

CAMBIOS ESTRUCTURALES EN LA DEMANDA POR TRABAJO EN CHILE

*Claudia Martínez A.
Gustavo Morales M.
Rodrigo Valdés P.**

I. INTRODUCCIÓN

La inesperada lentitud que ha mostrado la recuperación del empleo en Chile, luego del ciclo recesivo de 1998-1999, ha generado preocupación entre autoridades, académicos y analistas. Mientras que en 1997 la tasa de desempleo total país se mantuvo entre 5.3% y 6.7%, en 1999 llegó a un máximo de 11.5% en el trimestre móvil junio-agosto. Durante el 2000 este indicador disminuyó respecto del año anterior, aunque llegó a un máximo de 10.7% en el trimestre móvil julio-septiembre. La generación de empleo durante 1999 fue negativa durante todos los meses, a excepción de enero, tendencia que se revirtió en la mayor parte del 2000. En términos de destrucción de empleos, durante 1999 se perdieron, en promedio, 120 mil puestos de trabajo, suma que aumenta a 162 mil cuando no se consideran los programas especiales de empleo de emergencia del gobierno. En promedio durante el 2000 se crearon 56 mil empleos, cifra que se mantiene aún, sin considerar los programas especiales de empleo. Cabe mencionar que el producto cayó 1.1% en 1999 y creció 5.4% en el 2000.

Existen diversas hipótesis para explicar la lentitud en la recuperación del empleo. Por ejemplo, es posible que algunas empresas tuviesen excesos de dotación antes de la recesión y durante la crisis descubrieran ganancias de eficiencia permanentes (“cortan grasa”). En este caso el problema del bajo nivel de empleo es temporal, y teóricamente se puede solucionar en forma automática con el crecimiento de la economía, o alternativamente, el crecimiento de la economía es una buena solución para el problema. Desde una perspectiva más formal, esto significaría un desplazamiento de la constante en la relación entre empleo y producto. Una situación

similar ocurre en el caso en que existe una desincronización temporal entre los niveles de actividad y empleo, originada, por ejemplo, en la existencia de irreversibilidades en el proceso de contratación que hagan recomendable demorar las decisiones de despido o contratación.¹ En este caso, es natural que la actividad lidere el empleo: al inicio de una recesión el empleo aumenta lentamente (y la productividad se resiente) y viceversa. Obviamente, la política microeconómica podría intentar modificar las causas de la desincronización; no obstante, lo fundamental desde la perspectiva de política económica, es que la situación es transitoria y que el crecimiento económico provee una solución al problema.

Pero también existen explicaciones en las que no es suficiente el crecimiento para disminuir el desempleo. Este es el caso, por ejemplo, en que se debilita la relación entre actividad y empleo por razones tecnológicas (se producen bienes que no requieren mano de obra) o de sustitución de factores (se produce crecientemente con más capital y otros insumos). En la discusión de coyuntura este fenómeno se ha conocido como la caída de la elasticidad empleo-producto o pérdida de capacidad de generar empleos de la economía chilena. Un cambio estructural de este tipo llevaría a un aumento de la tasa de desempleo natural, y podría estar causado, tanto por cambios tecnológicos como por elementos institucionales o por el agotamiento de proyectos rentables intensivos en mano de obra.

La posición del Senador Carlos Ominami, expresada a mediados del 2000, es un buen ejemplo de este enfoque. Frente a la constatación de que la elasticidad

* *Ministerio de Hacienda. Agradecemos a Dante Contreras y Pablo García por valiosas conversaciones y a dos árbitros anónimos por comentarios y sugerencias. Los posibles errores que persistan son de nuestra responsabilidad. Las opiniones vertidas en este trabajo son de responsabilidad exclusiva de los autores y no representan una posición oficial del Ministerio de Hacienda.*

¹ *Las irreversibilidades se podrían originar, por ejemplo, en costos de búsqueda y entrenamiento. Esto implicaría que la elasticidad empleo-producto sea variable a lo largo del ciclo económico.*

producto había pasado de un valor de 0.60 entre 1986 y 1989, a un 0.28 entre 1990 y 1995, alcanzando un 0.14 entre 1996 y 1999, el Senador aseveró que “...una consecuencia fundamental de este proceso [la caída de la elasticidad empleo-producto] es que el empleo no puede considerarse más como un simple resultado del crecimiento”.² La opinión de la economista Graciela Galarce, por su parte, es que en la actualidad “el crecimiento económico no es el remedio para resolver el problema de la ocupación” en Chile.³

Un análisis sencillo de los datos de la economía chilena muestra que efectivamente, la razón entre la tasa de crecimiento del empleo y la tasa de crecimiento del producto (o elasticidad arco empleo-producto) disminuyó durante la década pasada. Por ejemplo, la razón entre la variación porcentual anual de ambas series observadas a frecuencia trimestral muestra lo siguiente: entre 1987:4 y 1991:1, la elasticidad promedio fue de 0.77, entre 1991:3 y 1994:1 ésta llegó a 0.50, mientras que entre 1994:3 y 1998:4 la elasticidad fue de 0.15. El gráfico 1 da cuenta de esta relación, así como de la marcada tendencia a la baja de este indicador, que llega a ser cercana a cero, e incluso negativa, en 2000:4.

Pero además de implicar que el crecimiento sería inefectivo para solucionar el problema del desempleo, la hipótesis de la caída secular de la elasticidad empleo-producto implica que el problema de la lenta recuperación del empleo era perfectamente previsible. En otras palabras, bajo esta hipótesis no sería sorpresiva la persistencia del desempleo en Chile.⁴

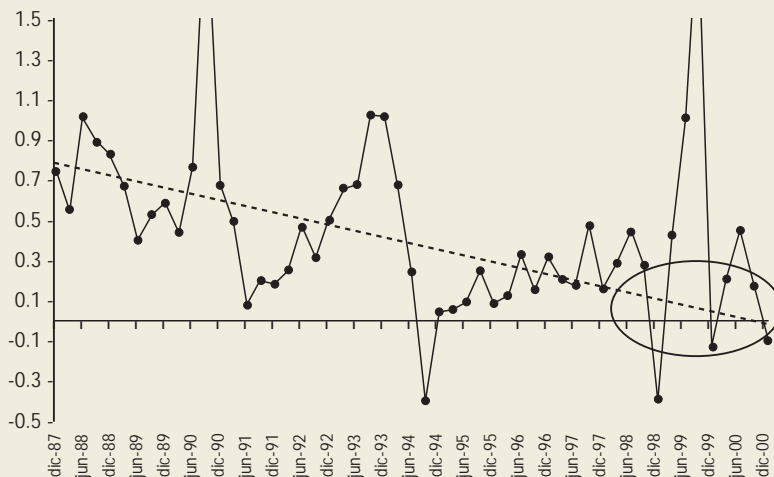
² “Propuestas para una política activa de empleo.” Senado de la República. Santiago, 22 de junio del 2000.

³ Columna “Crecimiento y ocupación: los errores recurrentes.” Diario El Mostrador 10/05/01.

⁴ Conceptualmente la pérdida de empleos durante la recesión de 1999 sí debiera ser una sorpresa bajo esta hipótesis toda vez que la falta de sensibilidad del empleo respecto del producto debiese ser simétrica.

GRÁFICO 1

Elasticidad Arco Empleo-Producto
1987-2000



Fuente: Elaboración propia en base a datos del INE y Banco Central.
La serie corresponde a la razón entre la variación en 12 meses del nivel de empleo y la variación en 12 meses del PIB real. Se incluye además una línea de tendencia de esta misma serie.

¿Significa lo reportado en el gráfico 1 que el crecimiento es insuficiente para solucionar el problema del empleo? La respuesta obviamente depende de cuáles son los factores que explican la disminución de la elasticidad mencionada y la más probable evolución futura de esos factores. Por ejemplo, si por razones tecnológicas la economía contrata un menor número de nuevos empleos, es posible que el crecimiento no sea suficiente. Por el contrario, si lo que explica la menor elasticidad es una disminución sostenida del precio relativo de los insumos alternativos que se espera no continúe en el futuro (al menos al mismo ritmo), el crecimiento sí es suficiente.

Este trabajo explora estas hipótesis, poniendo especial énfasis en investigar posibles cambios estructurales en la demanda por trabajo en Chile. En particular, se estiman dos modelos alternativos de demanda por trabajo para evaluar una posible disminución secular en la relación entre empleo y producto. Estos modelos también son base para evaluar posibles cambios estructurales recientes en el mercado del trabajo.

Nuestros resultados indican que la supuesta disminución de la elasticidad empleo-producto puede explicarse plenamente por la evolución de los precios relativos de los distintos insumos (los que a su vez, obviamente, están ligados a la oferta de cada uno de ellos). En este sentido se podría descartar la hipótesis

de una disminución de la elasticidad mencionada. Sin perjuicio de este resultado, también encontramos evidencia de un cambio estructural en la demanda por trabajo en Chile a fines del período de estimación (durante el año 2000). Todavía no existe información como para identificar qué elementos hay detrás de este cambio, pero los datos permiten confirmar la naturaleza sorpresiva del mismo.

Este artículo se organiza de la siguiente forma. En la segunda sección, se realiza una breve revisión de la literatura sobre estimaciones de demanda por empleo en Chile. La tercera sección presenta dos modelos alternativos de demanda de trabajo; el primero refleja una demanda derivada por empleo y el segundo incorpora efectos de la acumulación de capital. Esta sección, además, describe la construcción de los datos. La cuarta sección muestra las estimaciones de las ecuaciones de largo plazo de demanda por empleo, basadas en técnicas de cointegración. La quinta sección evalúa la presencia de quiebres estructurales y presenta elasticidades arco empleo-producto, controlando por efectos que otras variables tienen en el nivel de empleo. La sexta sección muestra la dinámica de ajuste de corto plazo de las demandas por trabajo. Por último, la sección final presenta las conclusiones.

II. ESTIMACIONES PREVIAS DE DEMANDA POR TRABAJO EN CHILE

Durante las últimas dos décadas se han publicado una serie de estudios sobre la demanda por trabajo en Chile. En esta sección presentamos una breve revisión de algunos de ellos. El cuadro 1 muestra un resumen de los resultados presentados en estos trabajos, identificando período de estimación, tipo de datos, método de estimación, variables utilizadas, además de sus principales resultados.

Un primer tipo de trabajos corresponde a los realizados por Eyzaguirre (1981), Solimano (1981) y Riveros y Arrau (1984), quienes motivados por el problema del desempleo existente en el país, utilizan datos del sector manufacturero durante 1974-1980, aproximadamente, para estimar modelos de demanda por trabajo desde una perspectiva keynesiana.

Eyzaguirre (1981) desarrolla un modelo en el contexto de una economía deprimida en que hay

racionamiento en el mercado de productos, por lo que el ajuste se hace por cantidades y no por salarios reales. En este contexto, la ley de Walras se manifestaría en que el exceso de oferta de trabajo más el exceso de oferta en el mercado de bienes tiene por contraparte un exceso de demanda en el mercado de dinero. La hipótesis de desequilibrio se desarrolla suponiendo que sólo hay dos mercados (trabajo y bienes), y el mercado de trabajo es estudiado en dos contextos, uno con exceso de demanda y otro con exceso de oferta en el mercado de bienes. Eyzaguirre encuentra una elasticidad producto bastante baja, tanto en el corto como en el largo plazo, con valores de 0.14 y 0.29, respectivamente; además, encuentra una elasticidad precio casi nula, por lo que concluye que se rechaza la hipótesis neoclásica del desempleo.

Solimano (1981) estima una demanda por empleo industrial (agregación de 8 sectores CIU de 2 dígitos), con el fin de determinar los efectos de corto y mediano plazo de una rebaja en las cotizaciones previsionales. El modelo de demanda estimado es uno de ajuste parcial. El autor supone costos de ajuste y utiliza una estimación basada en variables instrumentales. El principal resultado de este estudio es que la demanda de trabajo es relativamente inelástica respecto del costo de la mano de obra en el corto y largo plazo. Esta elasticidad sería -0.08 en el corto plazo y -0.39 en el largo plazo.

Riveros y Arrau (1984) estiman un modelo en que el nivel de empleo está determinado por la capacidad de venta más que por los precios de los insumos. Así, suponen que el empleo depende del nivel de capital fijo, rezagos en el ajuste del empleo y expectativas en las ventas esperadas de las firmas (adaptativas y racionales). Las ecuaciones estimadas utilizan como variables explicativas el costo de la mano de obra relativo al de las importaciones y rezagos del nivel de producto y de empleo. Del estudio resulta una demanda de trabajo con elasticidad precio de -0.13 en el corto plazo y de -0.32 en el largo plazo. Por su parte la elasticidad producto es de 0.48 en el corto plazo y de 1.20 en el largo plazo.

