

Un Diagnóstico del Desempleo en Chile

Kevin Cowan
Alejandro Micco
Alejandra Mizala
Carmen Pagés
Pilar Romaguera

Comentarios

David Bravo
Rodrigo Cerda
Pablo García
Oscar Landerretche M.
Joseph Ramos



Centro de Microdatos

Departamento de Economía

Universidad de Chile

Diagonal Paraguay 257, Santiago – Chile

Fono: (56-2) 678 3421

Fax: (56-2) 678 3413

www.microdatos.cl

Impreso en Abril de 2005

Imprenta Salesianos

Diseño: Verónica Pérez Artigas

verope@vtr.net

Presentación

A partir de fines de 1998 y especialmente desde 1999, la economía chilena ha experimentado niveles de desempleo significativamente superiores a los registrados a mediados de los 90. Sin duda la fuerte desaceleración en el crecimiento del PIB registrada el segundo semestre de 1998 –producto de la crisis externa– está en los orígenes de esta situación que elevó la tasa de desocupación desde un promedio de 6,1% en 1997 a un 9,8% el año 1999.

Es inevitable que en economías como la chilena los ciclos económicos internacionales tengan repercusión en el mercado laboral nacional. Sin embargo, un aspecto que llama la atención es el prolongado efecto producido en el mercado laboral chileno producto de la contracción económica mencionada. En efecto, el año 2004 concluyó con una tasa de desocupación promedio de 8,8%; es decir, después de 6 años el desempleo aún se encuentra significativamente por sobre la situación pre-crisis.

Desde 1999 la situación del desempleo ha sido un tema altamente debatido en Chile, pero se ha carecido de estudios empíricos adecuados para fundamentar esta relevante discusión. En ese contexto, el Ministerio de Hacienda de Chile encargó al Banco Inter-Americano de Desarrollo la realización de un estudio diagnóstico sobre la situación del desempleo en Chile. Esta última institución convocó a cinco destacados expertos en materias laborales (Kevin Cowan, Alejandro Micco, Alejandra Mizala, Camen Pagés y Pilar Romaguera) quienes desarrollaron la investigación que fue financiada por el Departamento de Operaciones (REG1) y el Departamento de Investigación (RES) del mismo Banco.

La significativa relevancia y calidad de este trabajo llevó a que el Centro de Microdatos del Departamento de Economía de la Universidad de Chile y el Banco Interamericano de Desarrollo estimaran la necesidad de que fuese conocido y difundido ampliamente. Este es el origen de la presente publicación. Para promover la discusión y el debate en torno a este tema, la Universidad de Chile solicitó

a cinco destacados economistas y expertos laborales comentar el trabajo original (David Bravo, Rodrigo Cerda, Pablo García, Oscar Landerretche y Joseph Ramos).

En consecuencia, el Centro de Microdatos del Departamento de Economía de la Universidad de Chile se complace en presentar esta publicación que, estamos seguros, será lectura obligada de todos quienes quieran investigar sobre el mercado laboral chileno así como de quienes requieran una visión más informada sobre el desempleo reciente en Chile. Agradecemos al BID por poner a disposición de un público masivo el trabajo inicialmente desarrollado por los autores y a todos los comentaristas su generosa disponibilidad.

Centro de Microdatos
Departamento de Economía
Universidad de Chile



Indice

PRESENTACIÓN	03
UN DIAGNÓSTICO DEL DESEMPLEO EN CHILE	07
1. Introducción	08
2. El Desempleo en Chile	11
3. Empleo Versus Participación	23
4. Determinantes del Empleo	29
5. Rigidez Salarial	50
6. Conclusiones	77
COMENTARIOS	83
David Bravo	85
Rodrigo Cerda	95
Pablo García	107
Oscar Landerretche	115
Joseph Ramos	123
ANEXOS	131
1. Test de Cambio Estructural	133
2. Empleo por Tamaño	139
3. El efecto de una elevada elasticidad de la oferta sobre los salarios	145

Un Diagnóstico del Desempleo en Chile

Kevin Cowan

Alejandro Micco

Alejandra Mizala

Carmen Pagés

Pilar Romaguera

Estudio realizado mientras Carmen Pagés estaba afiliada al Banco Interamericano de Desarrollo.

Los autores agradecen la valiosa ayuda de investigación prestada por Reyes Aterido, Matías Busso, Carlos Andrés Gómez, Erwin Hansen, Marcelo Henríquez, Álvaro Mezza, Mauricio Olivera, Guillermo Ordóñez, Miguel Ricuarte y César Serra. También agradecen los comentarios de Jaime Crispi, Mario Marcel, Eduardo Fernández-Arias, Eduardo Engel, Daron Acemoglu, Eduardo Lora, Neile Quintero, Pablo Molina y Rodrigo Valdés así como de los participantes en los seminarios del BID sobre Empleo y Desempleo en América Latina, y Desempleo en Chile; y los participantes en la presentación en la Comisión de Hacienda del Senado de Chile. Este estudio no habría sido posible sin los datos y la colaboración prestada por el Instituto Nacional de Estadística (INE).

1. INTRODUCCIÓN

Tras un largo periodo de expansión, el crecimiento del producto interior bruto (PIB) cayó a 3.2 % en 1998 y a -1 % en 1999, siete puntos por debajo del crecimiento promedio alcanzado durante los diez años anteriores. Esta desaceleración tuvo un efecto inmediato en la tasa de desempleo, la que subió de 6.1 % en 1998 a 8.3 % en 1999. Ahora bien, más sorprendente aún que este rápido ascenso ha sido su lenta recuperación. A pesar de que se registraron tasas de crecimiento promedio del 2.7 %, entre el año 2000 y el año 2004, la tasa de desempleo promedio permaneció relativamente alta, cayendo solamente en 0.2 % y con un promedio de 9.1%, para estos últimos cuatro años. El crecimiento del desempleo se concentró en los trabajadores jóvenes (particularmente entre 18 y 25 años), de mayor nivel educativo (secundaria completa, educación superior técnica y, en menor medida, estudios universitarios). El incremento en la tasa de desempleo de las personas con alto nivel educativo y baja experiencia laboral explica el 41 % del aumento de la tasa de desempleo.

La lenta respuesta del desempleo a la recuperación económica ha propiciado un intenso debate, tanto en medios académicos como en la prensa nacional, sobre las causas de este fenómeno. Parte importante del mismo se refiere a si el desempleo es un problema cíclico o si, por el contrario, refleja un cambio estructural. De ser cíclico estaríamos frente a una situación temporal, la que se revertiría después de la recuperación económica. En el otro caso, se trataría de cambios estructurales en la economía que conducirían a una reducción de la elasticidad empleo-producto y, por lo tanto, la generación de empleo sería inferior a la registrada en el periodo 1991 - 1997 aun si la economía recuperara el promedio de crecimiento de dicho lapso. Este cambio en la demanda de empleo por unidad de producto ha sido atribuido, entre otros factores, a una disminución de la demanda de trabajadores menos calificados, a las reformas laborales (y a las consecuencias derivadas de la anticipación a estas) y al efecto diferencial que el choque externo y la posterior contracción monetaria habrían tenido sobre las empresas medianas y pequeñas^{1,2}.

1 Bergoing y Morandé (2002) sostienen que las reformas laborales pueden explicar el desempeño del mercado de trabajo durante este periodo.

2 La OIT (2001), sobre la base de encuestas realizadas a empresas entre 1999 y el 2001, atribuye -en parte- el aumento del desempleo al endeudamiento y a los altos costos de financiamiento que enfrentan las PYMES. El estudio concluye que las restricciones de acceso al crédito han tenido un fuerte impacto negativo sobre los niveles de inversión, el stock de capital y los niveles de producción de las PYMES, lo que a su vez ha aumentado las brechas de productividad, ventas y capacidad exportadora, respecto de las empresas medianas y grandes.

Sin embargo, es importante tener en cuenta, que una reducción en la demanda de empleo no explica por sí sola el alza o la persistencia de la tasa de desempleo. Si los salarios son flexibles la caída de la demanda significa menores salarios y empleo, pero no mayores niveles de desempleo. De hecho, si la oferta de trabajo tiene un comportamiento pro-cíclico, las modificaciones de la demanda de trabajo no tienen por qué reflejarse en cambios en la tasa de desempleo o, por lo menos, no uno a uno. En este artículo documentamos los cambios en la tasa de desempleo distinguiendo los movimientos en la demanda y aquellos que se producen en la oferta de trabajo. Las cifras indican que el aumento en la tasa de desempleo se debe a una caída en el crecimiento del empleo, no totalmente compensada por una caída similar en la tasa de crecimiento de la fuerza de trabajo. Aun así, mostramos que la participación laboral es altamente pro-cíclica. La mayor parte de los cambios en cuanto a participación corresponden a los trabajadores jóvenes que se retiran del mercado de trabajo cuando las condiciones económicas empeoran. De hecho, existe una correspondencia directa entre caída en la tasa de participación y aumentos en la escolaridad para estos grupos. Así pues, movimientos en la tasa de desempleo encubren cambios todavía mayores en el empleo. En consecuencia, más que estudiar los determinantes del desempleo, se estudiarán los referidos a la demanda de trabajo.

Para ello, primero investigamos si existe evidencia de cambios en la elasticidad empleo – producto. En segundo lugar, analizamos si, durante el periodo de desaceleración económica, el fuerte crecimiento de los salarios mínimos y los del sector público contribuyeron a reducir el ajuste salarial y la demanda de empleo. Finalmente, estudiamos el impacto que provocan, en la rigidez de los salarios en Chile, ciertas características institucionales como la indexación salarial y los contratos fijados por largo plazo.

Nuestros resultados indican que, tanto a nivel de la economía en su conjunto como en el nivel sectorial, no se halla evidencia de un cambio estructural en la creación de empleo. Esto implica que la caída del empleo **es de origen cíclico** y que, para el sector privado en su conjunto, se puede explicar enteramente por cambios en el producto y en los salarios³. Agrupados por sectores, la construcción y la industria son los que mayormente explican la caída del empleo. Para este último sector, esta caída es mayor a la predicha por las variaciones

3 Estos resultados corroboran los encontrados por Martínez, Morales y Valdés (2001)

de su valor agregado y salarios. Sin embargo, no se encuentra evidencia de un cambio estructural. Encontramos además que, en el periodo post 1997, la desaceleración en el crecimiento del empleo industrial ha sido mayor en plantas **de menor tamaño**.

Nuestros resultados también indican que los salarios en Chile son rígidos comparados con el comportamiento salarial en países del Este de Asia, en México y Argentina. Ante un shock real negativo, los salarios en Chile caen comparativamente poco. A su vez, existe una baja respuesta de los salarios reales al desempleo. Usando datos desagregados de la Encuesta Nacional de Empleo del INE (ENE) comprobamos que un porcentaje importante (6 %) de trabajadores pudo haberse visto afectado por el alza del salario mínimo entre 1997 y 2000. Esta fracción se duplica dentro del grupo de aquellos con escasa experiencia y baja educación⁴. Esta baja respuesta de los salarios explicaría la persistencia del desempleo a pesar de la recuperación. De hecho, niveles de desempleo cercanos al 10 % **no son un fenómeno nuevo**. Las reducciones del desempleo por debajo del 10 % después de 1982 se produjeron lentamente, aun con altas tasas de crecimiento. Varias de las rigideces salariales presentes en periodos previos de desempleo persisten en el mercado laboral actual.

Así, para el promedio de la economía encontramos que la práctica de reajuste semestral por inflación sigue siendo generalizada y no solo entre los trabajadores que negocian colectivamente. Por su parte, la práctica de negociar contratos por dos años añade rigidez real adicional ya que reduce el ajuste de los salarios a cambios en las condiciones económicas. No obstante lo anterior, también encontramos evidencia de rigideces reales. Postulamos que una posible explicación de esta rigidez es una curva de salarios plana, generada por una alta elasticidad de la oferta de los jóvenes.

Este estudio está organizado de la siguiente forma. La sección 2, describe las características de los trabajadores desempleados y examina la incidencia en el desempleo por género, experiencia y educación. También examina cuánto aporta el cambio en la tasa de desempleo de cada grupo ocupacional al cambio en la tasa de desempleo agregada. Posteriormente, en la sección 3, se examinan

4 Bravo y Contreras (2001) encuentran que el incremento del salario mínimo del año 1998 tuvo un efecto negativo en el empleo de los trabajadores más jóvenes.

los cambios en el empleo versus aquellos que se producen en las tasas de participación. En la sección 4 se estudia la evolución del empleo por rama de actividad, así como sus determinantes. En particular se discute la medida en que el empleo por rama responde a variaciones en el producto y salarios o a cambios estructurales en la demanda de trabajo. También se presenta un análisis de los efectos del alza del salario mínimo en la demanda por empleo de cada sector. Por último, se estudia la evolución del empleo por tamaño de planta con el fin de explorar posibles efectos de restricciones al acceso de crédito sobre la demanda de trabajo. La sección 5 profundiza en el tema de la rigidez salarial, discutiendo los posibles factores que inciden en ella, contrastando la experiencia chilena con evidencia internacional que muestra que, frente a fluctuaciones económicas, las economías que presentan una mayor flexibilidad de salarios experimentan un menor ajuste vía desempleo. Finalmente, la última sección resume las conclusiones del estudio. Se incluyen también anexos a los capítulos correspondientes, los que complementan la información y extienden los análisis estadísticos respectivos.

