

Distr.
RESTRINGIDA

LC/R.1630
11 de abril de 1996

ORIGINAL: ESPAÑOL

C E P A L

Comisión Económica para América Latina y el Caribe

**COMPONENTES INTERNOS Y EXTERNOS DE LA INFLACION
EN CHILE: UN ENFOQUE DE COINTEGRACION**

Este documento fue preparado por la Unidad de Financiamiento de la División de Comercio Internacional, Transporte y Financiamiento de la CEPAL. No ha sido sometido a revisión editorial.

96-4-305

ÍNDICE

	<i>Página</i>
RESUMEN	1
I. INTRODUCCIÓN	3
II. LA ESTRATEGIA DE MODELIZACIÓN	5
III. EL ANÁLISIS DE LA ESTRUCTURA DE LARGO PLAZO	9
1. El mercado monetario	11
2. El mercado del trabajo	17
3. El sector externo	21
IV. UN MODELO DE CORRECCIÓN DE ERRORES DE LA INFLACIÓN EN CHILE	29
V. CONCLUSIONES	35
Anexo 1 DEFINICIÓN DE LAS VARIABLES UTILIZADAS	37
Anexo 2 ORDEN DE INTEGRACIÓN DE LAS VARIABLES Y DEFINICIÓN DE LOS TESTS UTILIZADOS	38
BIBLIOGRAFÍA	40

RESUMEN

En este estudio se intenta determinar empíricamente el impacto sobre la inflación en Chile de desequilibrios en cuatro mercados: el mercado laboral, el mercado de bienes, el mercado monetario y el mercado externo. Se utiliza el método de cointegración multivariada para determinar el equilibrio de largo plazo en estos mercados. En el mercado monetario, se demuestra la existencia de una demanda de dinero estable. En el mercado laboral, se identifica una relación de largo plazo que vincula los salarios reales con la productividad y el desempleo. Se obtiene una curva de Phillips de pendiente bastante suave, que muestra que las políticas destinadas a reducir salarios mediante el control de la demanda agregada tendrán costos muy altos en términos de desempleo. Según la relación de largo plazo obtenida, el aumento de salarios reales que se registra a partir de 1986 no ha jugado un papel importante en la dinámica inflacionaria reciente. En el mercado externo, se establece que el supuesto de paridad de poder adquisitivo se cumple en el largo plazo o de manera equivalente, que el tipo de cambio real es estacionario cuando se introducen las tasas de interés doméstica y externa en el análisis. La política cambiaria de los últimos años ha llevado a que la apreciación cambiaria real sea inferior a la obtenida por la relación de equilibrio estimada. Los resultados muestran que los desequilibrios en los cuatro mercados inciden en la tasa de inflación. La convergencia entre la inflación doméstica e internacional dependerá de la capacidad de corregir los desequilibrios en los mercados internos, del régimen cambiario adoptado y del diferencial entre las tasas de interés doméstica y externa.

I. INTRODUCCIÓN

Es usual distinguir tres tipos de explicaciones para entender los determinantes de la inflación en una economía abierta con algún grado de industrialización (Surrey, 1989): (a) las monetaristas puras, en las cuales la expansión de la oferta de dinero (definida en forma apropiada) a una tasa mayor que la garantizada por el crecimiento del potencial productivo real es una condición necesaria y suficiente para la existencia de inflación; (b) las teorías internas, que pueden subdividirse en (i) del mercado de trabajo y (ii) de excesos de demanda. La primera de ellas recurre a la noción de salario, como el precio del trabajo, determinado por excesos de demanda/oferta de trabajo (reflejado en el desempleo) y a su vez conformando la principal parte de los costos unitarios de producción. La segunda conlleva inflación de excesos de demanda (en una economía cerrada) pero que difícilmente pueden, en la práctica, distinguirse de la primera; (c) las teorías externas, que pueden dividirse en (i) teorías que involucran la transmisión de la inflación de los precios de las importaciones en moneda extranjera hacia inflación general interna y (ii) la inflación que se produce como consecuencia del alza del tipo de cambio, que causa inflación de las importaciones en moneda nacional independientemente de los cambios en los precios externos.

Estas teorías alternativas vinculan la inflación a cuatro mercados: el de bienes, el del dinero, el cambiario y el laboral. Diversos autores han contribuido al análisis empírico de la inflación en Chile viendo la interrelación entre estos mercados, lo que equivale a considerar los mecanismos de generación de inflación en forma interdependiente. Las presiones de costo y de creación de dinero fueron considerados en un trabajo pionero de Cauas (1972). Los factores institucionales en la determinación de salarios fueron incluidos por Cortázar (1983a). Los excesos de demanda en bienes transables y no transables, determinantes de inflación externa y una estructura de rezagos, fueron incorporados por Corbo (1984). Los determinantes de la tasa de interés y su interacción con los otros mercados han sido incorporados por Edwards (Edwards y Kahn, 1985; y Edwards y Cox, 1987). En Martner y Titelman (1990) se estima un modelo de corrección de errores de precios y salarios en que se analizan las interacciones entre la inflación y el nivel de actividad. Más recientemente, mediante un análisis de vectores autorregresivos, Moguillansky y Titelman (1992) determinan el impacto de la política cambiaria, monetaria, salarial y fiscal en la varianza de la inflación.

Un enfoque ecléctico que combina estos elementos fue utilizado por Uthoff (1993). En este último trabajo se demuestra que los determinantes de los precios de los diferentes mercados (monetario, de trabajo y cambiario) interactúan entre sí y en la determinación de la inflación. Especial relevancia asumen los comportamientos que tienden a desviar los precios de sus tendencias de equilibrio, ocasionando cambios en los precios relativos entre esos mercados e importantes quiebres en las tendencias de la inflación.

En esta oportunidad exploramos un enfoque complementario para distinguir entre las mismas tres explicaciones macroeconómicas: (i) teorías de mercados laborales internos; (ii) teorías monetaristas puras; y (iii) teorías de inflación externa. El análisis empírico hace uso del modelo de cointegración multivariado, que se basa en el análisis conjunto de los comportamientos de corto y largo plazo de los

mercados. Las desviaciones en torno a los estados estacionarios derivados de cada mercado se investigan como causantes de la inflación. Los efectos de cada mercado se comparan entre sí distinguiendo cuáles son los más importantes entre aquellos de origen externo e interno.

Las implicaciones de política son inmediatas. Los comportamientos que tiendan a desviar los mercados de sus estados estacionarios ocasionarían variaciones en la inflación. Se ilustran así las posibles causas de la inflación en Chile, y la forma como ésta resulta afectada por la creciente integración de sus mercados de bienes y capitales en el contexto internacional. La idea básica es que la inflación medida por el IPC puede estar asociada con la inflación de salarios interna, es decir, salarios nominales por sobre su nivel estacionario; con la inflación de origen monetario, es decir, excesos de dinero; y con la inflación importada.

El trabajo se divide en tres partes, además de esta introducción. En la que sigue se explica la estrategia de modelación; en la sección siguiente se modelan los mercados monetarios, laboral y cambiario. Luego se estima un modelo unecuacional para la inflación medida por el IPC que permite distinguir los efectos de largo plazo sobre la inflación de las desviaciones respecto del equilibrio en estos tres mercados y los impactos de corto plazo de las variables explicativas. Las implicaciones de política se resumen en las conclusiones.

II. LA ESTRATEGIA DE MODELIZACIÓN¹

En los análisis empíricos que siguen se utiliza la metodología de cointegración multivariada para estimar los efectos de variables domésticas y externas sobre la tasa de inflación en Chile.²

El proceso inflacionario se modela mediante la especificación de un modelo de vectores autorregresivos (VAR) con errores Gaussianos:

$$X_t = \Pi_1 X_{t-1} + \dots + \Pi_k X_{t-k} + \mu + \psi D_t + \epsilon_t, \quad t = 1, \dots, T \quad (1)$$

Donde X_t es un vector $p \times 1$ de variables estocásticas relacionadas con el proceso inflacionario, $\epsilon_1, \dots, \epsilon_T$ se distribuyen $Niid_p(0, \Sigma)$, D_t son variables mudas estacionales centradas, μ es la constante y Π_i son matrices de coeficientes.

Si la especificación estocástica es adecuada, entonces la ecuación (1) representa un modelo estadístico bien definido (distribución de Haavelmo), es decir congruente con la información disponible (con residuos homoscedáticos y parámetros constantes).

Reparametrizando (1) en la forma de un modelo de corrección de errores, se puede distinguir directamente entre los efectos relacionados a las variaciones de corto y de largo plazo de los datos:

$$\Delta X_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k+1} + \Pi X_{t-k} + \mu + \psi D_t + \epsilon_t \quad (2)$$

Donde:

$$\Pi = - (I - \Pi_1 - \dots - \Pi_k),$$

$$\Gamma_i = - (I - \Pi_1 - \dots - \Pi_i), \quad i = 1, \dots, k-1$$

La especificación (2) describe un modelo general en forma reducida, en el cual la dinámica de corto plazo, dada por $\Gamma_1, \dots, \Gamma_{k-1}$, está probablemente sobreparametrizada. Aunque la estimación de estas matrices no es muy interesante como tal, tiene el propósito de corregir los sesgos inherentes a las variaciones de X_t relacionadas con el corto plazo: la descripción de las variaciones de corto plazo es frecuentemente necesaria para una inferencia eficiente en la estructura de largo plazo. Kremers, Ericsson

¹ Esta sección retoma algunos elementos desarrollados en Juselius (1992).

² Esto se realiza estimando primero el espacio de cointegración (Johansen y Juselius, 1990) y luego verificando hipótesis más específicas de interés económico dentro de este espacio (Johansen y Juselius, 1992).

y Dolado (1992) han mostrado que ello es particularmente importante cuando los efectos de corto plazo son diferentes de los efectos de largo plazo.

El modelo (2) como caso particular del modelo (1) representa el modelo de referencia dentro del cual se pueden formular y verificar diversas hipótesis de interés económico. Las hipótesis estructurales se formulan como tests relativos al espacio de cointegración (la forma de construirlos puede consultarse en Johansen y Juselius (1990, 1992)). Esto quiere decir que es posible investigar si algunas relaciones de interés económico se encuentran en la parte estacionaria del espacio cubierto por las variables no estacionarias. En un sentido económico esto implica verificar si las desviaciones respecto de una relación de largo plazo tienden a converger al equilibrio.

El objetivo principal del método es investigar si los coeficientes de la matriz Π contienen información sobre las relaciones de largo plazo del vector de datos. La hipótesis de cointegración puede descomponerse de la siguiente forma:

$$H_0 : \Pi = \alpha \beta', \quad (3)$$

en que α (los coeficientes de ajuste) y β (los vectores cointegrantes) son matrices $p \times r$. Los tests para la determinación del rango $r \leq q$ se discuten en Johansen (1992b), y se definen de la siguiente manera:

$$Q_r = -T \sum_{i=q+1}^p \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (4)$$

$$\lambda_{Max} = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (5)$$

Donde T es el número de observaciones y λ_i son las raíces características estimadas (Johansen y Juselius, 1990, Teorema 4.1). La distribución de estos estadígrafos ha sido tabulada por simulación para el caso asintótico en Johansen y Juselius (1990) y Osterwald-Lenum (1992). Un ejercicio interesante es identificar restricciones en los vectores cointegrantes β_i , que definan hipótesis interpretables en términos económicos.

Uno de los requerimientos claves del proceso de modelización es una identificación acertada de las variables exógenas y endógenas. Una variable es exógena si puede considerarse como dada sin perder información para los propósitos del estudio. Existen tres conceptos de exogeneidad: en el sentido débil, en el sentido fuerte y la "super-exogeneidad" (Engle, Hendry y Richard, 1983).

La literatura relativa a la cointegración se ha ocupado principalmente de la exogeneidad en el sentido débil de una variable z , respecto de β (Johansen, 1992a). La exogeneidad en el sentido débil se define en términos de parámetros de interés específicos y se formula en términos de la distribución de variables observables. La densidad conjunta de x_t en (1) puede particionarse en una densidad condicional de y_t , dada la variable z_t , y una densidad marginal de z_t (Engle, Hendry y Richard, 1983):

$$D(x_t | X_{t-1}, \Phi) = D_y(y_t | z_t, X_{t-1}, \Phi_1) D_z(z_t | X_{t-1}, \Phi_2)$$

Donde $x_t = [y_t', z_t']$ y $X_t = (X_0, x_1, x_2, \dots, x_t)$. La exogeneidad en el sentido débil requiere que los parámetros de interés dependan solamente de los parámetros de la densidad condicional de y_t (Φ_1) y que

exista un corte secuencial de los espacios de parámetros para ϕ_1 y ϕ_2 . Si esto es así, la densidad marginal para z_t puede ignorarse sin pérdida de información en la inferencia estadística respecto de los parámetros de interés.³

La verificación de restricciones sobre la matriz α , que representa las ponderaciones de los vectores cointegrantes en las distintas ecuaciones, permite investigar la exogeneidad en el sentido débil de la ecuación relevante siempre y cuando los parámetros de interés representen a los coeficientes de largo plazo (Urbain, 1992). La hipótesis $\alpha_i = 0$ ($i = 1, \dots, p$) es equivalente a la exogeneidad en el sentido débil del i -ésimo componente de x_t para los parámetros de largo plazo en β . La exogeneidad en el sentido débil se rechaza si un vector de cointegración puede incluirse en más de una sola ecuación (esto es, no sólo en la ecuación correspondiente al modelo condicional). Los tests relativos a la estructura de la matriz α tienen distribuciones asintóticas χ^2 convencionales cuando el rango de la cointegración es preservado (Johansen, 1992b).

Una ventaja de tomar un modelo estadístico bien definido como (2) como punto de partida es que provee un marco en el cual la validez de modelos estructuralmente más interesantes puede ser verificada. Las restricciones impuestas en los parámetros de largo plazo y eventualmente de corto plazo tienen que ser consistentes con el modelo general, mediante el análisis de la matriz β .

La principal dificultad para aplicar el análisis descrito es la cantidad de variables que inciden en el proceso inflacionario. De manera esquemática, se pueden distinguir cuatro sectores relevantes: el mercado monetario, en que los excesos de liquidez pueden conducir a espirales inflacionarias, el mercado del trabajo, en que las presiones salariales por encima de las ganancias de productividad tienden a traspasarse a los precios, el sector externo, en que las fluctuaciones de los precios de las importaciones o del tipo de cambio nominal se propagan rápidamente a los precios domésticos, y el mercado de bienes, en donde desajustes entre oferta y demanda inciden en los márgenes de ganancia de agentes fijadores de precios.

