiene necesariamente que coincidir con el período 77:1-90:4 escogido para calibrar el modelo. Sin embargo, se detectó un cambio estructural en la ecuación para el cobre para los períodos antes y después de los shocks del petróleo de mediados de los setenta²⁴. Las ecuaciones fueron ajustadas a los datos, entonces, para el período 75:1 al 90:4. Tests F revelaron que una estructura de rezagos de 4 períodos era suficiente para (5.1) y (5.2), mientras que se necesitaron 6 rezagos para (5.3).

Debido a los limitados grados de libertad, se pensó deseable testear e imponer algunas restricciones al proceso autorregresivo con el objetivo de lograr mejores errores cuadrados medios de predicción. Con este fin se testeó causalidad de Granger para diferentes combinaciones de variables. La evidencia mostró que mientras π_2 y r Granger causaban π_1 , las primeras dos variables podían ser descritas por procesos univariados solamente. La

maximización de (3), entonces, fue modelada sujeta al proceso autorregresivo estimado y con restricciones que aproximó finalmente a (5).

Para referencias posteriores, se deben notar dos cosas. Primero, el término constante C_1 de (5) puede ser reescrito como:

$$C_1 = (1 - P_{11})\bar{\pi}_1 - P_{12}\bar{\pi}_2 - P_{13}\bar{r} \quad (6)$$

donde $\bar{\pi}_1$, $\bar{\pi}_2$ y \bar{r} son niveles de steady state de los precios relativos y tasa de interés, y P_{ij} denota la suma de los coeficientes de los polinomios de rezago (5.1). Una fórmula similar se aplica a las otras constantes del sistema. Como agregar o quitar una constante de los términos de una regresión no cambia los coeficientes de pendiente, sino solamente el término constante, ecuaciones como (6) pueden ser usadas para calibrar los términos constantes que son consistentes con valores de estados estacionarios de otras variables de la economía. Esto es importante para efectos de calibrar el modelo en torno al steady-state, ya que con excepción de (2.1) no se incluyeron constantes multiplicativas en las funciones de producción.

Segundo, observe que la matriz de covarianzas Σ puede ser estimada a partir de los residuos del ajuste de mínimos cuadrados (5). La descomposición de Cholesky puede luego ser aplicada a la matriz estimada $\hat{\Sigma}$ con el objeto de obtener una descomposición triangular superior de la forma:²⁵

$$\hat{\Sigma} = \begin{bmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} & \sigma_{13} \\ 0 & \sigma_{22} & \sigma_{23} \\ 0 & 0 & \sigma_{33} \end{bmatrix} \quad (7.1)$$

donde:

$$\hat{\Sigma} = \hat{\Sigma} \hat{\Sigma} \quad (7.2)$$

La descomposición (7) es usada más tarde para simular las propiedades estocásticas del modelo.

Con respecto a los shocks productivos no observados se supondrá que éstos siguen un proceso autorregresivo de primer orden de la forma:

$$\Psi_{mt+1} = \rho_m \Psi_{mt} + \omega_{mt+1} \quad (8.1)$$

$$\Psi_{1t+1} = \rho_1 \Psi_{1t} + \omega_{1t+1} \quad (8.2)$$

$$\Psi_{ht+1} = \rho_h \Psi_{ht} + \omega_{ht+1} \quad (8.3)$$

$$\Psi_{2t+1} = \rho_2 \Psi_{2t} + \omega_{2t+1} \quad (8.4)$$

En (8), los $\omega_k r_t$, $k = 1, 2, m, h$, se suponen shocks normalmente distribuidos, independientes en el tiempo, y con matriz constante de varianzas y covarianzas Ω . La matriz

Ω puede también ser descompuesta de un modo similar a (7), para obtener una matriz triangular superior análoga, $\tilde{\Omega}$:

$$\tilde{\Omega} = \begin{bmatrix} \omega_{m m} & \omega_{m 1} & \omega_{m h} & \omega_{m 2} \\ 0 & \omega_{1 1} & \omega_{m h} & \omega_{1 2} \\ 0 & 0 & \omega_{h h} & \omega_{h 2} \\ 0 & 0 & 0 & \omega_{2 2} \end{bmatrix} \quad (8.5)$$

donde:

$$\Omega = \tilde{\Omega}^i \Omega \quad (8.6)$$

Se supone que el proceso descrito por (8) es conocido para el agente representativo solamente.

Como no se consideraran distorsiones, el equilibrio de la economía será descrito por la solución al problema de maximización intertemporal enfrentado por el agente representativo. Para describir el problema de un modo más compacto, sustituya primero (2.1)-(2.3) en (4.1), y (2.4) en (4.2). Resuelva para $c_{m t}$ en la expresión resultante (4.1) y reemplace dicha solución en la función objetivo (3). Similarmente reemplace también la expresión resultante para (4.2) en (3). Esto resulta en una función objetivo que depende de las asignaciones presentes y pasadas de trabajo; los niveles presentes y pasados de bonos internacionales; precios internacionales y tasas de interés; y shocks productivos en los cuatro sectores. En todo tiempo t , el problema del agente bajo estudio es entonces maximizar:

$$E_t \sum_{\tau=t}^{\infty} \beta^{\tau-t} \left\{ (c_{m \tau} l_{2 \tau}, l_{m \tau}, \dots; l_{2 \tau-1}, \dots; r_{\tau}, \pi_{1 \tau}, \dots; \Psi_{1 \tau}, \dots) \rho + (c_{h \tau}(\dots)) \rho \right\} \quad (3')$$

donde:

$$c_{m \tau}(\dots) = (1+r_{\tau}) b_{\tau-1} - b_{\tau} + A_1^{\alpha} c_m e^{\Psi_{m \tau}} + \rho^{\alpha} e^{\Psi_{2 \tau} + \pi_{2 \tau} + e^{\Psi_{1 \tau} + \pi_{1 \tau}}}$$

$$- \alpha_m (l_{m \tau} - l_{m \tau-1})^2 - \alpha_2 (l_{2 \tau} - l_{2 \tau-1})^2 \quad (9.1)$$

y:

$$c_{h \tau}(\dots) = (10 - l_{2 \tau} - l_{m \tau})^{\alpha_h} e^{\Psi_{h \tau}} \quad (9.2)$$

con respecto a elecciones de $l_{2 t}$, $l_{m t}$, b_t , dados $l_{2 t-1}$, $l_{m t-1}$, b_{t-1} , $\Psi_{1 t}$, $\pi_{2 t}$, r_t , $\Psi_{1 t}$, $\Psi_{2 t}$, $\Psi_{m t}$, $\Psi_{h t}$ y sujeto a las leyes de movimiento descritas por (5) y (8). La solución a este problema puede ser establecida en términos de una regla de decisión óptima que expresa $l_{m \tau}$, $l_{2 \tau}$ y b_{τ} como función de las tasas de interés, los precios

de exportación, los shocks productivos, y todas las variables que ayuden a predecir los niveles futuros de precios internacionales, tasas de interés y shocks productivos, de acuerdo a (5) y (8).

En general, soluciones analíticas para dicha regla de decisión no existen. Consecuentemente, dicha regla debe ser aproximada por métodos numéricos para diferentes elecciones de los parámetros libres del sistema. Esto se realiza en la sección 4.

Observe que el conocimiento de la regla de decisión óptima para este problema permite la recuperación de una función de consumo de importables y no transables, por medio de (9.1) y (9.2). El precio relativo de importables con respecto a no transables puede, luego, ser calculado a través de la razón de utilidades marginales:

$$rer_t = \left(\frac{c_{m t}}{c_{h t}} \right) \rho^{-1}$$

Después de un ajuste para hacer rer comparable con la definición operacional RER establecida en la sección anterior, las propiedades estocásticas del rer corregido, derivadas de los diferentes shocks de los cuales la regla de decisión dependerá finalmente, pueden ser resumidas a través de diversos estadísticos descriptivos. Estos estadísticos pueden luego ser comparados con aquellos que presentan los datos y que fueron discutidos en la sección anterior. Los parámetros libres del sistema se pueden luego ajustar, de modo que la "distancia" entre los estadísticos derivados del modelo y los que presentan los datos sea mínima. Esto se realiza en la sección 5.