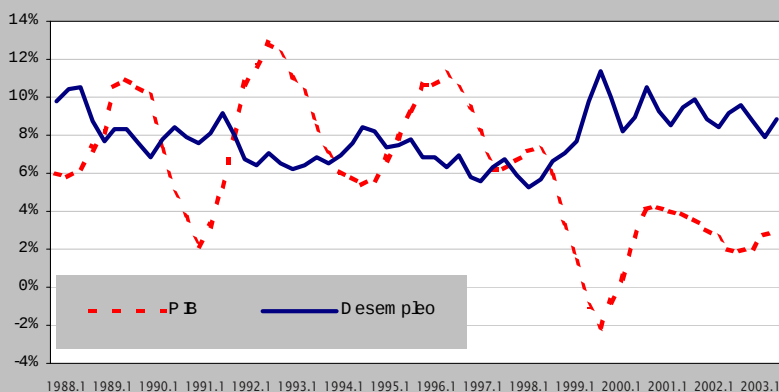
2. EL DESEMPLEO EN CHILE

2.1 EVOLUCIÓN

La tasa de desempleo mostró una tendencia decreciente durante la segunda mitad de los ochenta y durante la mayor parte de los años noventa, cayendo de 11 %, a principios de 1986, a 6 % a finales de 1997. Sin embargo, a partir de mediados de 1998, y coincidiendo con la desaceleración económica que se inició ese mismo año, la tasa de desempleo subió abruptamente y llegó casi al 12 % de la población activa en el tercer trimestre del año 1999. A partir de entonces, el desempleo experimentó una leve tendencia decreciente, pero con fuertes oscilaciones estacionales. A finales de 2002, es decir cuatro años más tarde del inicio de la desaceleración económica de 1998, el desempleo seguía en niveles superiores a los registrados durante el periodo 1991–1997, a pesar de la (moderada) recuperación en la tasa de crecimiento. (Ver Gráfico 2.1 para el promedio trimestral en la tasa de desempleo y la variación del crecimiento del producto)

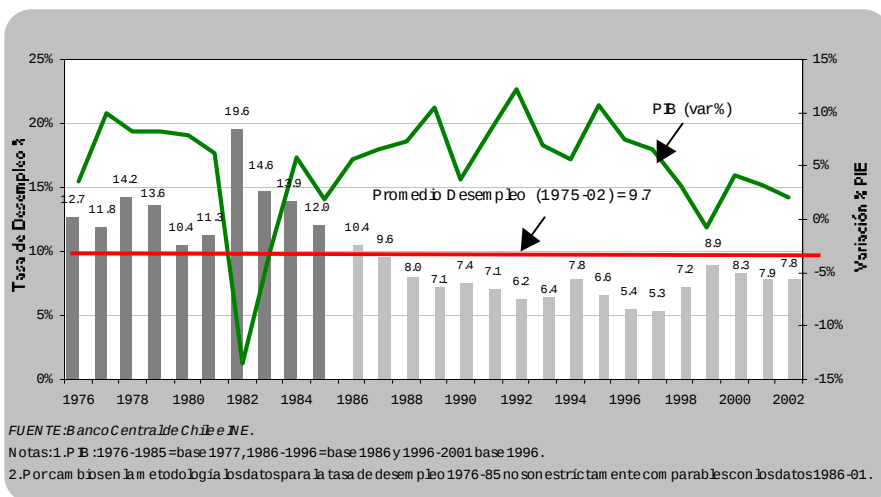
GRÁFICO 2.1: PROMEDIO TRIMESTRAL DESEMPLEO Y TASA CRECIMIENTO DEL PIB.

(PIB: variación % año terminado en trimestre indicado)



Las altas tasas de desempleo no son un fenómeno nuevo en Chile. En el periodo 1976–1986, esta superó el 10 % durante cada uno de los años (Ver Gráfico 2.2). De hecho, la tasa promedio entre el año 1976 y el 2002 fue de 9.7 %. Es quizás más relevante para la experiencia reciente que, también durante esos años, la tasa de desempleo haya caído lentamente después de un shock. Por ejemplo, a pesar de que entre 1985 y 1992 la tasa promedio de crecimiento del PIB superó el 5 %, la tasa de desempleo cayó a ritmo de 0.7 puntos de la fuerza de trabajo por año. A ese ritmo (y asumiendo esa misma tasa de crecimiento desde 2002 en adelante), el desempleo se demoraría casi tres años en llegar a una tasa del 6 %.

GRÁFICO 2.2: EVOLUCIÓN DEL DESEMPLEO EN CHILE 1975-2002
(% Trimestre Octubre - Diciembre cada año)



CUADRO 2.1 DEFINICIÓN DE DESEMPLEO

En Chile, la definición del desempleo es algo distinta a la de otros países. Ello se debe a que la definición oficial no corresponde exactamente a la recomendada por la OIT.

Según la definición oficial (INE) un trabajador está desempleado si:

- La semana pasada no trabajó y no tiene trabajo;
- No tiene un empleo ni un negocio; y,
- En los dos últimos meses hizo algo para buscar trabajo.

Según la OIT, un trabajador está desempleado si:

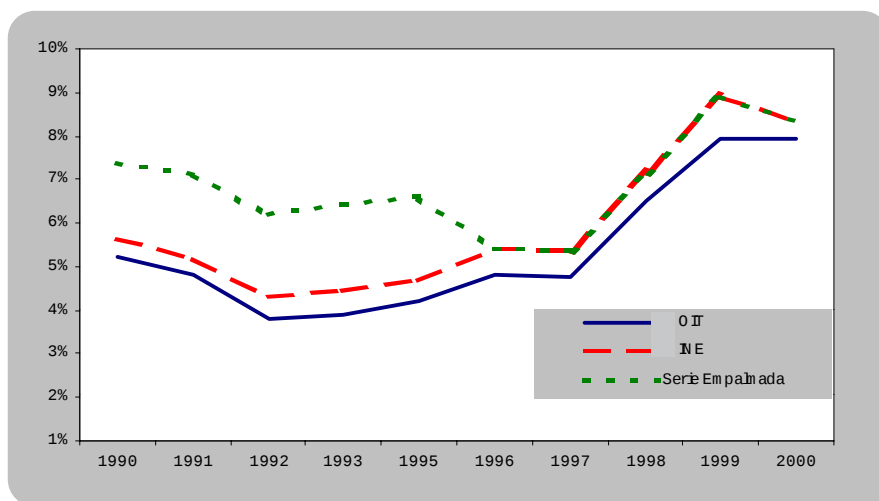
- La semana pasada no trabajó y no tiene trabajo;
- No tiene un empleo ni un negocio; y,
- En la última semana hizo algo para buscar trabajo.

Dado que la definición de la OIT es más restrictiva que la del INE, la tasa

oficial es mayor. El siguiente gráfico muestra la evolución de ambas tasas. Aquella calculada según la definición de la OIT oscila entre 0.5 y un punto por debajo de la tasa oficial.

Nota: A partir del 1996 hubo un cambio en el cuestionario de la ENE que hace que la serie de desempleo (según la definición oficial) obtenida directamente por la aplicación de esta encuesta, antes y después del cambio de metodología, no sea estrictamente comparable. La serie empalmada muestra la oficial con el ajuste por el cambio de metodología antes y después de 1995.

CHILE : DEFINICIONES DE DESEMPLEO



2.2 INCIDENCIA DEL DESEMPLEO

Aun cuando la tasa de desempleo agregada subió sustancialmente entre 1997 y 2002, distintos grupos de trabajadores registraron cambios muy diferentes en sus respectivas tasas de desempleo. En esta sección se describen los cambios en las tasas de desempleo para los distintos tipos de trabajadores según categorías de sexo, edad y educación, utilizando los datos recogidos a nivel individual por la Encuesta Nacional de Empleo (ENE) del INE desde 1996 a 2000. La elección

de estos años está determinada por las disponibilidad de datos: las encuestas de este periodo están realizadas a partir de un cuestionario y un muestreo común y, por lo tanto, son comparables en el tiempo. Las tasas de cambio se toman a partir del 1997, año pre-desaceleración económica. El 2000 es el último año en el cual la encuesta ENE está disponible (a nivel de datos microeconómicos). Los resultados son los siguientes (Ver el Gráfico 2.3 y la Tabla 2.1) :

- **Por años de educación**, el grupo que registró un mayor crecimiento en la incidencia de desempleo fue el de los trabajadores con secundaria completa (12 años de escolaridad), seguido por aquellos trabajadores con educación superior (más de 12). En comparación, los trabajadores con estudios de secundaria incompletos (9 a 11 años) o con educación primaria (8 ó menos) experimentaron un crecimiento mucho menor en la tasa de desempleo⁵. Desagregando por categorías educacionales, dentro de las personas con más de 12 años de educación se observa que son aquellas con estudios técnicos superiores las que registraron un mayor incremento del desempleo (por encima del registrado por los trabajadores con secundaria completa). En contraste, los trabajadores con estudios universitarios sufrieron un crecimiento en el desempleo menor que el de estos dos grupos, pero mayor al registrado por individuos con bajo nivel educativo.
- Desagregando **por edad**, se obtiene que fueron los trabajadores más jóvenes, es decir, aquellos menores a 25 años, los que sufrieron un mayor aumento de su tasa de desempleo. Este crecimiento fue especialmente importante para los jóvenes entre 19 y 24 años.
- Separando por grupos de **educación y experiencia**, se advierte que el mayor incremento del desempleo se registró entre los trabajadores de baja experiencia y mayor educación⁶. En el otro extremo, el grupo que sufrió un menor crecimiento en su tasa de desempleo fue el de las personas con baja educación y alta experiencia; es decir, aquellas con más de 10 años de experiencia y, a lo sumo, estudios de secundaria incompletos.

5 En la medida que hay alumnos que repiten cursos, los años de educación no corresponden exactamente con los niveles de educación. Sin embargo, se decidió usar años y no niveles debido a la falta de comparabilidad entre personas con primaria completa antes y después de la reforma educativa que extendió la primaria de 6 a 8 años.

6 Medimos experiencia potencial como $\text{edad} - 6 \text{ años de infancia} - \text{años de educación}$ y separamos entre trabajadores de baja experiencia (menos de 10 años), alta experiencia (más de 10), trabajadores de bajo nivel educativo (menos de 12 años de educación) y trabajadores calificados (12 años de educación o más).

- Los hombres sufrieron un incremento en la tasa de desempleo ligeramente mayor que las mujeres. Sin embargo, este menor crecimiento se debió íntegramente al comportamiento de las mujeres con más experiencia potencial, ya que para estas la tasa de desempleo subió menos que para los hombres de ese mismo nivel de experiencia, independientemente de la educación. Por el contrario, las mujeres con baja experiencia sufrieron un mayor incremento de su tasa de desempleo, en relación a los hombres de ese mismo nivel de experiencia.

- El porcentaje de cesantes en el desempleo, es decir, aquellos trabajadores que habían trabajado anteriormente, subió considerablemente en 1998, como reflejo de la pérdida de empleos ocurrida ese año, cuando se inicia la desaceleración económica. A partir de esa fecha, sin embargo, el porcentaje de cesantes cayó como porcentaje del desempleo, reflejando la creciente importancia de los nuevos entrantes en el desempleo a partir de 1998. El peso de los que buscan trabajo por primera vez fue más importante entre los trabajadores de menor experiencia y mayor educación. Por el contrario, entre 1997 y 2000, el peso relativo de los cesantes aumentó entre los trabajadores desempleados con baja educación.

Resumiendo, los hombres y mujeres jóvenes, con estudios de secundaria completos o con estudios universitarios, registraron un mayor crecimiento en la tasa de desempleo que las personas de mayor edad y menor nivel educativo. Para los primeros, la entrada de nuevos trabajadores en la fuerza de trabajo explica una fracción importante del aumento en el desempleo.

Resulta útil inferir qué grupos poblacionales explican una mayor proporción del cambio agregado en el desempleo, ya sea porque constituyen un conjunto grande con relación al total de la fuerza de trabajo, o porque el cambio en su tasa de desempleo es mayor⁷. Los resultados indican que el incremento en la tasa de

7 Para ello usamos las encuestas ENE para los años 1997 a 2000 y cuantificamos el aporte de los distintos grupos poblacionales, indexados por el subíndice j , a cambios en la tasa de desempleo agregada X entre el año 1997 y el 2000, mediante la descomposición reflejada en la expresión (1):

$$(1) \quad X_{total}^{2000} - X_{total}^{1997} = \hat{\phi}_j \sum_j \Delta X_{j1997} + \hat{X}_j \sum_j \Delta \phi_{j1997}$$

$$\text{donde } \hat{\phi}_j = \frac{\phi_{j2000} + \phi_{j1997}}{2} \text{ y } \hat{X}_j = \frac{X_{j2000} + X_{j1997}}{2}$$

donde ϕ_{jt} es la fracción de la fuerza de trabajo en el grupo j en el periodo t . Esta expresión descompone los cambios en la tasa agregada de desempleo entre cambios en la tasa de desempleo de los distintos grupos, multiplicado por la fracción de la fuerza de trabajo total que representa el grupo j , y cambios en el peso relativo de los distintos grupos de la fuerza de trabajo.

desempleo masculina explica el 70 % de los cambios en la tasa de desempleo agregada (Ver Gráfico 2.4). Por grupos de educación, son los trabajadores con educación secundaria completa (35 %) y con educación universitaria (32 %) los que explican la mayor parte del incremento en la tasa de desempleo. En comparación, y quizás paradójicamente, el crecimiento en la tasa de desempleo de los trabajadores menos calificados justifica una fracción mucho más pequeña (33 %) del aumento en el desempleo agregado entre 1997 y 2000.

Por grupos de edad, son los hombres de 25 a 50 años, los que definen la mayor proporción del cambio en la tasa de desempleo total, a pesar de que este grupo registró un crecimiento en su tasa de desempleo inferior al promedio. Este resultado se explica por el hecho de que este grupo constituye casi la mitad de la fuerza de trabajo (Ver Tabla 2.2).

Finalmente, cuando se distingue entre grupos con alta y baja experiencia y alta y baja educación, se encuentra que, de nuevo, es el incremento en la tasa de desempleo de los grupos con mayor educación y menor experiencia los que más contribuyen (41 %) al cambio en el desempleo total. El grupo de hombres con baja educación pero alta experiencia también tiene un peso considerable (30 %) para explicar cambios en el total porque constituye un porcentaje muy elevado de la fuerza de trabajo. En comparación, el incremento en la tasa de desempleo del grupo de baja experiencia y baja educación solamente explica un 1 % del total del aumento en la tasa de desempleo entre 1997 y 2000 (Ver nuevamente Gráfico 2.4).

En síntesis, desde un punto de vista estrictamente contable, son las personas **con alta educación y baja experiencia** y los **hombres adultos con baja educación** los que explican la mayor parte del incremento en la tasa de desempleo agregada. En el primer caso se debe al sustancial aumento en la tasa de desempleo de jóvenes calificados, mientras que en el segundo a que los hombres adultos de bajo nivel educativo constituyen una fracción muy grande de la fuerza de trabajo.