La adecuada formalización de todos estos elementos requiere de un modelo de dimensiones significativas, el que difícilmente puede abordarse a partir de las técnicas de cointegración multivariada. Por ello, Juselius (1992) propone analizar *separadamente* los distintos sectores, definiendo los eventuales desequilibrios existentes en cada uno de ellos a partir de la estimación de relaciones estacionarias de largo plazo. Luego, se examina si los desequilibrios en los cuatro mercados considerados afectan la tasa de inflación. Es evidente que los desequilibrios en los mercados monetario, del trabajo y de bienes están estrechamente vinculados entre sí, y pueden interpretarse como distintas manifestaciones del exceso de demanda en la economía. Pero también es cierto que las secuencias pueden diferir; si existe un exceso de liquidez, por ejemplo, éste se manifiesta con algún rezago en el mercado de bienes y sólo más tarde en el mercado del trabajo. Por ello, el distinguir estos procesos puede ser importante para una descripción adecuada de los procesos inflacionarios. Comenzamos el análisis determinando los vectores de cointegración que nos permitan definir las relaciones de equilibrio en los mercados monetario, de trabajo y externo.

³ A partir de esta partición se desprenden las restantes definiciones: la exogeneidad en el sentido fuerte combina exogeneidad en el sentido débil con no-causalidad en el sentido de Granger, de manera que la densidad marginal para z_t se transforma en $D_{z_t}(z_t | Z_{t-1}, \phi_2)$. La "super-exogeneidad" requiere de exogeneidad en el sentido débil y de parámetros del proceso condicional para y_t invariantes respecto a cambios en el proceso para z_t .

III. EL ANÁLISIS DE LA ESTRUCTURA DE LARGO PLAZO

En esta sección se estudia la relación de largo plazo entre las variables utilizadas en la determinación de la tasa de inflación. Para efectos de estimar estas relaciones las variables se agrupan de acuerdo al mercado donde operan: monetario, laboral, externo. Una vez que se estiman los vectores de cointegración estos se incorporan en la ecuación de inflación. Estos vectores se interpretan en la ecuación de inflación como desviaciones con respecto a su estado estacionario; por lo tanto los parámetros estimados de cada una de estas variables reflejan la velocidad de ajuste a desequilibrios en cada uno de los mercados. El propósito es el de encontrar la forma como los desequilibrios en los mercados monetarios, de trabajo y del sector externo afectan a la tasa de inflación tal cual se mide a partir del índice de precios al consumidor.

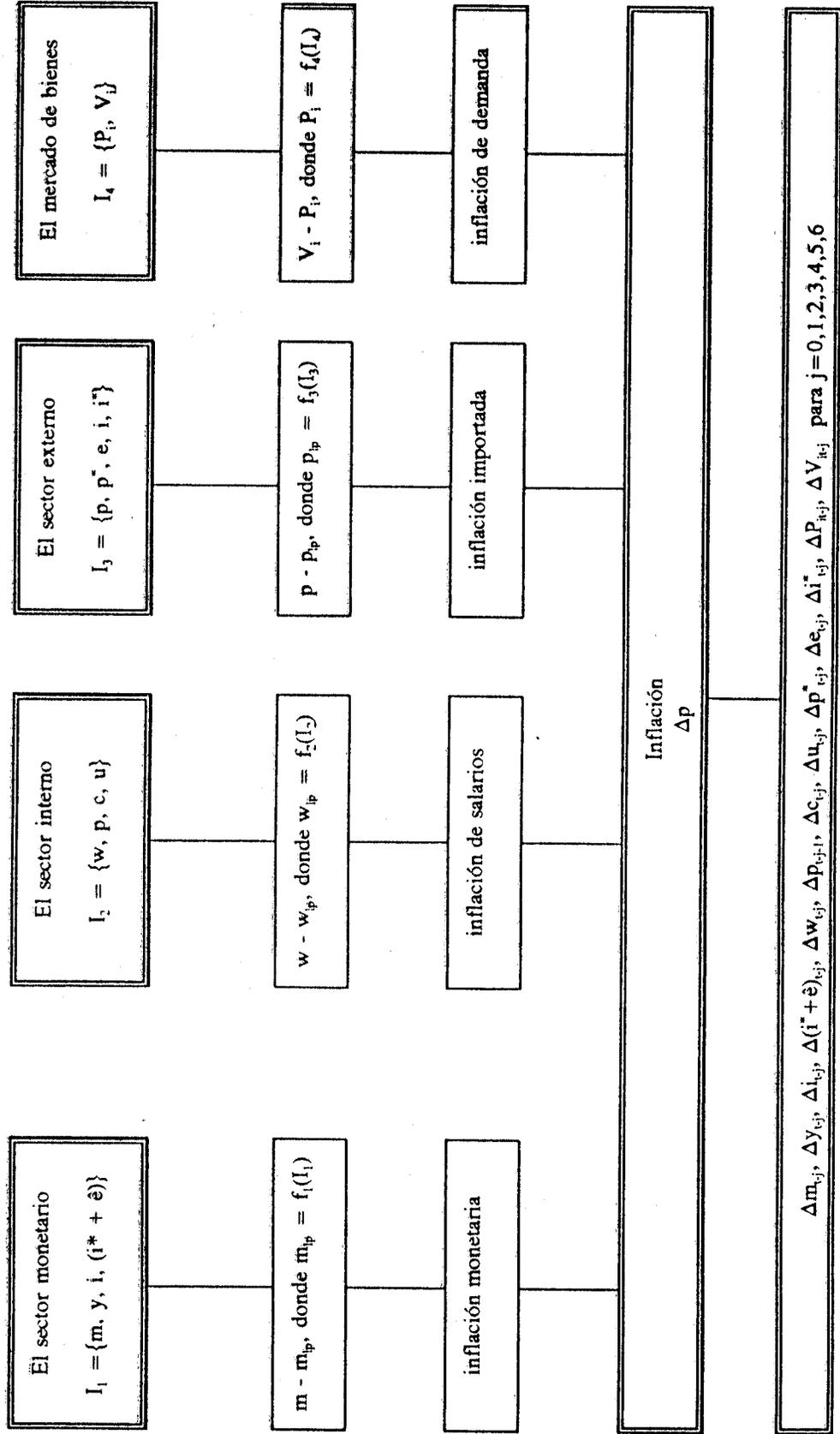
La figura 1 ilustra la secuencia lógica del procedimiento. En una primera etapa se obtienen los vectores de cointegración de las variables que intervienen en los diferentes mercados. En el mercado monetario: la cantidad de dinero - M1 ampliado; el nivel del producto; la tasa de interés interna y la tasa de interés internacional ajustada por la devaluación contemporánea. En el mercado laboral: el salario nominal, el nivel de precios domésticos, la productividad y el nivel de la tasa de desempleo. En el mercado externo: el nivel de precios internos, el nivel de precios internacionales, la tasa de interés interna, la tasa de interés internacional y el nivel del tipo de cambio nominal. Un cuarto mercado se define a partir de dos variables (las ventas y la producción industrial), cuya brecha es interpretada como exceso de demanda.

Las propiedades de cointegración de estos vectores, tal como se explicó en la sección anterior, permiten interpretar sus diferencias como desviaciones del estado estacionario en cada sector o mercado donde: $(m-m_p)$ es el exceso de dinero estimado en el mercado del dinero; $(w-w_p)$ es la desviación del salario nominal de su relación de largo plazo; y $(p-p_p)$ es la desviación de la paridad de poder adquisitivo.

En la sección 3, estos desequilibrios así estimados se utilizan como determinantes de la inflación de salarios, inflación monetaria e inflación importada en la explicación de la inflación nacional medida por el IPC. En la misma ecuación se controla por cada una de las variables de los vectores de cointegración en primeras diferencias (y con diferentes rezagos) para distinguir los efectos de corto plazo de estas variables sobre la inflación.

Gráfico 1

ANÁLISIS DE COINTEGRACIÓN DE LA INFLACIÓN EN CHILE



1. El mercado monetario

En este marco es importante identificar una función estable de la demanda de dinero de largo plazo. Además, a partir del examen de las ponderaciones de la matriz α , se puede verificar si los determinantes de la cantidad de dinero son exógenos en el sentido débil respecto de los parámetros de largo plazo de la función de demanda de dinero.

En el caso de Chile, la existencia de un cambio de régimen en la función de demanda de dinero a partir de 1983-1984 se argumenta en Arrau y De Gregorio (1991), Labán (1991), Herrera y Vergara (1992). Los autores citados vinculan este resultado a las liberalizaciones financieras de la última década. En Arrau y de Gregorio (1991), la innovación financiera se analiza como una sucesión de shocks que tienen efectos permanentes en la demanda de dinero, de tal manera que no existe una relación estacionaria de largo plazo de la demanda de dinero y de sus determinantes. En cambio, en los estudios de Labán (1991) y Herrera y Vergara (1992) se postula un cambio estructural —atribuido al desarrollo de instrumentos financieros con posterioridad a la crisis de 1982-1983— en la relación de equilibrio de largo plazo. Al incluir estos autores una variable muda en la regresión de cointegración auxiliar que toma en cuenta este cambio estructural, se presenta evidencia en favor de la hipótesis de cointegración, capturando un cambio tecnológico en el sistema financiero. Comenzando su análisis con posterioridad a la crisis, e incluyendo el tipo de cambio nominal como variable explicativa, Apt y Quiroz (1992) obtienen evidencia de cointegración y de estabilidad de la demanda de dinero. Estos estudios utilizan el método de Engle y Granger en dos etapas para estimar el vector de cointegración. En Martner y Titelman (1993) se obtiene un vector de cointegración sin introducir cambios estructurales por el método de Johansen, mostrando que los resultados son muy sensibles al método de estimación del vector de cointegración que se utilice.

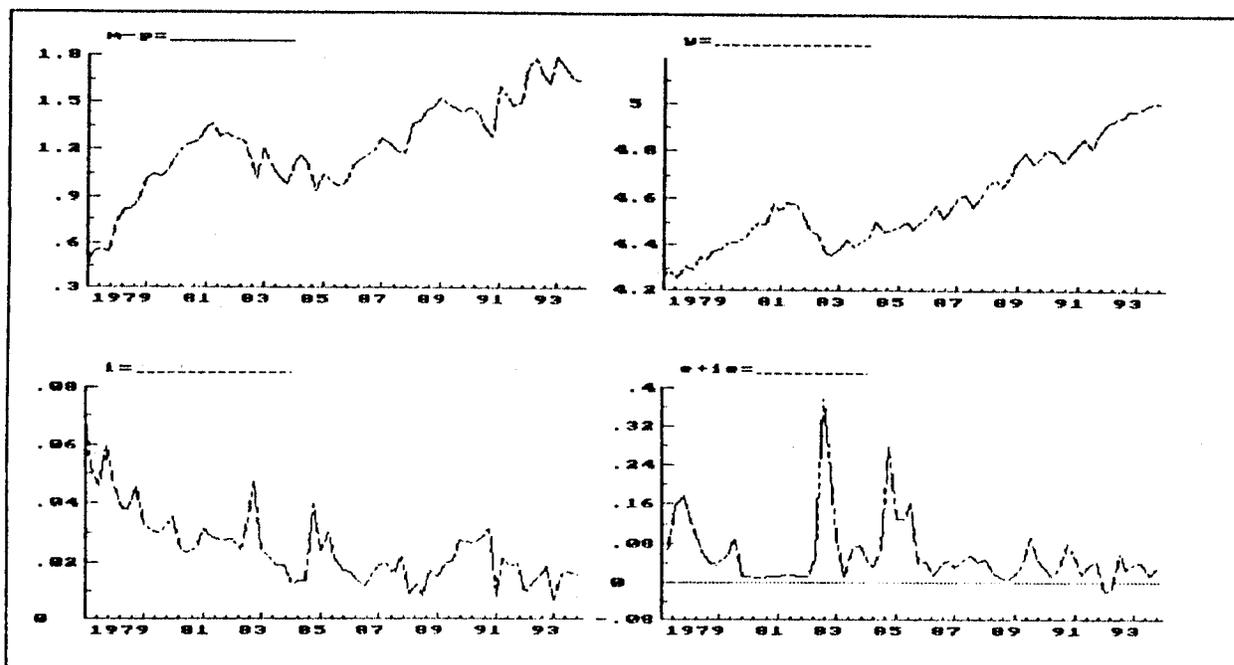
Se estimó como primer paso un vector autorregresivo de las variables $(m, y, i, i_p, \Delta p, i^* + \hat{\epsilon})$, donde m es el logaritmo de la cantidad de dinero real, y es el logaritmo del PGB trimestral, i es la tasa de interés de corto plazo de los depósitos, i_p es la tasa de interés de largo plazo de los depósitos, i^* es la tasa de interés externa, $\hat{\epsilon}$ es la variación porcentual del tipo de cambio nominal y Δp es la diferencia logarítmica del índice de precios al consumidor. En este análisis de cointegración preliminar se presentaron serios problemas en el valor de los parámetros, probablemente asociados a la alta correlación entre las cuatro variables que miden el costo de oportunidad del dinero.

Como se plantea en Baba, Hendry y Starr (1990), cuando la tasa de interés nominal y la tasa de inflación tienen una correlación imperfecta, es esencial la inclusión de ambas variables en la función de demanda de dinero. Para el caso de Chile esta correlación es muy variable, fluctuando entre 0.64 en el período 1980-1992 y 0.93 en el período 1983-1992. Tomando como referencia este último período, la tasa de interés ex-ante se ha ajustado casi perfectamente a la tasa de inflación. Asimismo, la correlación entre las tasas de interés de corto y de largo plazo es de 0.87. Debido a esta alta correlación entre las variables explicativas y a los problemas de especificación que se presentan, se mantuvo sólo la tasa de interés de corto plazo en el sistema y la tasa de interés externa medida en términos domésticos.

El modelo VAR (1) definido en la sección anterior fue estimado con seis rezagos, constantes, variables mudas estacionales centradas y con tendencia para $T = 1977:1 - 1993:4$, en que el vector X_t contiene las variables $(m, y, i, i^* + \hat{\epsilon})$. El gráfico 2 muestra la evolución de estas variables.

Gráfico 2

DETERMINANTES DE LA DEMANDA DE DINERO



Se observa, en primer lugar, una fuerte caída de la cantidad de dinero en los años 1983-1986, que da lugar al problema del "dinero desaparecido" analizado en los estudios mencionados. La cantidad de dinero y el PIB parecen ser variables $I(1)$, aunque con ruptura de tendencia, mientras que las tasas de interés domésticas y externa parecen seguir procesos $I(0)$. Sin embargo, los tests ADF muestran que estas variables también son $I(1)$ (anexo 2). Aunque los tests relevantes no son concluyentes, la tasa de interés doméstica parece haber cambiado su grado de integración en el período analizado, pasando de $I(1)$ a $I(0)$ a partir de 1985.⁴ El resultado del test ADF en el caso de la tasa de interés externa está probablemente afectado por la no normalidad de la serie.

Las maxidevaluaciones de 1982 y 1985 alteran el perfil de la serie de la tasa de interés externa, lo cual tendrá consecuencias en el análisis de cointegración. Previo a éste, es necesario obtener un modelo congruente, con normalidad, homoscedasticidad y ausencia de autocorrelación de los residuos y constancia de los parámetros.⁵ La estimación directa de este sistema no cumple estos requisitos, básicamente por la ausencia de normalidad que existe en los residuos de las ecuaciones del PIB, de la tasa de interés de corto plazo y de la tasa de interés externa. Puesto que la ausencia de congruencia afecta a los resultados

⁴ En cualquier caso, como lo destacan Hendry y Doornik (1993), el orden de integración no es una propiedad inherente de una serie de tiempo, y el análisis de congruencia de un sistema no depende de la constancia del grado de integración de las variables.