Marcel (1987) realiza una estimación basado en el modelo de Layard y Nickell (1985 a y b) analizando los efectos de los cambios de la composición del

producto sobre el empleo.⁵ Encuentra que tales cambios no afectan la calidad global del ajuste ni la elasticidad empleo producto, lo que se asocia a que los cambios en la absorción de la mano de obra al interior de los sectores son más importantes que las diferencias en la evolución de los sectores. Los resultados incluyen una elasticidad precio de -0.09 en el corto plazo y de -0.20 en el largo plazo. La elasticidad producto encontrada es de 0.40 y 0.90 en el corto y largo plazo, respectivamente.

Rojas (1987) estima una demanda de trabajo de ajuste parcial que considera el nivel de empleo y salarios esperados en la contratación de mano de obra. El autor realiza una estimación de un sistema de dos ecuaciones, la primera determina el nivel de empleo y la segunda, el salario real. Los resultados sobre la elasticidad empleo producto se encuentran dentro del rango de las encontradas por Marcel, siendo los valores 0.45 y 0.69 , en el corto y largo plazo, respectivamente. Las elasticidades precio encontradas son -0.29 y -0.46 en el corto y largo plazo. Finalmente, cabe mencionar que Rojas observa que al considerar los niveles efectivos de las variables en vez de los esperados, las elasticidades estimadas disminuyen.

Meller y Labán (1987) examinan la naturaleza cambiante de la relación entre empleo y salario real, y entre empleo y producto, durante el período de reformas y cambios de política en Chile. Obtienen elasticidades precio y producto para el período 1974-1985 a nivel sectorial (industria, construcción, agricultura, minería, comercio y transporte) y agregado.⁶ A nivel agregado, el período 1974-1981 se caracteriza por tener una elasticidad producto estable en torno a 0.56 , mientras que el período 1982-1985 presenta fluctuaciones en los valores entre 0.56 y 0.82 . La elasticidad precio en el período 1975-1977 es prácticamente cero, mientras que en 1977-1981 tiene signo opuesto al esperado (de 0.02), y entre 1982-1985 fluctúa en torno a -0.09 .

⁵ Este modelo supone competencia imperfecta en el mercado de bienes, y que las empresas toman decisiones sobre empleo, producción y precios de acuerdo con un conjunto de información, que incluye salarios reales, demanda y condiciones técnicas de producción. En este modelo, el salario real es el resultado de negociaciones en el mercado del trabajo.

⁶ Utilizando el filtro de Kalman.

⁷ "Encuesta Nacional del Empleo Series Empalmadas 1986-1995". Instituto Nacional de Estadísticas. Santiago, 1997.

⁸ Sustentadas en el marco muestral basado en el Censo de Población y Vivienda de 1982.

⁹ Basado en el Censo de Población de 1992.

Paredes y Riveros (1993) estiman una demanda por trabajo agregada y otra para el sector manufacturero, incorporando el costo del trabajo, la tasa de interés real, y el nivel de producto como variables explicativas. Incluyen, además, el empleo rezagado como una forma de capturar costos de ajuste y una *dummy* para el período 1974-1979. Los autores obtienen una elasticidad producto para antes y después de las reformas laborales de 1979, de 0.25 y 0.75 , para el total de la muestra, y de 0.84 y 1.24 considerando sólo el sector manufacturero. Al mismo tiempo, la elasticidad precio para toda la muestra es de 0.19 (signo contrario al esperado) y -0.34 para antes y después de las reformas laborales de 1979, respectivamente, mientras que en la industria manufacturera ésta sería prácticamente cero.

García (1995) estima un sistema de tres ecuaciones no lineales: para empleo primario (formal), para el empleo secundario (de libre entrada) y para el salario nominal. Además, utiliza variables instrumentales para controlar la posible endogeneidad del producto, la fuerza de trabajo y el empleo agrícola. Las ecuaciones se motivan por la existencia de un mercado de trabajo segmentado, firmas maximizadoras y costos de ajuste en la contratación de mano de obra. Los resultados indican que el capital tiene una participación en los costos del orden de 23% , y el trabajo de 69% (24% trabajo no calificado y 45% de trabajo calificado). La elasticidad producto varía entre un 0.3 y un 1.3 en el corto y largo plazo, respectivamente, mientras que la elasticidad precio tiene un rango entre -0.03 y -0.10 .

Los trabajos revisados presentan una gran heterogeneidad de resultados, originada en parte en la disponibilidad de datos. Las estimaciones sobre empleo agregado se hacen frecuentes desde la segunda mitad de los ochenta, aunque la dificultad de los datos apenas comienza a resolverse con la publicación de las Series Empalmadas de la Encuesta Nacional de Empleo 1986-1995 del INE⁷, en que se realiza un empalme de las series de la Encuesta Nacional de Empleo (ENE) del período 1986-1995⁸ con las cifras de la nueva ENE que comenzó en enero-marzo de 1996.⁹ Con respecto a la elasticidad producto, que es el centro de este estudio, los resultados de los trabajos reseñados señalan un rango entre 0.09 y 0.54 para el corto plazo y entre 0.29 y 1.30 para el largo plazo.

Una posible crítica a los resultados presentados en los diversos trabajos se refiere a los métodos de estimación utilizados.¹⁰ La ausencia de relaciones de cointegración podría significar que algunas de las demandas estimadas puedan corresponder a relaciones espurias. Esto podría ocurrir especialmente en el caso en que sólo se consideren el producto y los salarios como determinantes de la demanda por trabajo. Como se discute en la siguiente sección, los precios de otros insumos también son relevantes en las decisiones de contratación.

Respecto de la evidencia internacional, Hamermesh (1986) y (1993) realiza sendas revisiones de estimaciones para una serie de países desarrollados que utilizan muestras de diferente tamaño, pertenecientes al período 1924 y 1990. Hamermesh (1986) se concentra en estimaciones de la elasticidad precio de la demanda y señala que ésta se encontraría entre -0.15 y -0.50 cuando se consideran datos agregados. La diversidad de resultados se explica por cambios que ocurren en la tecnología, tanto a través del tiempo como entre países. Los estudios que utilizan datos industriales, por su parte, reportan elasticidades entre -0.20 y -1.03. Hamermesh (1993) reporta que la elasticidad precio a nivel agregado y en el largo plazo se encuentra en el rango de -0.15 y -0.75. Para el caso de la elasticidad producto, esta recopilación encuentra valores que van desde prácticamente cero para Japón y Alemania hasta 0.37 para Estados Unidos, en el corto plazo, y entre 0.03 para Japón y 0.71 para el Reino Unido, en el largo plazo. En el caso de la industria, los valores de esta elasticidad en el corto plazo estarían entre casi cero para Japón y 0.43 para Estados Unidos, mientras que en el largo plazo fluctuaría entre 0.28 para Japón y 0.92 para Estados Unidos.

III. DEMANDA POR TRABAJO EN CHILE

1. Marco Conceptual

La demanda por trabajo a nivel agregado es, por definición, la suma de las demandas por trabajo a nivel de cada firma. Por simplicidad suponemos que existen sólo tres factores productivos: trabajo (L), capital (K) y un bien importado intermedio (M) para producir un bien final único (Y). Los precios relativos de los factores se denotan por w , c y x , respectivamente, siendo el bien Y el numerario.

La teoría microeconómica indica que la maximización de beneficios por parte de la firma implica la existencia de una función de costos mínimos, correspondiente a la suma del producto del precio de cada uno de los insumos y el nivel de insumos que maximiza ganancias. Esta función de costos depende del nivel de producción y del precio de los factores:

$$C \equiv wL^* + cK^* + xM^* = C(Y, w, c, x) \quad (1)$$

El lema de Shepard permite recobrar la demanda derivada de cada uno de los factores. En particular, en el caso de la demanda por trabajo se tiene:

$$L^d = \frac{\partial C(Y, w, c, x)}{\partial w} = L(Y, w, c, x) \quad (2)$$

Una aproximación log-lineal de esta ecuación entrega la ecuación teórica base para la estimación (ver Hamermesh, 1993):

$$\log L^d = a_0 + a_1 \log Y + a_2 \log w + a_3 \log c + a_4 \log x \quad (3)$$

donde $a_2 + a_3 + a_4 = 0$. En esta ecuación el parámetro a_1 representa la elasticidad empleo-producto, lo cual será comparable a la elasticidad arco observada en los datos en la medida que los precios de los factores permanezcan constantes.

La estimación de la ecuación (3) por métodos de cointegración entrega una relación de largo plazo entre empleo, costos de factores y producto. La dinámica de ajuste de corto plazo puede ser estudiada a través de métodos estándares de corrección de errores. Es importante resaltar que el valor de la elasticidad empleo-producto refleja el efecto del crecimiento económico sobre el empleo, suponiendo que el precio de los factores está constante. Sin embargo, es posible que estos precios varíen con el crecimiento, en particular el salario y el tipo de cambio real, por lo que la elasticidad arco observada podría ser menor que a_2 .¹¹

Como forma de evaluar la robustez de los resultados, también consideramos una especificación alternativa a (3). Es bien sabido que si existieran dos insumos,

¹⁰ En efecto, por razones obvias, estos se realizaron sin considerar el desarrollo de la econometría de los últimos 15 años.

¹¹ De hecho, podría existir otra relación de largo plazo entre salarios, empleo y otras variables (por ejemplo, fuerza de trabajo).

Evidencia Empírica de la Demanda de Trabajo en Chile

Autores	Fecha de Publicación	Período de Estimación	Frecuencia de Datos	Fuente de datos Empleo	Especificación	Agregación del Empleo	Elasticidad Producto	Elasticidad Precio	Nota sobre los Coeficientes
1 Eyzaguirre	1981	1974-78	Trimestral	SOFOFA	Ajuste parcial	Manufactura	0.14, 0.29	0.002, 0.004	Corto-largo plazo
2 Solimano	1981	1974-78	Trimestral	SOFOFA-INE	Ajuste parcial	Manufactura	0.09, 0.46	-0.08, -0.39	Corto-largo plazo
3 Riveros y Arrau	1984	1974-82	Trimestral	INE	Ajuste parcial	Manufactura	0.48, 1.20	-0.13, -0.32	Corto-largo plazo
4 Marcel	1987	1974-85	Trimestral	Jadresic 1986b (INE-U.Chile)	Ajuste parcial	Total	0.40, 0.90	-0.09, -0.20	Corto-largo plazo
5 Rojas	1987	1977-85	Trimestral	U.Chile-Gran Santiago	Ajuste parcial	Total	0.45, 0.69	-0.29, -0.46	Corto-largo plazo
6 Meller y Labán	1987	1974-85	Trimestral	Jadresic 1986b (INE-U.Chile)	Nivel, Filtro de Kalman	Total y Sectorial	0.54, 0.81	-0.13, 0.02	Rango filtro de Kalman
7 Paredes y Riveros	1993	1974-88	Trimestral	U.Chile-Gran Santiago	Ajuste parcial	Total	0.25, 0.75	0.19, -0.34	Antes-después 1979, C.Plazo
8 García	1995	1980-94	Trimestral	García 1994	Ajuste parcial	Primario	0.30, 1.30	-0.025, -0.103	Corto-largo plazo

Nota: Ecuaciones:

- 1/ $\log Et = b0 + b1 \log Yt - 1 + b2 \log Wt - 1 + b3 \log Et - 1 + b4 \log Kt + b5 \text{ tend} + b6 \text{ tend}^2$
- 2/ $\log Et = b0 + b1 \log Yt + b2 \log Wt + b3 \log Et - 1$
- 3/ $\log Et = b0 + b1 \log Yt + b2 \log Wt + b3 \log Et - 1 + b4 \log PIMt$
- 4/ $\log Et = b0 + b1 \log Yt + b2 \log Wt + b3 \log Yt - 1$
- 5/ $\log Et = b0 + b1 \log Yt + b2 \log Wt + b3 \log Et - 1 + b4 \log \text{tend}$
- 6/ $\log Et = b1t + b2t \log Yt + b3t \log Wt$
- 7/ $\log Et = b0 + b1 \log Yt + b2 \log Wt + b3 \log \text{it} + b4 D^* \log \text{Cost} + b5 D^* \log Yt + b6 * Et - 1 + b7 * D$
- 8/ $\log Eprimt = b1 \log Yprimt + b2 \log Kt + b3 (\log W \text{ cIt} - \log W \text{ import}) + b4 (\log W \text{ mint} - \log W \text{ cIt}) + b5 \log Eprimt - 1 + b6 \log (t + Wci / Wmin) + b7 \text{ tend} + b8 \text{ Dumcrisis} + b9 \text{ Dumestaci} \text{ i} = 1 \dots 4$

