

EL PRECIO RELATIVO DE LOS BIENES NO-TRANSABLES, ABSORCION Y LA POLITICA CAMBIARIA EN CHILE, 1974-82

Guillermo R. Le Fort*

EXTRACTO

Se examinan los efectos empíricos de la política cambiaria y de variaciones en la absorción, sobre el precio relativo de los bienes no transables en Chile. Se testean tres teorías alternativas de determinación de precios relativos en una economía en desarrollo: paridad poder de compra, factores específicos a un sector y salarios pegajosos. Los resultados de la estimación obtenidos, utilizando métodos tanto clásicos como bayesianos, favorecen la teoría de salarios pegajosos. Así, mientras los salarios del sector público no estén completamente indexados, una devaluación tendrá efectos perdurables en el precio relativo de los bienes no-transables.

ABSTRACT

The empirical effects of exchange rate policy and changes in absorption on the relative price of nontraded goods in Chile are examined. Three alternative theories of relative-price determination in a developing economy are tested: purchasing power parity, sector-specific factors, and sticky wages. The estimation results, obtained using both classical and Bayesian methods, favor the sticky-wages theory. Thus, as long as public sector wages are not fully indexed, a devaluation will have a lasting effect on the relative price of nontraded goods.

* El señor Le Fort, economista en el Departamento de Investigación al momento de escribir este artículo, trabaja actualmente en el Departamento Asiático del Fondo. Posee grados otorgados por la Universidad de Chile y por la Universidad de California, Los Angeles.

Este artículo está basado en parte en la tesis de Ph.D. del autor (Le Fort (1985)).

Debe sus agradecimientos a Edward Leamer, Axel Leijonhufvud y a Sebastián Edwards por su dirección, y a sus colegas del Fondo por sus valiosos comentarios.

EL PRECIO RELATIVO DE LOS BIENES NO-TRANSABLES, ABSORCION Y LA POLITICA CAMBIARIA EN CHILE, 1974-82*

Guillermo R. Le Fort

Entre fines de la década de los 70 y principios de la del 80 la economía chilena sufrió considerables cambios estructurales consistentes en una liberalización parcial del comercio y de los flujos de capital.¹ Las políticas macroeconómicas seguidas durante la liberalización dieron como resultado primero un *boom* y luego una recesión y crisis. Desde 1978 hasta 1981 Chile recibió un flujo masivo de capital financiero externo, lo que permitió que el precio relativo de los bienes no-transables se incrementara continuamente, expandiéndose el producto real y la absorción a altas tasas.² La bonanza económica, sin embargo, probó ser insostenible y siguiendo la contracción de los flujos internacionales de crédito hacia los países en vías de desarrollo en 1982 surgió una profunda crisis económica. Como resultado, el país quedó con una industria de bienes transables debilitada cuyo desarrollo quedó limitado por el extremadamente alto precio relativo de los bienes no transables, una pesada carga de deuda externa y una profunda crisis financiera.

El considerable incremento en el precio relativo de los bienes no-transables sobre los exportables (apreciación del tipo de cambio real) puede en

* *Estudios de Economía*, publicación del Departamento de Economía de la Facultad de Ciencias Económicas y Administrativas de la Universidad de Chile, vol. 16, n°1, junio de 1989.

¹ Reformas estructurales similares fueron también ensayadas en Argentina y Uruguay terminando en recesiones y crisis. Las experiencias de estos tres países, que han sido extensamente analizadas en la literatura económica reciente, proveen importantes lecciones sobre los problemas y errores de política durante los procesos de liberalización económica.

² Los bienes no-transables son aquellos que bajo la tecnología, los gustos, restricciones al comercio, costos de transporte y los precios internacionales existentes no pueden ser comerciados internacionalmente y, por ende, sus precios son determinados domésticamente. Los bienes transables son aquellos bienes que actualmente son importados o exportados y sus substitutos cercanos son producidos domésticamente; sus precios en moneda internacional corriente son determinados en el extranjero. El término "precio relativo de los bienes no-transables" se refiere al precio de los bienes no-transables en relación al precio de los bienes exportables y puede interpretarse como el tipo de cambio real.

parte explicarse por el amplio flujo de capitales y en parte por el uso del tipo de cambio nominal como instrumento antiinflacionario. La política cambiaria fue utilizada para reducir la inflación, desde 1976 a 1979, a través del anuncio previo de una tasa de devaluación establemente decreciente, y desde 1979 a 1982, fijando el tipo de cambio al dólar americano. La inercia inflacionaria, sin embargo, producida por la indexación de los salarios y otros contratos, mantuvieron una alta inflación resultando en un incremento considerable en el precio relativo de los bienes no-transables sobre los exportables (véase cuadro 1).³

El mantenimiento del precio relativo de los bienes no transables mal alineados (esto es, que se desvía del valor compatible con el equilibrio interno en el mercado del trabajo y de los bienes y con una posición externa sostenible) ha probado ser costoso porque reduce el crecimiento económico de largo plazo y expone a la economía a un fuerte proceso de ajuste caracterizado por drásticos cambios en los precios relativos y reducciones en la absorción. Para evitar los costos de un precio relativo mal alineado, la política cambiaria puede, en principio, ser usada para compensar los efectos de otras acciones de política y de rigideces económicas sobre el precio relativo de los bienes no-transables. La extensión y duración de los efectos de las acciones sobre el tipo de cambio en los precios relativos de los bienes no-transables es, sin embargo, una materia empírica no resuelta.

Este artículo examina la extensión y duración de los efectos de la política cambiaria en el precio relativo de los bienes no-transables en Chile. Se pueden distinguir dos efectos de la política cambiaria sobre los precios relativos. El primero es un efecto directo, que es el resultado de cambios en el salario producto del sector de exportables, producido por cambios en el tipo de cambio nominal que alteran los costos de producción y el precio de los bienes no transables en relación a los bienes exportables. El segundo es un efecto indirecto, similar a aquellos de las políticas de manejo de la demanda, que resulta de los cambios en la absorción real producida por cambios en el tipo de cambio nominal.

Se discuten tres preguntas empíricas: 1) ¿Tienen los cambios en la absorción efectos causales significativos en el precio relativo de los bienes no-transables? 2) ¿Tiene el tipo de cambio un efecto directo significativo en el precio relativo de los bienes no-transables? 3) ¿Por cuánto tiempo pueden sostenerse los efectos de la absorción y de la política cambiaria sobre los precios

³ Los cambios estructurales y la política de estabilización ensayada en la economía chilena a fines de los 70, así como los resultados obtenidos, atrajo el interés de los economistas. Entre todos los estudios realizados se cuentan los de Corbo (1983, 1985a, 1985b); Corbo y Melo (1986); Corúzar (1983); Díaz Alejandro (1981); Edwards (1983, 1986); Foxley (1983); Harberger (1982); Ramca (1984); y Zahler (1983).

CUADRO 1

INDICADORES MACROECONOMICOS DE LA ECONOMIA CHILENA

Año	Precio bienes no-transables ^a (1)	Precio bienes importables ^a (2)	Salarios sector público ^a (3)	PIB real ^b (4)	Absorción real ^b (5)	Tasa de desempleo (6)	Cuenta corriente ^c (7)	Cuenta de capitales ^c (8)	Tasa de inflación ^d (9)	Tasa de devaluación ^d (10)
1974	62,10	72,94	54,75	1,00						
1975	54,15	100,37	54,92	-12,62	-0,90	10,30	-2,39	1,43	619,13	649,55
1976	72,09	100,02	70,70	3,43	-20,64	16,10	-4,50	3,43	377,30	551,49
1977	98,97	96,90	107,23	9,61	0,18	18,00	0,90	0,37	234,14	165,89
1978	96,33	112,24	106,63	8,03	14,07	13,00	-3,70	3,81	113,78	64,92
1979	104,27	98,29	121,70	8,11	9,59	12,80	-5,30	9,48	50,02	47,04
1980	124,39	89,91	151,73	7,63	10,39	12,50	-5,50	10,40	35,81	17,65
1981	154,47	104,68	197,24	5,61	9,20	11,70	-7,80	12,53	35,88	4,71
1982	146,50	125,93	194,46	-13,98	10,65	9,00	-16,50	16,50	19,53	0,00
					-24,46	23,20	-9,60	5,06	9,53	30,54

Fuentes: Columna (1): índice 1977.4 = 100; los precios de los bienes no-transables se obtuvieron de una selección de bienes del índice de precios al consumidor (IPC) (véase, Le Fort y Gillet, 1986). El precio de los exportables se obtuvo de precios de socios comerciales (véase, Le Fort, 1985). Columna (2): índice 1977.4 = 100. Fuente, para los precios de bienes importables, Moran, 1983. Columna (3): índice 1977.4 = 100. Fuente, Oficina Central de Estadísticas (INE). Columna (4): fuente, Cuentas Nacionales, Banco Central de Chile. Columna (5): fuente, Cuentas Nacionales, Banco Central de Chile. Columna (6): fuente, Departamento de Economía, Universidad de Chile. Columna (7): fuente, Fondo Monetario Internacional, International Financial Statistics (IFS), edición anual, línea 77 hzd. Columna (8): fuente, Fondo Monetario Internacional, IFS, edición anual, línea 77 hzd. Columna (9): IPC promedio anual, línea 77 hzd. Columna (10): tasa promedio anual peso US dólar. Fuente, Fondo Monetario Internacional, IFS, edición anual, línea 77 hzd.

^aRelativo a precio de bienes exportables.

^bCambio porcentual anual.

^cComo razón del PIB nominal

^dTasas anuales.

relativos? La metodología usada para responder a estas preguntas involucra el diseño y la estimación de un modelo de economía abierta que pueda incluir las siguientes teorías alternativas: 1) Una teoría de salarios-rígidos, acorde a la cual la política cambiaria pueda tener efectos directos en el salario producto en el sector exportador y en el precio relativo de los bienes no transables;⁴ 2) Una teoría de factores específicos, acorde a la cual la absorción y la dotación de recursos puedan afectar el precio relativo de los bienes no transables; y 3) una teoría de la paridad adquisitiva, acorde a la cual los precios relativos de los bienes no transables dependen solamente de los precios internacionales de los bienes transables, de las tarifas domésticas, y de la tecnología. Una ecuación de forma semirreducida fue estimada para el período 1974-82 usando procedimientos clásicos y bayesianos y tres presunciones alternativas previas representando cada una de las teorías.⁵ Los resultados favorecen la solución de salarios rígidos del modelo e indican que las devaluaciones desviadoras de gasto -cambios en el tipo de cambio manteniendo la absorción constante- tienen un efecto significativo en el precio relativo de los bienes no-transables.

Deben considerarse algunas limitaciones de este estudio empírico para sopesar adecuadamente las conclusiones obtenidas. Primero, debido a la no disponibilidad de datos para medir el cambio tecnológico sectorial y la acumulación sectorial de capital, se hicieron ciertos supuestos simplificadores sobre el rol de estos factores. Segundo, el breve período que cubre la muestra, ocho años, reduce la validez de las implicaciones de largo plazo de las conclusiones. Finalmente, hasta cierto punto los resultados dependen de características particulares del caso chileno; los efectos de la política cambiaria y salarial sobre los precios relativos pueden haber resultado en parte por la suspensión de la negociación colectiva y la alta inflación en Chile durante la mayor parte del período cubierto por la muestra.

La sección 1 presenta un modelo simple de equilibrio general para el precio relativo de los bienes no transables en una pequeña economía en vías de desarrollo y sus soluciones alternativas. La sección 2 presenta los resultados empíricos obtenidos de la estimación de la forma semirreducida usando procedimientos clásicos y bayesianos. La sección 3 resume los resultados y saca las implicaciones del ejercicio sobre el rol de la política cambiaria y de administración de la demanda.

⁴ Dada la alta tasa de inflación en la economía chilena prevaleciente durante la mayor parte del período analizado, y que el efecto directo de la política cambiaria sobre los precios relativos ocurre a través de salarios reales del productor, el nivel de salarios del sector público en relación a los precios de los bienes exportables fue tomado para representar el efecto directo de la política cambiaria sobre los precios relativos.

⁵ Las estimaciones posteriores se obtuvieron usando un programa (Search, Leamer y Leonard, 1983b) que obtiene una curva de contrato entre las presunciones previas y las estimaciones mínimo-cuadráticas. Las estimaciones mínimo-cuadráticas fueron representadas en este caso por estimaciones de variables instrumentales, y las presunciones previas fueron obtenidas de cada una de las teorías alternativas.