⁵ Las estimaciones se realizan con el programa PCFIML (Doornik y Hendry, 1994).

de la estimación del vector de cointegración, se introdujeron variables mudas para mejorar la inferencia.⁶ Se advierte que es básicamente en la última ecuación en que existen problemas de estimación, debido a los saltos del tipo de cambio nominal en algunos períodos. Resulta evidente que la estimación de las últimas tres variables puede tener problemas de especificación, por cuanto las variables explicativas son insuficientes en el marco de este sistema lineal restringido. La manera de obviar este problema es introduciendo variables mudas, que no afectan mayormente a la estimación de la ecuación de la demanda de dinero (véanse, por ejemplo, Hendry y Doornik, 1993, o Psararakis, 1993).⁷ En el cuadro 1 se muestran los tests de diagnóstico del sistema modificado por la introducción de las variables mudas.

Cuadro 1

TESTS DE DIAGNÓSTICO DEL SISTEMA DE DEMANDA DE DINERO

	m	y	i	(i* + ê)	VAR
AR 1-4 F(4,23)	0.30 [0.87]	0.97 [0.44]	0.61 [0.65]	1.39 [0.27]	1.24 [0.25]
N $\chi^2(2)$	3.18 [0.20]	0.14 [0.93]	0.72 [0.69]	2.78 [0.25]	7.12 [0.52]
ARCH 4 F(4,19)	0.80 [0.54]	0.21 [0.93]	0.52 [0.72]	0.23 [0.92]	

Notas: el test autorregresivo AR es el test F de Harvey para verificar autocorrelación de los residuos de orden 1 a 4, el test N es el test χ^2 Jarque-Bera de normalidad de los residuos y el test ARCH ("Auto-regressive conditional heteroskedasticity") es el test F de Engel para verificar heteroscedasticidad condicionada de orden 4. Las cifras entre paréntesis muestran los valores de la función de densidad.

El modelo es constante cuando se estima por mínimos cuadrados recursivos (gráfico 3) y los diversos tests de Chow al 5% no reflejan mayores problemas de estabilidad de parámetros. La ecuación de demanda de dinero muestra signos de inestabilidad en el primer trimestre de 1991, probablemente asociados a la fuerte caída de la inflación (y de la tasa de interés nominal) que se registró en ese período. Ello provocó un aumento inusitado de la cantidad de dinero, que no está adecuadamente reflejado en la ecuación. Aparte de este episodio, concluimos que se trata de un modelo razonablemente congruente, requisito inicial para un adecuado análisis de los vectores de cointegración. Los resultados del análisis de cointegración, así como los valores críticos, se consignan en el cuadro 2.

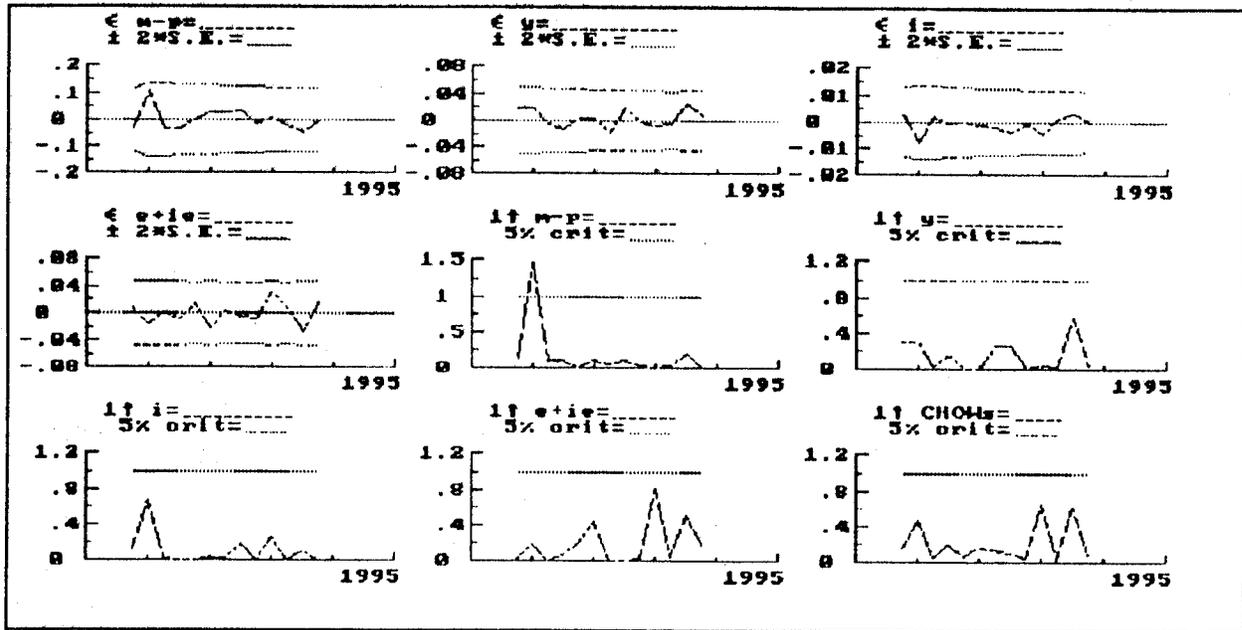
⁶ Se introdujeron cinco variables mudas: dos para dar cuenta de malos ajustes de la ecuación del PIB (80.4 y 82.1) y tres para reflejar devaluaciones discretas del tipo de cambio en los trimestres 82.3, 84.4 y 85.2. Los errores de las regresiones con y sin variables mudas para las cuatro ecuaciones son las siguientes:

	m	y	i	(i* + ê)
Modelo original	0.0599	0.0277	0.0064	0.0554
Modelo modificado	0.0569	0.0238	0.0055	0.0229

⁷ En Martner y Titelman (1994) se estima el sistema sin variables mudas, obteniéndose un vector de cointegración ligeramente diferente.

Gráfico 3

ESTADÍGRAFOS DE EVALUACIÓN RECURSIVA DEL SISTEMA DE
DEMANDA DE DINERO



Cuadro 2

ANÁLISIS DE COINTEGRACIÓN DE LA DEMANDA DE DINERO, 77:1-93:4

λ_1	Q_r	$Q_r(T-nk)$	valor crítico	λ_{Max}	$\lambda_{Max}(T-nk)$	valor crítico
0.541	83.26**	50.5	54.6	42.79**	26.0	30.3
0.318	40.48*	24.55	34.6	25.3*	15.3	23.8
0.135	15.18	9.2	18.2	6.5	6.4	16.9
0.058	4.4	2.7	3.8	4.4	2.7	3.7

Valores críticos al 5% tomados de Osterwald-Lenum (1992). Un (dos) asterisco(s) significa(n) que el estadígrafo es significativo al 95% (99%). Ambos estadígrafos se corrigen por sus grados de libertad (T-nk), donde n es el número de variables y k el número de rezagos.

Matriz β'

	m	y	i	$i^* + \delta$
m	1.00	-1.06	5.75	6.71
y	-0.56	1.00	-3.68	-0.00
i	0.02	-0.11	1.00	-0.09
$i^* + \delta$	0.36	1.11	16.4	1.00

Matriz α

	m	y	i	$i^* + \delta$
m	-0.062	0.986	3.199	0.009
y	0.058	-0.079	2.066	-0.008
i	-0.002	-0.067	-0.310	-0.006
$i^* + \delta$	-0.117	-0.254	0.209	0.005

En la primera línea, se acepta al 99% la hipótesis de que existe un vector de cointegración. Cuando los estadígrafos son corregidos por sus grados de libertad (Reimers, 1992), la hipótesis se acepta al 90%. Johansen (1992b) muestra que el poder de los tests es más bien bajo para ciertas combinaciones cointegrantes, por lo que recomienda utilizar el nivel de 10% de error. En cambio, la hipótesis de la existencia de un segundo vector de cointegración es aceptada en los estadígrafos clásicos pero rechazada cuando se corrigen por los grados de libertad (incluso al 90%). La existencia de un segundo vector de cointegración se investiga con los tests de restricción de rango de la matriz Π .

El vector de cointegración normalizado en m se obtiene de la matriz β' :

$$m_p = 1.058 y - 5.75 i - 6.71 (i^* + \delta)$$

Como se muestra en Johansen y Juselius (1990), la hipótesis de exogeneidad en el sentido débil (i.e. $\alpha_i = 0$, para $i = 2, 3, 4$) legitimaría la estimación uniecuacional de la demanda de dinero. El primer paso para demostrar esto es analizar la hipótesis de rango reducido ($r=1$). Para ello, se compara la matriz Π de rango pleno ($r=4$) con la de rango reducido ($r=1$) (Doornik y Hendry, 1994). En este caso, se obtiene una matriz similar, lo que indicaría que el rango de la matriz, y por tanto el número de vectores de cointegración, es igual a uno. Sin embargo, la hipótesis de exogeneidad débil, que se investiga mediante la restricción a cero de los α_i ($LR \chi^2(3) = 23.15$, con $r=1$), es rechazada,⁸ mostrando que la demanda de dinero no puede ser estimada mediante procedimientos uniecuacionales.

El siguiente paso es verificar si se acepta la hipótesis de una elasticidad ingreso unitaria. Para ello, se asume la hipótesis de rango uno y se reestima el sistema, aceptándose la restricción ($LR \chi^2(1) = 0.007$, con $r=1$). El vector de cointegración restringido es el siguiente:

$$m_p = y - 5.38 i - 6.90 (i^* + \delta)$$

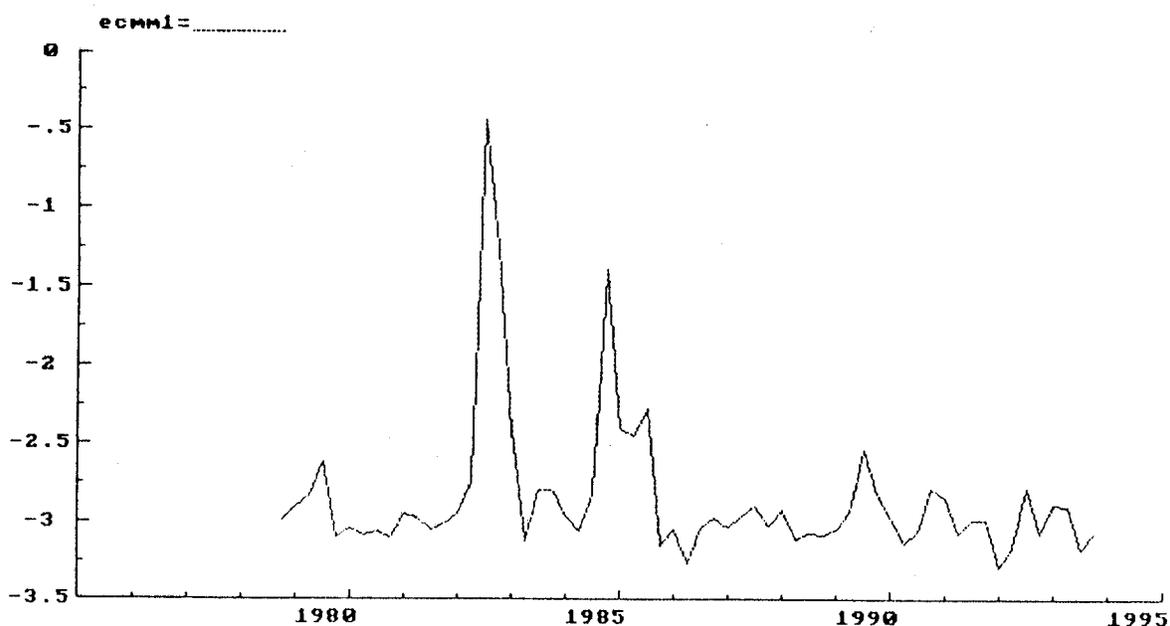
Se advierte que la estimación restringida reduce el coeficiente de largo plazo de la tasa de interés doméstica. La semielasticidad de la tasa de interés doméstica es relativamente reducida, en comparación

⁸ El mismo resultado se obtiene en Martner y Titelman (1994), utilizándose tests indirectos sobre la especificación uniecuacional.

con estudios anteriores⁹ (Labán, 1991, Apt y Quiroz, 1992). Sin embargo, se obtiene un valor más alto de la tasa de interés externa, mostrando la sensibilidad de la cantidad de dinero respecto de las fluctuaciones cambiarias. Una vez obtenido el vector de cointegración, la etapa siguiente sería estimar el modelo estructural econométrico (ver Martner y Titelman, 1994), puesto que la hipótesis de exogeneidad débil es rechazada. El examen de la primera columna de la matriz α muestra que el vector de cointegración estimado incide en las ecuaciones del PIB y sobre todo de la tasa de interés externa. Pero aquí nos interesa sólo el primer vector de cointegración restringido, correspondiente a las desviaciones en torno al equilibrio de largo plazo de la cantidad de dinero (gráfico 4).

Gráfico 4

VECTOR DE COINTEGRACION DE LA DEMANDA DE DINERO



Las desviaciones respecto del equilibrio muestran los saltos producidos por las maxidevaluaciones. Fuera de estos saltos discretos, se observan episodios de "exceso de dinero" en los años de fuerte crecimiento, como son 1979 y 1989. Con posterioridad a 1990 (en que el Banco Central se vuelve autónomo), no se advierten desviaciones muy significativas en torno al equilibrio de largo plazo. En particular, el planteamiento relativo al exceso de liquidez que habría existido en la economía en 1991-1992 no se refleja claramente en la relación de largo plazo estimada.

⁹ Las tasas de interés entran en la ecuación como variables porcentuales, lo que explica el alto valor de los coeficientes. Para comparar estos valores con los estudios citados, basta dividir por cien los valores obtenidos.

El cálculo recursivo de las dos primeras raíces características (no reportadas) muestra que las relaciones de largo plazo estimadas son constantes. Las desviaciones positivas de la cantidad de dinero en torno a este equilibrio deberían reflejarse en mayores presiones inflacionarias, como se establecerá en la sección 3. Previo a ello, determinamos los vectores de largo plazo en el mercado del trabajo y en el sector externo.