Donde: Et es empleo, Yt es producto, Wt es salario, tend es tendencia, tend2 = tend*tend, PIM es precio de los bienes importados, Cost es costo total del trabajo (salario más costos no salariales) deflactado por IPM, it es la tasa de interés real, D es dummy con valor 1 para 1974:1-1979:4, Eprimt es empleo primario, Yprimt es producto primario, Kt es capital, Wci es salario de trabajadores calificados (índice costo de mano de obra del INE), Wimport es costo de insumos importados, Wmin es salario mínimo, Dumcrisis es dummy con valor 1 en 1982:2 y 1982:3, Dumestaci es dummy por efectos estacionales.

la solución al problema de maximización de la firma también podría describirse como la tangencia entre una isocuanta y la razón de precios de insumos (en el plano formado por el nivel contratado de estos insumos). Con tres insumos, este mismo procedimiento puede emplearse considerando una isocuanta que depende de la demanda por uno de los insumos como un parámetro de posición. En este caso, la tangencia entre una isocuanta, cuya posición depende del nivel óptimo de capital, y la razón de precios entre el bien importado y los salarios, también describe la demanda óptima por trabajo (en el plano L, M). Así, en esta especificación alternativa incluimos la razón capital-producto como determinante de la demanda por empleo y el precio relativo entre el salario real y el tipo de cambio real. En este caso se estima:

$$\log L^d = b_0 + b_1 \log Y + b_2 \log \frac{K}{Y} + b_3 \log \frac{w}{x} \quad (4)$$

En esta especificación b_1 representa la elasticidad empleo-producto si se mantiene constante tanto la razón capital-producto como la razón entre el salario y el tipo de cambio real, mientras que $b_1 - b_2$ representa la misma elasticidad bajo el supuesto de que, además del precio relativo w/x , el nivel de capital se mantiene constante. Esta elasticidad no tiene por qué ser igual a la que se estima a partir de (3), toda vez que el supuesto de que se mantiene K/Y y w/x constante no implica que cada uno de los precios de los insumos se mantengan fijo.

2. Datos

Las variables L , Y , w , y x son observables en forma trimestral en el período 1986:1-2000:4. Para el empleo se utiliza la serie empalmada INE 1986-1995 y la encuesta nacional de empleo desde 1996.¹² Consideramos también una serie que excluye programas especiales de empleo del gobierno, de acuerdo con información proporcionada por la Dirección de Presupuestos. En ambos casos, las series se desestacionalizan utilizando el método X11-ARIMA. El producto corresponde al PIB a precios constantes del Banco Central, serie que también se desestacionaliza. Los salarios corresponden al índice nominal de remuneraciones¹³ deflactado por el IPC, también ajustados estacionalmente. Por último, el tipo de cambio real corresponde a la medida multilateral que publica el Banco Central.¹⁴

El costo del capital c así como la razón capital-producto son series que no son observables por el econométrista, por lo que deben construirse a partir de otros datos. Siguiendo el enfoque estándar, el costo de capital puede escribirse como (ver, por ejemplo, Romer, 1994):

$$c_t = \left[r_t + \delta - \frac{p_{t+1}^e(k) - p_t(k)}{p_t(k)} \right] \times [1 - \tau_t f_t] p_t(k) \quad (5)$$

donde $p_t(k)$ es el precio del capital en el período t , r_t representa la tasa de interés relevante, δ es la tasa de depreciación, $\left[\frac{p_{t+1}^e(k) - p_t(k)}{p_t(k)} \right]$ es la ganancia de capital esperada por mantener capital, τ_t es la tasa de impuesto que se aplica al ingreso de las firmas, y f_t indica la capacidad de la empresa de descontar impuestos a través de financiar la inversión con deuda y usar mecanismos de depreciación.

Para construir c_t seguimos un procedimiento similar al utilizado por Bustos, Engel y Galetovic (1998). En particular, usamos la tasa de colocación indizada de 90-360 días del sistema bancario como tasa de interés relevante (r_t), una tasa de depreciación (δ), equivalente anual de 10%, la tasa de impuesto de primera categoría efectiva de cada año (τ_t) y una capacidad de descuento de impuestos $f_t = 1$.¹⁵

Al mismo tiempo, consideramos el precio relativo del capital ($p_t(k)$) como la razón entre el deflactor de la formación bruta de capital fijo y el deflactor total del PIB. Como existe una serie trimestral del deflactor de la inversión sólo desde 1990, trimestralizamos la información anual previa a ese año con métodos descritos en el Anexo 1. Como *proxy* de la ganancia de capital esperada en el trimestre t , y considerando que la serie de ganancia de capital trimestral efectiva es extremadamente

¹² Los datos de empleo son los proporcionados por el INE, y corresponden a trimestres móviles.

¹³ Se usa el índice de remuneraciones del INE base abril de 1993, empalmado con la serie de la encuesta de 1982.

¹⁴ Las series de tipo de cambio real y de costo de capital presentan muy poca estacionalidad, así entonces, las estimaciones realizadas son robustas al uso de series de costo de capital y tipo de cambio real no ajustadas por efectos estacionales. Tanto los parámetros como los test de cointegración no cambian frente al uso de las series de TCR y CK desestacionalizadas.

¹⁵ Bustos et al. (1998) reportan los descuentos a los que tendrían derechos las Sociedades Anónimas en Chile por conceptos de depreciación y endeudamiento para el período 1985-1995. Estos resultan similares a la unidad.

RECUADRO 1

Procedimiento y discusión de los resultados de los test de raíz unitaria

Utilizamos dos test para determinar la existencia de una raíz unitaria.

1. Test de Dickey y Fuller (ADF)

Se evalúa la significancia del parámetro γ de una ecuación del siguiente tipo:

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + a_2 t + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-1+i} + \varepsilon_t.$$

En la medida que γ sea significativamente menor que cero, se puede rechazar la hipótesis nula de presencia de una raíz unitaria. La única complicación de esta

prueba es que bajo la hipótesis nula, la distribución del test-t no es el habitual, por lo cual debe compararse con otros valores críticos tabulados.

2. Test de Phillips y Perron

Se evalúa el mismo parámetro, pero en vez de corregir la estimación utilizando rezagos para controlar la autocorrelación serial del error, se corrige directamente el test-t.

El cuadro siguiente muestra los test de raíz unitaria de las variables consideradas en este trabajo. Se observa que no es posible rechazar la hipótesis que sean variables I(1).

Pruebas de Raíz Unitaria

		ADF	Valor Crítico 5%	Phillips Perron	Valor Crítico 5%
Empleo	**	-2.84	-2.91	-0.97	-3.49
Producto	*	-1.18	-2.91	-1.24	-2.91
Tipo de Cambio Real		-0.50	-1.95	-0.53	-1.95
Salario real	*	-0.34	-2.94	-0.72	-2.91
Salario relativo (w/x)	*	-0.48	-2.90	-0.48	-2.91
Razón Capital-Producto		0.59	-1.94	-0.87	-1.95
Costo del Capital		-1.20	-1.95	-1.60	-1.95

* denota prueba con constante, ** denota prueba con constante y tendencia. En ADF se escogen rezagos de manera que el último no sea significativo. El test de Phillips y Perron se estima con 3 rezagos.

Muestra: 1986:1-2000:4 según disponibilidad.

volátil, consideramos el promedio móvil de la ganancia de capital efectiva, observada entre los trimestres $t-2$ y $t+1$.¹⁶

Por último, la serie de stock de capital que se utiliza para construir la razón capital-producto se basa en los valores implícitos de la relación capital-producto, reportados por Coeymans (1992). El stock en los sucesivos períodos se construye a partir de la siguiente identidad:

$$K_t = K_{t-1} (1 - \delta) + \text{Inversión Bruta en } t \quad (6)$$

¹⁶ Como forma de evaluar la robustez de los resultados también consideramos los promedios móviles ($t-3$ y t) y ($t-1$ y $t+2$). Ninguno de los resultados cambia de manera relevante con estos cambios. Sin embargo, la elasticidad respectiva no es significativa si consideramos la ganancia de capital efectiva trimestral (en t).

IV. RELACIÓN DE LARGO PLAZO

1. Cointegración

Una vez determinada la existencia de una raíz unitaria en cada una de las series (recuadro 1), y en la medida en que las variables cointegren (esto es, que exista una relación de largo plazo entre ellas), es posible utilizar distintos procedimientos para estimar las demandas (3) y (4). Para determinar la presencia de cointegración entre las variables usamos el habitual test de Johansen. Al mismo tiempo, utilizamos un test alternativo, que evalúa la presencia de raíz unitaria en los residuos de la estimación de mínimos cuadrados ordinarios, en cada especificación, usando los mismos procedimientos descritos en el recuadro 1.

Una posible crítica a los resultados presentados en los diversos trabajos se refiere a los métodos de estimación utilizados.¹⁰ La ausencia de relaciones de cointegración podría significar que algunas de las demandas estimadas puedan corresponder a relaciones espurias. Esto podría ocurrir especialmente en el caso en que sólo se consideren el producto y los salarios como determinantes de la demanda por trabajo. Como se discute en la siguiente sección, los precios de otros insumos también son relevantes en las decisiones de contratación.

Respecto de la evidencia internacional, Hamermesh (1986) y (1993) realiza sendas revisiones de estimaciones para una serie de países desarrollados que utilizan muestras de diferente tamaño, pertenecientes al período 1924 y 1990. Hamermesh (1986) se concentra en estimaciones de la elasticidad precio de la demanda y señala que ésta se encontraría entre -0.15 y -0.50 cuando se consideran datos agregados. La diversidad de resultados se explica por cambios que ocurren en la tecnología, tanto a través del tiempo como entre países. Los estudios que utilizan datos industriales, por su parte, reportan elasticidades entre -0.20 y -1.03. Hamermesh (1993) reporta que la elasticidad precio a nivel agregado y en el largo plazo se encuentra en el rango de -0.15 y -0.75. Para el caso de la elasticidad producto, esta recopilación encuentra valores que van desde prácticamente cero para Japón y Alemania hasta 0.37 para Estados Unidos, en el corto plazo, y entre 0.03 para Japón y 0.71 para el Reino Unido, en el largo plazo. En el caso de la industria, los valores de esta elasticidad en el corto plazo estarían entre casi cero para Japón y 0.43 para Estados Unidos, mientras que en el largo plazo fluctuaría entre 0.28 para Japón y 0.92 para Estados Unidos.

III. DEMANDA POR TRABAJO EN CHILE

1. Marco Conceptual

La demanda por trabajo a nivel agregado es, por definición, la suma de las demandas por trabajo a nivel de cada firma. Por simplicidad suponemos que existen sólo tres factores productivos: trabajo (L), capital (K) y un bien importado intermedio (M) para producir un bien final único (Y). Los precios relativos de los factores se denotan por w , c y x , respectivamente, siendo el bien Y el numerario.

La teoría microeconómica indica que la maximización de beneficios por parte de la firma implica la existencia de una función de costos mínimos, correspondiente a la suma del producto del precio de cada uno de los insumos y el nivel de insumos que maximiza ganancias. Esta función de costos depende del nivel de producción y del precio de los factores:

$$C \equiv wL^* + cK^* + xM^* = C(Y, w, c, x) \quad (1)$$

El lema de Shepard permite recobrar la demanda derivada de cada uno de los factores. En particular, en el caso de la demanda por trabajo se tiene:

$$L^d = \frac{\partial C(Y, w, c, x)}{\partial w} = L(Y, w, c, x) \quad (2)$$

Una aproximación log-lineal de esta ecuación entrega la ecuación teórica base para la estimación (ver Hamermesh, 1993):

$$\log L^d = a_0 + a_1 \log Y + a_2 \log w + a_3 \log c + a_4 \log x \quad (3)$$

donde $a_2 + a_3 + a_4 = 0$. En esta ecuación el parámetro a_1 representa la elasticidad empleo-producto, lo cual será comparable a la elasticidad arco observada en los datos en la medida que los precios de los factores permanezcan constantes.

La estimación de la ecuación (3) por métodos de cointegración entrega una relación de largo plazo entre empleo, costos de factores y producto. La dinámica de ajuste de corto plazo puede ser estudiada a través de métodos estándares de corrección de errores. Es importante resaltar que el valor de la elasticidad empleo-producto refleja el efecto del crecimiento económico sobre el empleo, suponiendo que el precio de los factores está constante. Sin embargo, es posible que estos precios varíen con el crecimiento, en particular el salario y el tipo de cambio real, por lo que la elasticidad arco observada podría ser menor que a_2 .¹¹

Como forma de evaluar la robustez de los resultados, también consideramos una especificación alternativa a (3). Es bien sabido que si existieran dos insumos,

¹⁰ En efecto, por razones obvias, estos se realizaron sin considerar el desarrollo de la econometría de los últimos 15 años.