1. PRECIO RELATIVO DE LOS BIENES NO-TRANSABLES. TEORIAS ALTERNATIVAS

La primera teoría, salarios rígidos, asume que los salarios no se ajustan para aclarar el mercado del trabajo y que el capital es específico a un sector; la segunda teoría, factores específicos, asume que los salarios son flexibles y que el capital es específico a un sector, y la tercera, paridad adquisitiva, asume que los salarios son flexibles y que los factores son móviles entre sectores.

El modelo desarrollado aquí es un modelo simple de equilibrio general del tipo desarrollado por Jones (1965). Todas las variables están representadas en términos de variaciones proporcionales—un acento circunflejo ($\hat{}$) sobre una variable es usado para indicar un cambio proporcional—y todos los parámetros en el modelo pueden ser interpretados como elasticidades.⁶

Los siguientes supuestos son utilizados en el modelo: 1) La economía produce y consume tres bienes, un bien exportable T, uno importable M, y uno no-transable N. 2) La actividad productiva en cada uno de los tres sectores se realiza bajo una relación técnica con dos factores, capital K y trabajo L, y con retornos constantes a escala. 3) La dotación de factores esta predeterminada. 4) La economía es pequeña y los precios mundiales de los bienes transados (P^*_T y P^*_M) están dados exógenamente. 5) Los precios domésticos de los bienes transables siguen la ley de un solo precio y están dados por el tipo de cambio nominal (e), su precio mundial y las tasas nominales de protección (Z_T y Z_M) doméstica. 6) El precio de los bienes no transables está determinado endógenamente por las condiciones que aclaran el mercado. 7) El tipo de cambio nominal (e) es un instrumento de política ajustado por las autoridades. 8) Las firmas maximizan sus utilidades en un ambiente competitivo. 9) El bien no-transable N es producido usando técnicas trabajo-intensivas y el bien importable M usando técnicas capital-intensivas. 10) El cambio tecnológico es neutro (\hat{C}_i representa el progreso tecnológico en el sector i), es igual en ambos sectores de bienes transables y es más lento en el sector de bienes no-transables ($\hat{C}_T = \hat{C}_M = \hat{C}_N$; $c > 1$).⁷ 11) Los individuos son agentes maximizadores racionales y el modelo es neutral a un cambio proporcional en todas las variables nominales; neutralidad, sin embargo, no necesariamente se aplica a cambios en variables nominales particulares. 12) La función de utilidad es débilmente separable; los consumidores maximizan independientemente la utilidad en cada período, seleccionando los montos consumidos de cada bien,

⁶ La especificación de las presunciones previas, usada a continuación en la sección 2, es más sencilla cuando los parámetros son elasticidades.

⁷ Este supuesto simplificador es utilizado a menudo en la literatura. De acuerdo con el efecto Balassa (1964), el cambio técnico incrementa el precio de los bienes no-transables en relación al de los transables debido a que el progreso técnico es más lento en el primer sector. Las limitaciones en los datos nos impiden usar un efecto más general.

y la utilidad intertemporal, seleccionando el monto a gastar en cada período. 13) La demanda por bienes no transables depende del nivel de la absorción real, pero es independiente de la composición entre el consumo, la inversión y el gasto público. La fracción del gasto de cada bien en inversión y gasto público se asume como igual a la del consumo privado.

Modelo de salarios rígidos

La solución de salarios-rígidos es considerada la solución de corto plazo del modelo y es obtenida asumiendo que la tasa de salario no se ajusta para aclarar el mercado del trabajo y que el capital es específico a un sector.⁸ Los modelos de salarios-rígidos han sido ampliamente utilizados en la literatura macroeconómica de economías abiertas (Calvo, 1982; Dornbusch, 1982 y Bruno, 1978) bajo diferentes racionalizaciones. Entre ellos hay contratos salariales traslapados, como en Taylor 1979, y restricciones institucionales que impiden la libre operación del mercado del trabajo. En el caso aquí estudiado la intervención del gobierno impide la libre operación del mercado del trabajo -las negociaciones colectivas fueron proscritas en Chile desde 1973 a 1979- y los reajustes salariales otorgados a los empleados públicos se transformaron en una importante señal para la estructura salarial del sector privado.

La principal implicancia de la rigidez salarial para la determinación de los precios relativos es que una devaluación desviadora del gasto puede tener efectos en los precios relativos. Bajo la solución de salarios rígidos la política salarial, representada en este caso por la tasa salarial en el sector público (WP) y la política cambiaria, representada por el precio nominal de los bienes exportables (P_T), tiene efectos directos en la determinación del salario producto en el sector de exportables y por ende en el precio relativo de los bienes no-transables y exportables. La variable de política salarial es una variable predeterminada que puede estar sujeta a alguna regla de indexación y el precio nominal de los bienes exportables (P_T) y de los bienes importables (P_M) está determinado por la ley de un solo precio (ecuaciones (1) y (2) y puede ser controlado a través del ajuste del tipo de cambio nominal:⁹

$$\hat{P}_T = \hat{P}^*_T + \hat{\varepsilon} + \hat{Z}_T \quad (1)$$

⁸ Las implicaciones del modelo de salarios rígidos para el precio relativo de los bienes no transables no serían diferentes con movilidad intersectorial del capital.

⁹ En el cuadro 2 se presenta una completa lista de los parámetros y variables del modelo.

y

$$\hat{P}_M = \hat{P}_M^* + \hat{e} + \hat{Z}_M, \quad (2)$$

donde

$$Z_T = (1 + z_T)$$

$$Z_M = (1 + z_M).$$

Acorde con las soluciones de salarios-rígidos y factores específicos del modelo, cambios en la absorción pueden también causar cambios en el precio relativo de los bienes no-transables. La absorción real es una variable de comportamiento que responderá a acciones de política, incluyendo cambios en el tipo de cambio nominal. Una variación en el tipo de cambio nominal puede modificar la absorción a través de su efecto sobre el nivel y composición de la riqueza real; además, una variación en el tipo de cambio nominal puede alterar las expectativas relacionadas con el retorno futuro de los activos.

La ecuación de determinación de salarios se obtuvo asumiendo que los salarios en el sector privado son ajustados de acuerdo a los salarios en el sector público (WP) y al exceso de oferta de trabajo ($L_s - L$).¹⁰ La ecuación de determinación de salarios implica que el modelo es neutral ante un incremento simultáneo de todas las variables nominales y que la política cambiaria y salarial pueden afectar el salario producto en el sector de bienes exportables. La ecuación se especifica como:

$$(w/\hat{P}_T) = k_0 (WP/\hat{P}_T - k_1 (\hat{L}_s - \hat{L})): \quad (3)$$

La demanda agregada de trabajo es la suma ponderada de las demandas de trabajo sectoriales derivadas de las condiciones de minimización de costos. Los ponderadores están dados por las fracciones de empleo sectorial en relación al empleo total (λ_i). Las demandas de trabajo sectoriales se obtienen al igualar el cambio proporcional en la razón capital-trabajo ($\hat{K}_i - \hat{L}_i$) con la tasa de cambio en la remuneración relativa de los factores ($\hat{w}_i - \hat{r}$) veces la elasticidad de sustitución entre factores (σ_i). La remuneración relativa de los factores se

¹⁰ Una devaluación acompañada por un incremento en los salarios del sector público en igual proporción no tendrá ningún efecto real de acuerdo a este modelo. Esta restricción es consistente con la racionalidad y ayuda a evitar problemas de estimación -o sea de multicolinealidad- que surgen con el uso de variables explicativas nominales en un contexto inflacionario.

obtiene de las condiciones de utilidad igual a cero asumiendo que los pagos de renta al capital difieren entre sectores.¹¹ La demanda por trabajo está dada por:

$$\hat{L} = \hat{K} + D(Y_T + Y_M + Y_N/c) (\hat{C}_T) - D(w/\hat{P}_T) + Y_M D(P_M/\hat{P}_T) + Y_N D(P_N/\hat{P}_T). \quad (4)$$

La tercera ecuación del sistema es la condición que aclara el mercado de los bienes no-transables. La función de oferta de los bienes no-transables se obtiene reemplazando la demanda sectorial de trabajo en la función de producción. La demanda por bienes no-transables se obtiene de la solución de un problema de optimización del consumidor, suponiendo que la demanda por bienes no-transables es independiente de la composición de la absorción en relación al consumo, inversión y gasto del gobierno. Se supone también que la función de utilidad es intertemporalmente separable; así, la maximización de la utilidad en cada período es una segunda etapa de un problema de optimización intertemporal más general. La demanda por bienes no-transables¹² es una función de la absorción real y de los precios relativos de los bienes importables y de los no-transables.¹³ La especificación de la condición que aclara el mercado de los bienes no-transables está dada por:

$$(P_N/\hat{P}_T) (g_N + f_N) = -\hat{K} + f_N (w/\hat{P}_T) - (1 + f_N)/c (\hat{C}_T) + g (E/\hat{P}) + g_M (P_M/\hat{P}_T). \quad (5)$$

La solución de equilibrio general para el precio relativo de los bienes no-transables se obtiene al resolver un sistema de tres ecuaciones que incluye la ecuación de determinación de salarios (3), la ecuación de demanda agregada por trabajo (4) y la condición que aclara el mercado de los bienes no-transables en la ecuación (5). El determinante de este sistema ($\det 1$) representa la elasticidad precio del exceso de oferta de los bienes no-transables.

¹¹ Se supone también que la tasa de cambio técnico es igual en los sectores importables y exportables y más lenta en el sector de bienes no-transables, y que la tasa de acumulación de capital en los tres sectores es la misma. La derivación de la demanda de trabajo es presentada en el apéndice I.

¹² En una economía abierta que puede acumular activos internacionales la demanda doméstica de bienes en cada período particular está restringida por la absorción real, la suma del ingreso y el déficit en cuenta corriente. En este artículo no se ha modelado la determinación de la absorción a través de una optimización intertemporal; un modelo explícito puede encontrarse en Le Fort (1985, cap. 3).

¹³ E es la absorción nominal; (E/\hat{P}) la absorción real; P , el índice de precios relevante. En el mercado de los bienes no transables, f_N es la elasticidad-precio de la oferta; g_N , la elasticidad-precio de la demanda; g_M , la elasticidad-precio cruzada de la demanda; y g la elasticidad-ingreso de la demanda.

$$\begin{aligned}
\det 1 (P_N/\hat{P}_T) &= -dek \hat{K} + k1 f_N (K/\hat{L}_s) \\
&+ (D f_N k1 YC - dek (1 + f_N)/c) \hat{C}_T \\
&+ (D k1 YN f_N + dek g_M) (P_M/\hat{P}_T) \\
&+ dek g (E/\hat{P}) + f_N k0 (WP/\hat{P}_T),
\end{aligned} \tag{6}$$

donde

$$\det 1 = g_N + f_N + D k1 (g_N + f_N \cdot f_N Y_N)$$

$$dek = (1 + k1 D)$$

$$YC = (Y_T + Y_M + Y_N/c).$$

La ecuación (6) muestra el precio relativo de equilibrio de los bienes no-transables en la solución de salarios-rígidos y factores específicos. La elasticidad del precio relativo de equilibrio de los bienes no-transables con respecto a la razón capital-trabajo de la economía es positiva porque un incremento en la oferta de trabajo reduce los salarios reales. La elasticidad de los precios relativos con respecto a la absorción es positiva porque todos los bienes son normales y porque la cantidad ofrecida de bienes no-transables aumenta cuando el precio relativo aumenta. La elasticidad con respecto a la variable de política cambiaria y salarial (WP/P_T) es positiva debido al efecto de los salarios del sector público sobre la tasa de salario de la economía. La elasticidad con respecto al precio de los importables puede ser negativa si los bienes N y M son complementos ($g_M < 0$) y es positiva si estos son sustitutos. La elasticidad con respecto al cambio técnico es negativa cuando la reducción de los costos de producción en el sector de los bienes no transables más que compensa el incremento en la tasa salarial producido por el progreso técnico.