4. Algoritmos de solución

El modelo descrito en la sección anterior fue resuelto numéricamente por aproximación lineal cuadrática. Una descripción detallada del enfoque lineal cuadrático para este tipo de problemas se encuentra en McGrattan (1990).

El primer paso para obtener la aproximación numérica es escribir el problema de maximización del agente representativo en forma de espacios de estados. Con este fin, define el vector de controles como:

$$u_t^{3 \times 1} = (l_{m t} - l_{m t-1}, l_{2 t} - l_{2 t-1}, b_t - b_{t-1}) \quad (10.1)$$

y sea el vector de estados:

$$X_t^{22 \times 1} = (l_{m t-1}, l_{2 t-1}, b_{t-1}, \pi_{1 t}, \dots, \pi_{1 t-3}, \pi_{2 t}, \dots, \pi_{2 t-3}, r_t, \dots, r_{t-6}, \Psi_{m t}, \Psi_{1 t}, \Psi_{h t}, \Psi_{2 t}, 1) \quad (10.2)$$

Denote cada uno de los elementos del vector de controles por u_i , $i = 1, \dots, 3$ y cada uno de los elementos del vector de estados por X_i , $i = 1, \dots, 22$. En (9), sustituya $l_{m \tau}$ por $X_{1 \tau} + u_{1 \tau}$, $l_{2 \tau}$ por $X_{2 \tau} + u_{2 \tau}$, y b_{τ} por $X_{3 \tau} + u_{3 \tau}$. Sustituya luego en (3') y observe que todas las variables restantes de la función objetivo pueden ser reemplazadas por controles y estados del periodo τ .

Las sustituciones anteriores resultan en una maximización de una función objetivo no lineal:

$$E_t \sum_{\tau=0}^{\infty} \beta^{\tau-t} r(X_{\tau}, u_{\tau}) \quad (11)$$

con respecto a la elección de controles $\{u_{\tau}\}_{\tau=0}^{\infty}$, y sujeto a una ley de movimiento lineal:

$$X_{\tau+1} = AX_{\tau} + Bu_{\tau} + Cv_{\tau+1} \quad (11)$$

con X_t dado. En (11), A es una matriz de 22×22 , B es una matriz de 22×3 y C es una matriz de 22×7 . El vector v es un vector aleatorio normal $(0, I)$ independiente e idénticamente distribuido en el tiempo y es de dimensión 7, en tanto que la matriz C contiene las descomposiciones triangulares superiores de las matrices de varianzas y covarianzas Σ y Ω definidas en la sección anterior. Para referencias posteriores es conveniente tener (11) escrita en forma extensiva:

$$X_{1t+1} = X_{1t} + u_{1t} \quad (11.1)$$

$$X_{2t+1} = X_{2t} + u_{2t} \quad (11.2)$$

$$X_{3t+1} = X_{3t} + u_{3t} \quad (11.3)$$

$$X_{4t+1} = (P_{11} | P_{12} | P_{13}) (X_{4t}, \dots, X_{15t})' + C_1 X_{22t} \\ + \sigma_{11} \gamma_{1t} + \sigma_{12} \gamma_{2t} + \sigma_{13} \gamma_{3t} + 1 \quad (11.4)$$

$$X_{5t+1} = X_{4t} \quad (11.5)$$

$$X_{6t+1} = X_{5t} \quad (11.6)$$

$$X_{7t+1} = X_{6t} \quad (11.7)$$

$$X_{8t+1} = P_{22} (X_{8t} \dots X_{11t})' + C_2 X_{22t} + \sigma_{22} \gamma_{2t} + \sigma_{23} \gamma_{3t} \quad (11.8)$$

$$X_{9t+1} = X_{8t} \quad (11.9)$$

$$X_{10t+1} = X_{9t} \quad (11.10)$$

$$X_{11t+1} = X_{10t} \quad (11.11)$$

$$X_{12t+1} = P_{33} (X_{12t} \dots X_{16t})' + C_3 X_{22t} + \sigma_{33} \gamma_{3t} \quad (11.12)$$

$$X_{13t+1} = X_{12t} \quad (11.13)$$

$$X_{14t+1} = X_{13t} \quad (11.14)$$

$$X_{15t+1} = X_{14t} \quad (11.15)$$

$$X_{16t+1} = X_{15t} \quad (11.16)$$

$$X_{17t+1} = X_{16t} \quad (11.17)$$

$$X_{18t+1} = \rho_m X_{18t} + \omega_{11} \delta_1 + \omega_{12} \delta_2 + \omega_{13} \delta_3 + \omega_{14} \delta_4 \quad (11.18)$$

$$X_{19t+1} = \rho_1 X_{19t} + \omega_{22} \delta_2 + \omega_{23} \delta_3 + \omega_{24} \delta_4 \quad (11.19)$$

$$X_{20t+1} = \rho_h X_{20t} + \omega_{33} \delta_3 + \omega_{34} \delta_4 \quad (11.20)$$

$$X_{21t+1} = \rho_2 X_{21t} + \omega_{44} \delta_4 \quad (11.21)$$

$$X_{22t+1} = X_{22t} \quad (11.22)$$

En el sistema (11.1)-(11.22), P_{ij} corresponde a los coeficientes estimados en la aproximación parsimoniosa a los polinomios de rezagos descritos en (5), donde las restricciones implícitas por los tests de causalidad de Granger ya han sido impuestas; σ_{ij} y ω_{ij} corresponden a los elementos de la descomposición de Cholesky de las matrices Σ y Ω , establecidas en las ecuaciones (7.1) y (8.5); ρ_k , $k = m, 1, h, 2$ son los coeficientes autorregresivos del sistema (8.1)-(8.4); y $(\gamma_1, \dots, \gamma_3, \delta_1, \dots, \delta_4)'$ es un vector de variables aleatorias normales $(0, I)$ independiente e idénticamente distribuido en el tiempo. Para resolver el sistema por aproximación lineal cuadrática, la función objetivo se aproxima por una expansión de Taylor de segundo orden. Esto es, $r(\cdot)$ se aproxima por:

$$r(X_{\tau}, u_{\tau}) = X_{\tau}' Q X_{\tau} + u_{\tau}' R u_{\tau} + 2 X_{\tau}' W u_{\tau} \quad (12)$$

La aproximación de Taylor se hace en torno a la solución de steady state del modelo. A su vez, la solución de steady state se obtiene maximizando (10) sujeto a (11), más la condición adicional de que el vector estocástico v sea cero, y que $X_t = X_{t+1}$ para todo t . Esta última condición básicamente implica que la maximización se hace a los precios y tasa internacionales de steady state, a la vez que $u = 0$ (vea (11.1)-(11.3)).

Después de algunas manipulaciones triviales se puede verificar que la solución de steady state del modelo coincide con la solución del modelo básico estático de factores específicos, y simplemente implica resolver para las asignaciones óptimas de trabajo entre sectores, donde el valor del producto marginal del trabajo se iguala entre diversos sectores. Al igual que en otros modelos de economías pequeñas y abiertas que usan funciones de preferencia similiares a las usadas aquí, β debe ser igual al recíproco de $(1 + \bar{r})$, para que una solución de steady state pueda existir. La tasa de interés de steady state \bar{r} fue fijada en 10% anual, aproximadamente igual al promedio de tasas de interés real durante el período bajo estudio, más un premio de 6% por intermediación financiera y riesgo país.