¹¹ De hecho, podría existir otra relación de largo plazo entre salarios, empleo y otras variables (por ejemplo, fuerza de trabajo).

Evidencia Empírica de la Demanda de Trabajo en Chile

Autores	Fecha de Publicación	Período de Estimación	Frecuencia de Datos	Fuente de datos Empleo	Especificación	Agregación del Empleo	Elasticidad Producto	Elasticidad Precio	Nota sobre los Coeficientes
1 Eyzaguirre	1981	1974-78	Trimestral	SOFOFA	Ajuste parcial	Manufactura	0.14, 0.29	0.002, 0.004	Corto-largo plazo
2 Solimano	1981	1974-78	Trimestral	SOFOFA-INE	Ajuste parcial	Manufactura	0.09, 0.46	-0.08, -0.39	Corto-largo plazo
3 Riveros y Arrau	1984	1974-82	Trimestral	INE	Ajuste parcial	Manufactura	0.48, 1.20	-0.13, -0.32	Corto-largo plazo
4 Marcel	1987	1974-85	Trimestral	Jadresic 1986b (INE-U.Chile)	Ajuste parcial	Total	0.40, 0.90	-0.09, -0.20	Corto-largo plazo
5 Rojas	1987	1977-85	Trimestral	U.Chile-Gran Santiago	Ajuste parcial	Total	0.45, 0.69	-0.29, -0.46	Corto-largo plazo
6 Meller y Labán	1987	1974-85	Trimestral	Jadresic 1986b (INE-U.Chile)	Nivel, Filtro de Kalman	Total y Sectorial	0.54, 0.81	-0.13, 0.02	Rango filtro de Kalman
7 Paredes y Riveros	1993	1974-88	Trimestral	U.Chile-Gran Santiago	Ajuste parcial	Total	0.25, 0.75	0.19, -0.34	Antes-después 1979, C.Plazo
8 García	1995	1980-94	Trimestral	García 1994	Ajuste parcial	Primario	0.30, 1.30	-0.025, -0.103	Corto-largo plazo

Nota: Ecuaciones:

- 1/ $\log Et = b0 + b1 \log Yt - 1 + b2 \log Wt - 1 + b3 \log Et - 1 + b4 \log Kt + b5 \text{ tend} + b6 \text{ tend}^2$
- 2/ $\log Et = b0 + b1 \log Yt + b2 \log Wt + b3 \log Et - 1$
- 3/ $\log Et = b0 + b1 \log Yt + b2 \log Wt + b3 \log Et - 1 + b4 \log PIMt$
- 4/ $\log Et = b0 + b1 \log Yt + b2 \log Wt + b3 \log Yt - 1$
- 5/ $\log Et = b0 + b1 \log Yt + b2 \log Wt + b3 \log Et - 1 + b4 \log \text{tend}$
- 6/ $\log Et = b1t + b2t \log Yt + b3t \log Wt$
- 7/ $\log Et = b0 + b1 \log Yt + b2 \log Wt + b3 \log \text{it} + b4 D^* \log \text{Cost} + b5 D^* \log Yt + b6 * Et - 1 + b7 * D$
- 8/ $\log Eprimt = b1 \log Yprimt + b2 \log Kt + b3 (\log W \text{ cIt} - \log W \text{ import}) + b4 (\log W \text{ mint} - \log W \text{ cIt}) + b5 \log Eprimt - 1 + b6 \log (t + Wci / Wmin) + b7 \text{ tend} + b8 \text{ Dumcrisis} + b9 \text{ Dumestaci} \text{ i}=1...4$

Donde: Et es empleo, Yt es producto, Wt es salario, tend es tendencia, tend2 = tend*tend, PIM es precio de los bienes importados, Cost es costo total del trabajo (salario más costos no salariales) deflactado por IPM, it es la tasa de interés real, D es dummy con valor 1 para 1974:1-1979:4, Eprimt es empleo primario, Yprimt es producto primario, Kt es capital, Wci es salario de trabajadores calificados (índice costo de mano de obra del INE), Wimport es costo de insumos importados, Wmin es salario mínimo, Dumcrisis es dummy con valor 1 en 1982:2 y 1982:3, Dumestaci es dummy por efectos estacionales.

la solución al problema de maximización de la firma también podría describirse como la tangencia entre una isocuanta y la razón de precios de insumos (en el plano formado por el nivel contratado de estos insumos). Con tres insumos, este mismo procedimiento puede emplearse considerando una isocuanta que depende de la demanda por uno de los insumos como un parámetro de posición. En este caso, la tangencia entre una isocuanta, cuya posición depende del nivel óptimo de capital, y la razón de precios entre el bien importado y los salarios, también describe la demanda óptima por trabajo (en el plano L, M). Así, en esta especificación alternativa incluimos la razón capital-producto como determinante de la demanda por empleo y el precio relativo entre el salario real y el tipo de cambio real. En este caso se estima:

$$\log L^d = b_0 + b_1 \log Y + b_2 \log \frac{K}{Y} + b_3 \log \frac{w}{x} \quad (4)$$

En esta especificación b_1 representa la elasticidad empleo-producto si se mantiene constante tanto la razón capital-producto como la razón entre el salario y el tipo de cambio real, mientras que $b_1 - b_2$ representa la misma elasticidad bajo el supuesto de que, además del precio relativo w/x , el nivel de capital se mantiene constante. Esta elasticidad no tiene por qué ser igual a la que se estima a partir de (3), toda vez que el supuesto de que se mantiene K/Y y w/x constante no implica que cada uno de los precios de los insumos se mantengan fijo.

2. Datos

Las variables L , Y , w , y x son observables en forma trimestral en el período 1986:1-2000:4. Para el empleo se utiliza la serie empalmada INE 1986-1995 y la encuesta nacional de empleo desde 1996.¹² Consideramos también una serie que excluye programas especiales de empleo del gobierno, de acuerdo con información proporcionada por la Dirección de Presupuestos. En ambos casos, las series se desestacionalizan utilizando el método X11-ARIMA. El producto corresponde al PIB a precios constantes del Banco Central, serie que también se desestacionaliza. Los salarios corresponden al índice nominal de remuneraciones¹³ deflactado por el IPC, también ajustados estacionalmente. Por último, el tipo de cambio real corresponde a la medida multilateral que publica el Banco Central.¹⁴

El costo del capital c así como la razón capital-producto son series que no son observables por el econométrista, por lo que deben construirse a partir de otros datos. Siguiendo el enfoque estándar, el costo de capital puede escribirse como (ver, por ejemplo, Romer, 1994):

$$c_t = \left[r_t + \delta - \frac{p_{t+1}^e(k) - p_t(k)}{p_t(k)} \right] \times [1 - \tau_t f_t] p_t(k) \quad (5)$$

donde $p_t(k)$ es el precio del capital en el período t , r_t representa la tasa de interés relevante, δ es la tasa de depreciación, $\left[\frac{p_{t+1}^e(k) - p_t(k)}{p_t(k)} \right]$ es la ganancia de capital esperada por mantener capital, τ_t es la tasa de impuesto que se aplica al ingreso de las firmas, y f_t indica la capacidad de la empresa de descontar impuestos a través de financiar la inversión con deuda y usar mecanismos de depreciación.

Para construir c_t seguimos un procedimiento similar al utilizado por Bustos, Engel y Galetovic (1998). En particular, usamos la tasa de colocación indizada de 90-360 días del sistema bancario como tasa de interés relevante (r_t), una tasa de depreciación (δ), equivalente anual de 10%, la tasa de impuesto de primera categoría efectiva de cada año (τ_t) y una capacidad de descuento de impuestos $f_t = 1$.¹⁵

Al mismo tiempo, consideramos el precio relativo del capital ($p_t(k)$) como la razón entre el deflactor de la formación bruta de capital fijo y el deflactor total del PIB. Como existe una serie trimestral del deflactor de la inversión sólo desde 1990, trimestralizamos la información anual previa a ese año con métodos descritos en el Anexo 1. Como *proxy* de la ganancia de capital esperada en el trimestre t , y considerando que la serie de ganancia de capital trimestral efectiva es extremadamente

¹² Los datos de empleo son los proporcionados por el INE, y corresponden a trimestres móviles.

¹³ Se usa el índice de remuneraciones del INE base abril de 1993, empalmado con la serie de la encuesta de 1982.

¹⁴ Las series de tipo de cambio real y de costo de capital presentan muy poca estacionalidad, así entonces, las estimaciones realizadas son robustas al uso de series de costo de capital y tipo de cambio real no ajustadas por efectos estacionales. Tanto los parámetros como los test de cointegración no cambian frente al uso de las series de TCR y CK desestacionalizadas.

¹⁵ Bustos et al. (1998) reportan los descuentos a los que tendrían derechos las Sociedades Anónimas en Chile por conceptos de depreciación y endeudamiento para el período 1985-1995. Estos resultan similares a la unidad.

RECUADRO 1

Procedimiento y discusión de los resultados de los test de raíz unitaria

Utilizamos dos test para determinar la existencia de una raíz unitaria.

1. Test de Dickey y Fuller (ADF)

Se evalúa la significancia del parámetro γ de una ecuación del siguiente tipo:

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + a_2 t + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-1+i} + \varepsilon_t.$$

En la medida que γ sea significativamente menor que cero, se puede rechazar la hipótesis nula de presencia de una raíz unitaria. La única complicación de esta

prueba es que bajo la hipótesis nula, la distribución del test-t no es el habitual, por lo cual debe compararse con otros valores críticos tabulados.

2. Test de Phillips y Perron

Se evalúa el mismo parámetro, pero en vez de corregir la estimación utilizando rezagos para controlar la autocorrelación serial del error, se corrige directamente el test-t.

El cuadro siguiente muestra los test de raíz unitaria de las variables consideradas en este trabajo. Se observa que no es posible rechazar la hipótesis que sean variables I(1).

Pruebas de Raíz Unitaria

		ADF	Valor Crítico 5%	Phillips Perron	Valor Crítico 5%
Empleo	**	-2.84	-2.91	-0.97	-3.49
Producto	*	-1.18	-2.91	-1.24	-2.91
Tipo de Cambio Real		-0.50	-1.95	-0.53	-1.95
Salario real	*	-0.34	-2.94	-0.72	-2.91
Salario relativo (w/x)	*	-0.48	-2.90	-0.48	-2.91
Razón Capital-Producto		0.59	-1.94	-0.87	-1.95
Costo del Capital		-1.20	-1.95	-1.60	-1.95

* denota prueba con constante, ** denota prueba con constante y tendencia. En ADF se escogen rezagos de manera que el último no sea significativo. El test de Phillips y Perron se estima con 3 rezagos.

Muestra: 1986:1-2000:4 según disponibilidad.

volátil, consideramos el promedio móvil de la ganancia de capital efectiva, observada entre los trimestres $t-2$ y $t+1$.¹⁶

Por último, la serie de stock de capital que se utiliza para construir la razón capital-producto se basa en los valores implícitos de la relación capital-producto, reportados por Coeymans (1992). El stock en los sucesivos períodos se construye a partir de la siguiente identidad:

$$K_t = K_{t-1} (1 - \delta) + \text{Inversión Bruta en } t \quad (6)$$

¹⁶ Como forma de evaluar la robustez de los resultados también consideramos los promedios móviles ($t-3$ y t) y ($t-1$ y $t+2$). Ninguno de los resultados cambia de manera relevante con estos cambios. Sin embargo, la elasticidad respectiva no es significativa si consideramos la ganancia de capital efectiva trimestral (en t).

IV. RELACIÓN DE LARGO PLAZO

1. Cointegración

Una vez determinada la existencia de una raíz unitaria en cada una de las series (recuadro 1), y en la medida en que las variables cointegren (esto es, que exista una relación de largo plazo entre ellas), es posible utilizar distintos procedimientos para estimar las demandas (3) y (4). Para determinar la presencia de cointegración entre las variables usamos el habitual test de Johansen. Al mismo tiempo, utilizamos un test alternativo, que evalúa la presencia de raíz unitaria en los residuos de la estimación de mínimos cuadrados ordinarios, en cada especificación, usando los mismos procedimientos descritos en el recuadro 1.