Modelo de factores específicos

La segunda solución al modelo se obtiene al suponer que los salarios son flexibles y que el capital es específico a un sector. Bajo las condiciones asumidas el mercado del trabajo se equilibra y los pagos de renta al capital difieren entre sectores. Esta solución del modelo es similar a los modelos de Corden y Neary (1982) y de Sanyal y Jones (1982). El precio relativo de los bienes no-transables sobre los bienes-exportables es función de la absorción, de la dotación de factores, de la tecnología y de los precios relativos de los bienes importables y

exportables.¹⁴ En la solución de factores específicos y salarios flexibles el tipo de cambio no tiene un efecto directo en el precio relativo de los bienes no-transables. En esta solución del modelo, sin embargo, variaciones en el tipo de cambio pueden tener efectos indirectos reales a través de cambios inducidos en la absorción; una devaluación puede reducir la absorción, lo que a su vez reduce el precio relativo de los bienes no-transables y el salario producto en el sector de bienes exportables.

Las condiciones que aclaran el mercado son:

$$D(w/\hat{P}_T) = \hat{K} + DYC(\hat{C}_T) \cdot \hat{L}_S + YM D(P_M/\hat{P}_T) + Y_N D(P_N/\hat{P}_T) \quad (7)$$

y la ecuación (5).

La solución de equilibrio general para el precio relativo de los bienes no-transables para el caso de factores específicos a un sector se obtiene de un sistema de dos ecuaciones que incluye las condiciones que equilibran el mercado del trabajo, ecuación (7), y las que equilibran el mercado de los bienes no transables, ecuación (5). La condición que aclara el mercado en el mercado del trabajo se obtiene al igualar las tasas de cambio de la oferta (L_S) y de la demanda agregada por trabajo, ecuación (4). La solución de factores específicos a un sector es:

$$\det 2 (P_N/\hat{P}_T) = (f_N/\hat{D})(\hat{K}/L_S) - K + [f_N YC - (1 + f_N)/c](\hat{C}_T) + g(E/\hat{P}) + (g_N + Y_M f_N)(P_M/\hat{P}_T), \quad (8)$$

donde¹⁵

$$\det 2 = (g_N + f_N - f_N Y_N) > 0.$$

La solución del modelo, en el caso de factores específicos y salarios flexibles, para el precio relativo de los bienes no-transables difiere de la

¹⁴ Un modelo con el mismo tipo de variables explicativas puede obtenerse con factores perfectamente móviles si se supone que hay más factores que bienes transados internacionalmente. En la literatura, numerosos modelos macroeconómicos de este tipo -esto es relacionando absorción y el precio de los bienes no-transables- han sido desarrollados sin fundamentos microeconómicos explícitos. Véase, por ejemplo, Dornbusch (1973).

¹⁵ El término $(g_N + f_N - f_N Y_N)$ representa la elasticidad-precio del exceso de oferta de bienes no-transables después de haber considerado los efectos indirectos de los salarios $(f_N Y_N)$.

solución de salarios rígidos sólo en el valor de dos parámetros. El parámetro que mide la respuesta de los salarios a las variables de política salarial y cambiaria es igual a cero ($k_0 = 0$), mientras que el parámetro que mide la respuesta de los salarios al exceso de demanda de trabajo es igual a infinito ($k_1 = \infty$). Estas dos restricciones excluyen las variables de política salarial y cambiaria de la ecuación de precios relativos, pero no alteran el signo de las otras elasticidades.

Modelo de paridad del poder de compra

La tercera solución del modelo se obtiene suponiendo que los salarios son flexibles y que el capital es móvil entre sectores. Esta solución es consistente con la igualación internacional de precios de los factores, la igualación internacional del precio de todos los bienes, y por ende, con la condición de paridad adquisitiva. Si suponemos perfecta movilidad de capital entre los factores, salarios flexibles, funciones de producción lineales y homogéneas, especialización incompleta e igual número de bienes transados y factores de producción, entonces la solución del modelo corresponde al modelo tradicional de comercio de Heckscher-Ohlin con la adición de un bien no-transable. Los resultados obtenidos por Komiya (1967) y luego utilizados por Jones (1974a y 1974b), muestran que la inclusión de un bien no-transable en el modelo de comercio de Heckscher-Ohlin no cambiará sus propiedades esenciales. En particular, el cambio proporcional de precios de los bienes transables y no-transables—ajustados por variaciones en el tipo de cambio—es igual entre países a no ser que existan cambios en las tasas de protección o diferencias de progreso técnico (véase también Leamer, 1984, cap. 1).

Los modelos de paridad adquisitiva descartan el rol de la absorción y del tipo de cambio nominal en la determinación de los precios relativos. La solución de equilibrio general para el precio relativo de bienes no-transables y exportables bajo salarios flexibles y factores móviles es una función del precio relativo doméstico de los bienes importables y exportables y del cambio técnico en los diferentes sectores.¹⁶ El signo y magnitud de los efectos de variables de política y variables exógenas sobre el precio relativo de los bienes no-transables depende de la intensidad relativa de uso de los factores en la producción de los tres bienes, la que determina las magnitudes relativas del pago al factor trabajo

¹⁶ Los supuestos de paridad adquisitiva no son, en general, refutados en el corto plazo: las implicencias de los modelos de paridad adquisitiva han sido rechazadas empíricamente para países desarrollados con tipos de cambio flexibles. (Véase Frenkel, 1981.) Una pregunta empírica que aún permanece abierta, sin embargo, es la longitud del periodo requerido para que se cumplan las condiciones del modelo de paridad adquisitiva.

en los costos totales de producción (θ_x). En este modelo, dado el supuesto sobre la intensidad relativa en trabajo de los bienes no-transables y de la intensidad relativa en capital de los bienes exportables, la fracción de los costos del trabajo en los costos totales de producción es mayor en el sector de los bienes no-transables y menor en el sector de los bienes importados ($\theta_{NL} > \theta_{TL} > \theta_{ML}$).

Las condiciones de utilidad igual a cero son

$$\hat{P}_T = \theta_{TL} \hat{w} + (1 - \theta_{TL}) \hat{r} - \hat{C}_T \quad (9)$$

$$\hat{P}_M = \theta_{ML} \hat{w} + (1 - \theta_{ML}) \hat{r} - \hat{C}_M \quad (10)$$

$$\hat{P}_N = \theta_{NL} \hat{w} + (1 - \theta_{NL}) \hat{r} - \hat{C}_N \quad (11)$$

Cuando los salarios son flexibles y los factores son móviles, el capital es reasignado de forma tal que iguale la tasa de renta en todos los sectores ($r_i = r$). Bajo estas condiciones el precio de los bienes no transables puede obtenerse mediante la resolución del sistema de tres ecuaciones que surge de las condiciones de utilidad igual a cero. Las tres variables endógenas son el precio de los bienes no-transables, la tasa de salario y la renta del capital; el precio de los exportables es usado como numerario. La solución de paridad adquisitiva está dada por:

$$\begin{aligned} (P_N/\hat{P}_T) (\theta_{TL} - \theta_{ML}) &= (\theta_{TL} \cdot \theta_{NL}) (P_M/\hat{P}_T) \\ &+ (\theta_{TL} - \theta_{ML}) (1 - 1/c) \hat{C}_T \end{aligned} \quad (12)$$

Un incremento en el precio relativo de los bienes importables con respecto a los exportables, reduce el precio relativo de los bienes no-transables de acuerdo con la solución de paridad adquisitiva del modelo. Un incremento en el precio de los importables en relación a los exportables, reduce la tasa salarial en relación a la tasa de renta (teorema de Stolper-Samuelson), dadas las intensidades relativas de uso de los factores supuestos. El precio relativo de los bienes no-transables en relación al de los bienes exportables, se reducirá cuando las remuneraciones a los factores varíen en favor del capital, el cual es utilizado menos intensivamente en la producción de bienes no-transables que en la producción de bienes exportables. El cambio técnico neutro puede afectar el precio relativo de los bienes no-transables, con respecto al de los exportables

sólo si éste difiere entre sectores. Si la tasa de cambio técnico es igual en el sector de importables y en el de exportables y más lenta en el sector de bienes no transables, el precio relativo de los bienes no-transables en relación al de los bienes exportables se incrementará con el cambio técnico.¹⁷

Multiplificadores intermedios y variables explicativas rezagadas

Cada una de las tres soluciones presentadas para los precios relativos implican condiciones de equilibrio diferentes, así como dinámicas para el precio relativo de los bienes no-transables diferentes. Un cambio en una de las variables explicativas produce un impacto en el precio relativo de los bienes no-transables, seguido por un proceso dinámico creado por el ajuste de los salarios y de los precios hacia el pleno empleo, y por la reasignación del capital tendiente a la igualación de los pagos de renta entre sectores. Para representar el proceso dinámico, se han incluido variables endógenas y exógenas rezagadas en la ecuación de precios relativos.

La ecuación (13) es la forma semirreducida presentada en el nivel de las variables y se obtuvo de la solución de salarios rígidos del modelo, ecuación (6), añadiéndole variables explicativas rezagadas. Dado el pequeño tamaño de la muestra, el número de variables explicativas rezagadas fue limitado a un rezago para el precio explicativo de los bienes no-transables y a dos rezagos para cada una de las variables de absorción real y de política cambiaria. Además, un *proxy* para el cambio técnico de la economía (TEC) reemplazó al cambio técnico sectorial.¹⁸

$$\begin{aligned}
 (P_N/P_T) = & B_{00} + B_{11} (P_N/P_T) (t-1) + B_{20} (P_M/P_T) + B_{30} \text{ Tec} \\
 & + B_{40} K + B_{50} (K/Ls) + B_{60} (E/P) + B_{70} (WP/P_T) \\
 & + B_{61} (E/P) (t-1) + B_{71} (WP/P_T) (t-1) \\
 & + B_{62} (E/P) (t-2) + B_{72} (WP/P_T) (t-2) + \mu.
 \end{aligned} \tag{13}$$

¹⁷ Véase Balassa (1964). Estos resultados se refieren a efectos parciales del progreso técnico, suponiendo que los precios internacionales tanto de los importables como de los exportables son constantes. El cambio técnico puede reducir el precio relativo de los bienes no-transables aun cuando el progreso sea más rápido en ambos sectores de transables que en el sector de no-transables, siempre que el cambio técnico en el sector capital-intensivo M sea más rápido que en el sector T por un monto lo suficientemente grande como para compensar el efecto Balassa.

¹⁸ $\hat{\text{TEC}} = (1 - \alpha_N + \alpha_N C) \hat{C}_T$. $\hat{\text{TEC}}$ es un *proxy* para el cambio técnico obtenido de la productividad media del trabajo en la economía. α_N representa la fracción de bienes no-transables en el P.I.B., \hat{C}_T es el cambio técnico en el sector de bienes exportables y \hat{C}_T/c es el cambio técnico en el sector de bienes no-transables. La ecuación (13) fue estimada en el nivel de las variables con los valores de las variables normalizados a la unidad en el cuarto trimestre de 1977. Los parámetros representan elasticidades del valor de las variables en dicho período particular.

El multiplicador intermedio, ecuación (14), representa el efecto acumulado en el precio relativo de los bienes no-transables en el período t de un cambio en la variable explicativa $x(h)$ ocurrido en el período t-j, es utilizado para estudiar la duración de los efectos de la absorción y del tipo de cambio sobre el precio de los bienes no-transables. El impacto de la variable $x(h)$ perdurará en el tiempo sólo si la suma del coeficiente de impacto con los coeficientes de rezago de esa variable tienen el mismo signo que el coeficiente de impacto. Si la suma del coeficiente de impacto de la variable $x(h)$ y de los coeficientes de rezago de ella es mayor que cero, entonces el multiplicador de largo plazo, ecuación (15), es positivo:

$$M(h,j) = \frac{d(P_N/P_T)(t+j)}{[dx(h,t) = \dots = dx(h,t-j)]} = B_m(B_{11} + B_{21} + \dots + B_{j1})$$

$$+ B_m(1 + B_{11} + B_{21} + \dots + B_{j-1,1})$$

$$+ B_m(1 + B_{11} + B_{21} + \dots + B_{j-2,1}) \dots$$

$$+ B_m(1 + B_{11} + B_{21} + \dots + B_{m-1,1}) \quad (14)$$

y

$$\lim_{j \rightarrow \infty} M(h,j) = \sum_{j=0}^{\infty} B_m / (1 - B_{11}) = B_k \quad (15)$$

Los multiplicadores intermedios de cambios en la razón de salarios públicos sobre el precio de los exportables son utilizados para estimar la magnitud y duración del efecto de una devaluación desviadora del gasto sobre el precio relativo de los bienes no-transables. Sin embargo, el multiplicador intermedio presentado en la ecuación (14) supone salarios nominales rígidos en el sector público, en el sentido que a la devaluación no le siguen por reajustes en los salarios del sector público.