Por el contrario, el cambio en la tasa de desempleo de los hombres y mujeres de baja educación y experiencia apenas contribuyó a modificaciones en la tasa de desempleo agregada. Este dato es relevante porque descarta algunas teorías sobre las causas subyacentes del alto desempleo. En particular, desecha todas aquellas teorías que explicarían el alto desempleo agregado a partir de un fuerte

crecimiento en el desempleo de las personas menos calificadas y con menos experiencia. Lo anterior, sin embargo, no implica que **el empleo** de los individuos menos calificados y de menor experiencia haya caído menos que el de otros grupos. Como veremos más adelante, y quizás sorprendentemente, **variaciones en la tasa de desempleo no siempre se corresponden con movimientos en el empleo**. Ello es debido a que la tasa de desempleo responde tanto a variaciones en el empleo como a las de la tasa de participación. Por lo tanto, es necesario determinar qué cambios en la tasa de desempleo son debidos a caídas en el empleo y cuáles se dan por variaciones en la fuerza de trabajo de los distintos grupos de personas. Este análisis se lleva a cabo en la siguiente sección.

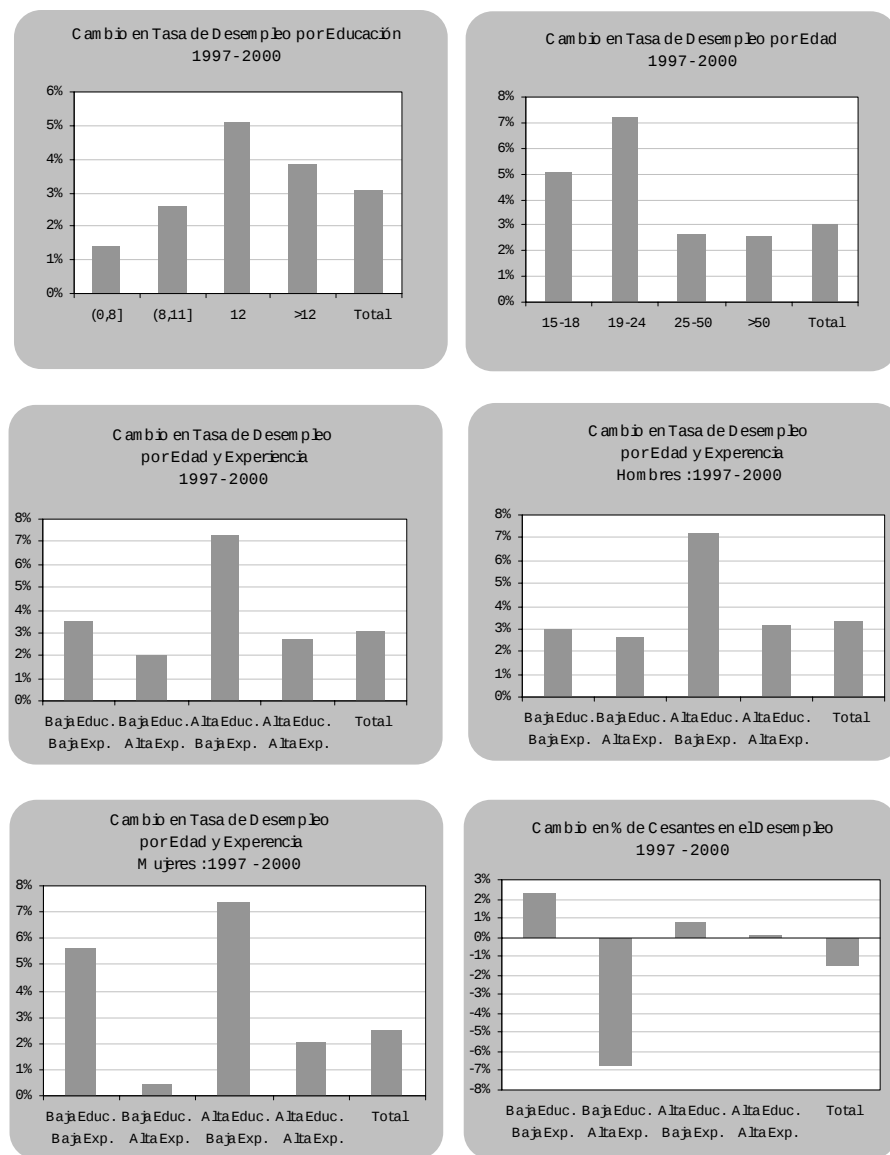
TABLA 2.1: INCIDENCIA DE DESEMPLEO. POBLACIÓN 15 A 65 AÑOS

Tasa de Desempleo por Años de Educación					
	(0,8]	(8,11]	12	>12	Total
1996	4.3%	6.7%	6.8%	5.2%	5.5%
1997	4.4%	6.0%	6.9%	5.1%	5.4%
1998	6.2%	8.4%	9.6%	6.1%	7.3%
1999	7.6%	10.1%	12.1%	7.8%	9.1%
2000	5.9%	8.6%	12.0%	9.0%	8.5%
D 1997-2000 (%)	32.1%	43.1%	74.4%	76.0%	56.3%
D 1997-2000	1.4%	2.6%	5.1%	3.9%	3.1%
Tasa de Desempleo por Edad					
	15-18	19-24	25-50	>50	Total
1996	13.6%	12.7%	4.4%	2.5%	5.5%
1997	17.0%	12.3%	4.4%	2.6%	5.4%
1998	19.3%	16.3%	6.2%	3.6%	7.3%
1999	24.0%	20.1%	7.6%	5.3%	9.1%
2000	22.1%	19.5%	7.0%	5.2%	8.5%
D 1997-2000 (%)	29.8%	59.1%	61.2%	96.0%	56.3%
D 1997-2000	5.1%	7.3%	2.7%	2.5%	3.1%
Tasa de Desempleo por nivel de Educación y Experiencia					
	Baja Educ. Baja Exp.	Baja Educ. Alta Exp.	Alta Educ. Baja Exp.	Alta Educ. Alta Exp.	Total
1996	12.7%	3.9%	10.3%	3.7%	5.5%
1997	13.1%	3.8%	10.3%	3.7%	5.4%
1998	16.1%	5.8%	12.8%	5.0%	7.3%
1999	19.2%	7.1%	16.8%	6.1%	9.1%
2000	16.7%	5.8%	17.5%	6.4%	8.5%
D 1997-2000 (%)	26.9%	53.1%	70.9%	74.2%	56.3%
D 1997-2000	3.5%	2.0%	7.3%	2.7%	3.1%
Tasa de desempleo por nivel de educación y experiencia- Hombres					
	Baja Educ. Baja Exp.	Baja Educ. Alta Exp.	Alta Educ. Baja Exp.	Alta Educ. Alta Exp.	Total
1996	11.8%	3.8%	8.8%	3.0%	4.9%
1997	12.5%	3.4%	9.2%	3.3%	4.8%
1998	16.0%	5.8%	12.1%	4.7%	7.1%
1999	18.1%	6.5%	16.0%	5.7%	8.4%
2000	15.5%	6.1%	16.5%	6.4%	8.2%
D 1997-2000 (%)	23.8%	76.2%	78.6%	96.7%	68.6%
D 1997-2000	3.0%	2.6%	7.2%	3.1%	3.3%
Tasa de Desempleo por nivel de educación y experiencia-Mujeres					
	Baja Educ. Baja Exp.	Baja Educ. Alta Exp.	Alta Educ. Baja Exp.	Alta Educ. Alta Exp.	Total
1996	15.3%	4.0%	12.1%	4.9%	6.7%
1997	15.1%	4.7%	11.4%	4.5%	6.7%
1998	16.4%	5.5%	13.7%	5.4%	7.7%
1999	22.6%	8.5%	17.9%	6.6%	10.4%
2000	20.7%	5.2%	18.8%	6.5%	9.2%
D 1997-2000 (%)	37.5%	10.1%	64.7%	46.0%	38.1%
D 1997-2000	5.7%	0.5%	7.4%	2.1%	2.5%
% de Cesantes en el Desempleo por años de Educación y Experiencia					
	Baja Educ. Baja Exp.	Baja Educ. Alta Exp.	Alta Educ. Baja Exp.	Alta Educ. Alta Exp.	Total
1996	79.1%	73.8%	93.1%	94.8%	85.2%
1997	76.0%	72.5%	95.8%	97.5%	85.9%
1998	80.6%	74.4%	97.5%	97.6%	88.7%
1999	76.5%	68.4%	95.9%	95.1%	85.0%
2000	78.3%	65.8%	96.7%	97.6%	84.4%
D 1997-2000 (%)	3.0%	-9.3%	0.9%	0.1%	-1.7%
D 1997-2000	2.3%	-6.8%	0.8%	0.1%	-1.5%

Fuente: Elaboración propia a partir Encuesta Nacional de Empleo (INE)

Nota: Baja experiencia <=10 años, Alta experiencia >10 años; Baja educación <12 años, Alta educación 12 o más años. D=Diferencia

GRÁFICO 2.3: CAMBIO EN LA INCIDENCIA DEL DESEMPLEO (EN PUNTOS PORCENTUALES)



Fuente: Elaboración propia en base información INE

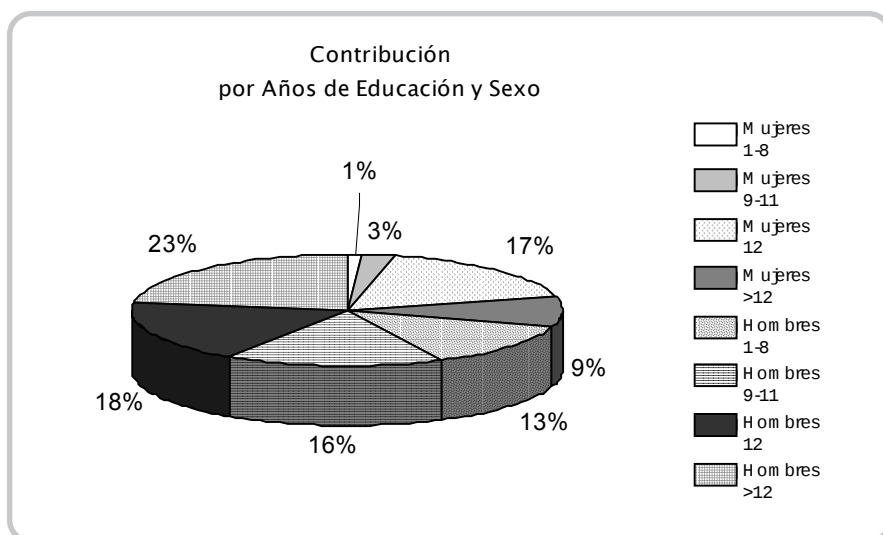
TABLA 2.2: FRACCIÓN EN LA FUERZA DE TRABAJO. (PROMEDIO 1997-2000)

Mujeres								
Edad – Experiencia	Baja Educ.	Baja Exp.	Baja Educ.	Alta Exp.	Alta Educ.	Baja Exp.	Alta Educ.	Alta Exp.
		1.4%		13.8%		7.4%		10.8%
Grupos de Edad		15–18		19–24		25–50		>50
		0.6%		4.7%		23.5%		4.6%
Años de Educación		1–8		9–11		12		>12
		9.7%		5.5%		9.0%		9.2%

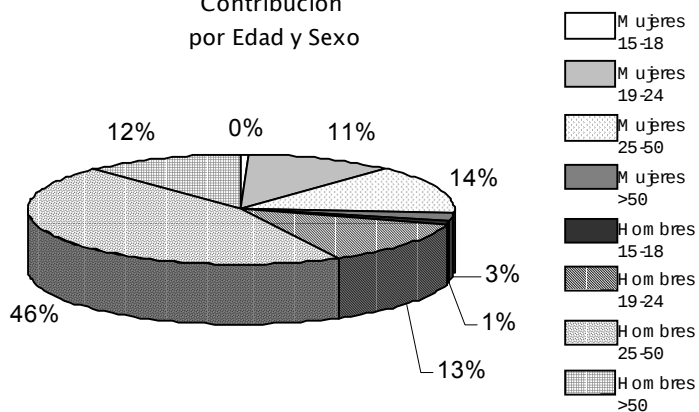
Hombres								
Edad – Experiencia	Baja Educ.	Baja Exp.	Baja Educ.	Alta Exp.	Alta Educ.	Baja Exp.	Alta Educ.	Alta Exp.
		4.7%		35.5%		8.8%		17.6%
Grupos de Edad		15–18		19–24		25–50		>50
		1.4%		8.2%		44.9%		12.2%
Años de Educación		1–8		9–11		12		>12
		27.0%		13.2%		14.4%		12.1%

Fuente: Encuesta Nacional de Empleo INE

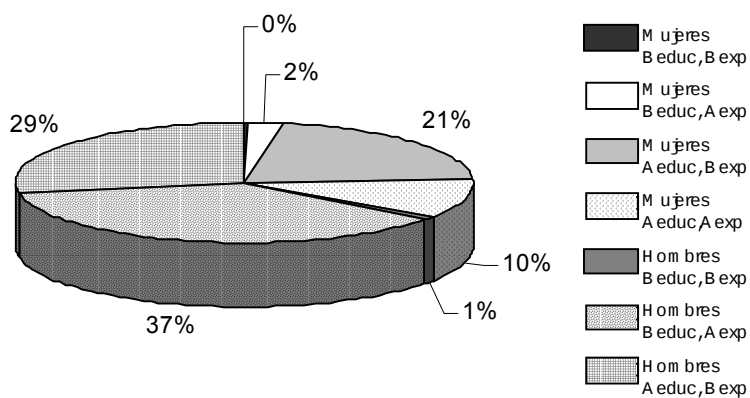
GRÁFICO 2.4: CONTRIBUCIÓN DE LOS DISTINTOS GRUPOS POBLACIONALES AL AUMENTO DE LA TASA DE DESEMPLEO AGREGADA