Aunque el supuesto de que β iguala al recíproco de $(1 + \bar{r})$ es necesario para garantizar la existencia de una solución de steady state; como consecuencia de ello, el nivel de steady state de bonos internacionalmente transables mantenidos por la economía queda indeterminado. En otras palabras, si $\beta = 1/(1 + \bar{r})$, existe un conjunto infinito de posibles valores de b , para los cuales existe una solución estacionaria. Por otro lado, si no se supone igualdad, no existe solución estacionaria en absoluto. Dada esta situación, se escogió un valor estacionario para b tal, que dados los otros parámetros del modelo, resultara en una razón de servicios de deuda sobre exportaciones consistente

aproximadamente con el promedio histórico²⁶. En resumen, la solución de steady state del modelo viene de resolver el sistema no lineal de ecuaciones:

$$-c_m + \bar{b} + \lambda x_1^{\alpha_m} + x_2^{\alpha_2} e^{\bar{\pi}_2} + e^{\bar{\pi}_1} = 0 \quad (13.1)$$

$$c_h - (10 - x_1 - x_2)^{\alpha_h} = 0 \quad (13.2)$$

$$c_m^{\rho-1} \lambda \alpha_m x_1^{\alpha_m-1} - c_h^{\rho-1} \alpha_h (10 - x_1 - x_2)^{\alpha_h-1} = 0 \quad (11.3)$$

$$c_m^{\rho-1} e^{\bar{\pi}_2} \alpha_2 x_2^{\alpha_2-1} - c_h^{\rho-1} \alpha_h (10 - x_1 - x_2)^{\alpha_h-1} = 0 \quad (13.4)$$

para las incógnitas x_1 , x_2 , c_m y c_h , con \bar{b} definido al nivel de steady state de los bonos mantenidos por el agente representativo. Observe que de la solución de este sistema se puede obtener el valor de la función objetivo en steady state:

$$r(\cdot) = c_m^{\rho} + c_h^{\rho}$$

El sistema (13) fue resuelto numéricamente por Newton-Raphson, y la aproximación de Taylor (13) fue tomada en torno a la solución estacionaria así obtenida. Las matrices Q , R y W fueron entonces usadas para iterar directamente en la ecuación matricial de diferencias de Ricatti, con el fin de obtener una expresión numérica para la regla de decisión óptima, condicional en conjuntos particulares de los parámetros libres del modelo²⁷. El comportamiento optimizador del agente representativo fue descrito entonces por:

$$u = -FX_t \quad (14)$$

donde F fue la matriz (3 x 22) final que describe la regla de decisión óptima. Reemplazando esta solución en (11), las simulaciones estocásticas para las variables de estado de este problema aparecen directamente:

$$X_{T+1} = (A - BF)X_T + C_T + 1 \quad (15)$$

Las diferentes variables subyacentes en el Cuadro 1 tienen contrapartes en el modelo, ya sea directamente como variables de estado (e.g. el precio del cobre en $t = \tau = X_4 \tau$), o como alguna función no lineal de los estados (e.g. exportaciones en $t = \tau = X_{27} e^{\tau} X_{21} \tau + e^{X_7 \tau} + X_{19} \tau$). Por medio de (15), comenzando desde el steady state, y alimentando el sistema con un generador de números pseudoaleatorios para v , las propiedades estocásticas de este modelo pueden ser comparadas con las de los datos, tal como se resumen en el Cuadro 1. Los resultados de dichas simulaciones para configuraciones particulares de parámetros se presentan en la sección 6.

5. Restricciones al acceso de créditos externos

Antes de proceder con los resultados de la calibración del modelo y de las simulaciones, es importante considerar una extensión del modelo ya descrito al caso en que los flujos de capitales no reflejan necesariamente las preferencias de los agentes económicos

domésticos, sino más bien responden a variaciones determinadas exógenamente para la economía por condiciones propias del desenvolvimiento de los mercados crediticios internacionales.

Es de suyo evidente que en los años inmediatamente posteriores a 1982, cuando comenzó la crisis internacional de deuda, Chile, conjuntamente con otros países menos desarrollados, tuvo serias dificultades para conseguir nuevos recursos financieros desde el exterior. Nuevos créditos fueron otorgados sólo con la aprobación de arreglos institucionales en los cuales intervino el Fondo Monetario y el Banco Mundial. Esto sugiere tratar a los flujos de créditos externos como una variable exógena, lo que implica suponer que a las tasas de interés vigentes, los agentes domésticos hubieran deseado obtener más créditos de los que realmente pudieron. En otras palabras, una extensión del modelo podría ser el considerar el cambio en la posición de activos de los agentes privados, $b_T - b_{T-1}$, como una variable de estado adicional de la economía más que como un control.

Tres aspectos relacionados con este problema deben ser mencionados:

Primero, observe que la introducción de restricciones al acceso al mercado de capitales, bajo el supuesto de que el país está siempre en el "lado largo" del mercado, convierte a los flujos de capitales en exógenos para la economía²⁸. Aunque esta variable puede ser exógena para la economía, ciertamente no lo es para los agentes externos que otorgan los créditos. Aquí este problema será ignorado, y los flujos de capitales se mostrarán simplemente por medio de una aproximación de series de tiempo.

Segundo, aunque existe poca duda de que en los años inmediatamente posteriores a 1982 el país no logró obtener los recursos financieros que podría haber obtenido con un acceso irrestricto a créditos externos, resulta pertinente preguntarse si esta es una caracterización adecuada para los años previos a 1982, y también, tal vez, para los últimos años del período bajo estudio. En particular, durante 1979-1981 ocurrieron importantes flujos de capitales hacia el país, en un proceso que fue común para otros países latinoamericanos (Díaz Alejandro, 1984). Estudios de este período difieren en sus percepciones al respecto. Los resultados de Morandé (1988) muestran causalidad de Granger desde los flujos de capitales hacia variables determinadas domésticamente (el tipo de cambio real en particular), y no en la otra dirección. Estos resultados son consistentes con la visión adoptada aquí, y que pone a los flujos de capitales entre las variables de estado.

Finalmente, la formulación adoptada aquí, aunque simple, permite clarificar algunos aspectos metodológicos concernientes al status de exogeneidad de los flujos externos de capitales. En esta variación del modelo, los flujos de capitales son exógenos para la economía, pero como el modelo es aún dinámico por virtud de los costos de ajuste asociados a la reasignación de trabajo, el proceso estocástico particular seguido por estos flujos resulta relevante para la óptima toma de decisiones por parte del agente representativo. Consecuentemente, aun cuando los flujos externos de capitales son exógenos para la economía, no se puede esperar que un estimador econométrico del impacto de éstos sobre el tipo de cambio real sea invariante a los cambios en el proceso estocástico seguido por los mismos. Observe, sin embargo, que esto ocurre a pesar de que los flujos de capitales, por estar en el set de variables de estado, van a causar, en un sentido de Granger, al tipo de cambio real en esta variante del modelo.

Esta implicación con respecto a causalidad de Granger, aparece consistente con los hallazgos de Morandé (1988). Sin embargo, como cambios en la distribución marginal del proceso que gobierna los flujos de capitales van, en general, a afectar la proyección de mínimos cuadrados del RER sobre éstos, los flujos de capitales no serán fuertemente

exógenos, en el sentido de Engle *et al.* (1983), en una ecuación de determinación de RER. Esta segunda implicación resulta contraria a la práctica de computar escenarios contractuales para el RER, suponiendo una senda alternativa de flujos de capitales e ignorando el efecto de las predicciones racionales de dichos flujos, como en Condon *et al.* (1990).

Se podrían citar posibles asimetrías de información y dificultades asociadas con los mecanismos necesarios para hacer cumplir obligaciones contractuales entre agentes de países diversos como posibles razones para un funcionamiento imperfecto de los mercados internacionales del crédito. Va más allá de los objetivos de este trabajo, sin embargo, analizar cualquiera de estas posibles causas en profundidad. En cualquier caso, la motivación para tratar a los flujos de capitales como exógenos es principalmente empírica, y resulta consistente con otros tratamientos en la literatura²⁹.