Si los salarios del sector público se encuentran indexados, la duración del efecto de una devaluación sobre los precios relativos depende críticamente del reajuste salarial que le siga. Cuando los salarios del sector público están indexados al índice de precios al consumidor, el multiplicador de largo plazo de una devaluación es función de γ , el coeficiente de indexación; θ_N , la proporción de bienes no-transables en el índice de precios; y B_1 , el multiplicador de largo plazo de un cambio de una vez y por siempre en (WP/P_T) . En particular, el efecto de largo plazo de una devaluación es menor mientras mayor sea el grado de indexación; es igual a cero cuando el coeficiente de indexación (γ) es igual a la unidad y es mayor mientras mayor sea la importancia de los

bienes no-transables en el índice de precios al consumidor (θ_N). La especificación se muestra en la ecuación (16):

$$B(\gamma, \theta_N) = B_\gamma(1 - \gamma)/(1 - \theta_N B_\gamma \gamma), \quad (16)$$

donde

$$B_\gamma = \lim_{j \rightarrow \infty} M(7, j) = -(B_{\gamma_1} + B_{\gamma_2} + B_{\gamma_3})/(1 - B_{\gamma_1}).$$

1. ANALISIS EMPIRICO

Esta sección presenta los resultados empíricos obtenidos de la estimación de una ecuación de la forma semirreducida para el precio relativo de los bienes no-transables para Chile, utilizando datos trimestrales en el período 1974-82. Las estimaciones fueron realizadas utilizando procedimientos clásicos y bayesianos y los resultados fueron utilizados para calcular multiplicadores intermedios así como la duración de los efectos de cambios en la absorción y de devaluaciones desviadoras del gasto sobre los precios relativos. Estimaciones bayesianas posteriores se obtuvieron utilizando estimaciones de variables instrumentales y tres sets de presunciones que representaban las soluciones del modelo para salarios rígidos, para factores específicos y para la paridad adquisitiva.

Si bien el modelo se desarrolla en términos de cambios proporcionales, representando los parámetros elasticidades, fue estimado en el nivel de las variables. Esto es consistente, porque los coeficientes estimados son elasticidades en torno a los valores de las variables en el cuarto trimestre de 1977; el valor de todas las variables fue normalizado a la unidad en el último trimestre de 1977.¹⁹

Variables Instrumentales y absorción

Para la forma reducida implicada por el modelo, se utiliza la estimación de una aproximación lineal para obtener una variable instrumental para la absorción. Las variables explicativas en la forma reducida son aquellas incluidas en la forma semirreducidas, con la adición de un grupo de instrumen-

¹⁹ Se seleccionó esta especificación debido a que el modelo lineal de la tasa de cambio así como el modelo log-lineal indicaban autocorrelación de los residuos la cual no podía corregirse utilizando procedimientos autorregresivos de primer orden estándar. Los resultados de la estimación lineal en las variables no mostraron evidencia de autocorrelación de primer orden.

tos para la absorción que se obtuvo de un modelo de *portfolio* para una economía abierta que enfrenta una oferta de crédito externo con pendiente positiva.²⁰ El set de variables instrumentales incluye las tenencias de activos monetarios reales (H) del período anterior, los activos no monetarios reales domésticos (DN) y los activos reales externos netos (F); los elementos predeterminados en las tasas de retorno de los activos -incluyendo la tasa de interés real internacional (i^*), la tasa de cambio esperada de los precios de los bienes transables [$E[\hat{P}_T]$]²¹ y la tasa de cambio esperada del precio relativo de los bienes no-transables sobre los exportables ($E[\hat{P}_N/\hat{P}_T]$);²² una variable de cambio para la oferta de flujos de capital externos, que representa el valor del crédito del país (IP);²³ la tasa de creación de crédito doméstico menos la tasa de devaluación corriente (RDC); el gasto del gobierno (G), ingresos tributarios reales (Trib) y pagos netos reales de intereses fuera del país (FS) y finalmente, una variable cualitativa para representar el quiebre estructural creado por la eliminación de las restricciones a los flujos de capital (CC).²⁴

Estimación bajo diferentes presunciones

La forma semirreducida, ecuación (13), fue utilizada para estimar coeficientes individuales y multiplicadores intermedios para la absorción y la política cambiaria y salarial bajo diferentes presunciones previas. Los coeficientes de la forma semirreducida (B) pueden ser representados como funciones de los parámetros estructurales del modelo derivados en la sección 1. Las relaciones funcionales entre los coeficientes de la forma semirreducida y los parámetros estructurales, sin embargo, son diferentes bajo teorías diferentes definiendo presunciones previas alternativas para los coeficientes B.

²⁰ Para evitar la excesiva extensión del artículo y una desviación de su línea central de exposición, no se especifica una ecuación estructural para la absorción y sólo se presenta el set de variables instrumentales utilizadas.

²¹ La tasa esperada de cambio en el precio de los bienes transables es igual a la suma de la inflación internacional esperada con la devaluación esperada de la moneda. Se supuso que las expectativas de inflación internacional se hacen en forma adaptativa. La tasa esperada de devaluación se construyó usando un enfoque de "problema del peso" en el cual dos eventos son posibles para la política cambiaria en cada período: o bien la tasa de devaluación es igual a la tasa preanunciada o tiene lugar una devaluación mayor. La probabilidad de un quiebre en la política se obtuvo de la señal dada por un cambio en las reservas internacionales y de información subjetiva basada en acciones previas de las autoridades.

²² La tasa de cambio esperada en el precio relativo de los bienes no-transables se obtuvo suponiendo expectativas racionales y un set de información limitada al valor de las variables hasta el último período. Una proyección lineal de todas las variables rezagadas en un período se utilizó para estimar el precio relativo esperado para el próximo período; la tasa esperada de cambio en los precios relativos fue calculada a partir de ese valor.

²³ El índice internacional de valor del crédito se construyó usando variables que pueden afectar los costos y beneficios de un no pago de la deuda, incluyendo la razón de deuda/PIB, la razón de servicios financieros sobre exportaciones y la razón de inversión sobre PIB, entre otras. Las variables y coeficientes se obtuvieron de Edwards (1984).

²⁴ Detalles adicionales y las fuentes de información se presentan en el apéndice 2.

La distribución subjetiva de probabilidades de los coeficientes B se supone normal multivariada, así las presunciones requieren la especificación de un vector de medias de los coeficientes y de su matriz de covarianzas. El vector de medias representa la ubicación en el espacio paramétrico de la distribución previa. Las varianzas representan el nivel de confianza del valor seleccionado para la media previa; una alta confianza en los coeficientes previos implica varianzas pequeñas, mientras que una baja confianza implica grandes varianzas y una distribución previa difusa.

Se encuentran estimaciones posteriores al seleccionar un punto en la curva de contrato definido por las tangencias obtenidas de la minimización restringida de la suma de los errores al cuadrado, sujeta a la distribución de probabilidades previas de los coeficientes estimados.²⁵ Se realizó un análisis de sensibilidad para chequear los efectos de la posición de la distribución previa sobre las estimaciones posteriores.

La especificación de las distribuciones de probabilidades previas para los coeficientes de la forma semirreducida se obtuvieron de las relaciones funcionales entre los coeficientes de la forma semirreducida y los parámetros estructurales. Las tres distribuciones previas fueron especificadas usando los mismos valores para los parámetros estructurales. Los valores medios de los parámetros estructurales fueron seleccionados usando otra información estadística, cuando era posible, o por opiniones subjetivas. Los valores supuestos para los parámetros estructurales se presentan en el cuadro 2. Las desviaciones estándares previas para cada uno de los coeficientes fueron seleccionadas sobre la base de juicios acerca de los intervalos de confianza al 95 por ciento aceptables para cada coeficiente bajo las diferentes teorías. Este procedimiento implica que todas las covarianzas de los coeficientes previos son iguales a cero.

La distribución previa 1 representa la solución de salarios rígidos del modelo para el precio relativo de los bienes no-transables presentada en la ecuación (6). La solución de salarios rígidos es la más general de las consideradas y todas las medias previas son diferentes de cero. Los coeficientes de las variables rezagadas en la distribución previa 1 son especificados de una forma tal que los multiplicadores de largo plazo de (WP/P_T) y de la absorción en el precio relativo de los bienes no-transables son iguales a cero. Las desviaciones estándares previas fueron seleccionadas de forma tal que el signo de ambos límites del intervalo de confianza previa del 95 por ciento de cada coeficiente sea igual al signo de la media previa. Las excepciones las constituyen los coeficientes de (P_T/P_U) y de cambio técnico que tienen signos ambiguos en la

²⁵ Para una presentación teórica véase, Leamer (1978), para una aplicación práctica, véase, Leamer (1984) y Leamer y Leonard (1983a).

solución de salarios rígidos. En el cuadro 3 se presentan las medias previas, desviación estándar e intervalos de confianza del 95 por ciento para los coeficientes.

La distribución previa 2 representa la solución del modelo para el precio relativo de los bienes no transables con factores específicos y salarios rígidos presentada en la ecuación (8). La teoría de los factores específicos excluye el efecto de la política cambiaria y salarial sobre el precio relativo de los bienes no-transables. Las medidas previas para los coeficientes (WP/P_T) corrientes y rezagados son así iguales a cero. Todos los demás aspectos de la distribución previa 2 son similares a aquellos de la distribución previa 1, pero los valores de los coeficientes difieren algo debido a que son derivados de relaciones funcionales entre los coeficientes y los parámetros estructurales, ligeramente distintas.

La distribución previa 3 representa la solución de paridad adquisitiva del modelo presentada en la ecuación (12). La solución de paridad adquisitiva no comprende los efectos de política cambiaria y de la absorción en el precio relativo de los bienes no-transables. Las medias previas para los coeficientes de (WP/P_T), de la absorción y de la dotación de recursos son iguales a cero. La desviación estándar de cada coeficiente con una media previa distinta de cero, fue seleccionada de tal forma que el signo de ambos límites del intervalo de confianza del 95 por ciento sea igual al signo de la media previa.

Los resultados de la estimación de la forma semirreducida (véase, cuadro 4) se obtuvieron utilizando variables instrumentales y estimaciones bayesianas posteriores. Las estimaciones posteriores fueron obtenidas de las estimaciones de las variables instrumentales y de tres distribuciones previas alternativas de los coeficientes.²⁶ Las estimaciones de las variables instrumentales pueden también interpretarse como estimaciones posteriores utilizando una distribución previa difusa. Estimaciones posteriores bajo distribuciones previas difusas se obtienen al asumir que no existe en absoluto confianza en las presunciones previas, entonces σ^{-1} -la razón entre la varianza de la distribución previa y la varianza de las perturbaciones de los datos- se considera un número muy grande o cercano a infinito. A mayor sea σ^{-1} , mayor es la varianza asociada a las presunciones en relación a la varianza de las perturbaciones producidas por los datos, y más débil es la confianza en las presunciones. σ^{-1} es igual a cero cuando las estimaciones posteriores son representadas por las distribuciones previas, e infinito cuando las estimaciones posteriores

²⁶Las estimaciones posteriores fueron calculadas usando el programa SEARCH (Leamer y Leonard, 1983b). El cuadro 4 presenta estadísticas para los residuos de las estimaciones de la forma semirreducida incluyendo el coeficiente de determinación corregido por los grados de libertad (R^2), la suma de los errores al cuadrado (ESS), el estadístico de Durbin-Watson (DW) y el test t de Durbin.