Contribución
por Edad y Sexo



Contribución
por Educación, Experiencia y Sexo

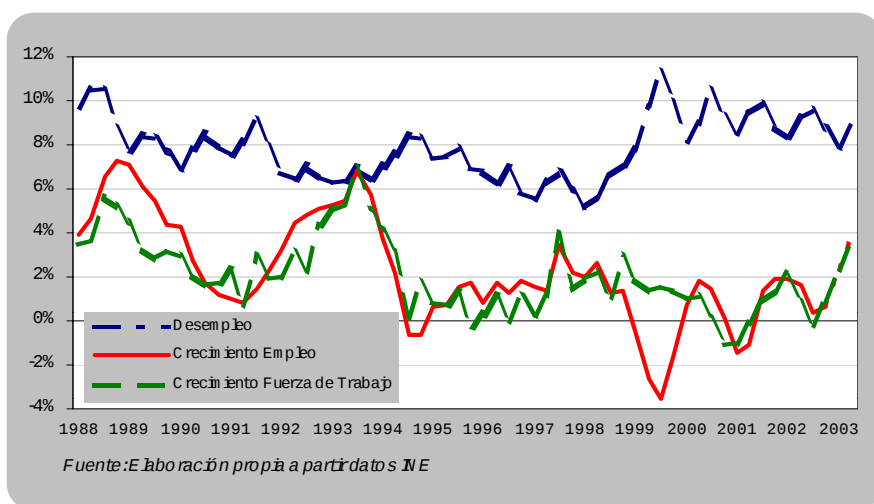


Fuente: Elaboración Propia en base ENE

3. EMPLEO VERSUS PARTICIPACIÓN

La evolución de las tasas de empleo y participación desde el año 1998 indica que el brusco crecimiento en la tasa de desempleo a partir de 1998 se produce por una caída en la tasa de crecimiento del empleo no compensada por otra de similar magnitud en la tasa de crecimiento de la fuerza de trabajo. Hasta 1998, la evolución del crecimiento de la fuerza de trabajo y del empleo fueron muy similares. Sin embargo, durante el periodo comprendido entre julio del 1998 y el mismo mes de 1999, el crecimiento en la tasa de empleo se contrajo fuertemente, siendo incluso en algunos periodos negativo (Ver Gráfico 3.1), mientras que la tasa de crecimiento de la fuerza de trabajo cayó mucho más despacio y fue siempre positiva. Esta disociación entre oferta y demanda llevó a un rápido crecimiento de la tasa de desempleo, que pasó de 6.8 % en agosto de 1998 a 11.5 % en igual mes de 1999. A partir de ese año, la oferta y la demanda de empleo registraron tasas muy similares de crecimiento por lo que el desempleo se mantuvo relativamente constante, pero a un nivel más alto. El incremento en el conjunto de desempleados está siendo reabsorbido por la economía con gran lentitud.

GRÁFICO 3.1: DESEMPLEO Y CRECIMIENTO DEL EMPLEO Y DE LA FUERZA DE TRABAJO.



En la Tabla 3.1 se examina con más detalle la contribución respectiva de los cambios en la participación y de los mismos en el empleo, respecto del cambio en la tasa de desempleo a partir de los indicadores agregados del INE representados en el Gráfico 3.1. Para ello se utiliza el hecho de que el cambio en la tasa de desempleo es aproximadamente igual al cambio porcentual en la participación menos el cambio porcentual en el empleo. Es decir:

$$\begin{aligned} (2) \quad \Delta U &\approx \Delta \text{Log}(PEA / POB) - \Delta \text{Log}(EMP / POB) = \\ &= \Delta \text{Log} PEA - \Delta \text{Log} EMP \end{aligned}$$

Descomponiendo los cambios en la tasa de desempleo en base a los cambios porcentuales del empleo y la participación desde el inicio de la desaceleración (agosto 98) y hasta junio de 2002, último mes y año para el cual se tienen indicadores agregados de empleo, desempleo y participación, se obtiene que, entre esas dos fechas, el aumento en la tasa de desempleo es de 3.3 puntos y se explica por una caída del 0.67 % en el número de empleados y un crecimiento del 2.66 % en el número de participantes. Así pues, en términos contables, estas cifras indican que el aumento del desempleo entre el 1998 y 2002 se ha dado por un crecimiento sustancial en el número de participantes, conjuntamente con una caída en la cantidad de empleos. Ahora bien, dado que la población ha seguido creciendo durante este periodo, es más útil reflejar los cambios en el empleo y la participación con relación al número total de personas en edad de trabajar. De esta manera se obtiene que, tanto la tasa de empleo como la tasa de participación caen substancialmente, siendo la primera la que muestra un mayor descenso. Es decir, un individuo tomado al azar tiene en 2002 una menor probabilidad de participar y, sobre todo, una mucho menor probabilidad de trabajar que a principio de la desaceleración económica.

Es importante destacar que la **caída en la tasa de empleo fue de gran magnitud pero su efecto en el desempleo fue suavizado por cambios en la participación**. Si la tasa de participación no hubiese caído entre 1998 y 2002, la tasa de desempleo en 2002 habría sido casi cuatro puntos mayor; es decir, alrededor de un 12 % de la fuerza de trabajo⁸.

8 Los cambios en la fuerza de trabajo en el ciclo económico son parte de la respuesta del mercado de trabajo a cambios en la actividad económica. En aquellos países donde la fuerza de trabajo se mueve de forma procíclica, el desempleo varía menos que el empleo, mientras que en aquellos países donde la oferta de trabajo sufre oscilaciones de carácter contra-cíclico, el desempleo sufre mayores variaciones que el empleo.

TABLA 3.1: DESCOMPOSICION DE CAMBIOS EN TASA DE DESEMPLEO EN CAMBIOS EN TASA DE EMPLEO Y PARTICIPACION

Contribución al crecimiento de la tasa desempleo			
Periodo	Cambio tasa de desempleo	Cambio (%) en empleo	Cambio (%) en participación
98:08–99:08	5.17	–3.73	1.44
98:08–02:06	3.33	–0.67	2.66
00:06–02:06	0.10	0.63	0.73
Periodo	Cambio tasa de desempleo	Cambio (%) en tasa empleo	Cambio (%) en tasa participación
98:08–99:08	5.17	–5.32	–0.15
98:08–02:06	3.33	–7.03	–3.70
00:06–02:06	0.10	–2.84	–2.75

Fuente: Elaboración propia en base a indicadores INE

Descomponiendo la tasa de desempleo para distintos grupos poblacionales, usando los datos provenientes de las ENE, nos encontramos con un resultado sorprendente y no necesariamente intuitivo: la evolución de la tasa de desempleo y los cambios en el empleo no siempre siguen la misma dinámica (Ver Tabla 3.2). Por ejemplo, entre 1997 y 2000, el desempleo en el grupo de baja experiencia y baja educación subió menos que en aquel de baja experiencia y alta educación; sin embargo, la tasa de empleo del grupo con menos educación y experiencia cayó mucho más (24.5 %) que para el segundo (12.6 %). Estas divergencias entre el comportamiento del empleo y del desempleo se explican por diferencias en el comportamiento de la participación. Mientras la tasa de participación de los trabajadores con menor experiencia y educación cayó en 20.3 %, la de aquellos con menor experiencia pero mayor educación descendió solamente en 4.2%⁹. Estos patrones son también muy similares por género: el empleo de los trabajadores con menos experiencia cayó enormemente, tanto para hombres como para mujeres, aunque la caída fue mayor para estas últimas. Similarmente, tanto los hombres como las mujeres de menos experiencia redujeron mucho su participación en la fuerza de trabajo, compensando en parte la disminución del empleo. En contraposición, la tasa de participación subió moderadamente para los trabajadores con más experiencia.

Este análisis indica que, durante el periodo de desaceleración económica, la tasa de participación en Chile varió de manera que la tasa de desempleo se ajustó

9 Desafortunadamente, al no existir datos de panel a nivel individual en Chile no podemos descifrar si la caída en la tasa de participación de las personas de baja experiencia se debe a (1) que perdieron su empleo y abandonaron la fuerza de trabajo o (2) a que atrasaron su entrada al mercado dadas las desfavorables condiciones económicas.

menos que la de empleo. Estos movimientos parecen ocurrir en ambas fases del ciclo. Por ejemplo, entre 1990 y 1995, la economía estuvo en fase de expansión y la tasa de empleo subió a buen ritmo. Este crecimiento pudo ser alimentado gracias a una reducción del excedente de mano de obra desempleada y, sobre todo, estuvo acompañado por un gran crecimiento en la tasa de participación (ver crecimiento fuerza de trabajo y participación en Gráfico 3.1 durante ese periodo), particularmente de los trabajadores con más nivel educativo y menos experiencia y, en una menor medida, de los de mayor experiencia. Por el contrario, es importante destacar que, a pesar del crecimiento en el empleo, la tasa de participación de los trabajadores de menor nivel educativo y menor experiencia cayó sustancialmente debido a que, como se refleja en la Tabla 3.3, se incrementaron las tasas de escolaridad en ese grupo.

TABLA 3.2 CAMBIOS EN LA PARTICIPACION, EMPLEO Y DESEMPLEO POR NIVEL DE EDUCACION Y EXPERIENCIA

Total Población					
1990 – 1995					
	Baja Educ. Baja Exp.	Alta Educ. Baja Exp.	Baja Educ. Alta Exp.	Alta Educ. Alta Exp.	Total
Cambio % Tasa Participación	-12.31%	4.54%	0.33%	1.21%	2.91%
Cambio % Tasa Empleo	-9.52%	7.16%	0.72%	1.39%	3.98%
Cambio Desempleo*	-2.78%	-2.62%	-0.39%	-0.18%	-1.07%
1997 – 2000					
	Baja Educ. Baja Exp.	Alta Educ. Baja Exp.	Baja Educ. Alta Exp.	Alta Educ. Alta Exp.	Total
Cambio % Tasa Participación	-20.39%	-4.24%	0.53%	0.18%	-0.81%
Cambio % Tasa Empleo	-24.50%	-12.69%	-1.59%	-2.71%	-4.10%
Cambio Desempleo*	4.10%	8.45%	2.12%	2.89%	3.29%
1997 – 2000					
Total Hombres (15–65 años)					
	Baja Educ. Baja Exp.	Alta Educ. Baja Exp.	Baja Educ. Alta Exp.	Alta Educ. Alta Exp.	Total
Cambio % Tasa Participación	-18.31%	-4.28%	-0.71%	0.38%	-1.76%
Cambio % Tasa Empleo	-21.72%	-12.60%	-3.45%	-2.93%	-5.31%
Cambio Desempleo*	3.41%	8.32%	2.75%	3.30%	3.55%
Total Mujeres (15–65 años)					
	Baja Educ. Baja Exp.	Alta Educ. Baja Exp.	Baja Educ. Alta Exp.	Alta Educ. Alta Exp.	Total
Cambio % Tasa Participación	-27.57%	-5.16%	1.03%	2.38%	0.66%
Cambio % Tasa Empleo	-34.46%	-13.89%	0.53%	0.21%	-2.10%
Cambio Desempleo*	6.89%	8.73%	0.50%	2.17%	2.75%

(*) Aproximado usando expresión (2)

Fuente: Construcción propia en base a información de ENE

TABLA 3.3 VARIACIÓN (EN PUNTOS POBLACIÓN) TASA PARTICIPACIÓN Y TASA DE ESCOLARIDAD

Variación (en puntos población) en la tasa de Participación y la tasa de Población que Estudia (y no trabaja)					
	baja exp y baja educ.	baja exp y alta educ.	alta exp y baja educ.	alta exp y alta educ.	Total
1997-2000					
Cambio Tasa de Escolaridad	4.97%	2.10%	0.05%	0.08%	0.70%
Cambio Tasa de Participación	-5.10%	-2.46%	0.32%	0.14%	-0.47%

1990-1995					
Cambio Tasa de Escolaridad	5.08%	0.14%	-0.27%	0.14%	-0.01%
Cambio Tasa de Participación	-4.29%	2.42%	0.19%	0.88%	1.64%

Variación (en puntos población) en la tasa de Participación y la tasa de Población que Estudia (y no trabaja) por grupos de Edad					
	15 a 18	19 a 24	25 a 50	50 a 65	Total
1997-2000					
Cambio Tasa de Escolaridad	3.66%	3.82%	0.33%	0.00%	0.70%
Cambio Tasa de Participación	-3.37%	-4.25%	0.25%	0.98%	-0.47%

1990-1995					
Cambio Tasa de Escolaridad	4.34%	3.95%	0.17%	-0.02%	-0.01%
Cambio Tasa de Participación	-1.68%	-0.08%	1.27%	2.34%	1.64%

Fuente: Elaboración propia en base a ENE

Variación (en puntos población) en la tasa de Participación y la tasa de Población que Estudia (y no trabaja) por categorías de Edad y años de Educación					
Edad	15 a 18		19 a 25		Total
educacion	Primaria	Sec. Incomp.	Sec.	Univ.	
1997-2000					
Cambio Tasa de Escolaridad	5.96%	2.91%	0.34%	8.91%	2.53%
Cambio Tasa de Participación	-5.99%	-2.46%	-0.89%	-9.51%	-2.66%
1990-1995					
Cambio Tasa de Escolaridad	-0.71%	2.20%	-0.29%	-9.72%	-1.29%
Cambio Tasa de Participación	1.76%	-1.78%	5.18%	8.73%	3.91%

Fuente: Elaboración propia en base a ENE

El primer panel de la Tabla 3.3 describe los cambios en la participación y la escolaridad por categorías de educación y experiencia. Entre 1997 y 2000 la caída en la participación del grupo de menor experiencia y menor educación fue de 5.10 puntos de la población, mientras que la tasa de escolaridad creció en 4.97 puntos. Para los jóvenes, con al menos 12 años de educación, la caída en la participación fue de 2.46 y el crecimiento en la escolaridad fue de 2.1 puntos de la población. La correlación entre cambios en la tasa de escolaridad y cambios en la de participación es alta, incluso para las personas de más experiencia; aunque las variaciones, en una y otra tasa, son de mucho menor tamaño.