CUADRO 2

Test de Johansen

Especificación Base			Especificación Alternativa		
Valor Propio	Razón de Verosimilitud	Valor Crítico 5%	Valor Propio	Razón de Verosimilitud	Valor Crítico 5%
0.61	93.83**	68.52	0.47	61.29**	47.21
0.36	42.53	47.21	0.26	25.06	29.68
0.21	18.40	29.68	0.13	7.94	15.41
0.08	5.36	15.41	0.00	0.23	3.76
0.009	0.51	3.76			

** denota el rechazo de la hipótesis a 1% de significancia.

Fuente: Elaboración propia.

La especificación base incluye empleo, producto, salario real, tipo de cambio real y costo del capital. La especificación alternativa incluye empleo, producto, la razón salario-tipo de cambio, y capital-producto.

El cuadro 2 muestra el resultado del test de Johansen para las variables utilizadas en las dos ecuaciones que se estiman.¹⁷ La primera de ellas, la especificación base, incluye empleo, costo del capital, tipo de cambio real, salario real y producto; la segunda, especificación alternativa, incorpora la razón capital-producto, el precio relativo entre salario y tipo de cambio, y un efecto escala del producto.

Los resultados indican que en ambas especificaciones no se puede rechazar la existencia de un único vector de cointegración. Es decir, existiría una relación de largo plazo entre las variables incluidas en cada especificación, cada una de las cuales representa a una demanda por trabajo.

La existencia de un vector de cointegración en cada especificación provee evidencia en contra de una reducción secular en la elasticidad empleo-producto. En efecto, si esta hipótesis fuese correcta, sería difícil encontrar una relación estable de largo plazo entre las variables. Por el contrario, la existencia de cointegración no permite descartar un cambio por una vez en la relación empleo-producto, en la medida que éste haya sucedido suficientemente al comienzo o al final de la muestra.

2. Estimación

Reconocida la existencia de raíz unitaria en las variables y su cointegración, estimamos las ecuaciones (3) y (4) usando dos métodos alternativos.

La disponibilidad de datos permite considerar el período 1986:3-2000:4 para la especificación base y 1986:1-2000:4 para la especificación alternativa. Los métodos que usamos son mínimos cuadrados ordinarios (Engle y Granger) y el método propuesto por Stock y Watson (1993).¹⁸ Este último permite evaluar la robustez y la significancia de cada uno de los parámetros. Las estimaciones se realizan utilizando dos muestras, la primera terminada en 1999:4 y la segunda, en 2000:4, esto con el objetivo de verificar si los datos del 2000 tienen impacto en los coeficientes y en la fortaleza de la relación de cointegración. Los resultados se presentan en el cuadro 3.

Los parámetros estimados tienen los signos esperados, son significativos a los niveles de confianza habituales y tienen órdenes de magnitud económicamente plausibles. Especial atención merecen los resultados del impacto del salario real y del salario relativo (respecto del tipo de cambio). Las

¹⁷ Hargreaves (1994) recomienda utilizar la metodología de Johansen para evaluar la existencia de cointegración y métodos uniecuacionales para estimar el vector de cointegración (si existe solamente uno). La estimación del vector usando la metodología de Johansen puede no ser óptima, porque envuelve la estimación de un número elevado de parámetros para un limitado número de observaciones, y es sensible a una mala especificación en cualquier ecuación del sistema.

¹⁸ El enfoque de Stock y Watson podría ser preferible a la estimación de mínimos cuadrados ordinarios, porque permite estimaciones más eficientes en presencia de correlación serial de los residuos. Además, los test t de la estimación de mínimos cuadrados ordinarios tienen una distribución desconocida en presencia de cointegración.

elasticidades respectivas se encuentran en torno a -0.7 y -0.2 , respectivamente, magnitudes económicamente relevantes.

Los test de cointegración basados en los residuos de ambas ecuaciones confirman que existe una relación de largo plazo entre las variables. Sin embargo, es interesante notar que al comparar los resultados de la muestra que termina en 1999:4 con los resultados de la que termina en el 2000:4, se observa que la cointegración pierde potencia en el segundo caso. Esto podría ser consistente con un cambio estructural al final de la muestra.

Como se mencionó más arriba, las cifras de empleo utilizadas en estas estimaciones incluyen los programas de empleo de emergencia que realiza el gobierno, programas que han sido

relevantes durante los dos últimos años. Si se excluyen estos programas especiales, la presencia de cointegración se mantiene inalterada, mientras que las elasticidades estimadas aumentan marginalmente. Si se considera el PIB a costo de factores en la estimación, las elasticidades no varían en forma significativa.

Una pregunta adicional a la analizada en esta sección, se refiere al efecto que podría tener el salario mínimo sobre la demanda por trabajo. En efecto, podría argumentarse que las especificaciones que hemos utilizado hasta este momento podrían estar incompletas al no considerar el efecto del salario mínimo sobre la demanda por trabajo. El recuadro 2 analiza este tema, concluyendo que la especificación es la correcta.

CUADRO 3

Demanda de Trabajo de Largo Plazo
(Variable dependiente: Logaritmo del nivel de empleo)

Muestra	1986:3-1999:4		1987:2-1999:4		1986:1-1999:4		1986:4-1999:4		1986:3-2000:4		1987:2-2000:2		1986:1-2000:4		1986:4-2000:2	
	Especificación Base				Especificación Alternativa				Especificación Base				Especificación Alternativa			
	MCO	Stock-Watson	MCO	Stock-Watson	MCO	Stock-Watson	MCO	Stock-Watson	MCO	Stock-Watson	MCO	Stock-Watson	MCO	Stock-Watson	MCO	Stock-Watson
Constante	-0.36 (-0.78)	-0.61 (-0.80)	1.25 (2.39)	0.90 (1.21)	0.30 (0.54)	-0.60 (-0.75)	2.21 (5.12)	1.53 (2.69)								
Producto	0.69 (10.88)	0.73 (5.21)	0.52 (14.83)	0.57 (11.51)	0.72 (9.39)	0.86 (6.33)	0.46 (15.48)	0.53 (14.29)								
Salario Real	-0.41 (-3.29)	-0.51 (-1.76)			-0.58 (-3.87)	-0.82 (-3.11)										
Tipo de Cambio Real	0.24 (6.02)	0.24 (4.61)			0.15 (3.36)	0.18 (3.80)										
Costo del Capital	0.16 (2.84)	0.24 (2.76)			0.21 (3.12)	0.26 (2.90)										
Salario/ Tipo de Cambio			-0.19 (-5.49)	-0.23 (-4.58)			-0.14 (-4.31)	-0.19 (-4.58)								
Razón Capital-Producto			-0.01 (-3.90)	-0.03 (-3.55)			-0.02 (-7.12)	-0.04 (-4.00)								
R2-ajustado	0.98	0.99	0.99	0.99	0.97	0.99	0.98	0.99								
Observaciones	54	51	56	53	58	53	60	55								
Error Estándar	0.015	0.011	0.014	0.010	0.018	0.011	0.015	0.010								
Dickey-Fuller Residuos	-4.3		-4.2		-3.2		-3.8									

Test t entre paréntesis.
Fuente: Elaboración propia.

RECUADRO 2

Demanda por Trabajo y Salario Mínimo

La relación entre salario mínimo y demanda por trabajo ha sido ampliamente discutida en la literatura nacional e internacional, sin existir un acuerdo pleno respecto del signo, significancia y magnitud del efecto. Sin embargo, es de acuerdo general que este efecto depende fundamentalmente de su nivel, del número de gente que lo percibe y en resumen, de cuán restrictivo sea para la economía (Neumark y Wascher, 2000). Al mismo tiempo, se sostiene que el mayor efecto en el empleo se dará en aquellos trabajadores con menor nivel de productividad, como son, por ejemplo, los jóvenes, ya que un salario mínimo relativamente alto puede generar un efecto sustitución de trabajadores en contra de los menos productivos (y no, necesariamente, afectar el nivel agregado de empleo).

El siguiente cuadro muestra cómo cambian las estimaciones que hemos presentado en este trabajo

cuando se incorpora el salario mínimo como un determinante adicional de la demanda por trabajo. La ecuación 1 muestra el efecto de la razón entre el salario mínimo y el salario promedio de la economía, mientras que la ecuación 2 muestra el efecto del salario mínimo real (en ambos casos usamos la especificación base). Se observa en ambas ecuaciones que el efecto directo del salario mínimo real en la demanda agregada por trabajo no es significativamente distinto de cero cuando se controla por el efecto del salario promedio. En todo caso, como el salario mínimo por definición afecta el nivel del salario promedio de la economía, y al ser la elasticidad empleo-salarios significativa y económicamente relevante, puede concluirse que el salario mínimo sí tiene algún efecto sobre la demanda por trabajo.

Demanda por Trabajo y Salario Mínimo
(variable dependiente: Logaritmo del nivel de empleo)

Muestra	Ecuación 1		Ecuación 2	
	1986:3-2000:4 MCO	1987:2-2000:2 Stock-Watson	1986:3-2000:4 MCO	1987:2-2000:2 Stock-Watson
Constante	0.23 (0.34)	0.26 (2.23)	0.55 (0.78)	-0.23 (-0.14)
Producto	0.73 (9.26)	0.85 (4.72)	0.71 (9.00)	0.89 (4.76)
Salario real	-0.58 (-3.70)	-0.86 (-2.73)	-0.63 (-3.70)	-0.98 (-3.25)
Tipo de cambio real	0.16 (2.93)	0.14 (1.44)	0.14 (2.62)	0.13 (1.31)
Costo Capital	0.21 (3.01)	0.26 (2.23)	0.22 (3.15)	0.23 (2.00)
Razón S _{mín} /S _{prom}	-0.01 (-0.18)	0.04 (0.42)		
Salario Mínimo Real			0.03 (0.58)	0.04 (0.42)
R ² -ajust	0.97	0.99	0.97	0.99
Observaciones	58	53	58	53
Error Estándar	0.019	0.011	0.018	0.012

Test t entre paréntesis.

V. CAMBIOS ESTRUCTURALES EN LA DEMANDA POR TRABAJO

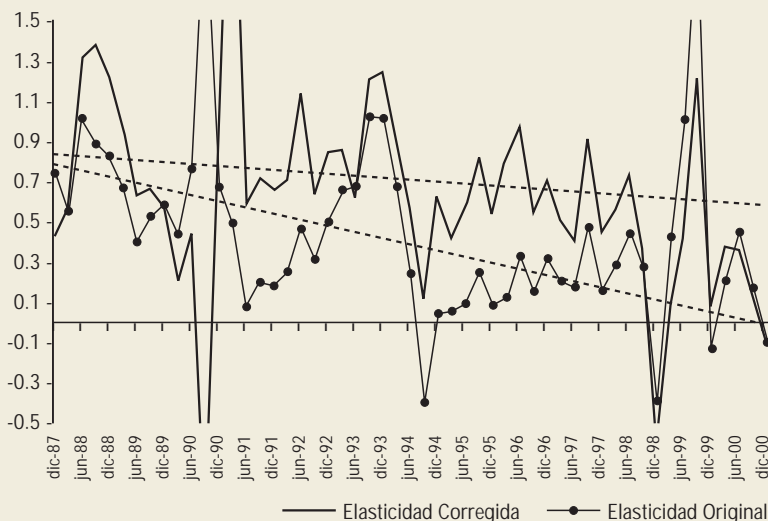
La pregunta inicial que motiva este trabajo es si existe un cambio estructural en la demanda por mano de obra en Chile. En particular, existe la presunción de que la elasticidad empleo-producto ha disminuido en el tiempo, y tal como se señaló en la introducción, un análisis sencillo de los datos aparentemente respondería en forma afirmativa esta pregunta.

En un análisis más profundo, sin embargo, es necesario reconocer que un cambio en la elasticidad arco empleo-producto puede estar determinado por otros factores que afectan la demanda por trabajo. Tal como se expuso anteriormente, esta demanda depende del precio de varios factores productivos y del nivel de producto. En este sentido, variaciones en cualquiera de estas variables, tienen un efecto natural en la demanda por trabajo de la economía.

Por lo tanto, es necesario evaluar lo sucedido con la elasticidad arco empleo-producto, aislando los efectos que los otros determinantes de la demanda por trabajo pueden haber tenido. Para este efecto, calculamos el nivel de empleo contrafactual que hubiese sucedido si los distintos precios de los factores (o la razón capital-producto) se hubieran mantenido constante durante el período de estimación, tanto en la especificación base como en la alternativa. Para este efecto, restamos de la serie de empleo efectivo $\beta(X - \bar{X})$, donde X es el vector de variables explicativas distinto al producto y b los coeficientes asociados.