2. El mercado del trabajo

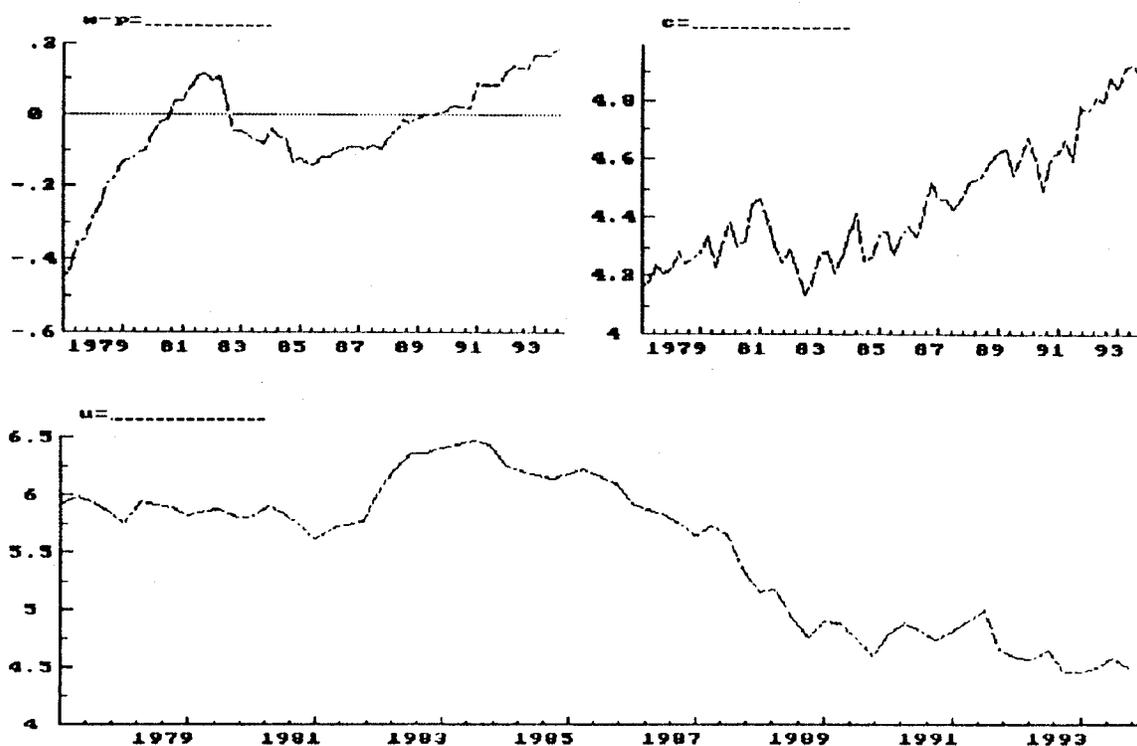
Los estudios empíricos relativos al mercado del trabajo se han centrado en la existencia de algún mecanismo de Phillips en la economía chilena. Los análisis de Ramos (1970), Behrman y García (1973), Corbo (1974, 1982), Reichmann (1974), Cortázar (1983b), Uthoff y Riveros (1984) y Jadresic (1985), entre otros, proporcionan evidencia de la necesidad de controlar por expectativas inflacionarias, indización, los reajustes salariales y el subempleo (medido por la participación del sector informal) al estimar la estabilidad de una relación de Phillips en la determinación de los salarios en el corto plazo. Jadresic (1990) y González (1990) inician el estudio de los determinantes de los salarios desde una perspectiva de largo plazo. Jadresic (1990) encuentra que el pobre desempeño de los salarios durante los años setenta y ochenta debe asociarse a lo ocurrido con la productividad y los términos de intercambio en esa época. González (1990), utilizando un modelo de corrección de errores, encuentra que la tasa de desempleo es sólo significativa en los análisis de largo plazo de los salarios industriales pero no de los generales. Por su parte, Jadresic (1992) resalta la importancia de considerar explícitamente los contratos salariales, tanto en lo que se refiere a su duración como a los períodos de indexación de los contratos, para obtener una relación estable entre los salarios nominales y la tasa de desempleo.

En este trabajo, se aplica la metodología ya explicitada introduciendo en el sistema VAR el salario nominal (w), el IPC (p), la productividad media laboral industrial (c) y la tasa de desempleo (u) para el período 1977-1993. En el gráfico 5 se muestra el salario real ($w-p$) y los índices de productividad y de desempleo. Se observa una fuerte caída de la productividad en los años de la crisis, volviendo a sus niveles previos sólo a partir de 1987. La serie de desempleo tiene por su parte un notorio cambio de régimen a partir de 1988. Nótese también que la caída del salario real es posterior a la baja de productividad y al aumento del desempleo que caracterizaron la crisis de 1982-1983, lo cual muestra la rigidez de los salarios nominales a la baja.

Se estima el VAR no restringido con estas cuatro variables, diez rezagos, variables estacionales centradas y tendencia. Se introdujeron variables mudas en los trimestres 1980(2) y 1980(4) para asegurar la congruencia del sistema (cuadro 3). El análisis de integración (anexo 2) muestra que las cuatro variables son $I(1)$, aunque pareciera existir una ruptura de tendencia después de los años de la crisis. Ello puede parecer sorprendente en el caso de la tasa de desempleo, puesto que se esperaría un comportamiento estacionario de esta variable. Sin embargo, en el período de análisis la tasa de desempleo tiene una fuerte tendencia a la baja hasta principios de esta década. A partir de esa fecha, su comportamiento tiende a ser más estacionario.

Gráfico 5

EVOLUCIÓN DE LOS DETERMINANTES DEL SALARIO NOMINAL



Cuadro 3

TESTS DE DIAGNÓSTICO DEL SISTEMA DE SALARIOS NOMINALES

	w	p	c	u	VAR
AR 1-1 F(1,10)	0.32 [0.58]	0.05 [0.82]	0.87 [0.37]	2.32 [0.16]	1.24 [0.35]
N χ^2 (2)	1.32 [0.52]	3.58 [0.17]	1.21 [0.55]	0.00 [0.99]	4.74 [0.78]
ARCH 1 F(1, 9)	0.11 [0.74]	0.29 [0.60]	0.06 [0.80]	0.00 [0.98]	
S.E.	0.006	0.012	0.059	0.108	

Notas: el test AR es el test F de Harvey para verificar autocorrelación de los residuos de orden 1, el test N es el test χ^2 Jarque-Bera de normalidad de los residuos y el test ARCH es el test F de Engel para verificar heteroscedasticidad de orden 1. Las cifras entre paréntesis muestran los valores de la función de densidad.

El modelo estimado es constante cuando se estima por mínimos cuadrados recursivos (resultados no reportados). Los resultados del análisis de cointegración, así como los valores críticos, se consignan en el cuadro 4.

Cuadro 4

ANÁLISIS DE COINTEGRACIÓN DE LOS SALARIOS NOMINALES

λ_i	Q_i	$Q_i(T-nk)$	valor crítico	λ_{Max}	$\lambda_{Max}(T-nk)$	valor crítico
0.769	171.3**	53.2	54.6	85.06**	26.4	30.3
0.622	86.28**	26.8	34.6	56.46**	17.5	23.8
0.375	29.82**	9.2	18.2	27.32**	8.5	16.9
0.042	2.5	0.8	3.8	0.1	0.0	3.7

Valores críticos al 5% tomados de Osterwald-Lenum (1992). Un (dos) asterisco(s) significa(n) que el estadígrafo es significativo al 95% (99%). Ambos estadígrafos se corrigen por sus grados de libertad (T-nk), donde n es el número de variables y k el número de rezagos.

Matriz β'

	w	p	c	u
w	1.00	-0.953	-0.936	0.090
p	-0.25	1.00	0.58	-0.11
c	-1.32	1.65	1.00	0.05
u	2.12	-3.88	0.93	1.00

Matriz α

	w	p	c	u
w	-0.37	-0.06	0.00	0.00
p	-0.09	-0.46	-0.09	-0.01
c	0.99	0.01	-0.18	-0.17
u	-1.93	0.70	-1.68	-0.22

Cuando se corrigen los estadígrafos por sus grados de libertad, se obtiene sólo un vector de cointegración al 90%. El vector de cointegración normalizado en w es el siguiente:

$$w_p = 0.95 p + 0.94 c - 0.09 u$$

Asumiendo un único vector de cointegración, se establece que no existe exogeneidad en el sentido débil.¹⁰ Además, los tres coeficientes de largo plazo de las variables explicativas son significativamente distintos de cero.¹¹ Las hipótesis que se investigan son una elasticidad unitaria de los salarios nominales respecto del nivel de precios, que reflejaría una indexación perfecta en el largo plazo, y una elasticidad

¹⁰ La hipótesis conjunta $\alpha_i = 0$, para $i = 2, 3, 4$, se rechaza con un valor LR $\chi^2(3) = 14.88$.

¹¹ Se rechazan las hipótesis $\beta_1 = 0$ (para $\beta_2 = 0$, que verifica el supuesto que el coeficiente de p es igual a cero, se obtiene LR $\chi^2(1) = 10.44$; para $\beta_3 = 0$, que corresponde al parámetro de c, se obtiene LR $\chi^2(1) = 20.05$, y para $\beta_4 = 0$, correspondiente al coeficiente de u, se obtiene LR $\chi^2(1) = 5.14$).

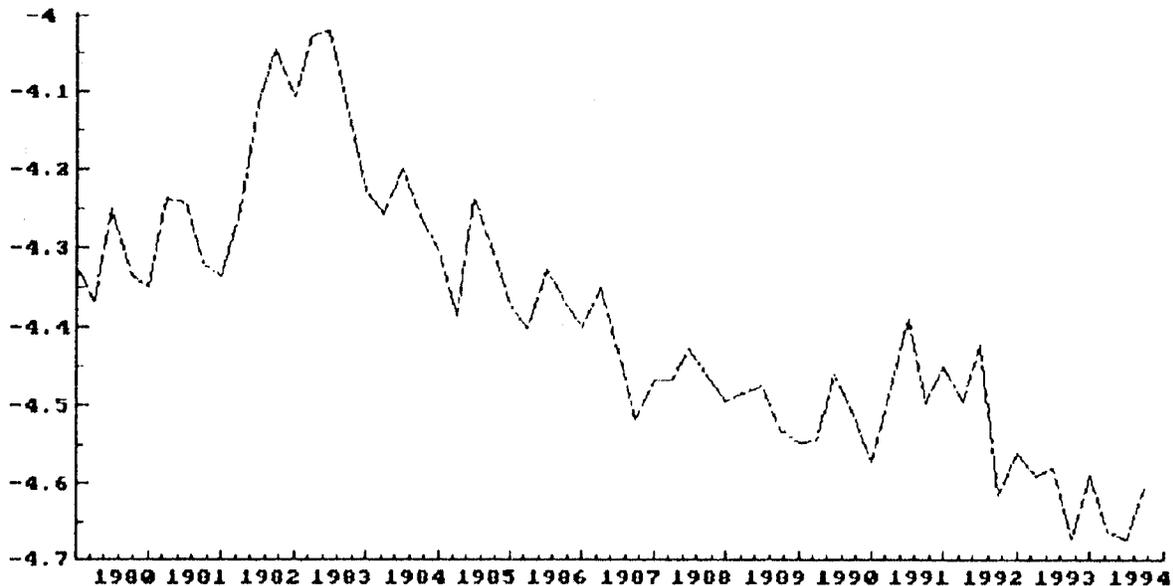
unitaria respecto del índice de productividad, que indicaría el traspaso completo de las ganancias de productividad laboral a los salarios en el largo plazo. Para probar estos supuestos, se asume que el rango de la matriz Π es igual a uno (indicando sólo un vector de cointegración) y se acepta (LR $\chi^2(2) = 0.40$) la restricción de los parámetros. La ecuación de largo plazo de los salarios nominales que se deriva de estas restricciones es la siguiente:

$$w_p = p + c - 0.091 u$$

Se obtiene así una relación estacionaria, en que el salario real corregido por la productividad laboral fluctúa según la tasa de desempleo. Para un aumento de 1% de la tasa de desempleo, el salario nominal se reduce 0.09%, con lo que se obtiene una curva de Phillips de largo plazo con pendiente bastante suave. Para bajar en 1% el índice de salario nominal, se requeriría un aumento de la tasa de desempleo de 10% en el largo plazo. Este resultado indicaría costos altísimos en términos de desempleo de políticas tendientes a reducir los salarios nominales por la vía del control de la demanda agregada. Las desviaciones respecto del equilibrio de largo plazo se ilustran en el gráfico 6.

Gráfico 6

VECTOR DE COINTEGRACIÓN DE LOS SALARIOS NOMINALES



En el inicio del período, entre 1978 y 1983, se puede observar que los salarios nominales se sitúan muy por encima de la norma de largo plazo. Ello se puede vincular a la primera etapa del plan laboral (1979-1982), en que se incluía la indización compulsoria a la inflación pasada de los contratos colectivos privados. Esta modalidad de fijación de las remuneraciones tuvo como consecuencia el desajuste de los salarios nominales respecto a la evolución de sus determinantes, mostrando la existencia de fuertes desequilibrios en el mercado del trabajo. En efecto, se observa en el gráfico 5 que el crecimiento de los salarios reales entre 1978 y 1982 se da en un marco de alto desempleo y de aumento moderado de la productividad.

Con posterioridad a 1983,¹² el ajuste a la baja de esta relación se da de manera continua. El aumento de los salarios reales que se registra desde 1986 *no ha generado desequilibrios* en el mercado del trabajo. Muy por el contrario, el crecimiento de los salarios reales ha sido posible por la recuperación de la productividad laboral y la disminución de la tasa de desempleo, elementos que han permitido absorber los desequilibrios existentes en el período anterior. Esta tendencia se revierte entre 1990 y 1991, en que volverían a manifestarse —aunque con amplitud mucho menor que a principios de los años ochenta— presiones salariales por encima de las ganancias de productividad y del nivel de la tasa de desempleo. Estas presiones tienden sin embargo a desaparecer a partir de 1992.

El vector de cointegración muestra claramente una tendencia diferente en la relación de largo plazo a partir de 1983, es decir a partir de la plena operación del nuevo régimen laboral.¹³ A pesar de ello, tanto la estimación recursiva del sistema como de los valores propios no muestra signos de quiebre estructural. Las variaciones positivas de esta relación incidirían positivamente en la tasa de inflación, como se analiza en la sección 3. Previo a ello, aún queda por examinar la relación de largo plazo del sector externo.

3. El sector externo

Como ya se ha señalado, es posible distinguir dos mecanismos a través de los cuales se transmiten los efectos de los precios externos sobre la inflación doméstica: i) vía incrementos en los precios externos medidos en moneda extranjera, y ii) vía el efecto que las variaciones en el tipo de cambio ejercen sobre la dinámica inflacionaria.

Para efectos de incorporar estos mecanismos en el análisis de la inflación, es necesario investigar si los precios domésticos y los externos, medidos en una unidad de cuenta común, siguen una tendencia similar en el tiempo. Esto es, se busca examinar si la paridad de poder adquisitivo (PPA) se cumple en el largo plazo o, de manera equivalente, si el tipo de cambio real muestra un comportamiento estacionario. Si esta relación de largo plazo se verifica, los precios domésticos son afectados tanto por movimientos en los precios externos, como por variaciones en el tipo de cambio. Mediante estimaciones uniecuacionales, Repetto (1992) no detecta un comportamiento estacionario del tipo de cambio real, rechazando la hipótesis de paridad de poder adquisitivo en el caso de Chile. En efecto, el tipo de cambio real muestra un comportamiento no estacionario (gráfico 7).¹⁴

A partir de mediados de la década de 1970 la economía chilena ha sufrido un marcado proceso de apertura hacia el exterior, tanto en la esfera comercial como financiera. Ello ha implicado que el tipo de cambio esté determinado simultáneamente por factores provenientes del mercado de bienes y del mercado de capitales (Zahler, 1992, Titelman y Uthoff, 1994). Para incorporar esta simultaneidad en el estudio de la PPA, se incluye en el conjunto de información los precios internos y externos así como las tasas de interés doméstica y externa, dando origen a una formulación ampliada de la PPA (Hunter, 1992, Juselius, 1994).