Dado que los estudios de post-secundaria suelen tener un costo mayor, tanto en términos de matrícula como de costo de oportunidad para las familias, sería de esperar que los flujos entre mercado de trabajo y escolaridad fueran más fluidos para los menores de 18 años. Sin embargo, los datos recogidos en el panel 2 de la Tabla 3.3, sugieren que, aun cuando la correspondencia entre cambios en la participación y en la escolaridad son mayores para los jóvenes de 15 a 18, la correlación entre estos cambios es también muy alta para el grupo de 19 a 24 años.

Finalmente, el último panel de la Tabla 3.3 divide a los jóvenes por edad y años de educación para investigar en qué edades y en qué niveles educativos existe más fluidez en el margen participación-escolaridad. La correspondencia es nuevamente muy grande entre las variaciones entre ambos usos del tiempo de los jóvenes para todos los grupos de edad y educación. Entre los jóvenes de 15 a 18 años la mayor correspondencia entre cambios en participación y escolaridad se dio para aquellos con menor nivel educativo. En el grupo de 19 a 25 años, la correspondencia entre cambios en participación y escolaridad fue mayor entre los universitarios. Los traslados en este último grupo tienden a ser muy pro-cíclicos. Mientras que durante el periodo de desaceleración económica la tasa de participación de los jóvenes universitarios cayó en 9.51 puntos de la población (y la escolaridad creció en 8.91 %), durante la fase expansiva (1990-1995), la participación aumentó en 8.73 puntos de la población y la tasa de escolaridad cayó en 9.72 puntos.

Del análisis anterior se desprenden dos conclusiones relacionadas con los movimientos de participación y su incidencia en la tasa de desempleo y escolaridad. En primer lugar, la gran reducción en la participación de los trabajadores de menor experiencia estuvo asociada con un cambio de magnitud similar

y signo opuesto en la tasa de escolaridad. Esto implica que, a pesar de los costos en bienestar asociados a la desaceleración económica, existen algunas ganancias asociadas a mayores tasas de escolaridad. Es por lo tanto importante que, desde el punto de vista presupuestario, se tomen en cuenta estos incrementos en la matrícula para impedir deterioros en la calidad de la educación.

En segundo lugar, el comportamiento marcadamente pro-cíclico de la participación laboral está asociado principalmente a un comportamiento cíclico en la tasa de participación de los jóvenes de 19 a 25 años, mientras que los menores de 18 registran una caída tendencial en las tasas de participación y un crecimiento en las de escolaridad. Sin embargo, dado que la desaceleración económica activó esa tendencia, contribuyendo a que un grupo adicional de jóvenes de menores de 18 años se incorpore a la escuela, es importante que se tomen medidas que reduzcan la deserción escolar de estos jóvenes en la fase de recuperación.

Por último, es importante destacar que la pro-ciclicidad de los cambios en la fuerza de trabajo puede incidir en el ajuste salarial durante el ciclo económico. Cuando una fracción considerable de la fuerza de trabajo afectada por una caída del empleo se retira del mercado, disminuye la presión a la baja sobre los salarios. Esto hace muy difícil la reabsorción de aquellos que permanecen desempleados y se traduce en una falta de ajuste de las remuneraciones a los cambios en las condiciones económicas. En la sección 5 se discute este tema con más detalle.

4. DETERMINANTES DEL EMPLEO

4.1 EVOLUCIÓN DEL EMPLEO POR RAMA DE ACTIVIDAD

La composición del empleo por ramas en Chile se mantuvo relativamente constante en la década de los noventa, previo a 1997. La única excepción fue Agricultura (AGRI) la cual redujo su participación en el empleo agregado de un 19 % en 1991 a un 14 % en 1997. Construcción (CONS), Transporte (TRAN), Servicios Financieros (SFIN) y Comercio (COM) fueron los sectores que absorbieron el empleo que dejaba Agricultura (Ver Tabla 4.1). Durante estos primeros años de la década de los noventa la tasa de crecimiento agregada del empleo público y privado fue de un 2.6 %.

TABLA 4.1: CRECIMIENTO EMPLEO POR RAMA DE ACTIVIDAD

Rama	Composición del Empleo por Rama			Crecimiento del Empleo por Rama	
	1991	1997	2000	1991 - 1997	1997 - 2000
AGRI (1)	19%	14%	14%	-2.0%	-0.7%
MIN (2)	2%	2%	1%	-0.9%	-7.6%
IND (3)	17%	16%	14%	2.3%	-4.1%
EGA (4)	1%	1%	1%	6.7%	-5.6%
CONS (5)	7%	9%	7%	6.5%	-4.9%
COM (6)	17%	18%	19%	3.5%	1.5%
TRAN (7)	7%	8%	8%	4.3%	1.4%
SFIN (8)	5%	7%	8%	8.5%	3.8%
SCOM (9)	26%	26%	28%	2.6%	3.1%
Total	100%	100%	100%	2.6%	0.2%
Sect. Priv.	74%	74%	72%	2.6%	-0.9%

Nota: El empleo en el sector privado se calcula como la suma de todos los sectores salvo Servicios Comunes.

Fuente: Construcción propia en base a información del INE.

En contraste, entre los años 1997 y 2000, el empleo creció a una tasa anual de un 0.2 %, muy por debajo de la de 2.6 % observada entre 1991 y 1997. Esta baja tasa es atribuible totalmente al sector privado, el cual contrajo su empleo a una tasa de 0.9 % anual. Los sectores que más disminuyeron el empleo fueron Minería (-7.6 % anual), Electricidad, Gas y Agua (-5.6 %), Construcción (-4.9 %) e Industria (-4.1 %). Lo anterior implicó que el "sector público" aumentó su importancia relativa, pasando de un 26 % del empleo en 1997 a un 28 % en 2000.

Para entender la evolución de la demanda de trabajo analizaremos la evolución del valor agregado nominal (PY) y los salarios nominales (W). La ecuación (3) muestra la relación que existe entre estas variables y el empleo (L) en una empresa que maximiza utilidades. Hay que tener en cuenta, sin embargo, que debido a la presencia de costos de ajuste en el empleo se pueden observar desviaciones de esta relación en el corto plazo.

$$(3) \quad L = \frac{\alpha}{\gamma} \frac{PY}{W}$$

donde α es la elasticidad empleo–producto y γ el margen (markup)¹⁰. Si asumimos una tecnología Cobb–Douglas la elasticidad del empleo es constante¹¹.

El Gráfico 4.1 muestra la relación entre la tasa observada de variación anual del empleo privado para trienios móviles y la misma tasa estimada usando las variaciones del valor agregado nominal y salarios según la ecuación (3)¹². Teóricamente, si la elasticidad empleo–producto y el margen se mantuviesen constantes, todas las observaciones debieran situarse sobre la línea de 45°¹³. El gráfico muestra que, en general, el empleo observado está por encima del estimado.

Utilizando un ajuste lineal entre estas dos variables, observamos que en promedio la tasa observada anual es un 1 % mayor que la estimada. Es interesante notar que las observaciones que incluyen años de la crisis están siempre sobre la línea de 45° y solo levemente bajo el ajuste lineal. Lo anterior sugiere que el empleo en estos años no se comporta de una forma significativamente distinta a la de los años precedentes. En el Apéndice 1 encontramos un análisis más detallado de la posibilidad de un cambio estructural y se concluye que no se encuentra evidencia para tal efecto, ni en la economía en el agregado, ni a nivel del sector privado.

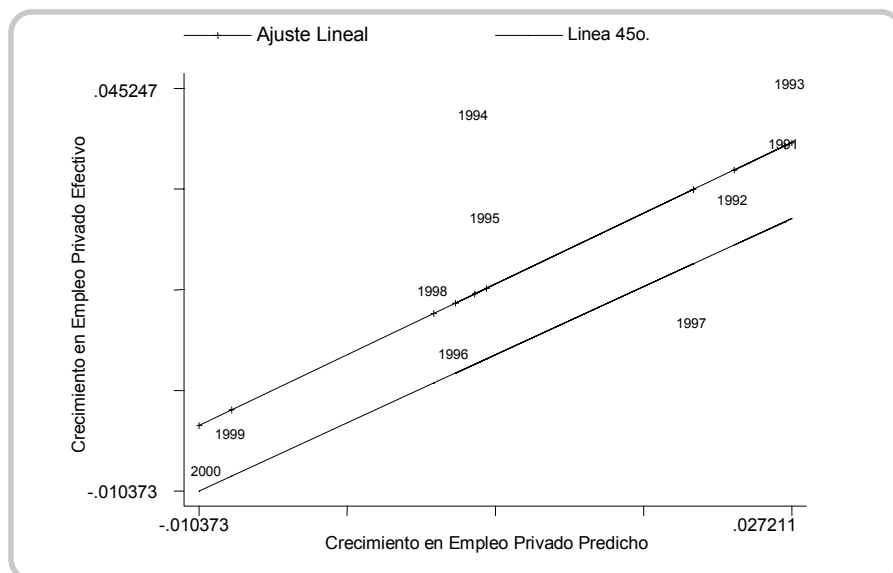
10 La elasticidad empleo–producto es la derivada parcial del producto con respecto al empleo multiplicado por el empleo y dividido por el producto.

11 En el Apéndice 1 se analiza el caso de una función de producción con elasticidad de sustitución entre factores constante (CES).

12 Para cada rama se estima una variación del empleo en el trienio móvil y luego se suman para construir la variación del empleo privado.

13 Como ya se mencionó esto asume la ausencia de costos de ajustes.

GRÁFICO 4.1: CRECIMIENTO EMPLEO OBSERVADO Y EMPLEO PREDICHO SEGÚN ECUACIÓN (3)

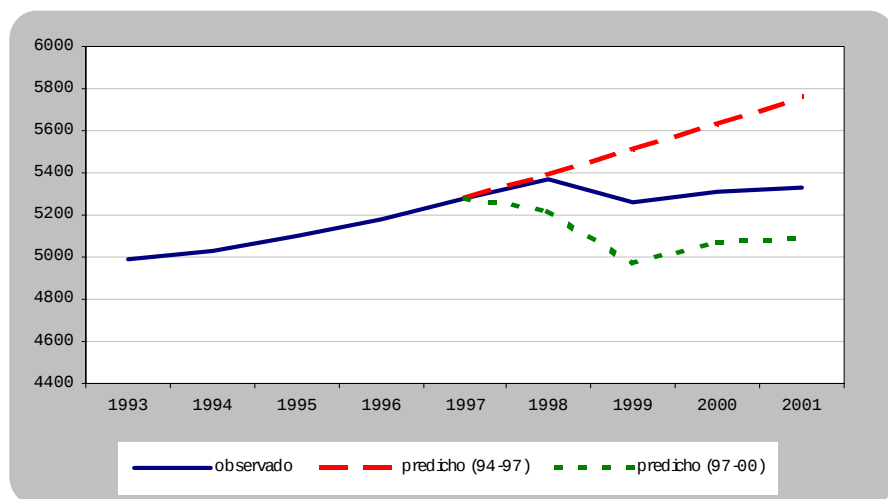


Al realizar un ejercicio similar para el empleo total de la economía (no reportado), nuevamente el crecimiento del empleo observado está, en promedio, un 1 % por sobre el predicho, aunque en este caso la diferencia es sustancialmente mayor en los años de bajo crecimiento. De lo anterior se deduce que el sector público (Servicios Comunes) suaviza el ciclo del empleo.

La Tabla 4.2 muestra las tasas de crecimiento del valor agregado nominal y los salarios para las distintas ramas de la economía durante los periodos 1994–1997 y 1997–2000. Durante el primero el valor agregado nominal creció a una tasa mayor que los salarios, revirtiéndose esta situación después de 1997, cuando los salarios crecen a una tasa anual de un 6.3 %, mientras que el valor agregado solo lo hace al 5.2 %. Lo anterior es válido tanto para la economía como un todo como para el sector privado en particular.

Si consideramos que la demanda de trabajo es igual a la elasticidad empleo producto multiplicada por el producto nominal dividido por el nivel de salarios (ver ecuación 3), y asumimos que la economía y los salarios crecieron después de 1997 a las tasas observadas en el periodo 1994–1997, el empleo en 2000 hubiese sido de 5.6 millones de personas en vez de los 5.3 millones observados: Una diferencia de un 6 % (Ver Gráfico 4.2).

GRÁFICO 4.2: EVOLUCIÓN DEL EMPLEO AGREGADO OBSERVADO Y PREDICHO (1997-2000)



Fuente: Construcción Propia en base a información INE y Banco Central.

Nota: La caída del producto comienza el tercer trimestre de 1998. El empleo reacciona con dos trimestres de rezago.

Tomando como base el empleo en 1997, las columnas 5 y 6 de la Tabla 4.2 predicen el empleo sectorial en 2000 utilizando la ecuación (3) y las tasas de crecimiento del valor agregado y salarios observadas en los periodos 1994-1997 y 1997-2000, respectivamente. Como ya se mencionó, si tomamos como contrafactual el empleo que la economía hubiese generado, creciendo a las tasas pre-1997 entre los años 1998 y 2000, el empleo agregado en este último año hubiese sido un 5.7 % mayor al observado. Este porcentaje crece a un 6.8 % si solo consideramos el sector privado. Como se observa en la columna 8, esta diferencia se explica casi completamente por Construcción (3.3 puntos) e Industria (2.8 puntos). Por su parte, Servicios Comunes muestra una contribución negativa; es decir, su empleo creció más que lo predicho por las tasas pre-1997.

Si se predice el empleo de 2000 utilizando las tasas de crecimiento del valor agregado nominal y salarios del periodo 1997-2000 obtenemos una situación muy distinta (columna 6 de la Tabla 4.2). El empleo predicho es menor al observado en un 4.7%.

Esto se explica casi exclusivamente por Servicios Comunales que aumentó su empleo en un 3 % anual, cuando, dado su crecimiento del valor agregado y salarios, debiese haber contraído su empleo en un 2 % por año; es decir, la rama Servicios Comunales suavizó el ciclo del empleo. Si nos centramos en el sector privado, se observa que el empleo observado es levemente superior al predicho¹⁴. Lo anterior no es verdad para el sector Industria que contrajo su empleo en un 4 % anual cuando, dado su incremento en valor agregado y salarios, debiese haber mantenido su empleo constante (o aumentado 0.5 % por año)¹⁵.