GRÁFICO 2

Elasticidad Empleo-Producto Corregida (especificación base)

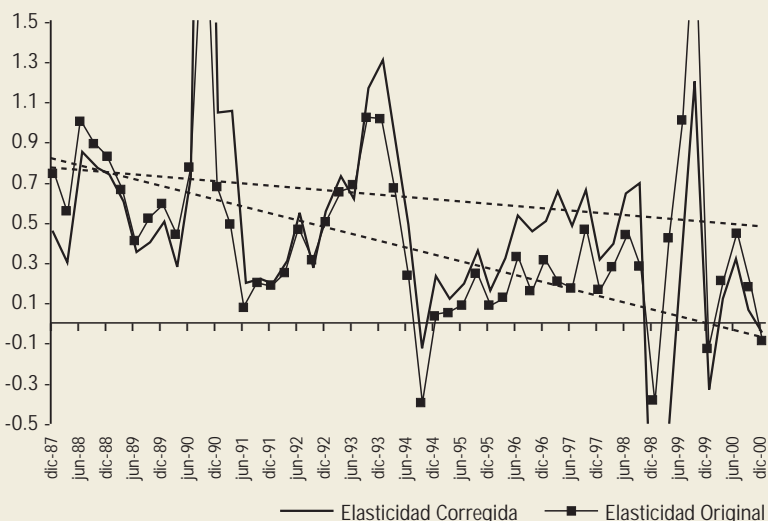


Fuente: Elaboración propia.

Las serie "Elasticidad Original" corresponden a los presentados en el Gráfico 1. La serie "Elasticidad Corregida" corresponde a la razón entre la variación en 12 meses del empleo corregido y la variación en 12 meses del producto, donde el empleo corregido corresponde al nivel de empleo que hubiese prevalecido si los determinantes de la demanda por empleo distintos al producto, de acuerdo con la especificación base, se hubiesen mantenido constante.

GRÁFICO 3

Elasticidad Empleo-Producto Corregida (especificación alternativa)



Fuente: Elaboración propia.

Las serie "Elasticidad Original" corresponden a los presentados en el Gráfico 1. La serie "Elasticidad Corregida" corresponde a la razón entre la variación en 12 meses del empleo corregido y la variación en 12 meses del producto, donde el empleo corregido corresponde al nivel de empleo que hubiese prevalecido si los determinantes de la demanda por empleo distintos al producto, de acuerdo con la especificación alternativa, se hubiesen mantenido constante.

Las elasticidades arco producto-empleo corregidas con el resultado de este ejercicio se muestran en los gráficos 2 y 3, resultantes de utilizar la especificación base y la alternativa, respectivamente. Se observa un cambio drástico en el nivel de la elasticidad, siendo ahora el empleo, en general, más sensible a cambios en el nivel de producto. Más importante aún, se observa una fuerte disminución (incluso una eliminación) de la tendencia decreciente de la elasticidad.

La conclusión es que la aparente disminución en la elasticidad empleo-producto se explica por la evolución de otros determinantes de la demanda por trabajo. En la medida que los salarios reales aumentaban, el tipo de cambio real se apreciaba y el costo del capital disminuía, era natural que el crecimiento económico no generara puestos de trabajo en forma proporcional. La evolución de estos precios, por su parte, era consistente con la oferta relativa de cada insumo. Este resultado indica que la preocupación por la capacidad generadora de empleo de la economía chilena no debe descuidar otros determinantes del empleo además de la actividad en sí.

Ahora bien, aun si no hay evidencia de una disminución secular en la elasticidad empleo-producto, cabe evaluar si la lenta recuperación del empleo en Chile ha seguido un patrón normal o esperable. A este respecto, es conveniente evaluar si la relación entre crecimiento del producto y crecimiento del empleo es suficientemente variable a lo largo del ciclo económico como para explicar la lentitud de la generación de empleo observada en Chile. El recuadro 3 presenta cálculos de la elasticidad arco empleo-producto para distintas fases del ciclo e indica que si bien esta elasticidad es claramente menor durante una recuperación de la economía respecto de otras fases, las diferencias observadas no son suficientes para explicar la pausada creación de empleo del 2000 y 2001.

Descartada la posibilidad de una elasticidad suficientemente cíclica para explicar la evolución del empleo, queda por evaluar la presencia de un cambio estructural en la demanda por trabajo. Como se mencionó más arriba, la existencia de cointegración entre el nivel de empleo y sus determinantes en las

dos especificaciones utilizadas provee evidencia en contra de un cambio estructural, al menos en la mitad de la muestra.

Para evaluar la presencia de cambios estructurales de manera más formal, consideramos dos tipos de prueba: el test de estabilidad de CUSUM y el test de pronóstico de Chow. El primero se basa en la suma acumulativa de los residuos de una estimación recursiva del modelo, suma que tiene una distribución conocida. Si esta suma es mayor a cierto valor crítico, existe evidencia de inestabilidad en los parámetros. El segundo corresponde a un test F estándar en que compara la bondad de ajuste de las proyecciones del modelo estimado con una submuestra, y la que se obtiene estimando con la muestra completa. Una gran diferencia entre los valores predichos con cada muestra pone en duda la estabilidad de la especificación entre las dos muestras. La hipótesis nula en ambos test es ausencia de cambio estructural.

Los gráficos 4A a 4F presentan los test de estabilidad de CUSUM para las ecuaciones de precio y capital, respectivamente, considerando la muestra completa (1986-2000) así como dos submuestras que finalizan en 1998 y 1999. En el caso de la especificación base se observa inestabilidad sólo al considerar la muestra completa, mientras que con la especificación alternativa la inestabilidad está presente en las tres submuestras a partir de, aproximadamente, 1996. En todo caso, la evidencia de inestabilidad es más nítida sólo con las muestras completas y particularmente durante el año 2000. Esto provee evidencia clara sobre un cambio en la relación empleo-producto hacia fines de la muestra.

El cuadro 4 presenta los resultados del test de pronóstico de Chow (fuera de muestra) para cada especificación. El cuadro presenta cinco columnas para cada especificación, con muestras que terminan entre 1998:4 y 2000:4. Cada columna, a su vez, considera varias particiones posibles de la muestra respectiva, para cada una de las cuales se muestra la probabilidad de que éste sea distinto de cero, y exista, por lo tanto, cambio estructural. Los resultados referentes a la especificación base indican que no hay evidencia de cambio estructural cuando el último dato empleado es 1998:4 y 1999:2. Sin embargo, cuando se consideran las muestras que terminan en 1999:4, 2000:2 y 2000:4 los resultados

muestran que se rechaza la hipótesis nula. Este mismo resultado se obtiene en el caso de la especificación alternativa cuando la muestra incluye el 2000:4. Es posible descartar, por lo tanto, la ausencia de un cambio estructural en la demanda por trabajo en Chile hacia fines del período de estimación.¹⁹

¹⁹ Lamentablemente no es posible discriminar sobre la naturaleza de este cambio estructural. Un candidato plausible es un desplazamiento en la constante de la demanda por trabajo.

VI. ANÁLISIS DE CORTO PLAZO

Hasta ahora hemos focalizado nuestro análisis en la relación de largo plazo entre empleo y sus determinantes. Un aspecto diferente es la dinámica de corto plazo que sigue el empleo y la rapidez con que la economía llega a la relación de largo plazo que analizamos en esta sección.

Si bien las ecuaciones (3) y (4) pueden describir en forma adecuada la evolución del empleo en el largo

RECUADRO 3

Elasticidad Empleo-PIB en los Ciclos

Los modelos considerados en este trabajo son lineales y asumen que las elasticidades son constantes en distintos momentos del tiempo. Sin embargo, existen razones para que las elasticidades no sean constantes a lo largo del ciclo económico, especialmente la elasticidad empleo-producto. Por ejemplo, Caballero y Hammour (2000) argumentan que las crisis *congelan* el proceso de creación de empleo debido a las condiciones que caracterizan al mercado financiero luego de una crisis. De esta manera, durante una contracción se produciría una desincronización entre los procesos de creación y destrucción de puestos de trabajo.

Como forma de evaluar la importancia de la variabilidad de las elasticidades este recuadro presenta cálculos de las elasticidades arco promedio observados durante cuatro fases del ciclo económico en Chile. Estas fases se definen en el gráfico siguiente y se calculan usando

una simple tendencia del PIB trimestral (calculada con un filtro HP). El cuadro siguiente presenta estas elasticidades. El resultado principal es que la elasticidad observada durante una recuperación es casi la mitad de la elasticidad promedio durante las otras fases del ciclo.

Elasticidad Empleo-Producto en el Ciclo	
Fase	Elasticidad
Recuperación	0.28
Auge	0.46
Desaceleración	0.50
Contracción	0.71
Fuente: Elaboración propia	

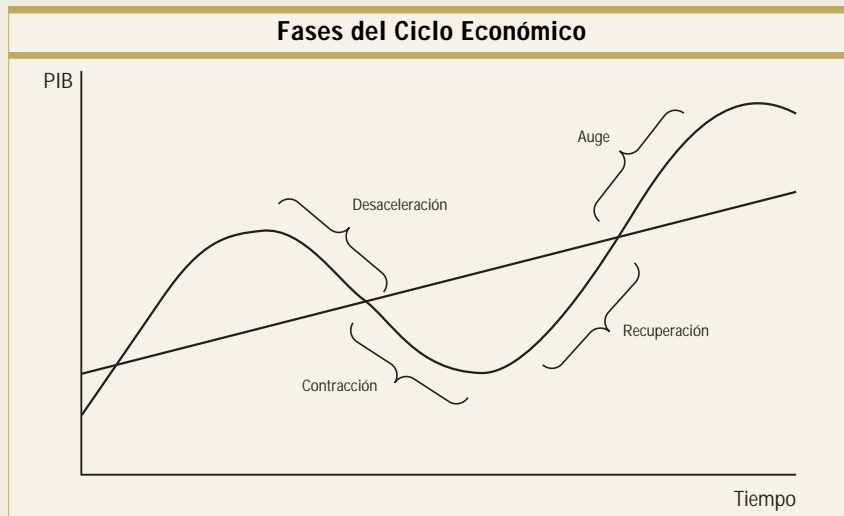


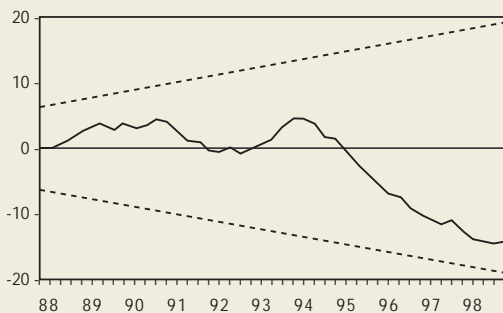
GRÁFICO 4

Test CUSUM

Especificación Base

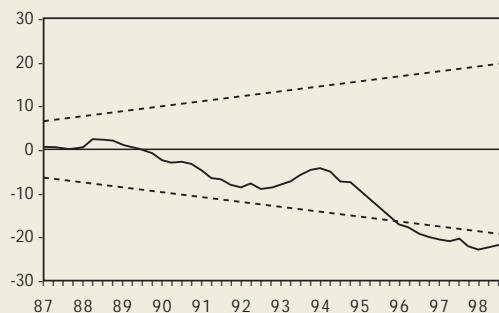
Especificación Alternativa

Estimación hasta 1998:4



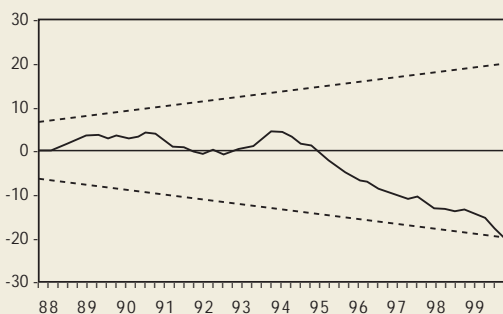
(a)

Estimación hasta 1998:4



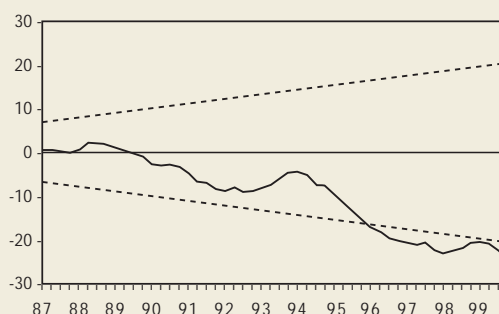
(d)

Estimación hasta 1999:4



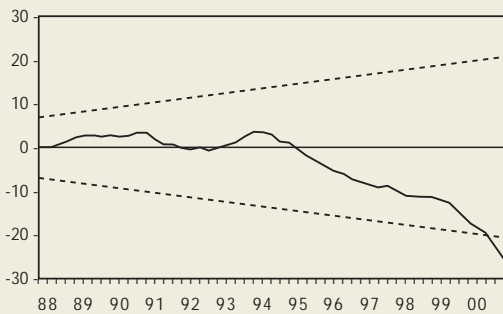
(b)

Estimación hasta 1999:4



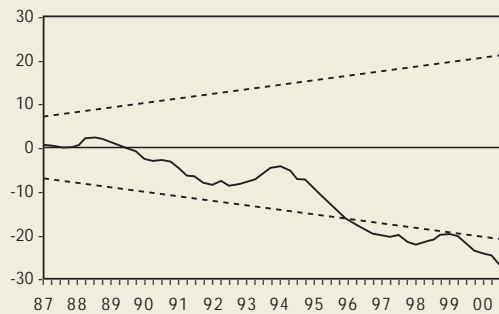
(e)

Estimación hasta 2000:4



(c)

Estimación hasta 2000:4



(f)

Fuente: Elaboración propia.
Los gráficos muestran el test CUSUM y bandas de confianza al 5%.