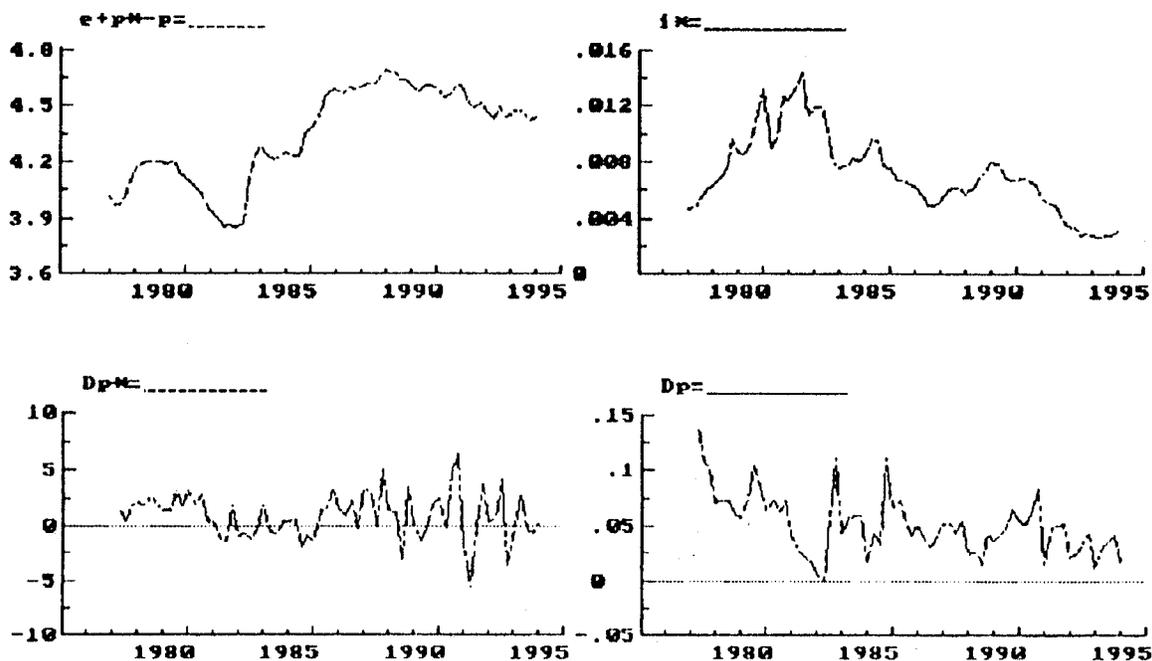
¹² En julio de 1982 la cláusula de indización completa a la inflación pasada se elimina, otorgando mayor flexibilidad a la fijación de los salarios en el sector privado.

¹³ Sin embargo, una estimación del mismo sistema a partir de 1983 no muestra resultados demasiado diferentes.

¹⁴ Los tests ADF ($ADF(5) = -1.62$) rechazan la hipótesis de estacionariedad del tipo de cambio real.

Gráfico 7

EVOLUCIÓN DE LOS DETERMINANTES DE LA PPC



De manera simplificada la PPA puede ser definida como:

$$p_t = p^*_t + e_t \quad (6)$$

Donde p_t es el logaritmo de los precios domésticos, p^*_t es el logaritmo de los precios externos y e_t es el logaritmo del tipo de cambio. Por su parte, la ecuación de la paridad no cubierta de las tasas de interés se define como:

$$i_t = i^*_t + E_t(e_{t+1}) - e_t \quad (7)$$

Donde i_t es la tasa de interés doméstica, i^*_t es la tasa de interés internacional, y $E_t(.)$ denota el operador de expectativas formadas en el período t .

A medida que el horizonte de tiempo se incrementa, parece razonable suponer que las desviaciones con respecto a la PPA juegan un papel cada vez más importante en la formación de expectativas relativas al tipo de cambio del próximo período. Esto es, las expectativas sobre la evolución del tipo de cambio en el momento t son función del diferencial entre los precios internos y externos en el período t :

$$E_t (e_{t+1}) = (p_t - p^*_t) \quad (8)$$

Si se incluye este proceso de formación de expectativas en la ecuación (7), se obtiene una relación que combina la PPA con la paridad no cubierta de las tasas de interés, que hemos denominado la PPA ampliada, vinculando de esta manera el mercado de bienes y el mercado de capitales:

$$e_t + p^*_t - p_t = - (i_t - i^*_t) \quad (9)$$

La hipótesis de estacionariedad de la PPA ampliada requiere que esta relación siga un proceso I(0):

$$[e_t + p^*_t - p_t + (i_t - i^*_t)] \sim I(0) \quad (10)$$

Nótese que esto supone que el tipo de cambio real más el diferencial de tasas de interés sean estacionarios, sin perjuicio de que el tipo de cambio real en sí mismo muestre un comportamiento I(1).

Siguiendo con el enfoque metodológico adoptado en las secciones anteriores, se estimó un VAR que incluye como variables endógenas los logaritmos del índice de precios de Chile (p), de un índice de precios externos (p^*), del tipo de cambio nominal (e), de la tasa de interés interna de corto plazo sobre depósitos (i) y de la tasa LIBOR de seis meses (i^*). Como variables exógenas se incorporaron dos variables: los logaritmos del nivel de reservas internacionales medido en meses de importación y el precio del petróleo, como aproximación de eventuales desequilibrios en la balanza comercial y de pagos, que incidirían en el tipo de cambio real. Al definir de manera exógena estas variables, se supone que su impacto es nulo en el largo plazo sobre el tipo de cambio real (Hunter, 1992).

El modelo se estimó con seis rezagos, constante, tendencia y variables estacionales centradas para $T = 1977:1 - 1993:4$. El análisis de integración (anexo 1) muestra que todas las variables son I(1) en el período de estimación. Este resultado parece sorprendente en el caso de la tasa de interés externa y puede explicarse por su fuerte tendencia a la baja desde mediados de los años ochenta.

Para obtener una estimación eficiente del vector de cointegración, y fundamentalmente para asegurar el supuesto de normalidad, se introdujeron variables mudas para los períodos 1980(2), significativa en la ecuación de la tasa de interés externa, y 1982(3), 1984(3) y 1984(4), que reflejan maxidevaluaciones del tipo de cambio. En el cuadro 5 se presentan los tests de diagnóstico del sistema, los cuales muestran un comportamiento adecuado. La estimación por métodos cuadrados recursivos (gráfico 9) y los diversos tests de Chow al 5% no reflejan problemas de estabilidad de parámetros, salvo para un período en el caso de la tasa de interés externa. Por lo tanto, el VAR estimado es un modelo estadístico coherente que permite un adecuado análisis de los vectores de cointegración. Los resultados de este análisis se presentan en el cuadro 6.

Cuadro 5

TESTS DE DIAGNÓSTICO DEL SISTEMA DE LA PPA

	e+p*-p	li	li*	VAR
AR 1-4 F(4,15)	2.67 [0.072]	0.70 [0.60]	0.70 [0.60]	1.72 [0.13]
N χ^2 (2)	4.01 [0.13]	1.49 [0.47]	5.72 [0.06]	8.18 [0.22]
ARCH 4 F(4,11)	0.16 [0.95]	0.22 [0.92]	0.14 [0.96]	
S.E.	0.0365	0.232	0.0930	

Notas: el test AR es el test F de Harvey para verificar autocorrelación de los residuos de orden 1 a 4, el test N es el test χ^2 Jarque-Bera de normalidad de los residuos y el test ARCH es el test F de Engel para verificar heteroscedasticidad condicional de orden 4. Los valores entre paréntesis son las funciones de densidad asociadas.

Cuadro 6

ANÁLISIS DE COINTEGRACIÓN DE LA PPA

λ_1	Q_r	$Q_r(T-nk)$	valor crítico	λ_{Max}	$\lambda_{Max}(T-nk)$	valor crítico
0.415	52.53**	36.77*	34.6	32.17**	22.52	23.8
0.281	20.36*	14.25	18.2	19.79*	13.85	16.9
0.009	0.57	0.40	3.7	0.57	0.40	3.7

Valores críticos al 5 % tomados de Osterwald-Lenum (1992). Un (dos) asterisco(s) significa(n) que el estadígrafo es significativo al 95 % (99 %). Ambos estadísticos se corrigen por sus grados de libertad (T-nk), donde n es el número de variables y k el número de rezagos.

Matriz β'

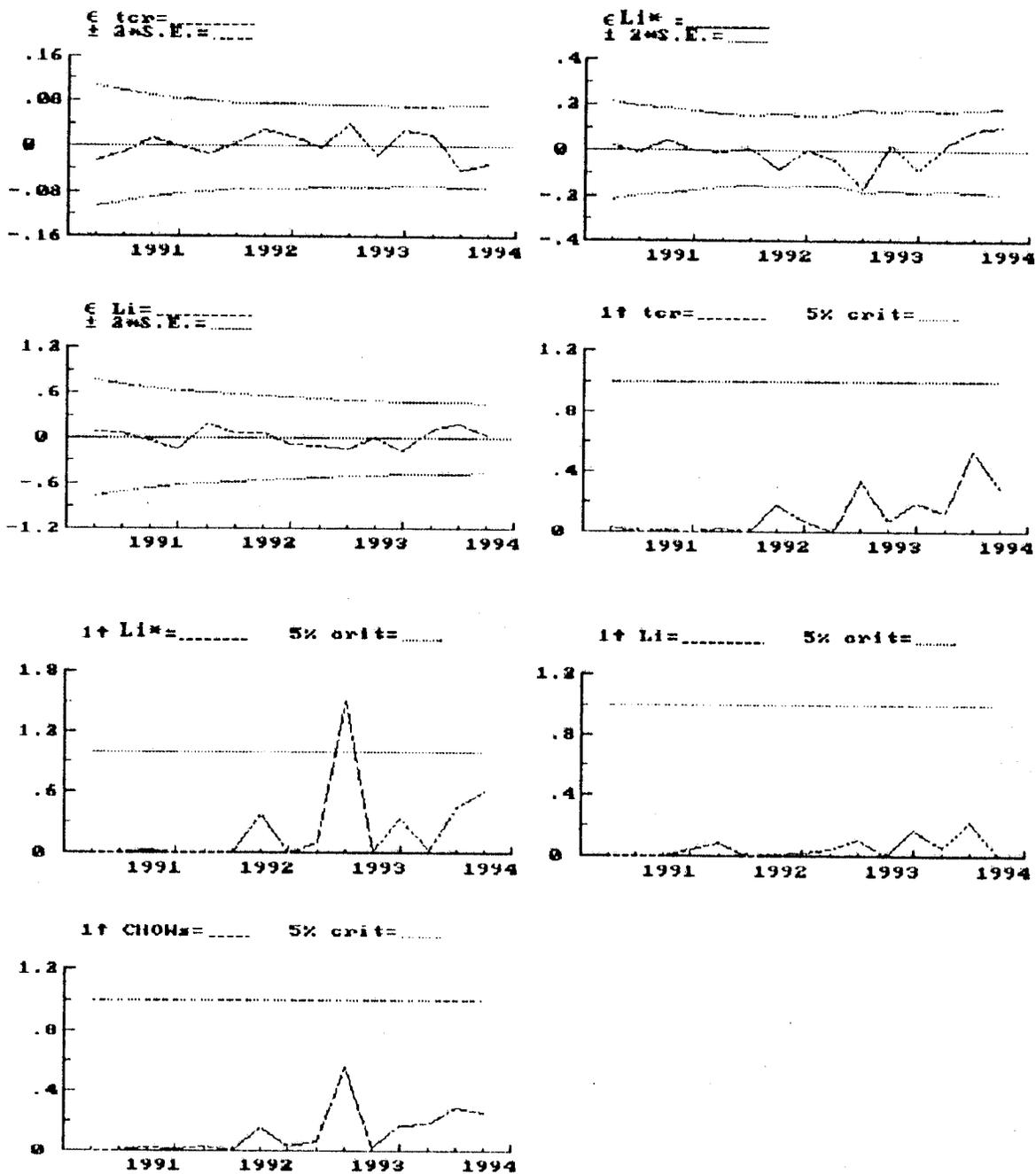
	e+p*-p	li	li*
e+p*-p	1.00	1.53	-0.89
li	-5.35	1.00	3.95
li*	1.71	0.20	1.00

Matriz α

	e+p*-p	li	li*
e+p*-p	-0.078	0.021	0.007
li	-0.762	-0.008	-0.045
li*	-0.067	-0.104	-0.006

Gráfico 8

EVALUACIÓN RECURSIVA DEL SISTEMA DE LA PPA



Con los estadígrafos clásicos, se acepta inicialmente la hipótesis de dos vectores de cointegración. En cambio, cuando se corrige por los grados de libertad se obtiene sólo uno al 10% de error. Se supone que existe sólo un vector de cointegración, que es el siguiente:

$$(e + p^* - p)_p = -1.53 li + 0.89 li^*$$

Con la hipótesis de rango uno, se procede a verificar restricciones sobre los coeficientes de las matrices α y β . La hipótesis conjunta de exogeneidad en el sentido débil ($\alpha_2 = 0$, $\alpha_3 = 0$) es rechazada al 1% (LR $\chi^2(2) = 15.94$), mostrando que en una estimación uniecuacional se obtendrían parámetros sesgados. Las restricciones a cero de los coeficientes de largo plazo de las tasas de interés doméstica y externa ($\beta_2 = 0$, LR $\chi^2(1) = 11.91$, $\beta_3 = 0$, LR $\chi^2(1) = 4.31$) son rechazadas, mostrando que ambas variables son significativas en la relación de largo plazo. En cambio, las restricciones correspondientes a la relación (9), verificadas tanto de manera separada ($\beta_2 = -1$, LR $\chi^2(1) = 0.84$, $\beta_3 = 1$, LR $\chi^2(2) = 0.22$) como en forma conjunta (LR $\chi^2(2) = 2.82$), son aceptadas, mostrando que el modelo restringido pertenece al espacio de cointegración inicialmente estimado. La relación estacionaria obtenida es la siguiente:

$$(e + p^* - p)_p = -(li - li^*)$$

Esta última ecuación muestra que las fluctuaciones del tipo de cambio real están influidas por el diferencial de tasas de interés: un incremento de este diferencial lleva a una apreciación real. En este sentido, el tipo de cambio real es estacionario sólo si se incluye el diferencial de tasas de interés en la relación de equilibrio de largo plazo (véase el gráfico 7). Ello destaca la interacción que existe entre el mercado de bienes y el mercado de capitales en la determinación de los valores de equilibrio del tipo de cambio real.