Es interesante notar que la fuerte caída del empleo observada en Construcción, entre 1997 y el año 2000 (14 %), se puede explicar completamente por el mayor crecimiento de los salarios relativo al valor agregado nominal en el sector.

TABLA 4.2: EVOLUCIÓN DEL EMPLEO POR RAMA: OBSERVADO Y PREDICHO

Rama	Crecimiento Anual				Empleo Año 2000 (miles)			Contribución a la Diferencia	
	1994 – 1997		1997 – 2000		Predicción usando tasas		observado	Estimado Observado	
	VAN	Salario	VAN	Salario	1994–1997	1997–2000		1994–1997	1997–2000
ACRI (1)	9.1%	11.3%	6.6%	6.3%	708	758	737	-0.5%	0.4%
MIN (2)	9.1%	8.8%	11.3%	6.0%	93	107	73	0.4%	0.7%
IND (3)	13.2%	10.8%	5.2%	4.8%	916	870	758	2.8%	2.2%
EGA (4)	11.3%	10.7%	6.6%	5.4%	37	38	31	0.1%	0.1%
CONS (5)	16.7%	7.6%	-4.7%	2.2%	576	366	389	3.3%	-0.4%
COM (6)	12.2%	10.9%	4.1%	5.9%	990	906	998	-0.1%	-1.8%
TRAN (7)	14.1%	11.1%	7.3%	8.4%	442	395	425	0.3%	-0.6%
SFIN (8)	16.1%	9.1%	7.8%	8.4%	438	357	406	0.6%	-1.0%
SCOM (9)	15.5%	13.6%	5.5%	7.9%	1430	1273	1494	-1.1%	-4.4%
Total	13.7%	11.3%	5.2%	6.3%	5630	5071	5311	5.7%	-4.7%
Sect. Priv.	13.9%	10.4%	5.3%	6.0%	4201	3797	3817	6.8%	-0.4%

Note: VAN es el valor agregado nominal. El total del empleo predicho es la suma de los empleos sectoriales.

Las predicciones del 2000 usan el crecimiento de los salarios y VAN a nivel de rama.

A la rama Agricultura se le imputa el salario promedio de la Economía.

Diferencias positivas entre empleo estimado y observado implican que el empleo creció menos de lo predicho.

El valor agregado del sector privado es la suma de los valores agregados sin considerar SCOM.

Fuente: *Construcción propia en base a información del INE y del Banco Central.*

14 Si consideramos que durante la década el empleo predicho para el sector privado estuvo en promedio un 1% por debajo del observado, el sector privado durante el periodo 1997–2000 tuvo un crecimiento levemente inferior al predicho

15 El bajo crecimiento del empleo en Industria es aun más sorprendente si consideramos que en promedio el sector privado aumentó su empleo un punto más que el predicho por los crecimientos del valor agregado y los salarios.

El análisis anterior nos hace concluir que el problema de la falta de creación de empleo se centra exclusivamente en el sector privado y, principalmente, en los sectores de Construcción e Industria. Para el primer sector, suponiendo una función de producción Cobb–Douglas, la caída en el empleo se puede explicar totalmente por su declinación en el producto nominal y el crecimiento en los salarios del sector. Esto no es aplicable al caso de la Industria que presenta una caída en el empleo por sobre lo predicho por las variaciones de su valor agregado y salarios, asumiendo una elasticidad empleo producto y un margen (markup) constante. Lo anterior no es evidencia suficiente para concluir que existe un cambio estructural en este sector (ver cuadro 4.1). En el Apéndice 1 se estima un modelo econométrico que endogeniza la elasticidad empleo–producto y permite la existencia de costos de ajustes para el empleo. Este ejercicio analiza la existencia de un cambio estructural en Industria sin encontrar evidencia del mismo. La inclusión de costos de ajuste permite entender el comportamiento del empleo en este sector después de 1998¹⁵.

15 Se asume que los costos de ajuste del empleo son los mismos durante todo el periodo analizado en el apéndice 1986:1 – 2001:4.

CUADRO 4.1**ARGUMENTOS EN FAVOR DE UN CAMBIO ESTRUCTURAL EN CHILE**

En Chile existen una serie de hipótesis que tratan de explicar la “anormal” caída del empleo en manufactura. La primera es un incremento en los costos laborales no salariales, en este caso nuestra medida del cambio del salario subestima el incremento en los costos del factor trabajo y, por ende, el empleo debiera caer más que lo predicho por el cambio del producto y los salarios. Este incremento (real o esperado) podría provenir de las reformas laborales que se comienzan a discutir a mediados de 1999. Una segunda alternativa, que complementa la anterior, es la adopción de tecnologías menos intensivas en trabajo. El incremento de los costos laborales (contratación, despidos, negociaciones, etc.) hace más rentable la adopción de tecnologías más intensivas en capital, insumo que vio caer su precio relativo.

Una tercera alternativa es el cambio relativo de la importancia de la demanda interna y externa en manufactura. La devaluación del peso hace caer el precio relativo de la manufactura nacional aumentando su competitividad externa. Si los sectores más transables en manufactura son menos intensivos en mano de obra que el promedio de esta rama tendremos que el aumento de su importancia relativa hará caer la demanda de empleo para un nivel dado de producto. Para las exportaciones chilenas, sin embargo, no es claro que el efecto positivo sobre la demanda externa de la devaluación del peso no haya sido neutralizado por las bajas tasas de crecimiento de los principales países demandantes de exportaciones de manufactura chilenos. Una cuarta alternativa es la caída del crédito a las firmas de menor tamaño que son las más intensivas en trabajo. El Apéndice 2 discute en detalle la evolución del acceso al crédito.

A pesar de que las alternativas anteriores tienen fundamento teórico, el Apéndice 1 muestra que no existe evidencia empírica suficiente para sostener que la manufactura sufre un quiebre estructural en desmedro del empleo después de 1998.

4.2 IMPACTO DEL SALARIO MÍNIMO

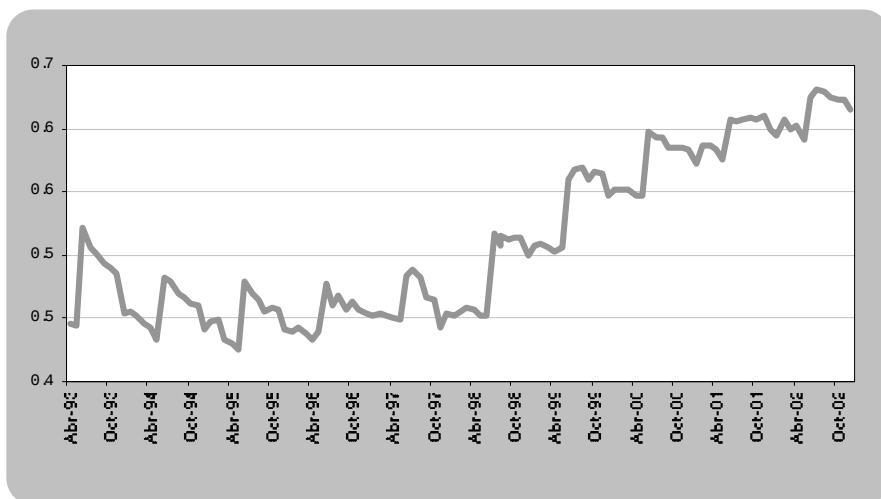
Luego del análisis anterior, donde se atribuyen las variaciones del empleo a cambios en el producto y los salarios, surge la pregunta de por qué las remuneraciones no reaccionaron a la baja para compensar la contracción del producto. Una respuesta tentativa es la rigidez real que puede crear el salario mínimo.

El Gráfico 4.3 presenta la evolución del salario mínimo como porcentaje del salario de los trabajadores no calificados¹⁶. A partir de 1998, el salario mínimo crece más que el no calificado, pasando de ser un 45 %, a comienzo de los noventa,

16 Definidos por el INE en base a la Clasificación Internacional Estándar de Ocupaciones (ISCO).

a más del 60 %, al final de la década. Este aumento se debe principalmente al fuerte incremento que sufre el salario mínimo a partir de 1998 (alrededor de un 10 % anual).

GRÁFICO 4.3: SALARIO MÍNIMO COMO FRACCIÓN DEL SALARIO NO CALIFICADO



Para analizar la injerencia del salario mínimo en la creación de empleo usamos los datos provenientes de las encuestas de hogares del INE, a nivel de individuos, y nos centramos exclusivamente en los trabajadores asalariados de entre 18 y 65 años que declararon trabajar 40 ó más horas durante la semana. Este grupo representa el 72 % de los trabajadores en esta edad y el 69 % de los de más de 15 años (promedio 1996–2000).

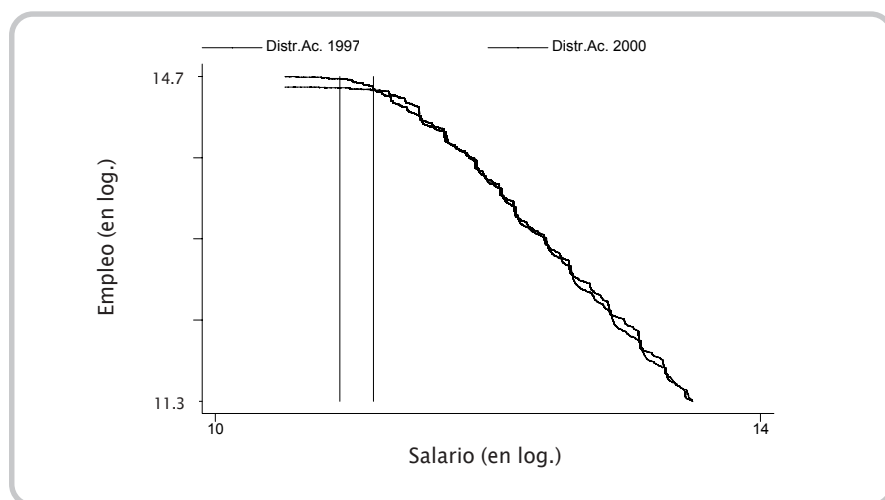
Para ver el impacto del salario mínimo presentamos la distribución del empleo privado en función del salario real. Es útil recordar (ecuación (3) de la sección anterior), antes de analizar estas distribuciones, que la demanda por trabajo (esta vez en logaritmos) para un tipo de trabajador i esta dada por:

$$l_i = \ln\left(\frac{\alpha_i}{\gamma_i}\right) + (p - w_i) + y \quad (3')$$

Luego si la elasticidad y el margen por tipo de trabajador se mantuviesen constantes, las distribuciones acumuladas entre dos años debieran ser similares, salvo un desplazamiento vertical (igual al cambio en el valor agregado).

El Gráfico 4.4 muestra, para los años 1997 y 2000, el número de trabajadores asalariados en el sector privado (en logaritmos) con un salario real mayor al indicado en el eje de las abscisas (también en logaritmos). Para hacer comparables ambas distribuciones, se le resta (verticalmente) a la distribución de 2000 la tasa de crecimiento del sector privado durante el periodo 1997–2000. Las líneas verticales indican el salario mínimo real vigente (en logaritmos) en 1997 y 2000.

GRÁFICO 4.4: EFECTO DEL CRECIMIENTO EN EL SALARIO MÍNIMO



Ambas distribuciones están sobrepuestas en todo el rango de salarios reales, salvo en la parte baja de la distribución, en las cercanías del salario mínimo de 2000. Antes de llegar al nuevo salario mínimo (por la izquierda), la distribución de 2000 sobrepasa la de 1997, para luego quedar completamente plana al llegar al salario mínimo de 2000. De lo anterior se puede especular que el incremento del salario mínimo aumentó el salario de algunos trabajadores pero destruyó los empleos de otros.

TABLA 4.3: CAMBIO EN EMPLEO Y SALARIOS POR CATEGORÍAS

Grupo		I	II	III	IV
Años de Educación		[0 a 11]	[0 a 11]	[12 y +]	[12 y +]
Años de Experiencia		[0 a 9]	[10 y +]	[0 a 9]	[10 y +]
1996	Empleo	171.829	1.118.607	471.594	657.165
	% Población	33%	33%	43%	47%
	Salario Real \$	90.545	117.111	182.053	307.903
1997	Empleo	183.343	1.192.306	490.487	659.874
	% Población	35%	34%	43%	48%
	Salario Real \$	97.469	129.767	208.246	322.101
1998	Empleo	161.044	1.150.897	484.506	674.265
	% Población	31%	33%	41%	49%
	Salario Real \$	108.124	140.37	247.264	357.767
1999	Empleo	145.24	1.120.344	454.288	669.59
	% Población	29%	33%	38%	47%
	Salario Real \$	108.181	143.383	236.564	347.182
2000	Empleo	133.138	1.141.962	458.907	663.558
	% Población	26%	33%	36%	47%
	Salario Real \$	107.624	146.111	208.515	372.155
Cambio entre 1997-2000	Empleo	-32%	-4%	-7%	1%
	% Población	-30%	-3%	-17%	-2%
	Salario Real \$	10%	12%	0%	14%
Educación Promedio (años)		9.1	7.1	13.4	13.4
Experiencia Promedio (años)		6.2	27.8	5.1	18.8
% Emp. en el Total		7%	47%	19%	27%
% Emp. en la Población		37%	50%	43%	62%

Fuente: Encuesta Empleo INE

Sólo personas entre 18 y 65 años, asalariados del sector privado.

Dado que el salario mínimo debiera afectar más a los trabajadores con menores remuneraciones la muestra se divide por educación (secundaria incompleta y completa) y por experiencia (más o menos de 10 años). La Tabla 4.3 muestra los niveles de empleo y salarios para estos 4 grupos.

Como era de esperar, los trabajadores con baja experiencia y baja educación (Grupo I), muestran niveles de salarios menores que resto y, por ende, debiesen verse más afectados por incrementos en el salario mínimo. El siguiente grupo con menores salarios es el de los empleados con poca educación pero con 10 ó más años de experiencia (Grupo II).