CUADRO 2

PARAMETROS Y VARIABLES DEL MODELO ESTRUCTURAL

Símbolo	Definición o valor
Parámetros estructurales (i = T, N, M)	
θ_{iL}	Fración del costo del trabajo en el costo total de producción del bien i.
λ_{iL}	Elasticidad-sustitución capital-trabajo de Hicks-Allen en el sector i.
D	Fración del empleo en el sector i sobre el empleo total
Y_i	elasticidad-salario de la demanda agregada de trabajo
γ_N	Contribución proporcional del sector i a la elasticidad salario de empleo agregado
ϵ	Elasticidad-precio de la oferta de bienes no-transables.
ϵ_N	Diferencia proporcional de la velocidad de progreso técnico en los sectores de bienes transables y no-transables.
ϵ_N	Elasticidad-ingreso de la demanda por bienes no-transables.
ϵ_N	Elasticidad-precio de demanda por bienes no-transables
ϵ_N	Elasticidad-precio cruzada de la demanda por bienes no-transables.
ϵ_N	Fración del bien i en el índice de precios al consumidor.
ϵ_N	Respuesta de la tasa de salario de la economía a la tasa de salario en el sector público.
ϵ_N	Respuesta de la tasa de salario al exceso de demanda por trabajo.
ϵ_N	Fración del sector N en el PIB.
Valores asumidos para los parámetros estructurales en las presunciones previas	
θ_{iL}	0,75
λ_{iL}	0,30
D	0,475
Y_i	0,175
γ_N	0,1
ϵ	0,05
ϵ_N	0,5931
ϵ_N	0,2256
ϵ_N	0,1813
ϵ_N	3
ϵ_N	1,32
ϵ_N	0,33
ϵ_N	0,55
ϵ_N	1
ϵ_N	-1
ϵ_N	-0,15
ϵ_N	0,4711
ϵ_N	0,6813
ϵ_N	0,0912
ϵ_N	0,0275
ϵ_N	0,525
Variables (i = T, N, M)	
ϵ_{iL}	Cambio técnico Hicks-neutral en el sector i.
ϵ_{iL}	Absorción nominal.
ϵ_{iL}	Tipo de cambio nominal en moneda doméstica por unidad de moneda externa.
ϵ_{iL}	Stock de capital en el sector i.
ϵ_{iL}	Empleo en el sector i.
ϵ_{iL}	Empleo agregado
ϵ_{iL}	Fuerza de trabajo.
ϵ_{iL}	Precio doméstico del bien i en unidades monetarias domésticas.
ϵ_{iL}	Índice de precio doméstico.
ϵ_{iL}	Precio internacional del bien i en moneda externa.
ϵ_{iL}	Producción en el sector i.
ϵ_{iL}	Cantidad demandada del bien N.
ϵ_{iL}	Renta del capital en el sector i.
ϵ_{iL}	Salario nominal en el sector i.
ϵ_{iL}	Tasa nominal de salario.
ϵ_{iL}	Protección nominal doméstica del bien i

CUADRO 3

MEDIA, DESVIACIONES ESTANDAR E INTERVALOS DE CONFIANZA NORMALES PARA PRESUNCIONES PREVIAS ALTERNATIVAS DE LOS COEFICIENTES DE LA FORMA SEMIRREDUCIDA
(variable dependiente: (P_t/P_{t-1}))

Símbolo	Media	Intervalo de confianza al 95%	Desviación estándar
1: Salarios rígidos			
Constante	1,14	(+/-4 E + 04)	4 E + 04
Tec	-0,51	(0,52; -1,6)	0,528
(P_T/P_M)	0,10	(0,30; -0,1)	0,103
$(P_M/P_T) (t-1)$	0,40	(0,80; 0,0)	0,201
K	-0,68	(0,0; -1,4)	0,346
(K/L_2)	0,10	(0,20; 0,0)	0,049
(E/P)	0,68	(1,35; 0,02)	0,339
$(E/P) (t-1)$	-0,15	(0,45; -0,7)	0,306
$(E/P) (t-2)$	-0,53	(0,80; -1,9)	0,681
(WP/P_T)	0,41	(0,80; 0,002)	0,199
$(WP/P_T) (t-1)$	-0,3	(0,90; -1,5)	0,612
$(WP/P_T) (t-2)$	-0,1	(0,44; -0,7)	0,281
2: Factores específicos			
Constante	1,14	(+/-4 E + 04)	4 E + 04
Tec	-0,43	(0,44; -1,3)	0,443
(P_T/P_M)	0,13	(0,39; -0,1)	0,130
$(P_M/P_T) (t-1)$	0,40	(0,80; 0,0)	0,201
K	-0,94	(0,0; -1,88)	0,478
(K/L_2)	0,49	(0,98; 0,0)	0,249
(E/P)	0,94	(1,86; 0,0)	0,470
$(E/P) (t-1)$	-0,15	(0,45; -0,7)	0,306
$(E/P) (t-2)$	-0,79	(1,19; -2,8)	1,009
(WP/P_T)	0,00	(0,20; -0,2)	0,102
$(WP/P_T) (t-1)$	0,00	(0,20; -0,2)	0,102
$(WP/P_T) (t-2)$	0,00	(0,20; -0,2)	0,102
3: Paridad adquisitiva			
Constante	1,10	(+/-4 E + 04)	4 E + 04
Tec	0,74	(0,60; 0,0)	0,373
(P_T/P_M)	1,10	(2,19; 0,0)	0,559
$(P_M/P_T) (t-1)$	0,30	(0,60; 0,0)	0,150
K	0,00	(0,20; -0,2)	0,102
(K/L_2)	0,00	(0,20; -0,2)	0,102
(E/P)	0,00	(0,20; -0,2)	0,102
$(E/P) (t-1)$	0,00	(0,20; -0,2)	0,102
$(E/P) (t-2)$	0,00	(0,20; -0,2)	0,102
(WP/P_T)	0,00	(0,20; -0,2)	0,102
$(WP/P_T) (t-1)$	0,00	(0,20; -0,2)	0,102
$(WP/P_T) (t-2)$	0,00	(0,20; -0,2)	0,102

son representadas por las estimaciones de las variables instrumentales. Se seleccionó $\sigma = 1$ siendo igual a la unidad para las tres estimaciones posteriores presentadas en el cuadro 4.

Las estimaciones obtenidas bajo una distribución previa difusa (estimaciones de variables instrumentales) indican que la variable de política cambiaria y salarial (WP/P_T) tiene un impacto significativo en el precio relativo de los bienes no-transables, mientras que el impacto de la absorción no es significativamente distinto de cero. La inferencia obtenida para el coeficiente de las política cambiaria y salarial es robusta. El valor y significancia de B_{η} , el coeficiente (WP/P_T) corriente, no es sensible a la selección de las presunciones previas, varía desde 0,45 hasta 0,54 y es siempre significativamente distinto de cero. La inferencia obtenida de B_{ω} , el coeficiente corriente de absorción, es débil. Si bien B_{ω} es positivo en las tres estimaciones posteriores, su valor fluctúa desde 0,06 hasta 0,17 y es significativamente distinto de cero sólo en las dos estimaciones posteriores.

Duración de los efectos en los precios relativos

La estimación de multiplicadores intermedios utilizando métodos de estimación clásicos y bayesianos le permite a uno concluir que, mientras un cambio sostenido en la absorción tiene un efecto transitorio en el precio de los bienes no-transables, un cambio sostenido en la razón de salarios del sector público sobre el precio de los bienes exportables tiene un efecto permanente. Los valores de los multiplicadores intermedios indican que -independiente de la presunción previa utilizada- el efecto de la absorción en los precios relativos es completamente eliminado a través del tiempo. Los multiplicadores intermedios para la absorción (véase, cuadro 5) son iguales a cero después de un trimestre usando variables instrumentales, después de dos trimestres utilizando las estimaciones posteriores 1 y 3, e iguales a cero después de cuatro trimestres utilizando la estimación posterior 2. Los multiplicadores intermedios para la razón de los salarios del sector público sobre los precios de los bienes exportables (cuadro 6) son positivos aun en el largo plazo al usar estimaciones de variables instrumentales y cualquiera de las tres estimaciones posteriores. Además, los intervalos de confianza al 95 por ciento para la suma de los coeficientes (WP/P_T) corrientes y rezagados, construidos utilizando las estimaciones posteriores 1, 2 y 3, quedan todos en el cuadrante positivo.²⁷

El multiplicador intermedio de (WP/P_T) representa los efectos de mediano y largo plazo de una devaluación desviadora del gasto sobre los precios

²⁷ El signo del multiplicador de largo plazo está dado por la suma de los coeficientes de (WP/P_T) corrientes y rezagados.

CUADRO 4

COEFICIENTES DE LA FORMA SEMIRREDUCIDA

(variable dependiente (P_N/P_T))

Símbolo	Variables instrumentales	Estimaciones posteriores ^a		
		Precedente 1	Precedente 2	Precedente 3
ESS ^b	0,0252	0,0277	0,0337	0,0313
\hat{R}^2	0,9916	0,9907	0,9887	0,9895
DW(h) ^d	1,9700(-)	2,2800(-1,5)	2,0700(-0,3)	1,7000(1,1)
Sigma I ^e	∞	1,0000	1,0000	1,0000
Constante	-0,5260 (-0,700)	0,0860 (0,300)	0,0470 (0,000)	-0,4690 (-1,700)
Tec	1,3050 (1,600)	0,4650 (1,500)	0,4710 (1,500)	0,6860 (2,700)
(P_T/P_M)	0,1160 (3,100)	0,0900 (2,800)	0,0690 (2,000)	0,0960 (2,900)
(P_N/P_T) (t-1)	0,5060 (2,400)	0,3900 (2,800)	0,4360 (3,700)	0,4500 (4,400)
K	-0,8160 (-1,000)	-0,5330 (-1,800)	-0,6590 (1,900)	-0,0360 (0,400)
(K/Ls)	0,1920 (0,400)	0,0960 (1,900)	0,2080 (1,100)	-0,0270 (-0,300)
(E/P)	-0,0150 (-0,100)	0,1100 (1,300)	0,1670 (2,000)	0,0550 (0,900)
(E/P) (t-1)	0,0610 (0,700)	0,0120 (0,100)	0,0140 (0,100)	0,0200 (0,300)
(E/P) (t-2)	-0,1410 (-1,600)	-0,1840 (-2,400)	-0,1810 (-2,300)	-0,1070 (-1,800)
(WP/P _T)	0,5380 (10,600)	0,5410 (12,000)	0,4530 (11,000)	0,4610 (11,000)
(WP/P _T) (t-1)	-0,1630 (-1,400)	-0,0700 (-0,080)	-0,0190 (-0,300)	-0,0720 (-1,200)
(WP/P _T) (t-2)	-0,1020 (-1,900)	-0,0540 (-1,300)	-0,0500 (-1,200)	-0,1120 (-3,000)

Nota: El período de la muestra va desde el primer trimestre de 1974 hasta fines de 1987, los valores t aparecen bajo cada coeficiente.

^a Cada estimación posterior fue obtenida usando como insumo las estimaciones de las variables instrumentales, la matriz de covarianzas de esas estimaciones y las correspondientes distribuciones previas, los cálculos fueron ejecutados utilizando el programa SEARCH (Leamer y Leonard, 1983b).

^b Suma de errores al cuadrado.

^c Coeficiente de determinación ajustado.

^d El estadístico del test h de Durbin está en paréntesis; se ha omitido cuando no es un número real. Los test DW y h para estimaciones posteriores fueron calculados directamente de los residuos incluyendo la absorción (y no la variable instrumental) como una de las variables explicativas.

^e Sigma I es igual a la razón de varianzas (s^2 / \hat{s}^2), donde \hat{s}^2 es la varianza del término de perturbación y $(1/s^2)$ mide la confianza otorgada a las presunciones).

CUADRO 5

MULTIPLICADORES INTERMEDIOS DE LA ABSORCIÓN (EP)
DE LA FORMA SEMIRREDUCIDA
(variable dependiente (P_N/P_T))

Ítem	Variables instrumentales	Estimaciones posteriores ^a		
		Precedente 1	Precedente 2	Precedente 3
Suma de los coeficientes de absorción corrientes y rezagados ^b	-0,09	-0,06	0,00	-0,03
Intervalos de confianza al 95% ^c	(0,05;-0,23)	(0,07;-0,18)	(0,13;-0,12)	(0,08;-0,15)
Multiplicador intermedio después de j períodos $[M(h,j)]^d$				
Períodos (j)				
0	-0,01	0,11	0,17	0,05
1	-0,05	0,17	0,25	0,10
2	-0,06	0,00	0,11	0,01
3	-0,12	-0,06	0,05	-0,03
4	-0,15	-0,09	0,02	-0,04
7	-0,17	-0,10	0,00	-0,06
∞	-0,18	-0,10	0,00	-0,06

^a Cada estimación posterior fue obtenida utilizando como *input* las estimaciones para las variables instrumentales, la matriz de covarianzas de esas estimaciones y las distribuciones previas correspondientes: los cálculos fueron realizados utilizando el programa SFARCH (Leamer y Leonard, 1983b).

^b La suma de los coeficientes corrientes y rezagados de (E/P) en la ecuación de la forma semirreducida (P_N/P_T) .

^c Intervalo de confianza para la suma de coeficientes obtenido de la distribución t y de las estimaciones posteriores.

^d $M(h,j)$ mide el efecto, después de j períodos de un cambio de una vez y para siempre en la variable h sobre (P_N/P_T) .