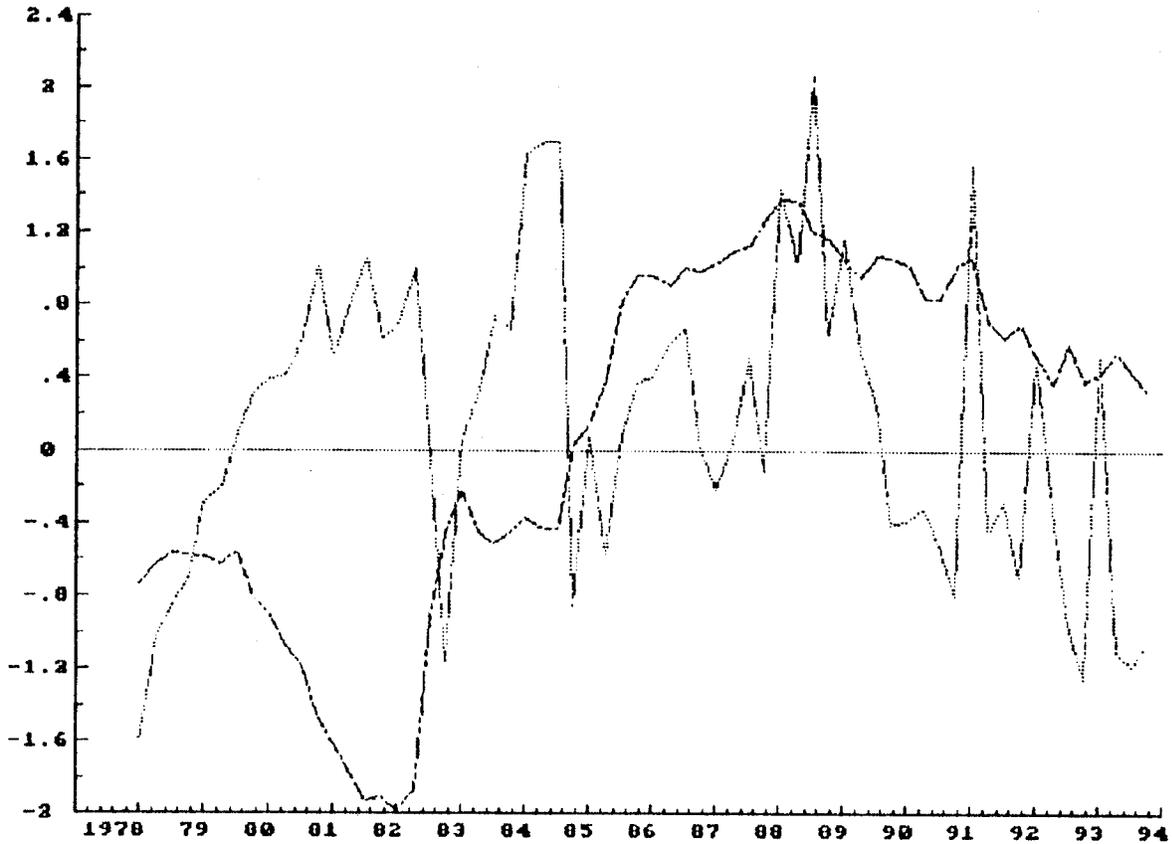
Las desviaciones con respecto al equilibrio de largo plazo implicadas por este vector se ilustran en el gráfico 9, las que se contrastan con el tipo de cambio real efectivo. Se aprecia un significativo atraso cambiario real con la fijación del tipo de cambio entre 1979 y 1982. Durante ese período, la brecha respecto del tipo de cambio real de largo plazo se incrementa debido al alza de la tasa de interés internacional. Esta situación es paulatinamente corregida con las maxidevaluaciones de 1982 y 1985 y la adopción de un régimen cambiario reptante.

Se observa el impacto sobre la apreciación cambiaria real que tiene la entrada de capitales a partir de 1990, que se origina en la significativa disminución de la tasa de interés externa. Se produce una importante brecha entre el tipo de cambio real efectivo y el de largo plazo (salvo en los primeros trimestres de 1991, 1992 y 1993, por la caída nominal de la tasa de interés doméstica), lo que muestra la efectividad de las intervenciones discrecionales del Banco Central. La caída del tipo de cambio real efectivo en los últimos años ha sido mucho menor a la que hubiese resultado de una política cambiaria más pasiva. La presión sobre el mercado cambiario fue enfrentada por el Banco Central con una serie de medidas discrecionales, tales como el régimen de flotación dirigida o "sucía", el establecimiento de un encaje a los créditos externos de corto plazo y la introducción de una canasta de monedas para fijar el tipo de cambio (French-Davis, Agosin y Uthoff, 1995).

Gráfico 9

TIPO DE CAMBIO REAL EFECTIVO Y TIPO DE CAMBIO REAL DE LARGO PLAZO

$$e+p^*-p = \dots\dots\dots (e+p^*-p)lp = \dots\dots\dots$$



Con la reciente reversión del diferencial de tasas de interés, puede esperarse un acercamiento del tipo de cambio real a su valor de equilibrio. Una reformulación de esta relación nos lleva a la siguiente definición del vector de cointegración de los precios domésticos:

$$p_{lp} = e + p^* + li - li^*$$

Nótese que la tasa de interés interna tiene un impacto positivo sobre el nivel de precios, mientras que la tasa de interés externa entra con signo negativo. Este último vector es el que se incorpora en el análisis de los determinantes de la inflación en la próxima sección.

IV. UN MODELO DE CORRECCIÓN DE ERRORES DE LA INFLACIÓN EN CHILE

La última etapa es la modelización de los componentes de corto y de largo plazo de la tasa de inflación. A priori, existen dos maneras de analizar las relaciones de equilibrio en la determinación de la tasa de inflación. Una primera manera sería mediante la estimación de modelos de corrección de errores para los precios, los salarios, los precios externos, la demanda de dinero y la relación entre ventas y producción industrial. Este procedimiento tendría la ventaja de introducir las desviaciones al equilibrio de estas variables como determinantes de la inflación y explicitar al mismo tiempo mecanismos de ajuste al equilibrio en los mercados analizados. Este modelo debería estimarse por métodos simultáneos, puesto que es muy posible que las variaciones de corto plazo de al menos tres variables —precios, salarios y tipo de cambio— no sean independientes entre sí.

Una segunda manera de modelizar la tasa de inflación, que es la que se adopta aquí, es mediante una estimación uniecuacional. El procedimiento utilizado es introducir dos espacios de información en la esperanza condicional de la tasa de inflación $E(\Delta p | I_a, I_b)$ (Juselius, 1992), donde I_a contiene las variables explicativas en forma de desviaciones respecto del equilibrio de largo plazo ($m_p - m$, $w_p - w$, $p_p - p$) e I_b es el conjunto de información que incluye todas las variables de corto plazo (en variaciones) que determinan la tasa de inflación. Este considera todas las variables (y sus rezagos) analizadas previamente (Δp , Δm , Δi , Δi^* , Δy , Δe , Δp^* , Δw , Δu , Δc) y un indicador de desequilibrio en el mercado de bienes, definido como la diferencia logarítmica entre el índice de ventas industriales y el índice de producción industrial¹⁵ (variable *des*).

En una primera etapa la tasa de inflación se determina a partir de todas las variables incluidas en I_a e I_b , obteniéndose un modelo sobreparametrizado en el que restricciones a cero de los parámetros pueden ser incluidas de manera secuencial. En esta reducción, dos variables de corto plazo no resultaron significativas: la tasa de desempleo y el índice de ventas industriales. El modelo parsimonioso final se muestra en el cuadro 7. Al proceder a una estimación uniecuacional, se está suponiendo que las variables explicativas son exógenas en el sentido débil con respecto a la tasa de inflación. Se discute posteriormente si este procedimiento puede ser validado mediante tests de exogeneidad débil.

¹⁵ Ello es equivalente a suponer una relación de largo plazo estacionaria entre estas dos variables, con una elasticidad unitaria. Un valor positivo de este indicador refleja mayores ventas que producción, lo que señala algún grado de desequilibrio en el mercado de bienes.

Cuadro 7

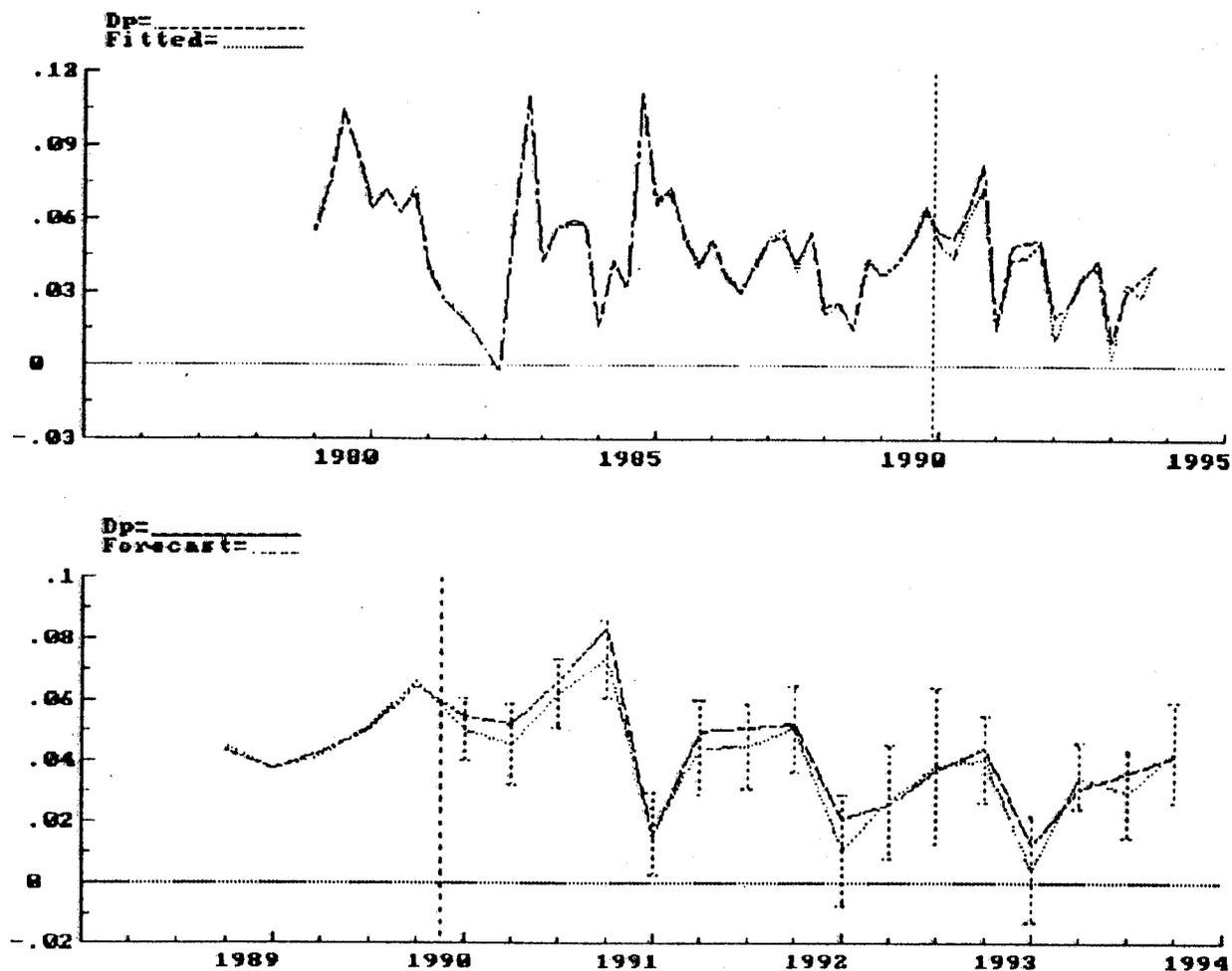
ECUACIÓN DE PRECIOS: 1979(1)-1993(4)

Δp	Coefficiente	S.E.	T de Student
Constante	0.447	0.043	10.24
Δw	0.302	0.051	5.87
$\Delta w_{.1}$	0.726	0.053	13.63
$\Delta w_{.2}$	0.173	0.053	3.23
$\Delta w_{.3}$	0.207	0.049	4.21
$\Delta w_{.4}$	0.142	0.040	3.49
$\Delta w_{.5}$	-0.359	0.059	-6.06
$\Delta w_{.6}$	-0.387	0.048	-8.09
$\Delta w_{.7}$	-0.245	0.040	-6.11
Δc	0.129	0.017	7.40
$\Delta c_{.1}$	-0.469	0.071	-6.63
$\Delta c_{.3}$	0.111	0.017	6.42
$\Delta c_{.6}$	-0.032	0.012	-2.54
$\Delta p_{.5}$	-0.064	0.029	-2.16
$\Delta p_{.7}$	0.207	0.035	5.90
Δi	1.703	0.128	13.28
$\Delta i_{.2}$	-1.400	0.176	-7.92
$\Delta i_{.5}$	-1.22	0.156	-7.81
$\Delta m_{.2}$	-0.040	0.015	-2.56
$\Delta m_{.4}$	0.076	0.011	6.59
$\Delta m_{.5}$	-0.070	0.015	-4.49
$\Delta m_{.7}$	0.108	0.015	6.89
Δc	-0.022	0.013	-1.71
$\Delta y_{.2}$	-0.061	0.023	-2.61
$\Delta i_{.3}$	2.00	0.765	2.62
$dcs_{.1}$	0.061	0.033	1.80
$(m - m_{tp})_{.1}$	0.068	0.008	7.84
$(w - w_{tp})_{.1}$	0.093	0.008	11.69
$(p - p_{tp})_{.1}$	-0.034	0.0022	-15.17
$\Delta p_{.3}$	-0.422	0.081	-5.18
$\Delta p_{.7}$	-0.281	0.078	-3.57
Q_1	0.0024	0.0048	0.51
Q_2	0.0239	0.0049	4.82
Q_3	0.0079	0.0039	2.02

$R^2 = 0.992, \sigma = 0.00325, DW = 2.29, AR\ 1-4\ F(4,22) = 1.38 [0.27], ARCH\ 4\ F(4,18) = 0.42 [0.79],$
 $N\ \chi^2(2) = 0.66 [0.72], RESET\ F(1, 25) = 2.21 [0.15], Chow\ F(16,10) = 0.848 [0.63]$

Gráfico 10

AJUSTE DE LA ECUACIÓN DE PRECIOS



En términos de estadígrafos de diagnóstico, el modelo estimado es congruente: no existen problemas de autocorrelación (tests DW y AR), heteroscedasticidad condicional (test ARCH) ni normalidad en los residuos (test $N\chi^2$). El test RESET tampoco detecta problemas de especificación funcional. El ajuste parece satisfactorio, con un error estándar de 0.32%, mostrando una estimación bastante precisa de las fluctuaciones en la tasa de inflación, a pesar de los múltiples cambios institucionales y de política que han ocurrido durante el período de estimación. El test de Chow de predicción para los últimos cuatro años de la muestra refleja un comportamiento adecuado del modelo en régimen predictivo (gráfico 10). El gráfico muestra la predicción estática para los últimos cuatro años de la misma ecuación estimada para el período 1979(1)-1989(4).