Si nos centramos en la evolución temporal de estos grupos observamos que, durante 1997–2000, el Grupo I sufre una fuerte contracción en empleo pero no así en salarios. Su contracción en empleo es muy superior a la experimentada por el resto de los grupos, los que tienen tasas de creación de empleo negativas, salvo aquel con más educación y experiencia (Grupo IV). La fuerte disminución del empleo en el Grupo I se tradujo principalmente en una caída en la participación, del 51 al 45 % (considerando Servicios Comunes) y, en menor medida, en un aumento del desempleo, del 13 al 17 %.

Los Gráficos 4.5 y 4.6 presentan las distribuciones acumuladas del empleo en función del salario real para los grupos I y IV. Para los trabajadores de baja educación (menos de 12 años) y poca experiencia (menos de 9 años) la distribución de 2000 está por debajo de la de 1997 en la parte alta de la distribución, equiparándose en la sección media para luego volver a caer drásticamente en las inmediaciones del salario mínimo de 2000, donde esta distribución se vuelve casi completamente plana. Lo anterior no ocurre en la distribución de 1997. Por el contrario, para la población capacitada (12 ó más años de educación) y con experiencia (10 ó más años) las distribuciones parecen muy similares y están montadas en casi todo el rango de salarios (Ver Gráfico 4.6). Nuevamente, en los alrededores del salario mínimo de 2000, la distribución para este año se vuelve plana aunque sin diferir sustancialmente con la del año 1997.

GRÁFICO 4.5: IMPACTO DEL SALARIO MÍNIMO SOBRE TRABAJADORES CON BAJA EDUCACIÓN Y EXPERIENCIA (GRUPO I)

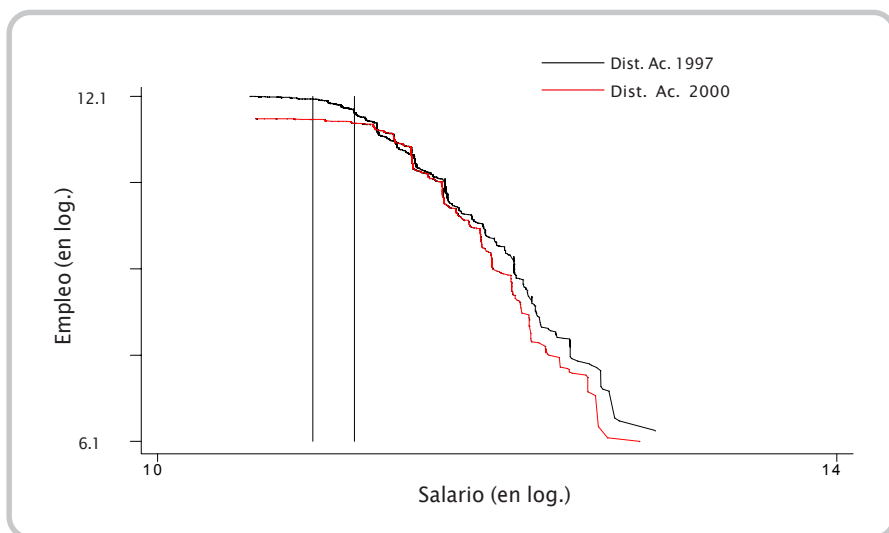


GRÁFICO 4.6: IMPACTO DEL SALARIO MÍNIMO SOBRE TRABAJADORES CON ALTA EXPERIENCIA Y EDUCACIÓN (GRUPO IV)



Para estimar la fracción de trabajadores que se pudo ver afectada por el incremento del salario mínimo entre 1997 y 2000 se mide la fracción de asalariados en 1997 con un salario superior al mínimo de ese año pero inferior al de 2000. Para considerar el posible incumplimiento de esta normativa, se resta, al porcentaje anterior, la fracción de asalariados que tiene en 2000 un salario entre los salarios mínimos de 1997 y 2000 (esta fracción debiese ser cero si la ley se cumpliera a cabalidad). La Tabla 4.4 muestra esta fracción para el total de los asalariados entre 18 y 65 años y para cada uno de los grupos definidos en función de su educación y experiencia.

TABLA 4.4: PORCENTAJE DE ASALARIADOS CON SALARIOS ENTRE SALARIOS MÍNIMOS DE 1997 Y 2000

Grupo	I	II	III	IV	Total
Años de Educación	[0 a 11]	[0 a 11]	[12 y +]	[12 y +]	
Años de Experiencia	[0 a 9]	[10 y +)	[0 a 9]	[10 y +)	
1997	20%	14%	6%	3%	9%
2000	7%	5%	2%	1%	3%
Diferencia	13%	9%	4%	2%	6%

Fuente: Construcción propia en base a encuesta INE.

Nota: Solo considera asalariados en el sector privado entre 18 y 65 años.

En el conjunto de asalariados del sector privado, un 6 % de los trabajadores de 1997 se pudo ver afectado por el alza del salario mínimo entre 1997 y 2000. Esta fracción crece a un 13 % si solo consideramos los trabajadores del grupo I. Como era de esperar, el porcentaje cae a medida que aumenta la educación o la experiencia.

Salario mínimo por rama

Los sectores cuyo empleo está constituido principalmente por trabajadores no calificados y con poca experiencia debieran ser los más afectados por el salario mínimo. La Tabla 4.5 muestra la composición del empleo por rama en el año 1997.

TABLA 4.5: COMPOSICIÓN DEL EMPLEO EN 1997 POR RAMA Y CATEGORÍAS DE EXPERIENCIA Y EDUCACIÓN

Años Educación	[0 a 11]	[0 a 11]	[12 y +]	[12 y +]	Total
Años Experiencia	[0 a 9]	[10 y +]	[0 a 9]	[10 y +]	
AGRI (1)	10%	78%	5%	7%	395.690
MIN (2)	3%	44%	13%	40%	74.296
IND (3)	7%	44%	19%	30%	663.077
EGA (4)	4%	34%	23%	40%	28.399
CONS (5)	9%	62%	12%	17%	365.898
COM (6)	8%	32%	30%	30%	484.919
TRAN (7)	5%	45%	19%	30%	231.558
SFIN (8)	3%	21%	34%	42%	282.172
SCOM (9)	4%	39%	17%	39%	900.843

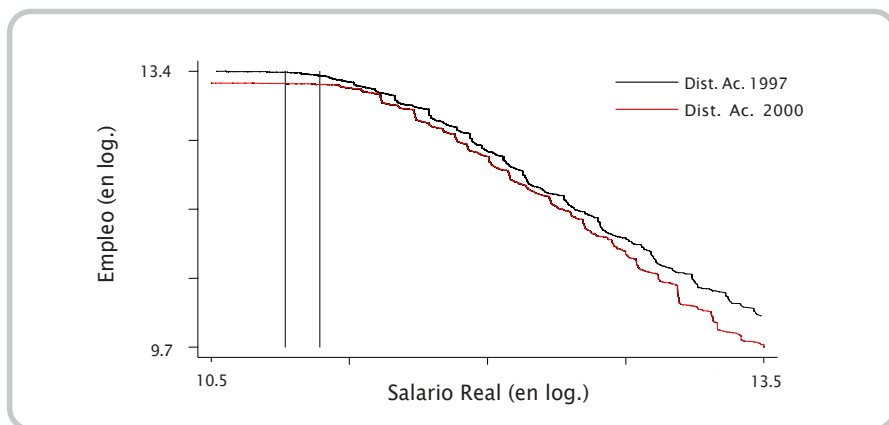
Fuente: Elaboración propia en base a Encuesta Empleo INE.

Nota: Solo considera personas entre 18 y 65 años.

Sin considerar Agricultura, la Construcción es el sector que más contrata trabajadores no calificados (menos de 12 años de educación) y con poca experiencia. El empleo en Industria también se concentra en no calificados, pero en una menor medida.

A continuación se presentan las distribuciones acumuladas de empleo para Industria (Gráfico 4.7) y para Construcción (Gráfico 4.8), para los años 1997 y 2000. Los salarios se ajustan por su deflactor sectorial (96=1) y la distribución de 2000 se ajusta por el crecimiento sectorial entre 1997 y 2000.

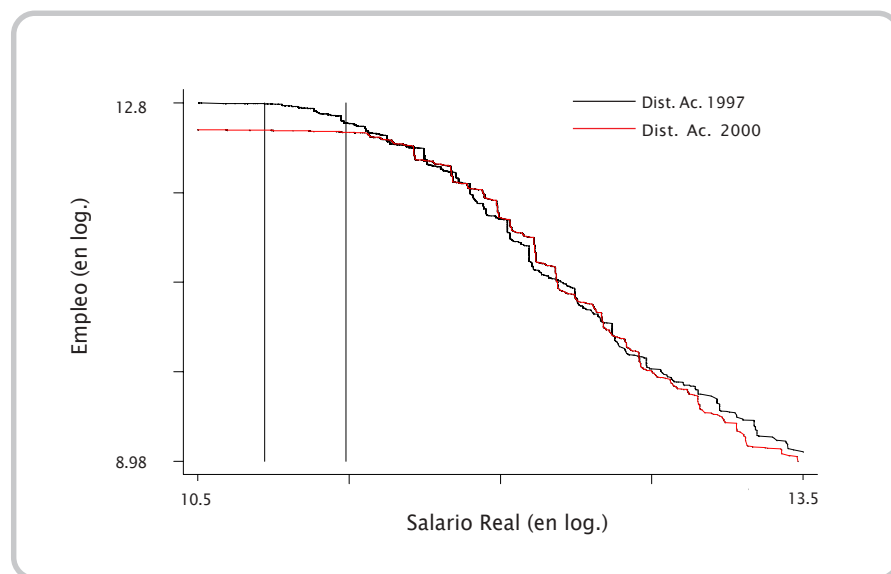
GRÁFICO 4.7: IMPACTO DEL SALARIO MÍNIMO EN LA INDUSTRIA



Para el sector Industrial, las distribuciones son similares en sus partes medias y altas, estando la del 2000 desplazada hacia abajo (a pesar de estar ajustada por el cambio en el valor agregado). Una posible explicación de este desplazamiento es un descenso en la elasticidad producto-empleo o un aumento de los márgenes. Este hecho confirma el resultado de la primera sección que indica que para este periodo la caída del empleo en esta rama no puede ser completamente explicada por las variaciones conjuntas de su valor agregado y salarios, asumiendo una función de producción Cobb-Douglas. Lo anterior, como ya hemos mencionado, no es evidencia por sí misma de un cambio estructural en el sector.

Volviendo a la comparación de ambas distribuciones, es importante notar que para salarios bajos se observa cierta diferencia entre ambas distribuciones. En 1997 la distribución es prácticamente plana al llegar al salario mínimo de ese año, pero lo mismo no acontece en 2000 en las proximidades del salario mínimo de este año. Esto parece indicar que en 2000 el salario mínimo es activo en la industria.

GRÁFICO 4.8: IMPACTO DEL SALARIO MÍNIMO EN LA CONSTRUCCIÓN



Para la Construcción las distribuciones de 1997 y 2000 están montadas hasta llegar a valores cercanos del salario mínimo de 2000, donde la última se vuelve plana (en realidad, se vuelve plana un poco antes). Esto sugiere que el salario mínimo podría haber disminuido el empleo en este sector en 2000. Los Gráficos 4.9 y 4.10 muestran las mismas distribuciones solo para los empleados no calificados con poca experiencia en Industria y Construcción, respectivamente.

GRÁFICO 4.9: IMPACTO DEL SALARIO MÍNIMO EN LA INDUSTRIA CONSIDERANDO SOLO GRUPO DE BAJA EXPERIENCIA Y EDUCACIÓN

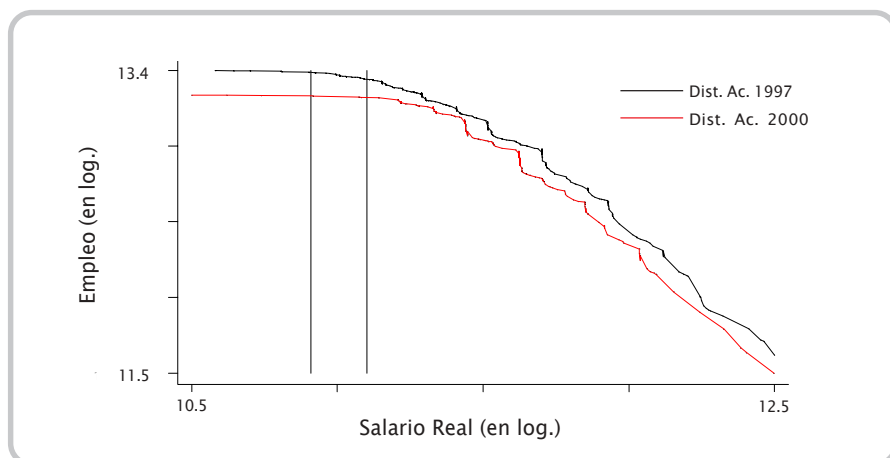
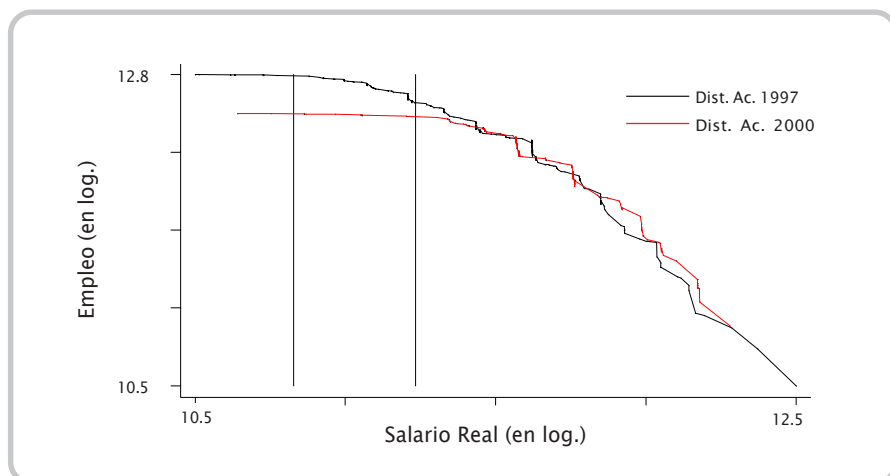


GRÁFICO 4.10: IMPACTO DEL SALARIO MÍNIMO EN LA CONSTRUCCIÓN CONSIDERANDO SOLO GRUPO DE BAJA EXPERIENCIA Y EDUCACIÓN



Finalmente, para cuantificar el potencial impacto del salario mínimo en el empleo por rama, la Tabla 4.6 muestra la fracción de trabajadores por rama con salarios en 1997 entre los salarios mínimos de 1997 y 2000 (menos la fracción que no cumple la normativa en 2000). Dado que los asalariados con menor educación serían los más afectados, se divide la muestra entre trabajadores con educación media completa e incompleta (con más o menos de 12 años de educación).