CUADRO 4

Test de Pronóstico de Chow
Probabilidad de la Hipótesis Nula (%)

Muestra	Especificación Base					Especificación Alternativa				
	1998:4	1999:2	1999:4	2000:2	2000:4	1998:4	1999:2	1999:4	2000:2	2000:4
96:1	57.9	60.8	16.8	11.9	0.2	56.3	69.1	50.0	57.2	22.4
96:2	67.2	70.0	19.7	13.8	0.2	74.3	84.8	65.4	72.0	31.4
96:3	67.0	63.6	15.4	10.6	0.1	73.1	84.5	63.7	70.7	29.0
96:4	74.5	76.2	19.6	13.4	0.1	78.8	89.1	67.9	74.8	30.5
97:1	75.5	77.0	18.1	12.2	0.1	76.2	88.0	64.5	72.2	26.9
97:2	72.5	74.3	14.9	9.8	0.1	67.5	82.7	56.4	65.1	21.1
97:3	67.0	70.0	11.5	7.4	0.0	57.2	75.9	47.8	57.4	16.1
97:4	57.1	61.5	8.0	5.1	0.0	46.1	67.9	39.3	50.0	12.0
98:1	81.1	80.0	10.4	6.6	0.0	66.7	86.6	51.8	62.6	15.7
98:2	97.9	89.4	10.4	6.5	0.0	60.3	85.0	46.2	58.1	12.6
98:3	94.6	81.0	6.3	4.0	0.0	43.4	77.1	36.5	49.4	9.0
98:4	86.6	67.6	3.5	2.2	0.0	25.0	69.2	28.4	41.9	6.4
99:1		46.8	1.7	1.2	0.0		94.9	29.7	45.2	6.2
99:2		34.5	0.9	0.7	0.0		76.3	17.6	32.7	3.6
99:3			0.4	0.4	0.0			8.6	21.9	2.0
99:4			1.9	2.0	0.0			10.0	31.8	2.4
00:1				11.9	0.0				68.0	3.8
00:2				21.4	0.0				74.5	2.2
00:3					0.0					0.8
00:4					0.1					3.5

Fuente: Elaboración propia.

Las fechas en el eje horizontal muestran el corte de la muestra de la estimación, las fechas en el eje vertical son para las cuales se realizó el test. En negrita se encuentran aquellas para las que se rechaza la hipótesis nula de ausencia de cambio estructural al 5%.

CUADRO 5

Ecuación de Corrección de Errores
(Variable dependiente: Cambio en el nivel de empleo)

Muestra	1987:1-1999:4	1987:3-1999:4	1987:1-2000:4	1987:3-2000:4
	Especificación Base	Especificación Alternativa	Especificación Base	Especificación Alternativa
Constante	-0.00 (-0.08)	-0.00 (-0.10)	-0.00 (-0.44)	-0.00 (-0.43)
Cambio en Producto	0.30 (4.47)	0.26 (4.00)	0.28 (4.15)	0.25 (3.97)
Cambio Empleo Rezagado (*)	0.41 (2.32)	0.38 (1.73)	0.42 (2.29)	0.43 (2.07)
Residuo Ecuación LP (-1)	-0.31 (-3.73)	-0.34 (-3.95)	-0.25 (-3.11)	-0.33 (-3.95)
R2-ajustado	0.34	0.36	0.27	0.35
Observaciones	52	50	56	54
Error Estándar	0.008	0.008	0.009	0.008

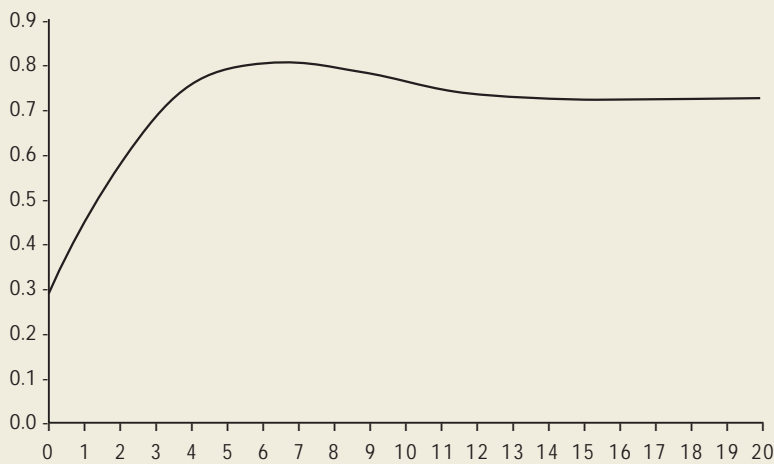
Test t entre paréntesis.

(*) Corresponde a al promedio móvil de cambios en el nivel de empleo de tres trimestres.

Fuente: Elaboración propia.

GRÁFICO 5

Ajuste Dinámico ante Shock de 1% del PIB Especificación Base

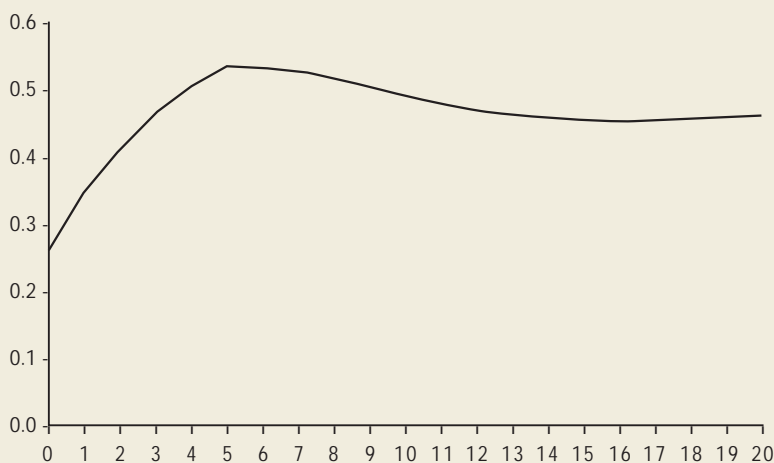


Fuente: Elaboración propia.

El gráfico muestra la respuesta del nivel de empleo ante un *shock* de 1% en el nivel de empleo, considerando tanto la dinámica de corto plazo como el efecto en el nivel de empleo de equilibrio de largo plazo.

GRÁFICO 6

Ajuste Dinámico ante Shock de 1% del PIB Especificación Alternativa



Fuente: Elaboración propia.

El gráfico muestra la respuesta del nivel de empleo ante un *shock* de 1% en el nivel de empleo considerando tanto la dinámica de corto plazo como el efecto en el nivel de empleo de equilibrio de largo plazo.

plazo, pueden existir desviaciones en el corto plazo entre el empleo observado y su nivel de largo plazo como consecuencia de *shocks* en variables que determinan el nivel de empleo, así como de propias innovaciones en el empleo. Para analizar esta

dinámica estimamos una ecuación de corrección de errores a la Engle y Granger usando mínimos cuadrados ordinarios (MCO). En esta especificación se busca explicar el cambio en el nivel de empleo como función de variables explicativas y la discrepancia entre el nivel de empleo efectivo y el de largo plazo (residuo de la ecuación de largo plazo). Esto último da cuenta de que la dinámica de corto plazo del nivel de empleo depende en forma inversa de cuán alejado esté el empleo efectivo del de largo plazo. El cuadro 6 entrega los resultados de esta estimación para las dos especificaciones utilizadas y para dos sub-muestras: la primera termina en 1999:4, y la segunda en el 2000:4.

Los resultados indican que la dinámica de corto plazo así como las proyecciones que se derivan, están sujetas a un importante nivel de incertidumbre (el R^2 -ajustado es menor a 0.4). Al mismo tiempo, existe una reversión poderosa a la relación de largo plazo. En efecto, el valor del coeficiente que acompaña al error de la relación de largo plazo está en torno a -0.35 , lo que implica que en cada trimestre se corrige un tercio de la discrepancia entre el nivel de empleo observado y el de largo plazo. La variación del nivel de empleo rezagado (en este caso del promedio móvil de los últimos tres trimestres anteriores) es también determinante de la variación en el período corriente,

lo cual implica que un *shock* de empleo tiene cierta persistencia. Por último, en las especificaciones de corto plazo la elasticidad empleo-producto estimada es sustancialmente menor a la de largo plazo y se mueve en torno a 0.3.

Para conocer la dinámica de ajuste y la rapidez con que la economía llega al “largo plazo” luego de un shock, consideramos un ejercicio simple de multiplicadores. Los gráficos 5 y 6 muestran la respuesta del nivel de empleo luego de un shock positivo en el nivel de producto de 1% (respecto de una trayectoria base) cuando consideramos la estimación con la muestra completa. En ambas especificaciones, la mitad de la perturbación demora entre 2 y 3 trimestres en desaparecer y la elasticidad de impacto (de corto plazo) se encuentra en torno a 0.25. Asimismo, existe algún grado de sobre-reacción a partir del quinto trimestre, que se mantiene por algo más de dos años.

Finalmente, para evaluar la estabilidad de las ecuaciones estimadas así como la presencia de

posibles cambios estructurales, utilizamos nuevamente el test de estabilidad de CUSUM y el test de pronóstico de Chow. El primer test se presenta en los gráficos 7A y 7B para ambas especificaciones verificándose que existe estabilidad en los parámetros estimados. El segundo test se presenta en el cuadro 6. Sus resultados no permiten descartar la ausencia de un cambio estructural, con excepción de la especificación base, cuando la muestra termina en el 2000:4. En este caso existiría un cambio en la dinámica de corto plazo durante el segundo semestre del 2000. Este resultado, sin embargo, es considerablemente menos nítido que los encontrados en la sección anterior para las ecuaciones de largo plazo.

CUADRO 6

Test de Pronóstico de Chow
Probabilidad de la Nula (%)

Muestra	Especificación Base					Especificación Alternativa				
	1998:4	1999:2	1999:4	2000:2	2000:4	1998:4	1999:2	1999:4	2000:2	2000:4
96:1	45.7	44.7	34.3	39.8	20.8	37.6	47.9	33.8	43.0	1.15
96:2	37.2	36.8	27.5	32.8	16.0	30.1	40.3	27.3	36.2	29.3
96:3	31.6	31.5	23.1	28.3	13.0	22.0	31.4	20.4	28.4	22.6
96:4	34.1	33.9	24.5	30.2	13.6	33.9	46.0	30.4	40.7	32.6
97:1	29.1	29.3	20.8	26.3	11.1	26.6	38.6	24.4	34.3	27.0
97:2	26.9	27.4	19.1	24.8	10.0	27.7	41.0	25.3	36.1	28.2
97:3	19.2	20.4	14.0	19.1	7.1	19.1	31.4	18.5	28.3	21.7
97:4	20.2	21.8	14.6	20.3	7.3	24.8	40.5	23.5	35.4	26.9
98:1	83.4	73.0	50.0	58.4	25.1	86.4	94.2	63.9	77.7	62.7
98:2	73.7	63.3	40.3	50.1	19.3	76.3	89.9	53.9	70.2	54.4
98:3	64.4	54.7	32.9	43.3	15.1	91.0	96.0	53.7	71.4	54.3
98:4	34.8	37.8	22.2	32.5	10.1	71.9	90.2	41.0	61.2	44.4
99:1		33.0	18.9	30.0	8.5		80.0	29.0	50.3	35.2
99:2		65.3	24.8	39.4	10.6		79.1	20.0	41.8	28.4
99:3			13.8	28.4	6.7			9.9	29.1	19.7
99:4			12.0	32.7	6.9			6.4	28.9	19.2
00:1				60.6	9.9				88.4	42.4
00:2				60.1	6.8				71.3	28.5
00:3					3.1					15.8
00:4					3.6					41.7

Fuente: Elaboración propia.