Mientras los aspectos conceptuales asociados al tema de las restricciones al mercado de capitales son complicados, los tecnicismos relativos a la incorporación de dichas restricciones al presente modelo son bastante simples. El modelo puede ser fácilmente acomodado al caso en que los capitales son exógenos. El elemento u_{3t} del vector de controles es eliminado y un elemento 23 es añadido al vector de estados, donde $X_{23t} = b_t - b_{t-1}$. La ecuación (11.3), entonces se cambia a:

$$X_{3t+1} = X_{3t} + X_{23t} \quad (11.3)'$$

y las matrices en (12) se cambian correspondientemente. El modelo debe luego ser completado con una ley de movimiento para el flujo de capitales externos. La evidencia disponible con respecto a los flujos de capitales sugiere que éstos podrían modelarse, en una primera aproximación, a través de un proceso autorregresivo de segundo orden, de carácter altamente persistente³⁰. El comportamiento efectivo de dichos flujos, sin embargo, es algo más complicado. Por un lado, parecen existir no linealidades en el término de error, lo que sugiere una estructura tipo ARCH. Por otro lado, se evidencia también un cambio estructural en la serie para los años inmediatamente anteriores y posteriores a 1982. En este trabajo la no linealidad de los shocks será ignorada. El cambio estructural, por otro lado, se tratará en la simulación del modelo, donde se impondrán shocks positivos de magnitud en los tres años anteriores a 1982 y shocks negativos de magnitud en los tres años subsiguientes³¹.

El proceso autorregresivo para la deuda externa real de la economía se postula entonces de la forma:

$$b_{t+1} = \lambda_1 b_t + \lambda_2 b_{t-1} + \bar{b}(1 - \lambda_1 - \lambda_2) + \epsilon_{4t+1}$$

donde $\lambda_1 > 0$, $\lambda_2 < 0$, y $|\lambda_1 + \lambda_2| < 1$ para asegurar estacionariedad; \bar{b} el nivel estacionario de largo plazo de la deuda externa y ϵ_4 es un shock normal aleatorio, independiente distribuido en el tiempo y no correlacionado con los otros shocks del modelo. La evidencia empírica disponible sugiere un valor de λ_1 superior a 1 y λ_2 negativo, con la suma de ambos cercana a la unidad, y la desviación estándar de ϵ en el orden de 2% a 5% de la deuda externa total³². De la ecuación anterior, la fila 23 de un sistema del sistema (11) modificado queda:

$$X_{23t+1} = (\lambda - 1)X_{3t} + (1 - \lambda)\bar{b}X_{22t} + (\lambda - 1)X_{23t} + \epsilon_{4t+1} \quad (11.23)$$

Desde este punto en adelante, el cómputo de la regla de decisión procede análogamente.

6. Calibración y simulación

La calibración de los modelos procedió en dos etapas. Primeramente, ambos modelos fueron calibrados en su solución de steady state con el fin de replicar algunas características de largo plazo de la economía chilena (primeros momentos de la muestra). Esta calibración ocupó varios de los parámetros de dichos modelos. Los parámetros restantes ("parámetros libres") fueron calibrados a través de simulaciones estocásticas basadas en (15) con el fin de replicar las regularidades empíricas descritas en la sección 2.

Como la producción de madera, harina de pescado y celulosa se clasifica dentro del rubro industrial de cuentas nacionales, para efectos de calibrar la participación en empleo de los distintos sectores productivos aquí incluidos, se consideró a los exportables no tradicionales como conformados por los sectores agricultura y pesca más un 20% del sector industrial. La categoría de producción minera se consideró como exportable tradicional y el restante 80% del sector industrial se consideró como sector sustituidor de importaciones. Las demás clasificaciones de cuentas nacionales se consideraron como pertenecientes al sector no transable de la economía.

Considerando cifras de cuentas nacionales (Banco Central de Chile, 1984), los valores de α_i , $i = 2, m, h$, fueron igualados a la participación del trabajo en el valor agregado sectorial menos impuestos indirectos para cada uno de los sectores definidos anteriormente. Tomando los promedios para el subperíodo 1977-1988 se determinaron los valores $\alpha_2 = 0.32$, $\alpha_m = 0.45$ y $\alpha_h = 0.4733$. Estos parámetros fueron mantenidos en estos niveles para todas las simulaciones estocásticas posteriores.

El valor de la constante A en (2.1), el nivel estacionario de los precios de productos exportables y el nivel estacionario de \bar{b} fueron todos ajustados de modo de replicar las siguientes características estructurales de la economía chilena:

- (i) La proporción de exportaciones mineras en el total en el rango de 55%.
- (ii) La proporción de trabajo empleada en el sector exportable no tradicional, en el sector sustituidor de importaciones y en los sectores no transables, en el orden de 22%, 12% y 66%, respectivamente.
- (iii) La proporción de servicios de deuda externa como proporción de las exportaciones totales en el rango de 22%.

Para efectos de realizar las simulaciones estocásticas, ρ se consideró como parámetro libre, pero las regularidades anteriores no sólo dependen de los precios estacionarios internacionales, las tasas de interés, b y la constante A, y los valores de α_i , sino también de ρ . Afortunadamente, ocurre que los indicadores anteriores no son extremadamente sensibles al valor particular de ρ , y, en particular, no dependen de aquellos valores de ρ que resultaron finalmente más relevantes en las simulaciones (en el rango de 0.15 a 0.5).

Los parámetros libres del modelo fueron calibrados de modo de producir un "match" cercano entre las propiedades estadísticas del modelo y aquellas presentadas en los datos y descritas en la sección 2. La elección final del modelo fue basada en un bootstrap de 250 replicaciones, cada una del mismo tamaño de la muestra bajo estudio (56 puntos). Para cada estadístico considerado en la sección 2, se calculó la media y la desviación estándar del mismo en dichas replicaciones.

Los diferentes estadísticos fueron calculados tomando en cuenta que la definición operacional del tipo de cambio real, RER, difiere de la contraparte teórica aquí consi-

derada, debido a que el índice de precios al consumidor también contiene un componente transable. Un examen casual de los diferentes componentes del IPC chileno revela que aproximadamente un 35% de los ítemes se podría considerar, sin ambigüedad, como no transable. Sin embargo, y para el caso de Chile, se dispone de evidencia adicional que sugiere que, al nivel de precios al consumidor, muchos productos contienen un importante componente no transable relacionado al valor agregado introducido por los servicios asociados a la intermediación (Morandé, 1986b). Basado en estas consideraciones, aquí se supuso que el componente no transable era del orden de un 60%, lo que equivale a su poner un componente no transable algo inferior al 50% para los ítemes que no pueden clasificarse como no transables netos.

Si se aproxima el IPC por un índice de precios Cobb-Douglas con una proporción de no transables de 0,6, resulta trivial verificar que la relación entre el *rer* y el RER viene dada por:

$$RER = rer^{0.6} \quad (13)$$

La predicción con respecto a los salarios reales del modelo se tomó como un promedio ponderado entre el valor del producto marginal en los distintos sectores que emplean trabajo en el modelo, con dichos valores también expresados en términos de un índice Cobb-Douglas⁴. Los otros estadísticos no requieren de comentario especial.

El primer resultado importante de las simulaciones fue negativo: el modelo que supone flujos de capitales endógenos, en el sentido de que éstos corresponden a libres decisiones de endeudamiento de los agentes económicos no limitadas por restricciones al acceso al crédito, resultó incapaz de generar muchas de las regularidades empíricas del RER. Para casi todas las elecciones de parámetros libres, la desviación estándar del log del RER predicho fue sustancialmente menor que la mostrada por los datos. Para numerosas configuraciones de parámetros se observó también que la correlación entre el precio del cobre y el tipo de cambio real estaba en línea con los datos, pero la correlación con salarios, flujos de capitales y resultado en cuenta corriente era mucho más débil. Incrementos en las varianzas de los shocks productivos mejoraban la relación con salarios reales, pero debilitaban fuertemente la relación con el precio del cobre. Finalmente, los resultados con respecto a la autocorrelación serial también resultaban ser bastante insatisfactorios, y valores típicos de autocorrelación serial de primer orden se encontraban en el rango de 0,55, lo que contrasta con los niveles cercanos a 1, que se observan en los datos.

Dados estos pobres resultados, se intentó un ejercicio de calibración con el modelo que supone restricciones al acceso a créditos externos, esta vez con un grado de éxito bastante significativo.

El Cuadro 2 resume los principales resultados de la calibración para el set final de parámetros escogidos. Recuerde que el valor de los diferentes estadísticos corresponde a la media de 250 repeticiones de tamaño igual a la muestra bajo estudio. Las desviaciones asociadas a estos estadísticos aparecen en paréntesis.