CUADRO 6

MULTIPLICADORES INTERMEDIOS DE LA FORMA SEMIRREDUCIDA
DE LA VARIABLE DE POLÍTICA CAMBIARIA
Y SALARIAL (WP/P_T)
(variable dependiente (P_N/P_T))

Item	Variables instrumentales	Estimaciones posteriores ^a		
		Precedente 1	Precedente 2	Precedente 3
Suma de coeficientes, corrientes y rezagados, de la variable de política cambiaria y salarial ^b	0,27	0,45	0,38	0,27
Intervalos de confianza al 95% ^c	(0,61;-0,07)	(0,67;0,23)	(0,57;0,20)	(0,43;0,11)
Multiplicador intermedio después de los periodos j $ M(h,j) ^d$				
Periodos (j)				
0	0,54	0,54	0,45	0,46
1	0,65	0,68	0,63	0,60
2	0,60	0,68	0,66	0,55
3	0,58	0,68	0,67	0,52
4	0,56	0,68	0,68	0,51
7	0,55	0,68	0,68	0,50
∞	0,55	0,68	0,68	0,50

^a Cada estimación posterior fue obtenida utilizando como *input* las estimaciones para las variables instrumentales, la matriz de covarianza de esas estimaciones y las distribuciones previas correspondientes: los cálculos fueron realizados utilizando el programa SEARCH (Leamer y Leonard, 1983h).

^b La suma de los coeficientes corrientes rezagados de (WP/P_T) en la ecuación de la forma semirreducida (P_N/P_T).

^c Intervalo de confianza para la suma de coeficientes obtenido de la distribución t y de las estimaciones posteriores.

^d $M(h,j)$ mide el efecto, después de j periodos, de un cambio de una vez y para siempre en la variable h sobre (P_N/P_T).

**MULTIPLICADORES INTERMEDIOS DE LA FORMA SEMIRREDUCIDA
DE UNA DEVALUACIÓN DESVIADORA DEL
GASTO BAJO SALARIOS DEL SECTOR PÚBLICO INDEXADOS**
(variable dependiente (P_N/P_T))

Item	Variables instrumentales	Estimaciones posteriores ^a		
		Precedente 1	Precedente 2	Precedente 3
Multiplicador de largo plazo $[B_\gamma(\gamma, 0_N)]^b$				
Indice (γ)				
0,75	-0,18	-0,23	-0,23	-0,16
0,90	-0,07	-0,10	-0,10	-0,07
Variable ^c	-0,14	-0,20	-0,20	-0,13
Multiplicador intermedio después de j periodos^d (coeficiente de indexación $\gamma = 1$)				
Periodo (j)				
0	-0,54	-0,54	-0,45	-0,46
1	-0,26	-0,29	-0,28	-0,24
2	-0,05	-0,12	-0,13	-0,04
3	0,00	-0,05	-0,07	0,00
4	0,00	-0,02	-0,04	0,00
7	0,00	0,00	-0,01	0,00
∞	0,00	0,00	0,00	0,00

^a Cada estimación posterior fue obtenida utilizando como *input* las estimaciones para las variables instrumentales, la matriz de covarianza de esas estimaciones y las distribuciones previas correspondientes: los cálculos fueron realizados utilizando el programa SEARCH (Leamer y Leonard, 1983b).

^b $B_\gamma(\gamma, \theta_N) = B_\gamma(1-\gamma)/(1-\gamma\theta_N B_\gamma)$, donde B_γ es el multiplicador de largo plazo de una devaluación de salarios nominales rígidos, y θ_N es la fracción de los bienes no-transables en el I.P.C. de igual a 0,5.

^c La variable γ es igual 0,75 en el primer trimestre después de la devaluación, a 0,9 en el segundo, y a 1 en los siguientes.

^d Obtenido simulando los efectos de un cambio infinitesimal de PT sobre (P_N/P_T) . Los salarios del sector público están completamente indexados a la inflación del último periodo:
 $WP = \hat{P}_T(t-1) + \theta_N(P_N/P_T)(t-1)$.

relativos (con el signo opuesto) cuando los salarios nominales en el sector público son rígidos.²⁸ Si los salarios del sector público están indexados al nivel de precios, entonces el impacto de una devaluación en los precios relativos se desgasta a través del tiempo por el incremento en los salarios y en los precios de los bienes no transables. Mientras mayor sea la porción eliminada del impacto, más completa es la indexación de los salarios públicos; en el extremo, cuando los salarios del sector público son rígidos ($y = 1$), el efecto de una devaluación desviadora del gasto sobre los precios relativos será completamente eliminada en el largo plazo (véase cuadro 7). Aun en este caso, sin embargo, el efecto de la devaluación en los precios relativos perdurará por tres trimestres, de acuerdo con las variables instrumentales y las tres estimaciones posteriores y por seis o siete trimestres, de acuerdo con las estimaciones posteriores 1 y 2.

Si la indexación es incompleta ($y < 1$), una devaluación desviadora del gasto tendrá efectos de largo plazo en los precios relativos de acuerdo con las cuatro diferentes estimaciones utilizadas (véase cuadro 7). Una simulación realizada suponiendo un grado variable de indexación indicó que el multiplicador de largo plazo de una devaluación desviadora del gasto es 0,14, de acuerdo con las variables instrumentales y estimación posterior 3, y de 0,20 de acuerdo con las estimaciones posteriores 1 y 2.²⁹

3. CONCLUSIONES

Las respuestas a las tres interrogantes empíricas establecidas al principio del artículo pueden resumirse de la siguiente forma: (1) las inferencias concernientes a los efectos de la absorción en los precios relativos no son fuertes; sin embargo, en general, los efectos tienden a ser débiles y de corta duración. (2) Una devaluación puede tener un efecto directo significativo en el precio relativo de los bienes no transables. (3) El efecto del tipo de cambio en los precios relativos es permanente si los salarios del sector público son rígidos en términos nominales o si la indexación es parcial, y el efecto perdura de tres a siete trimestres, dependiendo de las estimaciones utilizadas, cuando los salarios están completamente indexados al índice de precios al consumidor.

Los multiplicadores intermedios obtenidos de las estimaciones, indican que un cambio sostenido de los salarios en el sector público en relación al precio

²⁸ Una devaluación incrementa el denominador de (WP/P_T) . Los multiplicadores intermedios fueron desarrollados para un cambio único y para siempre en la variable explicativa y consecuentemente, en este caso, para un WP constante.

²⁹ El coeficiente de indexación se supuso igual a 0,75 en el trimestre inmediatamente posterior a la devaluación, a 0,9 en el segundo y a la unidad en los trimestres posteriores. Los bienes no-transables representan el 50 por ciento de las ponderaciones del índice de precio. La simulación fue efectuada suponiendo que los salarios del sector público están indexados a la inflación en el trimestre precedente.

de los exportables tiene un efecto persistente en los precios relativos. Un resultado similar se obtuvo utilizando las cuatro estimaciones alternativas consideradas. La efectividad de una devaluación, sin embargo, se reduce cuando los salarios del sector público se reajustan después de la devaluación. Una devaluación desviadora del gasto puede tener efectos de largo plazo en los precios relativos cuando la indexación de los salarios del sector público no es completa, pero el efecto de una devaluación perdura solo de tres a seis trimestres cuando los salarios del sector público están completamente indexados al nivel de precios del trimestre anterior. Esto es consistente con los hallazgos de la mayor parte de los estudios sobre la relación entre la devaluación y el tipo de cambio real.

Además de la estimación de una ecuación de forma semirreducida bajo diferentes presunciones se realizó un test de las teorías alternativas utilizando estimadores mínimo-cuadrado ordinario de la forma reducida. Las restricciones a los coeficientes de la forma reducida implícitos en las diferentes teorías fueron testeados usando tests F estándar. Los resultados nos permiten deshechar las restricciones implícitas en las teorías de paridad adquisitiva y de factores específicos y favorecer la solución de salarios robustos, la que permite efectos directos de una devaluación sobre los precios relativos.

La principal implicancia de política de los resultados obtenidos contempla dos aspectos. Primero, la administración de la demanda por sí sola no es una herramienta efectiva para controlar los precios relativos de los bienes no-transables: es necesario utilizar la política cambiaria para tal propósito. Segundo, políticas de ingreso y devaluaciones, particularmente reajustes salariales en el sector público, deben ser administradas consistentemente para evitar crear desviaciones del precio relativo de los bienes no-transables de su valor objetivo.

Los resultados empíricos no pueden ser interpretados como un rechazo de los efectos que cambios en el flujo internacional de capitales puede tener en el precio relativo de los bienes no-transables. Cambios en los flujos netos de capital afectan los precios relativos de los bienes no-transables a través de cambios en la absorción -a medida que crece el déficit de cuenta corriente- y también aceleran la acumulación de reservas internacionales, permitiendo a las autoridades prestar menos atención a la política cambiaria. Consiguientemente, los flujos de capital pueden haber sido un factor importante en la política cambiaria y en la apreciación real observada en Chile a fines de los 70 y principios de los 80.

APENDICE I

DERIVACION DEL MODELO

Este apéndice entrega soluciones alternativas para el modelo así como la derivación de los multiplicadores intermedios.

Modelo de economía dependiente

Los principales elementos del modelo de economía dependiente se entregan en las subsecciones que siguen:

Condiciones de utilidad nula

Los precios de los bienes y de los factores cumplen con la condición de utilidad nula. En forma de tasas proporcionales,

$$\hat{P}_i = \theta_{\perp} \hat{w} + (1 - \theta_{\perp}) \hat{r}_i - \hat{C}_i; \quad i = T, N, M, \quad (17)$$

donde \hat{X} representa el cambio proporcional de la variable X y el subíndice i indica el sector productivo.

Resolviendo la ecuación (17) para el cambio proporcional en la remuneración al factor relativo en el sector i, donde $(r/\hat{w}) = (\hat{r}_i - \hat{w})$, se obtiene

$$(r/\hat{w})(1 - \theta_{\perp}) = \hat{P}_i + \hat{C}_i - \hat{w}; \quad i = T, N, M. \quad (18)$$

Demanda por trabajo

Suponiendo que las funciones de producción muestran elasticidades de sustitución constante y aplicando el operador de cambio proporcional a las condiciones de primer orden de la minimización de costos, se tiene

$$(r/\hat{w})\sigma_i = \hat{L}_i - \hat{K}_i; \quad i = T, M, N, \quad (19)$$

donde σ_i es la elasticidad de sustitución entre factores (L_i y K_i) en el sector i.

Reemplazando la ecuación (18) en la ecuación (19) para eliminar las tasas de renta y resolviendo para la demanda de trabajo en el sector i (L_i)

$$\hat{L}_i = \hat{K}_i + \sigma_i / (1 - \theta_{\perp}) [\hat{C}_i - (w/\hat{P}_i)]; \quad i = T, N, M. \quad (20)$$

Utilizando el bien exportable (T) como numerario y reemplazando en

$$(\hat{w}/\hat{P}) = (\hat{w}/\hat{P}_T) \cdot (P_i/\hat{P}_T)$$

se obtiene

$$\hat{L}_i = \hat{K}_i + \sigma/(1 - \theta_{L_i}) \{ (P_i/\hat{P}_T) + (\hat{C}_i) - (\hat{w}/\hat{P}_T) \} \quad (20a)$$

El cambio proporcional en la demanda agregada de trabajo (L) es la suma ponderada de la ecuación (20a). Los ponderadores son las fracciones del empleo en cada sector sobre el empleo total (λ_i).

$$\lambda_i = L_i/L; \quad \Sigma \lambda_i = 1.$$

Suponiendo que ($\hat{K}_T = \hat{K}$) y ($\hat{C}_T = \hat{C}_M = c \hat{C}_N, c > 1$),

entonces

$$\hat{L} = \hat{K} + D YC (\hat{C}_T) - D (\hat{w}/\hat{P}_T) + Y_M D (P_M/\hat{P}_T) + Y_N D (P_N/\hat{P}_T). \quad (21)$$

donde Y_i representa la contribución del sector i a la elasticidad salario de la demanda agregada de trabajo (D), e YC es la elasticidad de la demanda de trabajo con respecto al cambio técnico en el sector de bienes transables (\hat{C}_T), entonces

$$Y_i = \lambda_{L_i} / D (1 - \theta_{L_i})$$

$$D = \Sigma \lambda_{L_i} \sigma / (1 - \theta_{L_i})$$

$$YC = Y_T + Y_M + Y_N/c,$$

con $i = T, N, M$.