Las fechas en el eje horizontal muestran el corte de la muestra de la estimación, las fechas en el eje vertical son para las cuales se realizó el test. En negrita se encuentran aquellas para las que se rechaza la hipótesis nula de ausencia de cambio estructural al 5%.

GRÁFICO 7A
Test de CUSUM (5%)
 Ecuación Corto Plazo Especificación Base

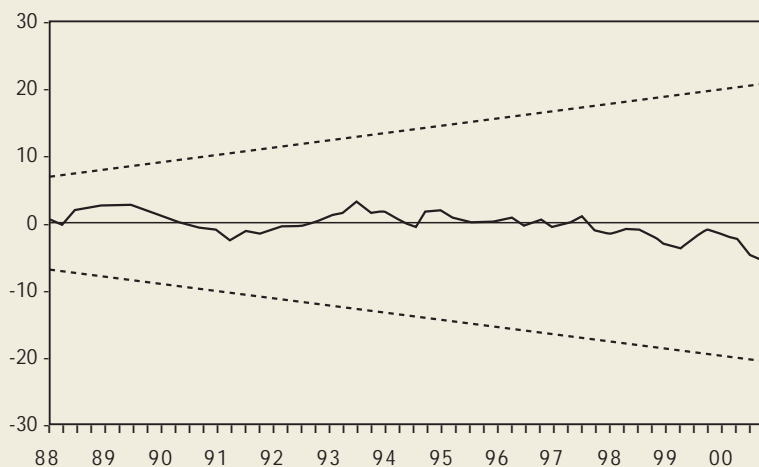
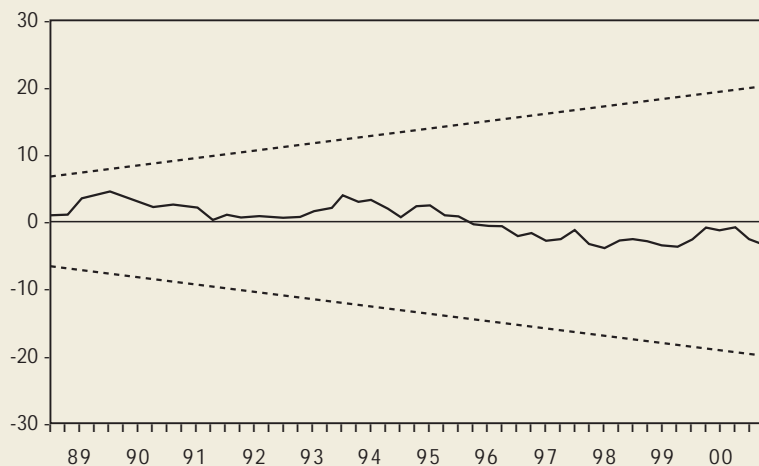


GRÁFICO 7B
Test de CUSUM (5%)
 Ecuación Corto Plazo Especificación Alternativa



Fuente: Elaboración propia.
 Los gráficos muestran el test CUSUM y bandas de confianza al 5%.

VII. CONCLUSIONES

El pausado ritmo de recuperación del empleo en 1999-2000 ha sido asociado a una supuesta disminución en la elasticidad empleo-producto, fenómeno que habría ocurrido durante la década de los noventa, y que habría permitido pronosticar la lenta recuperación del empleo. En este trabajo hemos proporcionado evidencia formal en contra de esta hipótesis, mostrando que esta elasticidad no ha disminuido si se controla adecuadamente por el

efecto que ha tenido la evolución de los precios de los distintos insumos (o la cantidad demandada de esos mismos insumos distintos al trabajo). Cualquier análisis de la relación empleo-producto debe tomar en cuenta tanto factores de oferta como de demanda. Así por ejemplo, en una economía cercana al pleno empleo, el crecimiento del producto no puede tener la misma relación con el aumento del empleo que en una economía recesiva. En el primer caso, simplemente existe menos empleo que contratar y los salarios deben reflejar esta escasez. Los precios relativos de los insumos son justamente las variables que resumen el estado de la oferta y demanda respectivas de cada insumo.

No obstante lo anterior, hemos encontrado evidencia que indica la ocurrencia de un cambio estructural en la demanda por trabajo durante el año 2000. Para un mismo nivel de producto y precios relativos, la economía demanda menos empleo a fines del 2000 respecto de años previos. Esto no significa que el crecimiento no sea una fórmula adecuada para resolver el problema del desempleo, sino que el problema a resolver es más intenso. Puesto de otra manera, no existe evidencia de que la elasticidad empleo-producto haya disminuido, pero sí existe

evidencia de inestabilidad en la demanda. El cambio estructural encontrado ratifica, además, la naturaleza sorpresiva de la lenta creación de empleo de la economía.

La estimación de las demandas por trabajo permite concluir que la elasticidad empleo-producto en el largo plazo tiene un valor entre 0.7 y 0.8, mientras que en el corto plazo es del orden de 0.25. Estos valores se encuentran dentro del rango de valores que los estudios anteriores han encontrado para Chile con metodologías diferentes.

Por último, los resultados indican que los precios relativos son relevantes para explicar la evolución del nivel de empleo. En el largo plazo la elasticidad empleo-salario real tiene un valor en torno a -0.5, la elasticidad empleo-tipo de cambio real y la elasticidad empleo-costo del capital llegan aproximadamente a 0.2. Por lo tanto, para realizar proyecciones de empleo, no es suficiente conocer la evolución del producto, siendo también los precios relativos un ingrediente de relevancia. Por último, se encuentra que las proyecciones de la dinámica de corto plazo del empleo tienen una cuota de importante de incertidumbre, y que los *shocks* son considerablemente persistentes.

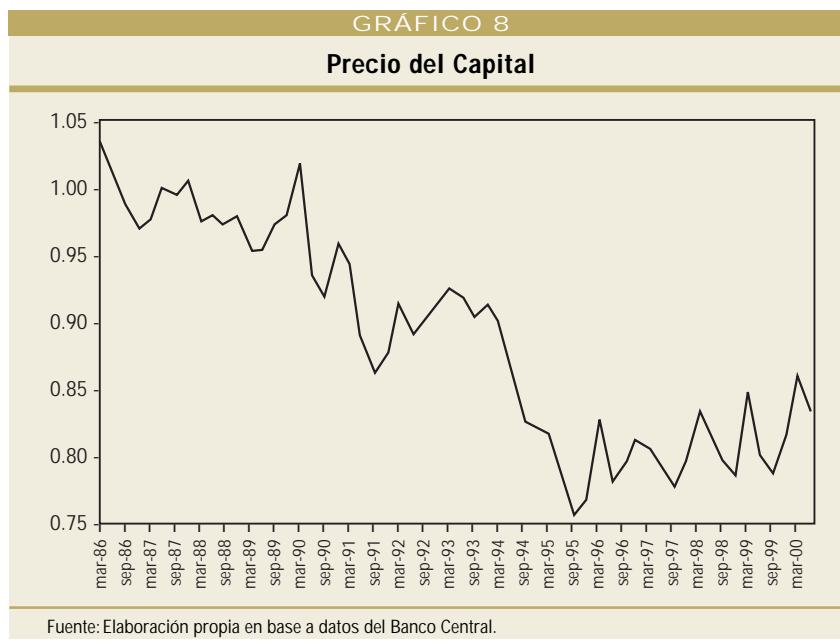
REFERENCIAS

- Bustos, A., E. Engel y A. Galetovic (1998). "Impuestos y Demanda por Capital en Chile, 1985-1995." Mimeo, Centro de Economía Aplicada, Departamento de Ingeniería Industrial, Universidad de Chile, julio.
- Coeymans, J. E. (1992). "Productividad, Salarios y Empleo en la Economía Chilena: Un Enfoque de Oferta Agregada." *Cuadernos de Economía*, Año 29, 27: 229-63.
- Caballero, R. J. y M. L. Hammour (2000). "Creative Destruction and Development: Institutions, Crises, and Restructuring." Mimeo, Annual World Bank Conference on Development Economics, Washington, D.C., abril.
- Enders, W. (1995). *Applied Econometric Time Series*. EE.UU.: John Wiley & Sons, Inc.
- Eyzaguirre, N. (1981). "El Empleo en una Economía Deprimida. Análisis Económico de sus Determinantes en la Industria Chilena 1974-1978." *Estudios de Economía* 16: 45-82.
- García, P. (1995). "Mercado Laboral y Crecimiento: Chile 1980-1994 y Proyecciones de Mediano Plazo." *Colección Estudios Cieplan* 40: 39-70.
- Hamermesh, D. (1986). "The Demand for Labor in the Long Run." En *Handbook of Labor Economics*, editado por O. Ashenfelter y R. Layard. Amsterdam: North-Holland Press. Vol I: 429-69.
- Hamermesh, D. (1993). *Labor Demand*. Princeton, New Jersey, EE.UU.: Princeton University Press.
- Hamilton, J. D. (1994). *Time Series Analysis*. Princeton, New Jersey, EE.UU.: Princeton University Press.
- Hargreaves, C. P. (1994). "A Review of Methods of Estimating Cointegration Relationships." En *Nonstationary Time Series Analysis and Cointegration*, editado por C. P. Hargreaves. Oxford: Oxford University Press.
- INE. (1994). "Metodología del Sistema de Estadísticas de Salarios: Base 100 en abril de 1993." Instituto Nacional de Estadísticas. Santiago.
- INE. (1997). "Encuesta Nacional del Empleo Series Empalmadas 1986-1995." Instituto Nacional de Estadísticas. Santiago.
- Layard R. y S. Nickell (1985a). "The Causes of British Unemployment." *National Institute Economic Review*, febrero: 62-70.
- Layard R. y S. Nickell (1985b). "Unemployment in Britain." *Economica*, 53: 121-69.
- Marcel, M. (1987). "Empleo Agregado en Chile 1974 - 1985, una Aproximación Econométrica." *Colección Estudios Cieplan* 21: 77-115.
- Meller P. y R. Labán (1987). "Aplicación del Filtro de Kalman a la Estimación de Elasticidades Variables en el Mercado del Trabajo Chileno (1974 - 1985)." *Análisis Económico* 2(1): 3-38.
- Neumark, D. y W. Wascher (2000). "Minimum Wages and Employment: A Case Study of the Fast Food Industry in New Jersey and Pennsylvania: Comment." *American Economic Review* 90(5): 1363-96.
- Paredes R. y L. A. Riveros (1993). "El Rol de las Regulaciones en el Mercado Laboral: El Caso de Chile." *Estudios de Economía* 20(1): 41-67.
- Riveros, L. y P. Arrau (1984). "Un Análisis Empírico de la Demanda por Trabajo del Sector Industrial Chileno 1974 - 1982." *Estudios de Economía* 22: 23-46.
- Rojas P. (1987). "Un Análisis Empírico de la Demanda por Trabajo en Chile 1977 - 1985." *Cuadernos de Economía* N° 71: 77-97.
- Romer, D. (1996). *Advanced Macroeconomics*. Nueva York, EE.UU.: McGraw-Hill.
- Sapelli, C. (1996). "Modelos para Pensar el Mercado de Trabajo: una Revisión de la Literatura Chilena." *Cuadernos de Economía* N° 99: 251-76.
- Solimano, A. (1981). "La Rebaja en Cotizaciones Previsionales y su Impacto sobre el Empleo Industrial: Una estimación para el Período 1974-1978." *Notas Técnicas Cieplan* 48: 1-26.
- Stock J. H. y M. W. Watson (1993). "A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems." *Econometrica* 61(4): 783-820.

ANEXO 1

Para construir el precio del capital $P_K(t)$ se utilizan el deflactor de la formación bruta de capital fijo y el deflactor del PIB. Esta serie existe en frecuencia trimestral sólo a partir de 1990. Con

el objeto de construir esta serie para 1986-1989, se trimestraliza la serie anual de acuerdo con la variación intraanual de las proyecciones de una ecuación que se estima con datos trimestrales para el período 1990:1-2000:3, y cuyos resultados se presentan en el cuadro A1. El gráfico 8 muestra la evolución de la serie trimestralizada.



CUADRO A1
Trimestralización del Deflactor de la Inversión
(Variable dependiente: Deflactor del capital/deflactor del PIB)

Muestra	1990:1:2000:3
Constante	-1.18 (-3.09)
Tasa de interés corto plazo (Colocación 90 días UF)	-0.01 (-2.16)
Tasa de interés largo plazo (PRC 8 años)	0.03 (2.37)
Tipo de Cambio Real	0.22 (2.89)
Rezago	0.50 (3.98)
Observaciones	42
R2-ajust.	0.85

≠Test-t entre paréntesis.