Los resultados mostrados en el cuadro indican que el modelo que supone restricciones al acceso a crédito externo y shocks asociados a dicho acceso, es capaz de replicar un buen número de las regularidades empíricas discutidas anteriormente. Las correlaciones observadas en los datos del tipo de cambio real con el precio del cobre, el salario real, la razón de exportaciones sobre importaciones de predicción del modelo (sustancialmente dentro de intervalos de confianza razonables de predicción del modelo) y los flujos de capitales, las predicciones son extremadamente cercanas a los datos.

CUADRO 2
RESULTADOS DE LA SIMULACION:
MODELO COMPETITIVO REAL CON RESTRICCIÓN DE
CRÉDITOS Y SHOCKS CRÉDITOS INTERNACIONALES

DESVIACIONES ESTANDAR	(1)	(2)
	DATOS	MODELO
Tipo de cambio real	0,29	0,33
Salarios	0,08	0,13
Exportaciones	0,21	0,31
CORRELACION CON:		
Precio del cobre	-0,26	-0,36
Salarios	-0,47	-0,40
Absorción	0,76	0,71
Entrada de capitales	-0,56	-0,51
AUTOCORRELACION		
Primer orden	0,98	0,81
Segundo orden	0,95	0,68
Tercer orden	0,90	0,57
Cuarto orden	0,85	0,46

Notas: Las simulaciones del modelo consisten de 250 repeticiones del mismo tamaño muestral que los datos (56 observaciones). El cuadro presenta la media muestral de los estadísticos y sus respectivos errores estándar, que se encuentran en paréntesis. Los resultados de la simulación presentados en la columna (2) corresponden a la siguiente configuración de parámetros: $\rho = 0,2$, $\sigma_2 = -10$, $\sigma_m = -7$, $\bar{r} = 10\%$ por año, $r_t = 0,98$ para $i = 1, 2, m, h$; $\Omega_{it} = 0,015$ para $i = 1, 2, m$; $\Omega_{it} = 0,00001$; $\bar{c}_{ij} = 0$ para todo $i \neq j$; $\lambda_1 = 1,20$; $\lambda_2 = -0,21$; $\sigma_{e4} = 0,015|b|$. Para los tres años anteriores a 1982, shocks de tamaño $-3\sigma_{e4}$ fueron simulados y shocks de la misma magnitud, pero de signo opuesto, fueron simulados desde 1982 a 1984. Los estadísticos de la columna 1 corresponden a un promedio de las columnas 1 y 2 del Cuadro 1.

La capacidad del modelo para replicar cercanamente la correlación entre salarios reales y el tipo de cambio real es importante por dos razones. En primer lugar, este resultado sugiere que el nexo entre salarios reales y tipo de cambio real no debe ser necesariamente modelado incorporando consideraciones de indexación de salarios. Segundo, si los salarios nominales se suponen constantes en el muy breve plazo, la predicción del modelo puede restablecerse en términos de una correlación positiva entre el tipo de cambio real y el nivel de precios. En la medida en que el nivel de precios esté correlacionado con el tipo de cambio nominal, lo que se tiene en definitiva es una correlación entre shocks en muchos autores a suponer que sólo puede ser replicado a través de la consideración de imperfecciones de mercado (Mussa, 1986).

El modelo también aparece capaz de replicar bastante cercanamente la volatilidad observada en el tipo de cambio real, de una manera que resulta consistente también con la volatilidad observada en salarios reales y exportaciones. En este último caso, aun cuan-

do el modelo tiende a sobrestimar la volatilidad de las exportaciones, observe que la desviación estándar asociada a este estadístico es bastante alta, de modo que el valor verdadero cae dentro de un intervalo de predicción de una desviación estándar por lado.

La falla crucial de este modelo, sin embargo, resulta ser su incapacidad para predecir los altos niveles de autocorrelación serial del tipo de cambio real. La correlación serial del modelo resulta estar por debajo de la observada en los datos, a una distancia sólo algo menor que dos desviaciones estándar de los estadísticos correspondientes. La incapacidad del modelo de generar esta importante regularidad, sugiere que el modelo competitivo de factores específicos, aun con todas las extensiones aquí consideradas, ignora algún aspecto crucial en la determinación del tipo de cambio real. Volvemos a este punto más adelante.

Las características más importantes del set de parámetros que produce los resultados del Cuadro 2 son las siguientes. Primero, un valor de ρ de 0,2, lo que implica una elasticidad de sustitución entre transables y no transables de -0,25. Valores de ρ arriba de 0,5 deterioraban la mayoría de las propiedades importantes del modelo, en especial, lo que se refiere a volatilidad. Valores de ρ en el rango de 0,15 a 0,35 producían resultados muy similares. Aunque valores de ρ por debajo de 0,15 producían incrementos en la volatilidad del tipo de cambio real, éstos eran marginales.

Segundo, observe que las desviaciones estándar ($\Omega_i^{1/2}$) de los shocks productivos que afectan a los sectores transables de la economía son varias veces más grandes que las desviaciones asociadas a los shocks en el sector no transable. Esta diferencia en variabilidad resulta fundamental para replicar tanto la volatilidad del RER como la correlación negativa con los salarios reales. La imposición de una alta varianza con shocks altamente correlacionados en el sector no transable resulta perfectamente capaz de reproducir los resultados relativos a autocorrelación residual del RER, pero al costo de introducir una fuerte correlación positiva entre tipo de cambio real y salarios, y también a costa de reducir significativamente la magnitud de la correlación cobre-tipo de cambio real.

Con respecto a los costos de ajuste, para rangos amplios en sus valores, su efecto en los diferentes estadísticos resulta bastante pequeño. Sin embargo, si los costos de ajuste se reducen drásticamente (a niveles en el rango de 0,5 a 2), los efectos son de magnitud, y se notan especialmente en una disminución drástica del patrón de autocorrelación serial. Esto confirma la importancia de los costos de ajuste asociados a la reasignación de factores y de las consideraciones intertemporales asociadas como elementos explicativos en la determinación del tipo de cambio real. Cuando los valores de σ_i ($i = 2, m$) decrecen, la solución del modelo converge a la solución del modelo estático simple de factores específicos, y las propiedades de la calibración se deterioran sustancialmente. Por otro lado, incrementos sustanciales en los costos de ajuste resultaban en incrementos marginales en el patrón de autocorrelación serial, pero con disminuciones en la variabilidad del RER. Finalmente, para la configuración de parámetros escogida, se verifica que los recursos gastados en el proceso de reasignación de trabajo, como promedio, caen en el orden del 1% al 3% del total del consumo de la economía, lo cual parece plausible.

Con respecto al proceso estocástico que gobierna a los flujos de capitales, un componente muy importante en la simulación fueron shocks de tamaño $\pm 3\sigma$ introducidos en los tres años inmediatamente anteriores a 1982 y en los tres años inmediatamente posteriores.³⁶ Cuando esto no se incluyó en la simulación, la volatilidad del tipo de cambio real resultó ser bastante menor y así también el patrón de autocorrelación serial, aunque ambos estadísticos eran mejores que los del modelo sin restricciones al acceso de capitales.

Con respecto a las variables no observadas en el modelo, la volatilidad de los shocks

productivos resulta ser bastante plausible. La desviación estándar de los shocks en el sector transable es 0,12, la cual resulta ser aproximadamente un tercio de la desviación estándar exhibida por el precio del cobre en el periodo bajo estudio, y algo mayor la variabilidad exhibida por el precio internacional de la fruta, como fue medido aquí.³⁷ La variabilidad de los shocks productivos en el sector no transable resulta ser significativamente más baja que cualquiera de estas cifras. ¿Son estas cifras plausibles? Una respuesta definitiva a esto es difícil de dar, pero creemos que los niveles de estas desviaciones estándar, así como las diferencias implicadas entre sectores resultan plausibles.

En primer lugar, los sectores exportables de la economía están basados principalmente en recursos naturales, y como tales, están sujetos a una variedad de shocks productivos no controlables, los cuales no se presentan en los sectores no transables. Piénsese, por ejemplo, en los efectos de sequías en el sector agrícola, nuevos descubrimientos y cambios de más largo plazo en la ley de los minerales, o cambios climatológicos o de otro tipo que pueden afectar la biomasa en el sector pesquero, etc.