Oferta de bienes no transables

El cambio proporcional en la producción del bien N puede aproximarse por

$$\hat{Q}_N = \theta_{LN} \hat{L}_N + (1 - \theta_{LN}) \hat{K} + (\hat{C}_T)/c \quad (22)$$

La función de oferta de N se obtiene reemplazando la ecuación (20), la demanda sectorial de trabajo, en la ecuación (22):

$$\hat{Q}_N = \hat{K} + f_N (P_N/\hat{P}_T) \cdot (w/\hat{P}_T) + (1 + f_N)/c (\hat{CT}) \quad (23)$$

$$f_N = \sigma_N \theta_{LN}/(1 - \theta_{LN}),$$

donde f_N representa la elasticidad de oferta de los bienes no-transables con respecto al salario producto en el sector N.

La demanda y el mercado de los bienes no-transables

La demanda de bienes en cada período se obtiene como solución del siguiente problema de optimización:

$$\max U = U(Q_T, Q_N, Q_M) \text{ sujeto a } E = P_T Q_T + P_N Q_N + P_M Q_M,$$

donde E representa la absorción. Considere la siguiente función de utilidad:

$$U(Q_T, Q_N, Q_M) = Q_T^{\beta_T} + Q_N^{\beta_N} + Q_M^{\beta_M}; \quad 0 < \beta_i < 1.$$

Las condiciones de primer orden expresadas en términos de cambio proporcionales son:

$$(1 - \beta_T) \hat{Q}_T - (1 - \beta_N) \hat{Q}_N + \beta_M \hat{Q}_M = (P_N/\hat{P}_T) \quad (24)$$

$$\beta_N \hat{Q}_N - (1 - \beta_M) \hat{Q}_M = (P_M/\hat{P}_T), \quad y \quad (25)$$

$$\theta_T \hat{Q}_T + \theta_N \hat{Q}_N + \theta_M \hat{Q}_M = \hat{E} - \hat{P}. \quad (26)$$

P es la tasa de cambio del índice de precios al consumidor:

$$\hat{P} = \theta_T \hat{P}_T + \theta_N \hat{P}_N + \theta_M \hat{P}_M. \quad (27)$$

La demanda de bienes no-transables (Qd_M) es

$$\hat{Q}d_M = g(E/\hat{P}) - g_N(P_N/\hat{P}_T) + g_M(P_M/\hat{P}_T), \quad (28)$$

donde g , g_N y g_M son el ingreso, precio y la elasticidad-precio cruzada de la demanda de bienes no-transables:

$$g = (1 - \beta_T)/\det b > 0$$

$$-g_N = [\theta_M(1 - \beta_T) + \theta_T(1 - \beta_M)]/\det b < 0$$

$$g_M = [\theta_M(1 - \beta_T) - \beta_M \theta_T]/\det b \leq 0,$$

donde

$$\det b = (1 - \beta_T) (1 - \theta_T) + \theta_T (1 - \beta_M \beta_N) > 0.$$

El precio relativo de los bienes no-transables que equilibra el mercado se obtiene de las ecuaciones (23) y (28)

$$\begin{aligned} (P_N/\hat{P}_T) (g_N + f_N) &= -\hat{K} + f_N (w/\hat{P}_T) \\ &- [(1 + f_N)/c] (\hat{C}_T) + g (E/\hat{P}) + g_M (P_M/\hat{P}_T). \end{aligned} \quad (29)$$

Soluciones alternativas del modelo

En las subsecciones siguientes se entregan tres soluciones alternativas

Soluciones con salarios rígidos y factores específicos

Si se supone que los salarios son rígidos, entonces

$$(w/\hat{P}_T) = k_0 (WP/\hat{P}_T) - k_1 (\hat{L}_s - \hat{L}). \quad (30)$$

La solución de salarios rígidos se obtiene del sistema formado por las ecuaciones (21), (29) y (30). Las tres variables endógenas son L , (P_N/P_T) , y (w/P_T) . La solución para (P_N/P_T) arroja

$$\begin{aligned} \det I (P_N/\hat{P}_T) &= dek \hat{K} + k_1 f_N (K/\hat{L}_s) \\ &+ [D f_N k_1 YC - dek (1 + f_N)/c] \hat{C}_T \\ &+ (D k_1 Y_N f_N + dek g_M) (P_M/\hat{P}_T) \\ &+ dek g (E/\hat{P}) + f_N k_0 (WP/\hat{P}_T), \end{aligned} \quad (31)$$

donde

$$\det I = g_N f_N + D k_1 (g_N + f_N - f_N Y_N) > 0,$$

$$dek = (1 + D k_1).$$

Solución con factores específicos y salarios flexibles

La tasa de salario se obtiene al igualar la demanda agregada de trabajo, ecuación (21), con L_s , suponiendo que los salarios son flexibles:

$$D(\hat{w}/P_T) = \hat{K} + DYC(\hat{C}_T) - \hat{L}_s + Y_M D(P_M/\hat{P}_T) + Y_N D(P_N/\hat{P}_T) \quad (32)$$

La solución de factores específicos se deriva del sistema de dos ecuaciones formado por las condiciones que aclaran el mercado en el mercado del trabajo y en el de los bienes no-transables, ecuaciones (32) y (29). Las variables endógenas son (P_N/P_T) y (w/P_T) . La solución para (P_N/P_T) arroja

$$\det 2 (P_N/\hat{P}_T) = (f_N/D)(K/\hat{L}_s) - \hat{K} + [f_N YC - (1 + f_N)/c] (\hat{C}_T) + g(E/\hat{P}) + (g_M + Y_M f_N) (P_M/\hat{P}_T), \quad (33)$$

donde

$$\det 2 = (g_N + f_N - f_N Y_N) > 0.$$

Solución con salarios flexibles y factores móviles

Si se suponen salarios flexibles y factores móviles, el precio de los bienes no-transables puede resolverse a partir del sistema de tres ecuaciones formado por las condiciones de utilidad nula expresadas en la ecuación (17). Las tres variables endógenas son P_N , w , y r ; la solución para (P_N/P_T) arroja

$$(P_N/\hat{P}_T) (\theta_{TL} - \theta_{ML}) = (\theta_{TL} - \theta_{NL}) (P_M/\hat{P}_T) + (\theta_{TL} - \theta_{ML}) (1 - 1/c) \hat{C}_T \quad (34)$$

Multiplicadores intermedios

La ecuación (35) representa la ecuación no-restringida de la forma semirreducida para el precio relativo de los bienes no-transables. X es la matriz de variables explicativas, B es el vector columna de los coeficientes correspondientes (B' es la traspuesta de B) y u es el vector de residuos:

$$(P_N/P_T) = XB + u, \quad (35)$$

donde

$$X = [(P_N/P_T) (t-1) | x(1,t), x(2,t), \dots, x(H,t) | x(1,t-1), \dots, x(H,t-1), \dots, x(1,t-m), \dots, x(H,t-m)]$$

$$B = (B_{11}, | B_{20}, B_{20}, \dots, B_{100} | B_{21}, \dots, B_m | \dots | B_{2m}, \dots, B_{mm}).$$

La matriz de variables explicativas es particionada en variables rezagadas endógenas $(P_N/P_T)(t-1)$; variables explicativas contemporáneas $x(h,t)$; y variables explicativas rezagadas $x(h,t), \dots, x(h,t-m)$, donde $x(h,t-m)$ representa el valor de la variable xh rezagada en m periodos.

La forma final en la ecuación (36) se derivó resolviendo la forma semirreducida como función del valor de la variable endógena en el período 0 y del valor de las variables explicativas rezagadas $x(h,t-j)$. Donde $x(h,t-j)$ representa el valor de la variable explicativa xh en el período $t-j$.

$$\begin{aligned}
 (P_N/P_T)(t) &= B'_{11}(P_N/P_T)(0) + \sum_{i=2}^t B_{i0} x(h,i) \\
 &+ (B_{i0} B_{i1} + B_{i1}) x(h,i-1) + \dots \\
 &+ (B_{i0} B^{m-1}_{i1} + B_{i1} B^{m-1}_{i1} + B_{i2} B^{m-2}_{i1} + \dots + B_{im}) x(h,t-m) \\
 &+ B_{i1} (B_{i0} B^{m-1}_{i1} + B_{i1} B^{m-2}_{i1} + B_{i2} B^{m-2}_{i1} + \dots \\
 &+ B_{im}) x(h,t-m-1) + \dots \\
 &+ B^{t-2m}_{i1} (B_{i0} B^m_{i1} + B_{i1} B^{m-1}_{i1} + B_{i2} B^{m-2}_{i1} + \dots + B_{im}) x(h,m) \\
 &+ B^{t-2j-1}_{i1} (B_{i1} B^{m-1}_{i1} + B_{i2} B^{m-2}_{i1} + \dots + B_{im}) x(h,m-1) \\
 &+ \dots + B^{t-m}_{i1} (B_{im}) x(h,0)
 \end{aligned} \tag{36}$$

Los multiplicadores intermedios en la ecuación (37) representan el efecto sobre el precio relativo de los bienes no-transables del período t de un cambio, de una vez y para siempre, en la variable xh que tuvo lugar en el período $(t-j)$. Los multiplicadores intermedios $M(h,j)$ se obtienen derivando la forma final y reordenando términos:

$$\begin{aligned}
 M(h,j) &= \frac{d(P_N/P_T)(t)}{[dx(h,t-j) = \dots = dx(h,t)]} = B_{i0} (1 + B_{i1} + B^2_{i1} + \dots + B^t_{i1}) \\
 &+ B_{i1} (1 + B_{i1} + B^2_{i1} + \dots + B^{t-1}_{i1}) \\
 &+ B_{i2} (1 + B_{i1} + B^2_{i1} + \dots + B^{t-2}_{i1}) + \dots \\
 &+ B_{im} (1 + B_{i1} + B^2_{i1} + \dots + B^{t-m}_{i1}).
 \end{aligned} \tag{37}$$

El multiplicador intermedio de largo plazo de un cambio sostenido en la variable xh se presenta en la ecuación (38):

$$\lim_{j \rightarrow \infty} M(h, j) = B_h = \sum_{j=0}^m B_w / (1 - B_w). \quad (38)$$

El multiplicador de largo plazo (B_γ) de (WP/P_τ) supone un cambio de una vez y para siempre en la variable (WP/P_τ) y así los salarios nominales del sector público son rígidos. Permitiendo la indexación de los salarios del sector público al índice de precios al consumidor rezagados en un período se obtiene:

$$\widehat{WP}(t) = \gamma \widehat{P}(t-1) = \gamma [\widehat{P}_\tau(t-1) + \theta_N (P_N/\widehat{P}_\tau)(t-1)],$$

donde $WP(t)$ es la tasa de cambio en los salarios nominales del sector público en el período t , γ es el coeficiente de indexación ($0 < \gamma < 1$) y θ_N es la fracción de bienes no-transables en el índice de precios (P). El multiplicador de largo plazo de una devaluación cuando los salarios del sector público están indexados, $B_\gamma(\gamma, \theta_N)$ es

$$B_\gamma(\gamma, \theta_N) = B_\gamma (1 - \gamma) / (1 - \gamma \theta_N B_\gamma). \quad (39)$$

APENDICE II

DEFINICION DE VARIABLES Y FUENTES

(P_N/P_T) es el precio relativo de los bienes no-transables y exportables.

P_N es el índice de precios de los bienes no-transables, construido utilizando precios seleccionados del índice de precios al consumidor (fuente: Le Fort y Gillet, 1986).

P_T es el precio doméstico de los bienes exportables, con $P_T = P^*_T e$ (z_T se asume igual a cero).

El símbolo e representa el tipo de cambio nominal, expresado como el valor en pesos chilenos de un dólar americano (fuente: Banco Central de Chile, Boletín mensual).

P^*_T es el promedio ponderado del índice de precios al por mayor de los socios comerciales (fuente: Le Fort, 1985).

(E/P) es la absorción real: consumo privado, más la inversión, más el gasto del gobierno. Los datos anuales se obtuvieron del Banco Central de Chile, Cuentas Nacionales. Fuente para la interpretación trimestral: Moran, Gutiérrez y Friedman (1983). Los datos fueron desestacionalizados utilizando el método de Jorgenson (1964).

(P_T/P_M) es la razón de precios doméstica de los bienes exportables e importables (fuente: Corbo, 1983). La serie fue completada utilizando información contenida en Moran, Gutiérrez y Friedman (1983).

Tec es un *proxy* para la tecnología, construido a partir de la tendencia de la razón del P.I.B. al empleo (fuente: Le Fort, 1985).