Gráfico 11

TESTS DE CHOW

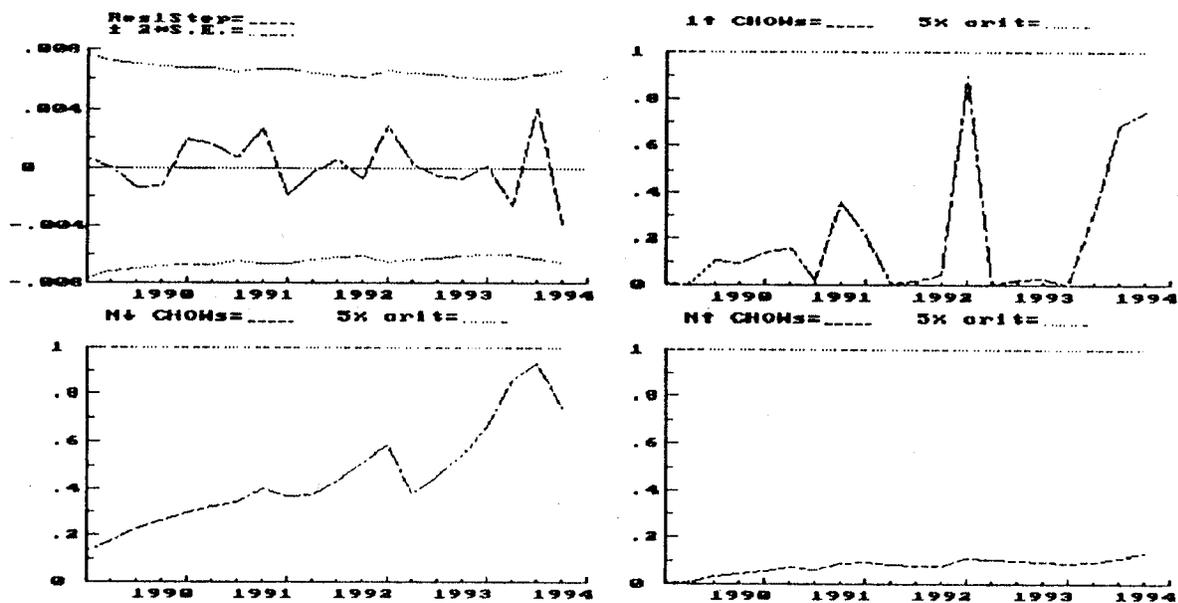
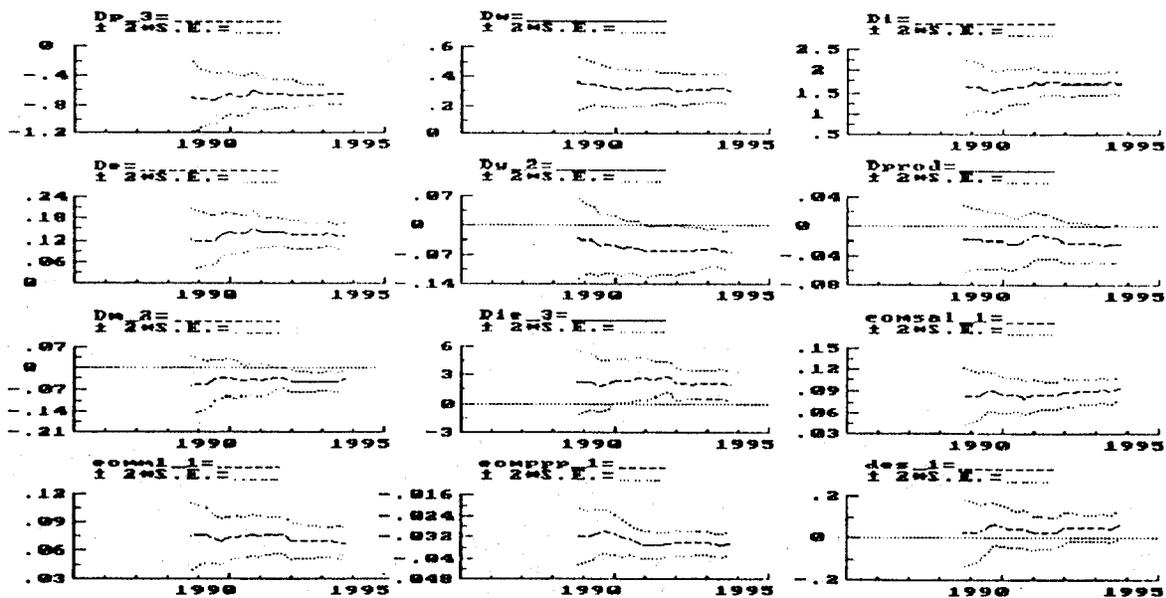


Gráfico 12

ESTIMACIÓN RECURSIVA DE ALGUNOS PARÁMETROS DE LA ECUACIÓN DE PRECIOS



La estimación recursiva del modelo muestra que los parámetros son razonablemente constantes (gráfico 12; todos los parámetros se sitúan dentro del intervalo de confianza previo, aunque existe algún cambio en los términos de corrección de errores de los salarios y de la PPA). El test de Chow 1-step (gráfico 11) muestra algún desajuste en el primer trimestre de 1992, probablemente asociado al mal ajuste de la ecuación a la caída de la inflación de ese período. Los restantes tests muestran que no existen quiebres estructurales en los últimos años de la muestra. De la constancia de los parámetros estimados se puede inferir que la crítica de Lucas, que señala que los modelos de comportamiento no pueden tener parámetros constantes en un entorno de cambios de política y con agentes con expectativas racionales, no sería relevante en la estimación empírica de la tasa de inflación en Chile. Como se discute en Hendry y Ericsson (1991), si el modelo condicional tiene parámetros constantes y los modelos marginales tienen parámetros no constantes, el supuesto de expectativas racionales no es aplicable. En el modelo de corrección de errores, los agentes tendrían una norma de largo plazo, y en el corto plazo éstos ajustarían sus precios mediante un proceso adaptativo (modelo "feedback") de formación de expectativas.

Los parámetros estimados son altamente significativos y la estructura dinámica de la ecuación es bastante compleja. Se introducen rezagos de hasta siete períodos en las variables de corto plazo y los coeficientes relativos a las variables de desviaciones al equilibrio son muy pequeños. Ambos elementos muestran un fuerte grado de inercia en el ajuste de la tasa de inflación a las variaciones de sus determinantes. De esta manera, los desequilibrios existentes en los mercados cambiario, monetario, del trabajo y de bienes repercuten muy lentamente en los precios. Este resultado es relevante, por cuanto muestra la inoperancia en el corto plazo de políticas de shocks y refuerza el argumento del uso de políticas graduales para reducir la inflación. Si por ejemplo existiesen desequilibrios en los mercados citados, su corrección inmediata mediante políticas de ajuste tendría efectos reducidos en la inflación a corto plazo. También, la aparición de desequilibrios en los mercados se manifestaría en una aceleración suave pero continua del ritmo de crecimiento de los precios.

Por otra parte, el efecto de la tasa de interés nominal doméstica sobre la inflación es positivo en el corto plazo; el alza de los costos del capital de trabajo se trasladaría de esta manera a precios. En el largo plazo, de manera consistente con la ecuación de la PPA, los cambios en la tasa de interés nominal se trasladan proporcionalmente a los precios. El impacto negativo de la tasa de interés (real) sobre la inflación operaría de manera indirecta, a través de la reducción del nivel de actividad y por el lado de la fijación de salarios nominales, vía aumento del desempleo. La estimación del impacto total de la tasa de interés sobre la inflación requeriría entonces modelizar previamente sus efectos sobre el nivel de producción y la tasa de desempleo.

Se observa asimismo una incidencia importante de la variación de los salarios nominales en el corto plazo, y todos los rezagos resultan significativos. A medida que pasa el tiempo, estos efectos se van diluyendo al punto en que los efectos externos comienzan a ser dominantes. A largo plazo, la inflación doméstica se ajusta a las variaciones de los precios externos.

Las desviaciones de la cantidad de dinero respecto de su equilibrio de largo plazo tienen una incidencia pequeña, aunque significativa, sobre la tasa de inflación. En rigor, el aumento de la cantidad de dinero es inflacionario sólo si éste representa un exceso de liquidez. Esto es, si definimos una demanda de dinero estable de largo plazo, los excesos de liquidez sólo pueden producirse durante el ajuste a esta relación de equilibrio. Definir el "exceso de dinero" implica por lo tanto explicitar no sólo la relación de largo plazo, sino también la dinámica de ajuste de la demanda de dinero respecto de sus principales determinantes. Esto significa que el cálculo del impacto de la cantidad de dinero sobre los precios supone estimar un modelo de corrección de errores que explicita la dinámica del ajuste de la ecuación de demanda de dinero.

Un razonamiento similar puede aplicarse a los otros mercados. En el largo plazo, los desequilibrios en los cuatro mercados deben absorberse. Como no se modeliza la forma de ajuste de las variables a su equilibrio de largo plazo para los salarios, el tipo de cambio, la demanda de dinero y la relación entre producción y ventas industriales, la dinámica de ajuste de la ecuación de inflación no se puede calcular. En todo caso, suponiendo que las políticas aplicadas anulan los desequilibrios en los mercados internos (esto es, sin desajustes en el mercado monetario, con una política salarial en que las remuneraciones se mueven como la productividad, con una política fiscal y monetaria que asegure una tasa de desempleo "no inflacionaria" y con una regulación de la demanda agregada acorde con la oferta disponible), la inflación doméstica se determina por la ecuación de paridad de poder adquisitivo expandida.

En este marco, si el tipo de cambio nominal compensa las variaciones del diferencial de interés, los precios domésticos evolucionan como la inflación externa. En un contexto de tipo de cambio fijo, la convergencia con la inflación externa puede darse sólo en un marco *de equilibrio en los mercados monetario, del trabajo y de bienes, y de una convergencia simultánea de las tasas de interés doméstica y externa*. En este sentido, el fracaso de la experiencia de tipo de cambio fijo de principios de la década pasada puede explicarse por los desequilibrios en el mercado del trabajo, en que los salarios no se ajustaron a la productividad laboral.

A pesar de lo complejo de su estructura, la ecuación estimada se comporta razonablemente, puesto que las restricciones introducidas en los vectores de cointegración aseguran relaciones de largo plazo congruentes con la teoría económica. Existen cuatro variables contemporáneas en la ecuación de inflación (Δw , Δe , Δc , Δi); el paso siguiente es demostrar la exogeneidad en el sentido débil de estos parámetros. Para ello, se invierte el modelo condicional para estas variables y se verifica si estos procesos son invariantes (Hendry y Ericsson, 1991). Los procesos marginales relativos al tipo de cambio, a la productividad y a la tasa de interés no son constantes, lo que mostraría que existe exogeneidad débil en relación a esos parámetros. En cambio, los resultados obtenidos invirtiendo la ecuación de salarios no son concluyentes.¹⁶

¹⁶ Una tarea venidera es proceder a una estimación simultánea de precios y salarios para evitar eventuales sesgos. Una descripción exhaustiva requeriría estimar los modelos de corrección de errores de la demanda de dinero, de los salarios nominales y de la relación entre producción y ventas, para calcular las dinámicas de ajuste que se dan en estos mercados y por ende en el proceso inflacionario. Estos elementos se abordarán en una próxima versión de este estudio.

V. CONCLUSIONES

- a) **El uso de técnicas de cointegración multivariada nos ha permitido analizar de manera separada los determinantes de largo plazo claramente identificables con modelos teóricos de inflación: el mercado monetario, en el cual los excesos de liquidez producen presiones inflacionarias; el mercado de trabajo, en el cual las presiones por aumentos de salarios reales por sobre las ganancias de productividad tienden a traspasarse a precios; el mercado externo, en donde los aumentos de precios de los bienes importados, ya sea porque suben en el exterior o se modifica el tipo de cambio nominal (en forma interactiva con las tasas de interés doméstica e internacional), se propagan rápidamente a los precios domésticos, y el mercado de bienes, donde los excesos de demanda se asocian a las alzas de precios.**
- b) **El análisis del mercado monetario ha permitido obtener una función de demanda de dinero estable en el largo plazo, la cual depende del nivel de producción (con elasticidad unitaria) y de las tasas de interés doméstica y externa. Los episodios de exceso de dinero, definidos como las desviaciones positivas de la cantidad de dinero en torno al equilibrio, se asocian básicamente a períodos de maxidevaluaciones, de alto crecimiento del PIB y de baja inflación. Es decir, las devaluaciones discretas, el crecimiento excesivo o las caídas abruptas de la tasa de interés nominal originan excesos de dinero en la economía que impactarían en la tasa de inflación. La independencia del Banco Central tiende a reflejarse en mayor estabilidad en este mercado.**
- c) **El análisis del mercado de trabajo ha permitido identificar una ecuación de largo plazo, de tipo contractual, en la cual los aumentos de salarios reales netos de incrementos de productividad son sensibles al desequilibrio medido por la tasa de desempleo. Las condiciones de indización completa de los salarios nominales al IPC y del traspaso íntegro de las ganancias de productividad a los salarios son aceptadas en el largo plazo. Se obtiene una curva de Phillips de pendiente bastante suave. Esto indica que las políticas destinadas a reducir salarios mediante el control de la demanda agregada tendrán costos muy altos en términos de desempleo, lo cual limita este tipo de estrategia. Las desviaciones respecto del equilibrio pueden separarse en dos períodos muy definidos. El primero, entre 1979 y 1983, se asocia a la primera etapa del plan laboral, en que los salarios reales no se ajustan a las variaciones de la productividad y el desempleo, puesto que la indización a la inflación pasada era obligatoria. La segunda etapa muestra, por el contrario, una mayor flexibilidad de los salarios reales a las fluctuaciones de sus determinantes, lo que redundó en desviaciones menores respecto de la relación de equilibrio. Los cambios en la legislación laboral, asociando la fijación de salarios a ganancias de productividad, han acelerado la convergencia hacia el equilibrio sin necesariamente generar un quiebre en la relación de largo plazo. El aumento de salarios reales que se registra a partir de 1986 no ha jugado un papel importante en la dinámica inflacionaria reciente.**