En segundo lugar, las actividades transables en Chile están constituidas por unas pocas y bien definidas actividades, y en muchos casos, unas pocas firmas están involucradas en cada actividad específica. Esto contrasta con el sector no transable, el cual en muchos casos está constituido por un gran número de pequeños oferentes. Esto es especialmente cierto en los rubros de comercio, construcción, servicios profesionales y otros. Suponiendo que una parte de los shocks productivos es específico a las firmas, lo que puede ocurrir es en buena medida un efecto de ley de grandes números, que resulta más fuerte en los sectores no transables que en los transables.

Finalmente, se debe mencionar que la modelación de los sectores transables con más shocks productivos que los no transables aparece consistente con una tradición en macroeconomía de economías abiertas, donde muy a menudo se supone que la mayor parte de la innovación tecnológica ocurre en los sectores transables.³⁸

7. Conclusiones

En este artículo se han extendido las técnicas de modelación reciente en macroeconomía asociadas a las teorías de "ciclos reales", para el caso de una economía pequeña y abierta. El énfasis ha sido examinar la capacidad relativa de diversos modelos competitivos para replicar las regularidades más importantes del tipo de cambio real en Chile en el periodo 77:1-90:4. Contrariamente a lo que podría pensarse, un modelo competitivo estocástico dinámico, resulta capaz de replicar importantes regularidades empíricas, tales como el alto grado de volatilidad del tipo de cambio real, la correlación negativa con salarios, precio del cobre y flujos de capitales, de un modo que resulta consistente con otras características de la economía. Una conclusión importante es entonces que ninguna de dichas regularidades puede tomarse como evidencia *per se* de distorsiones o de imperfecciones de mercado.

Un supuesto que resulta crucial, sin embargo, para obtener estos resultados, es que el país enfrenta restricciones crediticias en los mercados externos, de modo que, en general, los flujos de capitales que entran (salieron) al país se comportan de un modo distinto a lo que un modelo de libre acceso a capitales predicaría. Este tipo de imperfección en el mercado crediticio parece ser responsable de una alta porción de la volatilidad del tipo de cambio real en Chile. Estimaciones posteriores realizadas por el autor en esta misma línea de investigación sugieren que alrededor de un tercio de la variabilidad del tipo de cambio real puede atribuirse a esta imperfección en los mercados crediticios internacionales.

Los modelos propuestos, sin embargo, no resultan capaces de replicar la alta correlación serial del tipo de cambio real. La pregunta que surge, entonces, es si la inclusión de distorsiones o imperfecciones podría ayudar a mejorar estas predicciones. Trabajos adicionales dentro de esta agenda de investigación realizados por el autor, sugieren fuertemente que ni la inclusión de consideraciones monetarias ni la introducción de supuestos relativos a segmentación de mercados del trabajo ayudan a mejorar sustancialmente el comportamiento del modelo³⁹. Por otro lado, los modelos aquí planteados podrían generalizarse en diversas direcciones. La inclusión de inversiones de capital y la formulación de preferencias que no sean intertemporalmente separables podrían ciertamente contribuir a mejorar las predicciones del modelo en esta área. Alternativamente, se podría intentar modelar desviaciones de competencia perfecta a nivel de bienes finales. Ciertamente, esfuerzos futuros de investigación deberían proceder a lo largo de ambas líneas.

Notas:

- 1 Con respecto a los posibles efectos de la indexación y rigideces salariales sobre el salario real de la economía, véase Cortázar, 1983; Edwards, A. 1985; y Riveros y Paldani, 1987. Con respecto a la influencia de la indexación salarial sobre el tipo de cambio real de equilibrio, véase Corbo, 1985, 1986; y Condon *et al.*, 1990.
- 2 Esta forma de proceder es extremadamente generalizada e incluye a trabajos empíricos en los cuales las relaciones de comportamiento se derivan de principios básicos de maximización individual, pero no se establece una diferencia precisa entre el set de información del economista y el de los agentes económicos que están siendo modelados, de tal modo que el "error" de las estimaciones econométricas es de interpretación ambigua. Para el caso de aspectos macroeconómicos de economías abiertas, ejemplos de este tipo de práctica son los trabajos de Finn (1989) y Ledderman y Razin (1989).
- 3 Véanse las referencias en el artículo de Prescott en este mismo número.
- 4 Los algoritmos numéricos se hacen imprescindibles para describir el comportamiento de los agentes en cualquier modelo teórico medianamente realista, ya que si se hacen concesiones importantes al realismo, la probabilidad de que la solución al problema de maximización del agente económico bajo estudio sea de carácter analítico es, genéricamente, cero.
- 5 Esta distinción es enfatizada en Hansen y Sargent (1980).
- 6 Existen formas de estimar más formalmente, desde un punto de vista econométrico, modelos como los planteados en este artículo. Esto puede requerir el uso de técnicas de estimación por el método de momentos simulados (Duffie y Singleton, 1989), o métodos de cuantización verosimilitud (con uso de filtro de Kalman), como se presenta en Allug (1987) y McGrattan (1990). A este nivel, sin embargo, lo que nos interesa fundamentalmente es la capacidad de los distintos modelos para replicar algunas regularidades empíricas básicas. Como se verá, si bien los modelos aquí presentados son capaces de replicar muchas de dichas regularidades, éstos dejan algunas sin explicar, lo que hace no recomendable proseguir con una estimación econométrica más formal ya que existe el riesgo de incurrir en sesgos de especificación.
- 7 La variabilidad medida como desviación estándar trimestral del logaritmo natural del tipo de cambio real para el período muestral bajo estudio.
- 8 Véase Edwards (1989), Cuadro 4.3, pág. 103. Los datos de Edwards también son trimestrales, pero se refieren al período 1972-1985. Es interesante destacar, sin embargo, que si el análisis se centra en períodos más cortos la variabilidad medida se reduce considerablemente. Esto último, sin embargo, es perfectamente consistente con la alta autocorrelación serial exhibida por el tipo de cambio real, la cual es otra regularidad empírica que debe ser explicada.
- 9 Para el caso particular de Chile, un artículo reciente de Philip Brock examina el tema de la relación entre movimientos en los términos de intercambio y el tipo de cambio real, centrándose principalmente en el comportamiento del precio del cobre (Brock, 1990). En modelos económicos sencillos y ad hoc del RER, típicamente una variable de términos de intercambio es incluida en el lado derecho de la ecuación, como una de varias variables explicativas, siendo su signo, típicamente, negativo (Edwards y Edwards (1987); Valdés *et al.* (1990)).
- 10 Fisher *op. cit.*
- 11 Greenwood (1983) y Ledderman y Razin (1989) enfatizan este aspecto de los modelos teóricos.