K indica el *stock* de capital físico (fuente para los totales anuales: Banco Central de Chile, Indicadores Económicos). La interpolación trimestral fue realizada utilizando potencias de una variable de tendencia en el tiempo (fuente: Le Fort, 1985).

Ls representa la fuerza de trabajo en Santiago (fuente: Departamento de Economía, Universidad de Chile, Encuesta de Ocupación).

(WP/P_T) es la razón de salarios del sector público a precios de los bienes exportables.

WP es el índice de salarios en el sector público (fuente: Banco Central de Chile, Boletín Mensual).

El símbolo ir^* representa la tasa *ex ante* de interés real externa, con $ir^* = i^* - E(\hat{P}^*)$.

El símbolo i^* representa la tasa ofrecida interbancaria promedio de Londres (LIBOR) en dólares americanos para depósitos a 180 días (fuente: Fondo Monetario Internacional Financial Statistics (I.F.S.)).

$E(\hat{P}^*)$ es la inflación internacional esperada, construida utilizando la tasa de cambio de Índice de Precios Internacional (P^*_τ) y cuatro rezagos de la misma variable (fuente: Le Fort, 1985).

$E(\hat{\epsilon})$ es la tasa esperada de devaluación, $E(\hat{\epsilon}) = p(\hat{e}a) + (1-p)(\hat{e}c)$, donde $\hat{e}a$ es la tasa de devaluación anunciada por las autoridades económicas, $\hat{e}c$ es la tasa de devaluación condicional a la divergencia de la política anunciada y p es la probabilidad asignada al primer evento (fuente: Le Fort y Ross, 1985).

$E(\hat{P}_\tau)$ es la tasa esperada de cambio de los precios de los bienes exportables, $E(\hat{P}_\tau) = E(P^*_\tau) + E(\hat{\epsilon})$.

$E(P_n/\hat{P}_\tau)$ es la tasa esperada de cambio en el precio de los bienes no transables en relación a los bienes exportables, obtenida de $E(P_n/P_\tau)(t)/X(t-1)$.

$E(P_n/P_\tau)(t)/X(t-1)$ es el precio relativo esperado en el periodo anterior de los bienes no transables, obtenido de una proyección lineal del precio relativo en las variables exógenas del modelo. El set de información $[+X(t-1)]$ incluye el valor de todas las variables en el trimestre anterior (véase, Barro, 1978; fuente: Le Fort, 1985).

H/P es la base monetaria real.

H es la base monetaria (fuente: Moran, Gutiérrez y Friedman, 1983).

P es el índice de precios al consumidor corregido (fuente: Cortázar y Marshall 1980).

DN es el índice del valor de los activos domésticos reales en unidades de bienes de consumo, $DN = (SP K)/P$.

SP es el índice de precios de las acciones (fuente: Banco Central de Chile, Boletín Mensual).

F es el valor de la deuda externa neta en unidades de bienes de consumo, $F = FDe/P$.

FD es la deuda externa neta (privada y pública) en dólares americanos (fuente: Banco Central de Chile, Indicadores Económicos). La interpolación trimestral fue realizada utilizando el Método de Denton (1971) (fuente: Le Fort, 1986).

FS es la balanza de pago neta de servicios financieros en unidades de bienes de consumo, $FS = FSBOPe/P$.

FSBOP es la balanza de pagos neta de servicios financieros. Los datos anuales se obtuvieron del F.M.I. La interpolación trimestral fue realizada utilizando información completa, la técnica de máxima verosimilitud (FIML) y el método de Denton (1971) (fuente: Le Fort, 1986).

RDC representa los *shocks* de política sobre la base monetaria real, $RDC = DDC/H (t-1) \cdot \hat{P}_r$

DDC es el cambio en el crédito doméstico nominal (fuente: Banco Central de Chile, Síntesis Monetaria Financiera).

G es el consumo del gobierno, desestacionalizado (fuente: Moran, Gutiérrez y Friedman, 1983).

Trib representa los ingresos tributarios reales.

Ip es el índice de valor del crédito internacional, $Ip = i^* (1-pd)/pd$.

El símbolo pd representa la probabilidad de no pago de la deuda, $pd = \exp(EC)/(1 + \exp(EC))$.

EC es el costo esperado de un no pago para el prestamista, $EC = 0,314 + 0,633 FD / Y - 1,152 RES/Y - 1,186 Y + 0,353 BOPFS/X$. Los coeficientes se obtuvieron de Edwards (1984).

Y es el PIB en dólares americanos (fuente: Banco Central de Chile, Cuentas Nacionales).

RES representa las reservas internacionales (fuente: F.M.I.).

EX representa las exportaciones (fuente: Banco Central de Chile, Boletín mensual).

CCA es una variable cualitativa para la liberalización de la cuenta de capital. CCA es igual a cero para el período comprendido entre el primer trimestre de 1974 y el primer trimestre de 1980 y a partir de ese momento igual a la unidad.

REFERENCIAS

- BALASSA, BELA. "The purchasing-power-parity doctrine: A reappraisal", *Journal of Political Economy* Chicago, vol. 72, diciembre, 1964, pp., 584-96.
- BARRO, ROBERT J. "Unanticipated money, output, and the price level in the United States", *Journal of Political Economy* Chicago, vol. 86, agosto, 1978, pp., 549-80.
- BRUNO, MICHAEL. "Exchange rates, import costs, and wage price-dynamics", *Journal of Political Economy* Chicago, vol. 86, junio, 1978, pp., 379-403.
- CALVO, GUILLERMO. "Real exchange rate dynamics with fixed nominal parities: On the economics of overshooting and interest-rate management with rational price setting", Working paper 5, International Economics Research Center, Nueva York, Columbia University, agosto, 1982.
- CORBO, VITTORIO. "An overview of the macroeconomic development in the last 20 years in Chile" unpublished, Santiago, Chile, Universidad Católica, 1983.
- . "Reformas and macroeconomic adjustments in Chile during 1974-84", *World Development* Oxford, vol. 13, agosto, 1985, pp., 893-916, 1985a.
- . "International prices, wages and inflation in an open economy: A Chilean model", *Review of Economics and Statistics*, Cambridge, Massachusetts, vol. 67, noviembre, 1985, 564-73, 1985b.
- CORBO, VITTORIO Y JAIME DE MELO. "What went wrong with the recent reforms in the Southern Cone", *Economic Development and Cultural Change*, Chicago, vol. 34, abril, 1986, pp., 60 y 7-40.
- CORDEN, W. MAX Y J. PETER NEARY. "Booming sector and de-industrialization in a small open economy", *Economic Journal*, Londres, vol. 92, diciembre, 1982, pp., 825-48.
- CORTAZAR, RENÉ. "Salarios nominales e inflación: Chile 1974-1982", *Estudios CIEPLAN*, Santiago, vol. 11, diciembre, 1983, pp., 85-111.
- CORTAZAR, RENÉ Y J. MARSHALL. "Índice de precios al consumidor en Chile: 1970-78", *Estudios CIEPLAN*, Santiago, vol. 4, noviembre, 1980.
- DENTON, FRANK T. "Adjustment of monthly or quarterly series to annual totals: An approach based on quadratic minimization". *Journal of the American Statistical Association* (Washington), vol. 66, marzo, 1971, pp., 99-102.
- DIAZ-ALEJANDRO, CARLOS F. "Southern Cone stabilization plans", en *Economic Stabilization in Developing Countries*, ed., by William R. Cline and Sidney Weintraub, Washington, The Brookings Institution, 1981, pp., 119-47.
- DORNBUSCH, RUDIGER. "Devaluation, money, and nontraded goods", *American Economic Review*, Nashville, Tennessee, vol. 63, diciembre, 1973, pp., 871-80.
- . "The exchange-rate rules and macroeconomic stability", *Journal of Political Economy*, Chicago, vol. 90, febrero, 1981, pp., 158-65.

- EDWARDS, SEBASTIAN. "Economic policy and the record of economic growth in Chile", unpublished; Los Angeles, Department of Economics, University of California, 1983.
- . "LDC foreign borrowing and default risk: An empirical investigation (1976-1980)", *American Economic Review*, Nashville, Tennessee, vol. 74, septiembre, 1984, pp., 726-34.
- . "Monetarism in Chile, 1973-1983: Some economic puzzles", *Economic Development and Cultural Change*, Chicago, vol. 34, abril, 1986, pp., 535-60.
- FOXLEY, ALEJANDRO. *Latin America: Experiments in neoconservative economics*, Berkeley, University of California Press, 1983.
- FRENKEL, JACOBA. "The collapse of purchasing-power parities during the 1970s", *European Economic Review*, Amsterdam, vol. 16, mayo, 1981, pp., 145-65.
- HARBERGER, ARNOLD. "The Chilean economy in the 1970s: Crisis, stabilization, liberalization, reform", *Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy*, Amsterdam y Nueva York, vol. 17, agosto, 1982, pp., 115-52.
- INTRILIGATOR, MICHAEL. *Econometric Models, Techniques, and Applications*, Englewood Cliffs, Nueva Jersey, Prentice Hall, 1978.
- JONES, RONALD. "The structure of simple general equilibrium models", *Journal of Political Economy*, Chicago, vol. 73, diciembre, 1965, pp., 557-72.
- . "The small country in a many-commodity world", *Australian Economic Papers*, Adelaide, vol. 13, diciembre, 1974, pp., 225-36, 1974a.
- . "Trade with non-traded goods: The anatomy of interconnected markets", *Economica*, Londres, vol. 41, mayo, 1974, pp., 121-38.
- JORGENSON, DALE W. "Minimum variance, linear, unbiased seasonal adjustment of economic time series", *Journal of the American Statistical Association*, Washington, vol. 59, septiembre, 1964, pp., 681-724.
- KOMIYA, RYUTARO. "Nontraded goods and the pure theory of international trade", *International Economic Review*, Filadelfia, vol. 8, junio, 1967, pp., 132-52.
- LEAMER, EDWARD. *Specification searches: Ad hoc inference with non-experimental data*, Nueva York, Wiley, 1978.
- . *Sources of International comparative advantage: Theory and evidence*, Cambridge, Massachusetts, MIT Press, 1984.
- LEAMER, EDWARD Y HERMAN LEONARD. "Reporting the fragility of regression estimates", *Review of Economic and Statistics*, Cambridge, Massachusetts, vol. 65, mayo, 1983, pp., 306-17, 1983a.
- . "SEARCH: A software package for bayesian inference and sensitivity analysis", unpublished; Los Angeles, University of California, 1983, 1983b.
- LE FORT, GUILLERMO R. "The real exchange rate and capital inflows: The case of the Southern Cone countries", doctoral dissertation; Los Angeles, University of California, 1985.

- LE PORT, GUILLERMO R. "Trimestralización de series de balanza de pagos". *Estudios de Economía*, Santiago, vol. 13, abril, 1986, pp., 167-89.
- LE PORT, GUILLERMO Y R. GILLET. "Índices de precios de bienes no transables: Chile 1974-84", *Estudios de Economía*, Santiago, vol. 13, abril, 1986, pp., 73-94.
- LE PORT, GUILLERMO Y C. ROSS. "La devaluación esperada una aproximación bayesiana: Chile 1974-84", Working paper 72, Santiago, Chile, Departamento de Economía, Universidad de Chile, 1985.
- MORAN, CRISTIAN, GUILLERMO GUTIERREZ Y JORGE FRIEDMAN. *Estadísticas trimestrales de producto y dinero para la economía chilena: 1960-1981*, Santiago, Chile, Departamento de Economía, Universidad de Chile, 1983.
- RAMOS, JOSEPH. *Estabilización y liberalización económica en el Cono Sur*, Santiago, Chile, CEPAL, 1984.
- SANYAL, KALYAN Y RONALD JONES. "The theory of trade in Middle products", *American Economic Review*, Nashville, Tennessee, vol. 72, marzo, 1982, pp., 16-31.
- TAYLOR, JOHN. "Staggered wage setting in a macro model", *American Economic Review*, Nashville, Tennessee, vol. 69, mayo, 1979, pp., 108-13.
- ZAHLER, ROBERTO. "Recent Southern Cone liberalization reforms and stabilization policies: The Chilean case (1974-82)", unpublished, Santiago, Chile, CEPAL, 1983.
- . "Las tasas de interés en Chile: 1975-1982", en *El desarrollo financiero de América latina y el Caribe*, Caracas, Instituto Interamericano de Mercados de Capital, 1985, pp., 571-623.