- d) El análisis del sector externo ha permitido corroborar la hipótesis de la paridad del poder adquisitivo (PPA) en su forma expandida (para incluir el efecto de las condiciones de arbitraje generadas por la determinación simultánea de las tasas de interés y el tipo de cambio). **Al incluir las tasas de interés doméstica y externa, se obtiene una relación estacionaria que combina la PPA con el diferencial de interés, vinculando de esta manera el mercado de bienes y de capitales en la determinación del tipo de cambio de largo plazo.** Las desviaciones de la norma de largo plazo ocurren con ocasión de intervenciones discrecionales en el mercado cambiario, ya sea como consecuencia de las maxidevaluaciones, de las intervenciones del Banco Central y/o de apreciaciones que implican los flujos de capitales como consecuencia de cambios en las condiciones de mercado. **La política cambiaria de los últimos años ha llevado a que la apreciación cambiaria real sea inferior a la obtenida por la relación de equilibrio estimada.**
- e) **En la estimación de la tasa de inflación, los indicadores de desequilibrios en los mercados son claramente significativos y con los signos correctos, mostrando la relevancia del procedimiento.** En términos de estadígrafos de diagnóstico, el modelo estimado es congruente, y se obtiene una estimación bastante precisa de la tasa de inflación, a pesar de los múltiples cambios institucionales y de política que han ocurrido durante el período de estimación. Además, la estructura dinámica de la ecuación pone en evidencia **un alto grado de inercia en las fluctuaciones del nivel de precios en Chile, mostrando que los procesos de desinflación sólo pueden darse de manera gradual.** La inflación, en el corto plazo, es altamente sensible a variaciones en el salario nominal y en menor medida a la inflación externa. En cambio, a largo plazo, los precios domésticos se ajustan a las variaciones de los precios externos, habida cuenta del diferencial de interés. Por otra parte, el efecto directo de la tasa de interés es positivo sobre la inflación, mostrando la importancia del capital de trabajo en la estructura de costos de las empresas.
- f) Una vez alcanzados los equilibrios en los mercados domésticos, la inflación de largo plazo queda determinada por las condiciones del mercado de capitales, reflejadas en el diferencial de tasas de interés doméstica y externa. En este sentido, **la convergencia entre la inflación doméstica e internacional dependerá de la capacidad de corregir los desequilibrios en los mercados internos, del régimen cambiario adoptado y del diferencial entre las tasas de interés doméstica y externa.**

Anexo 1

DEFINICIÓN DE LAS VARIABLES UTILIZADAS

- M: Promedios trimestrales del M1 ampliado (promedios) (Banco Central).
- Y: PGB trimestral, millones de pesos de 1977 (Banco Central).
- i: La tasa de interés doméstica de corto plazo es la tasa media de interés del sistema financiero de las captaciones no reajustables de 30 a 89 días (tasa con equivalencia mensual, Banco Central).
- i_p : La tasa de interés de largo plazo es la tasa media de interés de las captaciones reajustables en unidades de fomento (UF) de 90 a 365 días, ajustada por la inflación (Banco Central).
- P: La tasa de inflación es la variación promedio en el trimestre del índice de precios al consumidor (Instituto Nacional de Estadísticas - INE).
- E: El tipo de cambio nominal promedio en el trimestre (Banco Central).
- i^* : El LIBOR para operaciones a seis meses (Banco Central).
- W: El índice de salario nominal promedio en el trimestre (INE). A partir de abril de 1993, se utiliza el índice general nominal de remuneraciones por hora (INE).
- C: El índice de productividad industrial se construye a partir de las series de producto industrial y de empleo industrial (INE).
- U: El índice de tasa de desempleo se construye a partir del promedio trimestral de la tasa de desempleo del INE.
- DES: El índice de desequilibrio en el mercado de bienes se construye a partir de los índices de producción y ventas del INE. Para el período anterior a 1983, se utilizan las mismas series de la Sociedad de Fomento Fabril (SOFOFA).
- PX: El índice de precios externos es el construido por el Banco Central (índice sin América Latina).

Anexo 2

**ORDEN DE INTEGRACIÓN DE LAS VARIABLES Y DEFINICIÓN
DE LOS TESTS UTILIZADOS**

Para verificar el orden de integración, se utilizó el test ADF ("Augmented Dickey-Fuller", utilizando los niveles de las variables) con cinco rezagos, constante y tendencia. Los valores obtenidos para cada uno de los rezagos se consignan en el cuadro siguiente. Los valores críticos son -3.48 al 5% y -4.11 al 1%. Un (dos) asterisco(s) indica(n) que se rechaza la hipótesis de que la variable es I(1) al 95% (99%).

TESTS ADF

Rezagos → Variables ↓	0	1	2	3	4	5
m	-2.52	-2.52	-1.79	-1.72	-2.77	-2.80
y	-1.56	-1.41	-1.28	-1.20	-2.78	-1.96
i	-5.11**	-3.71*	-3.56*	-3.01	-3.42	-3.26
i*+ê	-4.51**	-4.75**	-3.77*	-3.50*	-3.30	-3.41
w	-3.67*	-3.13	-3.30	-3.33	-3.31	-3.31
p	-2.21	-2.67	-2.74	-2.67	-2.67	-2.74
c	-2.78	-2.38	-1.42	-1.08	-2.03	-1.78
u	-1.49	-1.61	-1.41	-1.50	-2.23	-1.80
e	-0.52	-1.61	-1.17	-1.35	-1.29	-1.24
px	-2.14	-2.41	-2.36	-2.60	-2.88	-2.84
i*	-3.33	-3.38	-2.99	-3.11	-3.04	-3.27

En el caso de la tasa de interés, se acepta la hipótesis I(0) hasta con dos rezagos. Sin embargo, a medida que se agregan rezagos, los tests indican un proceso I(1). Lo propio acontece con la tasa de interés externa a partir del cuarto rezago. Como norma, se utiliza el test ADF con cinco rezagos, caso en que se acepta que ambas variables son I(1). En cualquier caso, esto muestra la dificultad de los tests de raíz unitaria en distinguir entre procesos I(1) e I(0) en muestras finitas, como se muestra en Blaug (1992).

Una vez que un modelo es seleccionado, una serie de tests puede ser aplicado para verificar su congruencia. Los test específicos para verificar homocedasticidad de los errores, errores de especificación de la forma funcional, normalidad y estabilidad de los parámetros son los siguientes (Ver Baba, Hendry, Starr (1990):

- AR N-M F(M-N, T-K-M): Test F para verificar autocorrelación residual de orden N a M en un modelo con K regresores y T observaciones.
- F (n, T-n-K): Test F de heterocedasticidad y de error de especificación de la forma funcional para n variables.
- ARCH F(r, T-r-K): Test F para Heteroscedasticidad Autoregresiva Condicional de orden r.
- RESET F(j, T-j-K): Test F de variables omitidas (Regression Specification Test) de potencia j.
- $\chi^2(2)$: Test χ^2 de Jarque-Bera para Normalidad de los residuos.
- CHOW F(H, T-H-K): Test F de Chow de estabilidad de parámetros para H previsiones.
- $\chi^2 (H)/H$: Test χ^2 de error de predicción para H previsiones, normalizado por sus grados de libertad.

BIBLIOGRAFÍA

- Apt, J. y J. Quiroz (1992), "Una demanda de dinero mensual para Chile: 1983:1-1992:8", Revista de análisis económico, vol. 7, N° 2, noviembre.
- Arrau, P. y J. De Gregorio (1991), "Financial innovation and the money demand. Theory and empirical implementation", serie Policy, Research, and External Affairs Working Papers, N° 585, Washington, D.C., Banco Mundial.
- Baba, Y., D.F. Hendry y R.M. Starr (1990), "The demand for money in the U.S.A., 1960-88", Review of Economic Studies, N° 59.
- Behrmann, J.R. (1982), "A study of quarterly nominal wage change determination in an inflationary developing economy", Analysis of Development Problems, R. Eckaus y P. Rosenstein-Rodan (comps.), Amsterdam, North-Holland.
- Blaugh, S.R. (1992), "The relationship between power and level for generic unit root tests in finite samples", Journal of Applied Econometrics, vol. 7.
- Cauas, J. (1972), "Short term economic theory and policy in the Chilean case, 1964-1972", Santiago de Chile, Instituto de Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile.
- Corbo, V. (1974), Inflation in Developing Countries: An Econometric Study of Chilean Inflation, Amsterdam, North Holland.
- _____ (1982), "Inflación en una economía abierta: el caso de Chile", Cuadernos de economía, N° 56, Santiago de Chile, Pontificia Universidad Católica de Chile, abril.
- _____ (1984), "International prices, wages and inflation in the open economy: A Chilean model", Santiago de Chile, Instituto de Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile.
- Cortázar, R. (1983a), Salarios nominales e inflación: Chile, 1974-1982, serie Colección estudios CIEPLAN, N° 11, Santiago de Chile, Corporación de Investigaciones Económicas para Latinoamérica (CIEPLAN).
- _____ (1983b), Wages in the Short Run: Chile 1964-1981, serie Notas técnicas CIEPLAN, N° 56, Santiago de Chile, Corporación de Investigaciones Económicas para Latinoamérica (CIEPLAN), abril.
- Doornik, J.A. y D.F. Hendry (1994), PC-GIVE, Version 8: Interactive Econometric Modelling of Dynamic Systems, Oxford, Institute of Economics and Statistics, University of Oxford.
- Edwards, S. y A. Cox (1987), Monetarism and Liberalization: The Chilean Experiment, Cambridge, MA, Ballinger.
- Edwards, S. y M. Khan (1985), "Interest rate determination in developing countries: a conceptual framework", IMF Staff Papers, N° 32.

- Engle, R.F., D.F. Hendry y J.F. Richard (1983), "Exogeneity", Econometrica, N° 51.
- Ffrench-Davis, R., M. Agosfn y A. Uthoff (1995), "Movimientos de capital, estrategia exportadora y estabilidad macroeconómica en Chile", Las nuevas corrientes financieras hacia América Latina: fuentes, efectos y políticas, R. Ffrench-Davis y S. Griffith-Jones (comps.), México, D.F., Fondo de Cultura Económica.
- González, P. (1990), Determinación de salarios en la economía chilena: Una aplicación de técnicas de cointegración, serie Colección estudios CIEPLAN, N° 29, Santiago de Chile, Corporación de Investigaciones Económicas para Latinoamérica (CIEPLAN).
- Hendry, D.F. y N.R. Ericsson (1991), "Modelling the demand for narrow money in the United Kingdom and the United States", European Economic Review, N° 35.
- Hendry, D.F. y J.A. Doornik (1993), "Modelling linear dynamic econometric systems", Oxford, Nuffield College, inédito.
- Herrera, L.O. y R. Vergara (1992), "Estabilidad de la demanda de dinero, cointegración y política monetaria", Cuadernos de economía, N° 86, abril.
- Hunter, J. (1992), "Test of cointegrating exogeneity for PPP and uncovered interest rate parity in the United Kingdom", Journal of Policy Modelling, vol. 14, N° 4.
- Jadresic, E. (1985), Formación de precios agregados en Chile: 1974-1983, serie Colección de estudios CIEPLAN, N° 16, Santiago de Chile, Corporación de Investigaciones Económicas para Latinoamérica (CIEPLAN), junio.
- _____ (1990), Salarios en el largo plazo: Chile 1960-1989, serie Colección estudios CIEPLAN, N° 29, Santiago de Chile, Corporación de Investigaciones Económicas para Latinoamérica (CIEPLAN), septiembre.
- _____ (1992), Dinámica de salarios y contratos en Chile, serie Colección estudios CIEPLAN, N° 34, Santiago de Chile, Corporación de Investigaciones Económicas para Latinoamérica (CIEPLAN), junio.
- Johansen, S. (1988), "Statistical analysis of cointegration vectors", Journal of Economics, Dynamics and Control, N° 12.
- _____ (1992a), "Cointegration in partial systems and the efficiency of single-equation analysis", Journal of Econometrics, N° 52.
- _____ (1992b), "Determination of cointegration rank in the presence of a linear trend", Oxford Bulletin of Economics and Statistics, vol. 54, N° 3.
- Johansen, S. y K. Juselius (1990), "Maximum likelihood estimation and inference on cointegration, with applications to the demand for money", Oxford Bulletin of Economics and Statistics, vol. 52.
- _____ (1992), "Testing structural hypothesis in a multivariate cointegration analysis of the PPP and the UIP for UK", Journal of Econometrics, vol. 53.

- Juselius, K. (1994), "Do purchasing power parity and uncovered interest rate parity hold in the long run? An example of likelihood inference in a multivariate time series model", Copenhagen, Institute of Economics, University of Copenhagen, inédito.
- _____ (1992), "Domestic and foreign effects on prices in an open economy: the case of Denmark", Journal of Policy Modeling, vol. 14, N° 4.
- Kremers, J.J.M., N.R. Ericsson y J.J. Dolado (1992), "The power of cointegration tests", Oxford Bulletin of Economics and Statistics, vol. 47.
- Labán, P. (1991), "La hipótesis de cointegración y la demanda por dinero en Chile: 1974-1988", Cuadernos de economía, N° 83.
- Martner, R. y D. Titelman (1990), "Inflación y nivel de actividad en Chile: una aplicación del modelo de corrección de errores", El trimestre económico, vol. 57(1), N° 225.
- _____ (1993), "Un análisis de cointegración de las funciones de demanda de dinero: el caso de Chile", El trimestre económico, vol. 60(2), N° 238.
- _____ (1994), "Modelling the demand for money with cointegrated variables: the case of Chile", Santiago de Chile, Instituto Latinoamericano y del Caribe de Planificación Económica y Social (ILPES), inédito.
- Moguillansky, G. y D. Titelman (1992), "Inflación, déficit público y política cambiaria: un análisis econométrico para Argentina, Chile, y México", serie Documento de trabajo, N° 13, Santiago de Chile, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).
- Osterwald-Lenum, M. (1992), "A note with quantiles of the asymptotic distribution of the maximum likelihood cointegration rank test statistics", Oxford Bulletin of Economics and Statistics, vol. 54, N° 3.
- Psaradakis, Z. (1993), "The demand for money in Greece: an exercise in econometric modelling with cointegrated variables", Oxford Bulletin of Economics and Statistics, vol. 55, N° 2.
- Ramos, J. (1970), "Política de remuneraciones en inflaciones persistentes: el caso chileno", Santiago de Chile, Instituto de Economía y Planificación, Universidad de Chile.
- Reichmann, T. (1974), "Inflación y la economía chilena", publicación N° 14, Santiago de Chile, Departamento de Economía, Universidad de Chile.
- Reimers, H.E. (1992), "Comparisons of tests for multivariate cointegration", Statistical Papers, N° 33.
- Repetto, A. (1992), Determinantes de largo plazo del tipo de cambio real: una aplicación al caso chileno (1960-1990), serie Colección de estudios CIEPLAN, N° 36, Santiago de Chile, Corporación de Investigaciones Económicas para Latinoamérica (CIEPLAN).
- Surrey, M.J.C. (1989), "Money, commodity prices and inflation: some simple tests", Oxford Bulletin of Economics and Statistics, vol. 51.

- Titelman, D. y A. Uthoff (1994), "Afluencia de capitales externos y políticas macroeconómicas", Revista de la CEPAL, N° 53 (LC/G.1832-P), Santiago de Chile, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL), agosto.
- Urbain, J.P. (1992), "On weak exogeneity in error correction models", Oxford Bulletin of Economics and Statistics, vol. 54.
- Uthoff, A. (1993), "Estabilización y precios relativos: Chile 1982-1991", Revista de análisis económico, vol. 28, N° 2.
- Uthoff, A. y L. Riveros (1984), "La curva de Phillips y el sector informal. Chile 1964-81.", Cuadernos de economía, N° 62, Santiago de Chile, Universidad de Chile.
- Zahler, R. (1992), "Política monetaria con apertura de la cuenta de capitales", Revista de la CEPAL, N° 48 (LC/G.1748-P), Santiago de Chile, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL), diciembre.