- 12 Véanse Musa (1986) y Stockman (1988).
- 13 Musa (1986).
- 14 Véase Quinzó (1991), cap. 4.
- 15 Para una breve referencia de la historia de este tipo de modelos, véase Jones (1971). Una descripción de texto del modelo básico, donde solo se distinguen sectores transables y no transables, se puede encontrar en Dornbusch (1980). Una aplicación pionera de este tipo de modelos para el caso de economías latinoamericanas, es Díaz Alejandro (1964). Más recientemente, y para el caso de Chile, esta clase de modelos ha sido usada en Corbo (1985, 1986). En este último caso, el modelo ha sido usado imponiendo una estructura de fijación de precios de carácter ad hoc en algunos sectores.
- 16 El modelo estático es un caso particular del dinámico, cuando los parámetros asociados a los costos de ajuste se hacen cero.
- 17 Cifras de premios sobre tasa variable no se encuentran disponibles de una forma que puedan ser usadas sistemáticamente con fines empíricos. La cifra de 6%, fue proporcionada por banqueros privados, relacionados con transacciones internacionales de Chile, y se reporta en Valdés *et al.* (1990), Vol. 2, p. 12.
- 18 Con respecto a los exportables tradicionales, la economía retiene una fracción muy pequeña de éstos para su uso doméstico y una situación similar ocurre con los no tradicionales, tales como: harina de pescado y madera. Aun en los casos de fruta fresca, por ejemplo, la calidad del producto exportable no es comparable a la del doméstico, y este último se podría, incluso, considerar un no transable (Valdés *et al.* (1990), Vol. 2, p. 27).
- 19 Esto es, el log de los correspondientes precios es π_{1T} y π_{2T} , respectivamente.
- 20 Para el caso de exportaciones tradicionales, la opinión predominante entre especialistas y economistas chilenos es que las posibilidades de que Chile influyente el precio internacional del cobre son muy limitadas. De hecho, incluso la posibilidad de un cartel conformado por varios productores no parece una alternativa promisoria para éstos (Mikesell, 1979). Para el caso de las exportaciones no tradicionales, la situación parece ser similar, excepto, tal vez, en el caso de la fruta fresca. No se han realizado, sin embargo, estudios exhaustivos al respecto.
- 21 El precio del bien importable es aproximado por el índice de precios al consumidor de USA, para efectos de comparabilidad posterior con la definición operacional de tipo de cambio real. Correspondientemente, la tasa de interés real es obtenida ajustando la tasa nominal Labor, por la inflación americana trimestral. El precio del cobre corresponde a la definición del Cuadro 1. El precio internacional relevante de fruta fresca y verduras se obtuvo del desglose mensual del IPC americano (U.S., Department of Labor, Bureau of Labor Statistics, varios años).
- 22 Un número de condiciones equivalentes para la invertibilidad de un proceso de medias móviles se presentan en Rozanov, 1967, p. 72.
- 23 Normalidad de los shocks, conjuntamente con el supuesto de que la matriz de varianzas y covarianzas Σ es invariante en el tiempo, son cruciales para la aplicación de teoremas que justifican el cálculo de una regla de decisión invariante en la siguiente sección. En el caso del cobre, Brock, *op. cit.*, ha encontrado alguna evidencia indicando que el precio del cobre podría seguir un proceso ARCH, en el sentido de Engle (1982). Esas consideraciones se ignoran aquí.
- 24 Esto es, un test F estándar rechazó la nula de que la ecuación del precio del cobre era la misma para 60:75 y 75:90.
- 25 Debido al número limitado de observaciones, una corrección de grados de libertad de magnitud $n/(n-k)$ se aplicó a la matriz Σ .
- 26 Vea la sección siguiente para detalles adicionales de la calibración del modelo con respecto a las implicaciones estacionarias.
- 27 Los detalles de este procedimiento de iteración directa se pueden encontrar en McGrattan, *op. cit.*. Detalles respecto de la construcción de las matrices Q y W se pueden encontrar en el artículo de Quinzó *et al.* en este mismo número. Se prefiere iteración directa en la ecuación de Ricatti para prevenir posibles violaciones de condiciones de transversalidad que podrían ocurrir con algoritmos alternativos, tales como: el "doubling" y el no iterativo de Vaughan.
- 28 Aquí la palabra "exógena" se toma en el sentido económico de ella. Como se argumentará, desde un punto de vista estadístico, expectativas racionales de los agentes prevenirán esta variable de ser exógena desde un punto de vista econométrico en una ecuación de tipo de cambio real.
- 29 Edwards y Edwards (1987) y Condon *et al.* (1990) comparten esta visión.
- 30 La información para dichos flujos corresponde a las entradas de capital vía artículo 14.
- 31 Como la maximización del agente representativo será modelada considerando un proceso más

- suave que el efectivo, la introducción de estos shocks en la calibración y simulación supone que dichos shocks fueron inesperados para el agente bajo estudio.
- 32 Para propósitos de simulación, una desviación estándar menor fue usada, en el orden de 1,5% de la deuda total, pero esto como forma de compensar por shocks de tamaño $\pm 3\sigma$ para los períodos inmediatamente antes e inmediatamente después de 1982.
- 33 Con respecto a los posibles sesgos de estas medidas, se debe mencionar la posibilidad de que aquellas actividades exportadoras tiendan a ser más trabajo intensivas.
- 34 Debido al supuesto de costos de ajuste asociados a la reasignación de trabajo entre sectores, el salario real no tiene que coincidir necesariamente con el valor del producto marginal, y su medida dependerá de lo que se suponga respecto de quien paga los costos de reasignación, si las firmas o los trabajadores. En ese sentido, el promedio de valores de producto marginal se puede considerar como una proxy de los salarios reales efectivos de la economía.
- 35 Los valores de ρ obtenidos aquí son en cierta medida comparables a las estimaciones de Arvan (1990), quien en el contexto de una función de utilidad algo distinta, obtiene elasticidades de sustitución intertemporal de magnitud consistente a las elasticidades de sustitución aquí obtenidas.
- 36 Esto resulta, en lo grueso, consistente con los datos, por cuanto estos shocks fueron introducidos en el contexto de un proceso estocástico con σ_D igual a 1,5%, mientras que los datos para toda la muestra (que incluyen los shocks en cuestión) es del orden de 7%.
- 37 Debido a que este precio fue aproximado por el componente de fruta fresca del IPC de USA, es bastante probable que este fluctúe menos que los retornos fob de exportación de Chile en este rubro.
- 38 Este supuesto se hace, especialmente, en el contexto de los así llamados modelos "Escandinavos".
- 39 Ver Quiroz (1991), Cap. 4.

Referencias

- AIZENMAN, JOSHUA (1988). "Monopolistic Competition and Labor Market Adjustment in the Open Economy", in Richard C. Marston (ed.) *Misalignment of Exchange Rates: Effects on Trade and Industry*, pp. 169-89. Chicago: The University of Chicago Press.
- AIZENMAN, JOSHUA and JACOB FRENKEL (1985). "Optimal Wage Indexation, Foreign Exchange Market Intervention, and Monetary Policy", *American Economic Review*, 75, pp. 402-23.
- ALTUG, SUMRU (1989). "Time-to-Build and Aggregate Fluctuations: Some New Evidence", *International Economic Review*, v. 30, 4, pp. 889-920.
- ARRAU, PATRICKO (1990). "Un Modelo Macroeconómico Intertemporal de Dinero y Consumo para Chile (1976-81)", *Colección Estudios Ciepplan*, 28, pp. 57-71.
- BEHRMAN, JERE R. (1976). *Foreign Trade Regimes and Economic Development: Chile*. Vol. VII. Columbia University Press.
- BROCK, PHILIP L. (1990). "The Transmission of Copper Price Movements to the Chilean Real Exchange Rate: 1954-1990". Paper prepared for presentation at the conference on *External Shocks in Developing Countries*, Oxford University.
- CARD, DAVID (1983). "Cost of Living Escalators in Major Union Contracts", *Industrial and Labor Relations Review*, 37, 34-48.
- CONDON, TYMOTHY, VITTORIO CORBO and J. DE MELO (1990). "Exchange Rate Based Disinflation, Wage Rigidity and Capital Inflows", *Journal of Development Economics* 32, pp. 113-31.
- CORBO, VITTORIO (1985). "International Prices, Wages and Inflation in an Open Economy: A Chilean Model", *Review of Economics and Statistics*, 57, pp. 564-73.
- (1986). "The Use of the Exchange Rate for Stabilization Purposes: The Case of Chile", in: M. Conroy and C. González-Vega (eds.) *Economic Reform and Stabilization in Latin America*, Praeger, New York.
- CORBO, VITTORIO et al. (1986). "What Went Wrong with the Recent Reforms in the Southern Cone?" *Economic Development and Cultural Change*, 34, pp. 607-40.
- CORTAZAR, RENE (1983). "Nominal Wages and Inflation: Chile 1974-1982" (in Spanish), *Colección Estudios Ciepplan*, 11, 85-111. Santiago, Chile.
- CORTAZAR, RENE y P. MARSHALL (1980). "Consumer Price Index in Chile: 1970-1980" (in Spanish), *Colección Estudios Ciepplan*, 4, Santiago, Chile.
- DEVERAUX, M. (1988). "The Optimal Mix of Wages, Indexation and Foreign Exchange Market Intervention", *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 20.
- DAZ ALEJANDRO, C. (1964). *Devaluation in a Semi-Industrialized Country: The Case of Argentina*. Cambridge: M.I.T. Press.
- (1984). "Latin American Debt: I Don't Think We Are in Kansas Anymore", *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, pp. 335-403.
- DORNBUSCH, RUDIGER (1980). *Open Economy Macroeconomics*, Basic Books, Inc. Publishers, New York.
- DUFFIE, D. and K.J. SINGLETON (1989). "Simulated Moments Estimation of Markov Models of Asset Prices", manuscript Graduate School of Business, Stanford University.
- EDWARDS, ALEJANDRO (1985). *Wage Indexation and Real Wages*, Paper prepared for the Development Research Department of the World Bank.
- EDWARDS, SEBASTIAN (1989). *Real Exchange Rates, Devaluation and Adjustment in Less Developed Countries*, MIT Press.
- EDWARDS, SEBASTIAN and ALEJANDRO C. EDWARDS (1987). *Monetarism and Liberalization: The Chilean Experiment*, Ballinger Publishing Company.
- ENGLÉ, ROBERT F. (1982). "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of the United Kingdom Inflation", *Econometrica*, 50, pp. 987-1007.
- ENGLÉ, ROBERT F., D. HENDRY and J.F. RICHARD. (1983). "Exogeneity", *Econometrica*, Vol. 51, 2, pp. 277-305.
- FFRENCH-DAVIS, RICARDO. "Exchange Rate Regimes: 1965-1979" (in Spanish), *Colección Estudios Ciepplan*, 2, 5-35.
- FINN, MARY (1989). "An Econometric Analysis of the Intertemporal General Equilibrium Approach to Exchange Rate and Current Account Determination", *Journal of International Money and Finance*, 8, pp. 467-86.
- FISCHER, STANLEY (1988). "Real Balances, the Exchange Rate and Indexation: Real Variables in Disinflation", *The Quarterly Journal of Economics*, pp. 27-49.
- GRAY, JO ANNA (1976). "Wage Indexation: A Macroeconomic Approach", *Journal of Monetary Economics*, 3, 221-35.
- (1978). "On Indexation and Contract Length", *Journal of Political Economy*, 86, pp. 1-18.
- GREENWOOD, JEREMY (1983). "Expectations, the Exchange Rate and the Current Account", *Journal of Monetary Economics*, 12, pp. 543-69.
- HELMAN, ELHANAN (1981). "An Exploration in the Theory of Exchange-Rate Regimes", *Journal of Political Economy*, 89, pp. 865-90.
- HANSEN, LARS PETER and THOMAS SARGENT (1980). "Formulating and Estimating Dynamic Linear Rational Expectations Models", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 2, pp. 7-46.
- HARBARGER, ARNOLD (1985). "Real Exchange Rate and the External Adjustment", Unpublished Mimeo.
- JONES, RONALD W. (1971). "A Three Factor Model in Theory, Trade and History", in J.N. Bhagwati, R.W. Jones, R.A. Mundell and J. Vanek (eds.) *Trade, the Balance of Payments, and Growth*. Amsterdam: North-Holland.
- KIMBROUGH, KENT (1987). "International Linkages, Exchange Rate Regimes, and the International Transmission Process: Perspectives from Optimizing Models", in *International Economics*, L.H. Officer (ed.), Boston: Kluwer Academic Publishers.
- KOURI, PETER (1984). "The Theory of Exchange Rate Determination: Comment", in J. Bilson and R. Marston (eds.) *Exchange Rate Theory and Practice*, Chicago: University of Chicago Press.
- KYDLAND, FINN and EDWARD PRESCOTT (1982). "Time to Build and Aggregate Fluctuations", *Econometrica*, 50, pp. 1345-370.
- LEIDERMAN, LEONARDO and ASSAF RAZIN (1989). "Determinants of External Imbalances: The Role of Productivity, Employment and Taxes", *Discussion Paper No 15-89*, Tel Aviv University, Israel.
- McGRATHAN, ELLEN (1990). "Solving the Stochastic Growth Model by Linear Quadratic Approximation", *Journal of Business, Economics and Statistics*, 8, pp. 41-4.
- (1990b). "The Macroeconomic Effects of Distortionary Taxation", Unpublished Manuscript, Department of Economics, Duke University.
- MEADE, J.E. (1951). *The Balance of Payments*, Oxford: Oxford University Press.
- MIKESSELL, R.F. (1979). *The World Copper Industry*, Baltimore: The Johns Hopkins University Press for Resources for the Future Inc.
- MORANDE, FELIPE (1988). "Domestic Currency Appreciation and Foreign Capital Inflows: What

- Comes First? (Chile, 1977-1982)?" Journal of International Money and Finance, 7, pp. 447-66.
- (1986b). "Domestic Prices of Importable Goods in Chile and the Law of One Price: 1975-1982", *Journal of Development Economics*, 21, pp. 131-47.
- MUSSA, MICHAEL (1984). "The Theory of Exchange Rate Determination", in J. Bilson and R. Marston (eds.), *Exchange Rate Theory and Practice*, Chicago: University of Chicago Press.
- (1986). "Nominal Exchange Rate Regimes and the Behavior of the Real Exchange Rate: Evidence and Implications", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 25.
- PERSSON, TORSTEN and LARS SVENSSON (1985). "Current Account Dynamics and the Terms of Trade: Harberger-Laursen Metzler Two Generations Later", *Journal of Political Economy*, 93, pp. 43-65.
- RIVEROS, LUIS and MARTIN PALDAM (1987). "The Causal Role of Minimum Wages in Six Latin American Labor Markets, Unpublished Manuscript.
- ROZANOV, Y. (1967). *Stochastic Random Processes*, San Francisco, Holden-Day.
- STOCKMAN, ALAN C. (1986). "Real Exchange-Rate Variability Under Pegged and Floating Nominal Exchange-Rate Systems: An Equilibrium Theory", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 29, pp. 259-94, North-Holland.
- SVENSSON, LARS and ASSAF RAZIN, (1983). "The Terms of Trade and the Current Account: The Harberger-Laursen-Metzler Effect", *Journal of Political Economy*, 91, pp. 97-125.
- VALDES, ALBERTO, E. MUCENIK and H. HURTADO (1990). *Trade Exchange Rate, and Agricultural Pricing Policies in Chile*, World Bank Comparative Studies.

MODELOS Y REALIDAD: ENSEÑANDO MACROECONOMIA EN LOS NOVENTA*

JORGE A. QUIROZ

ILADES-Georgetown University

FRANCISCO A. BERNASCONI

ILADES-Georgetown University

ROMULO A. CHUMACERO

ILADES-Georgetown University

CESAR L. REVOREDO

ILADES-Georgetown University

Abstract:

This paper provides a basic methodological guide for formulating, solving, and calibrating simple nonlinear stochastic dynamic macro models. The paper illustrates the usefulness of the various techniques by means of different numerical exercises applied to the economies of Bolivia, Chile, and Peru.

1. Introducción

A partir del impacto generado por la crítica econométrica de Lucas a mediados de la década del setenta (Lucas, 1976), han surgido diversas estrategias de investigación empírica intentando proveer una respuesta a ésta. En este artículo, y con fines principalmente didácticos, se ilustra cómo una de dichas estrategias, la modelación en base a "parámetros profundos", puede ayudar a establecer un nexo más riguroso entre modelos teóricos y aplicaciones empíricas.

Las características más importantes de este enfoque, originado principalmente en los trabajos de Hansen y Sargent (1980), y Kydland y Prescott (1982), son tres. En primer lugar, a partir de un modelo teórico determinado, éste "se resuelve" para elecciones particulares de parámetros (profundos) que caracterizan preferencias, oportunidades de producción y leyes de movimiento de variables exógenas de la economía. Esto es, si en

* Este artículo es el resultado de diversos ejercicios numéricos llevados a cabo por alumnos de Macroeconomía Avanzada del Programa de Postgrado en Economía de ILADES/Georgetown University.