TABLA 4.6: FRACCIÓN DE TRABAJADORES ASALARIADOS EN EL SECTOR PRIVADO CON SALARIOS ENTRE LOS MÍNIMOS DE 1997 Y 2000, POR RAMA Y NIVEL EDUCACIONAL.

Años de Educación	[0 a 11]		[12 y +)		Total		
	Fracción del Empleo	Crecimiento del Empleo	Fracción del Empleo	Crecimiento del Empleo	Fracción del Empleo	Crecimiento del Empleo	Evasión
AGRI (1)	13.4%	2.1%	10.2%	18.2%	13.1%	4.1%	7.4%
MIN (2)	3.9%	-23.7%	0.5%	-19.5%	2.1%	-21.4%	0.2%
IND (3)	4.1%	-15.9%	1.6%	-15.4%	2.9%	-15.6%	1.3%
EGA (4)	5.0%	-22.2%	1.6%	0.4%	3.0%	-7.5%	0.7%
CONS (5)	19.4%	-38.4%	8.2%	-33.1%	16.2%	-36.9%	2.2%
COM (6)	5.5%	0.1%	2.5%	7.6%	3.7%	4.6%	1.9%
TRAN (7)	4.2%	4.6%	3.6%	15.0%	3.9%	9.9%	2.5%
SFIN (8)	5.6%	36.5%	0.7%	1.8%	1.8%	11.1%	1.2%

Nota: Fracción del Empleo es la medida de la potencial ingerencia del salario mínimo.

Esta se estima como la fracción de asalariados en 1997 que tienen un salario entre los salarios de 1997 y del 2000, menos esta misma fracción en el año 2000.

Crecimiento del empleo es entre 1997 y 2000.

Evasión se estima como la fracción de asalariados que en el año 2000 tienen un salario menor al salario mínimo pero mayor al de 1997.

Los salarios se ajustan con los deflatores sectoriales.

Fuente: *Elaboración propia en base a Encuesta Empleo INE*

Los sectores en los cuales el salario mínimo puede tener un mayor impacto son Construcción, Comercio, Transporte e Industria. Para el primero de ellos, más de un 19 % de los asalariados con educación media incompleta en 1997 se pueden haber visto afectados por el salario mínimo. Este mismo porcentaje baja a 8 % para aquellos con educación secundaria completa. Aunque menor, este porcentaje sigue siendo extremadamente alto. Lo anterior se puede explicar, tanto por el alza de un 50 % nominal en el salario mínimo, como por la caída de un 6 % del deflactor de Construcción entre 1997 y 2000. Durante este período el empleo cae en más de un 35 % en esta rama. Para el caso de la Industria, el impacto del salario mínimo es de un 4 % para los asalariados con educación básica o media incompleta. Este es un porcentaje bajo, si se lo compara con el resto de las ramas.

Finalmente, es importante notar que la Agricultura presenta niveles de evasión de la norma del salario mínimo muy altos (en términos absolutos y relativos al resto de las ramas). Lo anterior puede tener su origen en que se reportan los ingresos primarios en la encuesta del INE.

4.3 EVOLUCIÓN DEL EMPLEO POR TAMAÑO DE PLANTA

Para entender la evolución del empleo agregado resulta útil también estudiar la dinámica el empleo en empresas de distinto tamaño. Desafortunadamente no disponemos de información detallada de empleo por tamaño de empresa para todos los sectores, por lo que centramos nuestro análisis en el empleo por tamaño de planta en la rama industrial.

Utilizando la Encuesta Nacional Industrial Anual (ENIA) la Tabla 4.7 muestra que entre 1991 y 1996 se observa un mayor crecimiento del empleo en las plantas de menor tamaño. Por ejemplo, en la categoría de 10 a 25 empleados el empleo crece a un promedio anual de 8 %, tasa substancialmente mayor al crecimiento de 0.3 % entre las plantas de mayor tamaño. Esta situación se revierte entre 1997 y 1999 (el último año para el cual tenemos información), observándose las mayores caídas en las plantas de menor tamaño. Es así como la tasa de crecimiento del empleo para plantas con 10 a 25 empleados es de -17 %, una diferencia de 25 % respecto al promedio anual del periodo 1991-96, mientras que para

las más grandes dicha caída es de solo 1.4 %. Se observa entonces una mayor caída en la tasa de crecimiento del empleo de las empresas de menor tamaño dentro del sector manufacturero ¹⁷.

En el Apéndice 2 se muestra que la mayor contracción del empleo observada en las plantas pequeñas no se debe a que estas estén en sectores que se vieron más afectados por la desaceleración económica de 1998, ni por estar menos orientadas al sector externo de la economía. Una hipótesis alternativa se basa en diferencias en el acceso al crédito que enfrentan las distintas empresas. En particular, se argumenta que la fracción de préstamos a empresas consideradas de mayor riesgo (las más pequeñas) por los intermediarios financieros disminuye cuando los préstamos totales se contraen, produciéndose una "fuga a la calidad"¹⁸.

Es así como durante 1999 y 2000 se observa en Chile una caída sustancial en el crecimiento de las colocaciones, a la vez que, a partir de 1998, se advierte un cambio en la composición de dichos créditos en desmedro de las pequeñas empresas. Ambos fenómenos son consistentes con un proceso de fuga a la calidad. Sin embargo, no es posible determinar si dicha fuga es el resultado de una menor oferta de crédito para las empresas pequeñas o de una caída de la demanda por crédito de las mismas, a raíz de otras variables. En este último caso esta fuga a la calidad podría ser eficiente desde un punto de vista económico y no la consecuencia de una falla en el mercado del crédito.

17 Este resultado se mantiene si no incluimos las plantas que abren y cierran cada año.

18 Esta hipótesis no se refiere a diferencias en el acceso a crédito entre empresas de distinto tamaño que persisten en el tiempo sino a cómo cambia en forma diferencial el acceso al crédito en contracciones o expansiones. Para Estados Unidos, Bernanke, Gertler y Gilchrist (1996) argumentan que en el comienzo de una recesión la deuda de corto plazo emitida por firmas pequeñas cae considerablemente más que la emisión de deuda total.

TABLA 4.7: EVOLUCIÓN DEL EMPLEO POR TAMAÑO DE PLANTA

Variación Anual del Empleo por Tamaño de Planta (incluye muertes y nacimientos de plantas)						
año	Tamaño Planta					
	[10-24]	[25-49]	[50-99]	[100-250]	[250-500]	[500-00)
91	12.3%	6.1%	4.3%	4.1%	-1.3%	2.3%
92	9.5%	4.6%	5.2%	2.0%	5.5%	8.6%
93	5.8%	3.9%	2.9%	3.3%	0.5%	-1.3%
94	3.8%	-1.1%	0.8%	0.0%	3.2%	-1.6%
95	0.6%	0.3%	3.6%	4.9%	-3.9%	-2.8%
96	15.9%	1.5%	0.8%	-2.0%	1.5%	-3.4%
97	-11.4%	-5.5%	-4.6%	-3.7%	-0.5%	3.5%
98	-20.1%	-12.4%	-15.5%	-6.1%	-2.5%	-0.8%
99	-19.5%	-16.1%	-18.7%	-17.6%	-20.7%	-6.8%
(a) prom. 91-96	8.0%	2.6%	2.9%	2.1%	0.9%	0.3%
(b) prom. 97-99	-17.0%	-11.3%	-12.9%	-9.1%	-7.9%	-1.4%
(b)-(a)	-25.0%	-13.9%	-15.9%	-11.2%	-8.8%	-1.7%

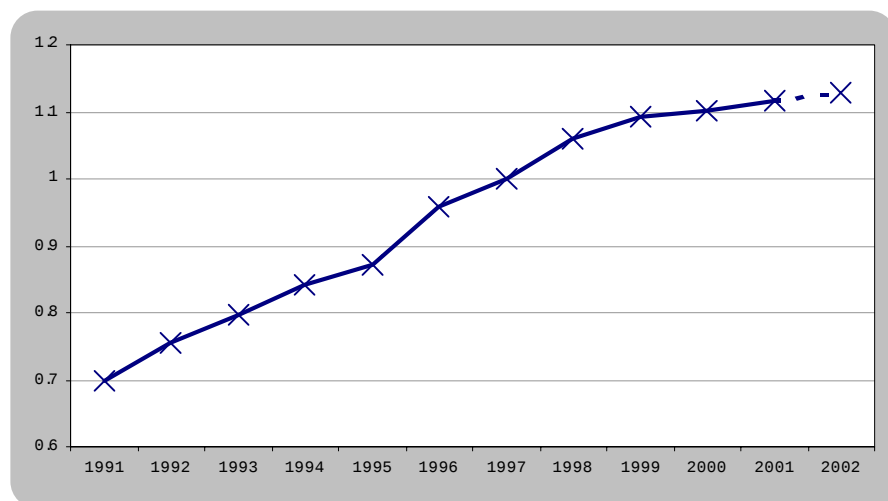
Variación Anual del Empleo por Tamaño de Planta (excluye muertes y nacimientos de plantas)						
año	Tamaño Planta					
	[10-24]	[25-49]	[50-99]	[100-250]	[250-500]	[500-00)
91	1.5%	2.1%	3.4%	2.5%	-1.3%	2.3%
92	0.9%	2.0%	2.4%	2.5%	2.8%	5.6%
93	-0.6%	0.7%	2.5%	1.0%	2.5%	-1.3%
94	-0.9%	-1.4%	1.1%	1.5%	1.7%	-1.6%
95	-1.7%	-0.5%	0.0%	1.4%	-3.9%	-2.8%
96	-3.1%	-1.6%	-1.7%	-0.5%	-3.7%	-5.7%
97	-2.4%	-1.7%	-0.9%	-0.2%	0.1%	3.5%
98	-4.0%	-3.7%	-3.3%	-1.5%	1.1%	-0.5%
99	-5.8%	-6.6%	-8.0%	-6.0%	-4.4%	-2.6%
(a) prom. 91-96	-0.6%	0.2%	1.3%	1.4%	-0.3%	-0.6%
(b) prom. 97-99	-4.1%	-4.0%	-4.1%	-2.6%	-1.1%	0.1%
(b)-(a)	-3.4%	-4.2%	-5.4%	-4.0%	-0.8%	0.7%

Fuente: Elaboración propia en base a ENIA

5. RIGIDEZ SALARIAL

El Gráfico 5.1 muestra la evolución del índice de remuneraciones por hora del INE durante los noventa. Entre 1991 y 1997 las remuneraciones crecieron a una tasa promedio de 6.2 % anual real (usando el deflactor del PIB). Esta tendencia se frena a partir de este último año y en el periodo 1997 al 2001 los salarios crecen un 3.4 % anual. Frente al menor ritmo de expansión económica se observa una moderación en el crecimiento de las remuneraciones reales, pero no una disminución de los salarios reales.

GRÁFICO 5.1: ÍNDICE REAL REMUNERACIONES 1991-2001 (BASE 1997)



Fuente INE

Por su parte, el Gráfico 5.1a presenta la tasa de variación del índice de remuneraciones por hora y de las mensuales para el conjunto de la economía. El índice busca medir el precio de la mano de obra, en tanto las remuneraciones medias, corresponden al pago total mensual. Este último concepto difiere del índice principalmente en el pago por horas extraordinarias¹⁹. La evolución de las remuneraciones medias parece más acorde con el comportamiento esperado

¹⁹ El resto de la diferencia viene dado por pagos monetarios que no sean sistemáticos o de periodicidad mensual. Sin embargo, de acuerdo al INE, para 1999 estos pagos corresponden a menos de un 1% de las remuneraciones medias.

del ciclo económico: se observan caídas más significativas de las remuneraciones en el período 1997–2000. En efecto, en los años 1998 y 1999 los salarios promedio mensuales crecen a una tasa 1 % menor que los salarios por hora. Ello llevaría a pensar que las empresas ajustaron los componentes no sistemáticos de las remuneraciones y las horas extraordinarias.

GRÁFICO 5.1A: CRECIMIENTO DE SALARIOS REALES POR HORA Y PROMEDIO MENSUAL: 1993–2000



Fuente INE

Luego del análisis de la sección 4, donde se atribuyen las variaciones del empleo a cambios en el producto y los salarios, surge la pregunta de por qué hubo, a fines de los noventa, tan poca respuesta de los salarios, particularmente de los salarios base, frente al deterioro de las condiciones económicas. Esta sección explora esta rigidez salarial. En primer lugar, y para poner a Chile en un contexto internacional, se comparan las respuestas del producto, empleo y salarios durante el episodio de desaceleración económica iniciado en 1998 con las de estas mismas variables en otras economías con niveles de ingreso similares a los de Chile. La segunda parte de esta sección discute y evalúa económicamente dos probables explicaciones para la rigidez salarial en Chile: las presiones de salarios fijados administrativamente y posibles rigideces creadas por la institucionalidad de contratos. Finalmente se discuten los efectos de las altas tasas de reasignación de empleo en la rigidez salarial, así como la posibilidad de una curva de oferta altamente elástica.

5.1 EVIDENCIA COMPARATIVA DE RIGIDECES SALARIALES

Para contextualizar el grado de rigidez salarial de la economía chilena se comparan las respuestas del producto, empleo y salarios durante el episodio de desaceleración económica iniciado en 1998 con las respuestas de estas mismas variables al shock del "Tequila" en México y Argentina en 1995, así como la respuesta a la crisis del 1997 de los países del Este Asiático..

Una manera simple de controlar según el tamaño del shock a las distintas economías es suponer que: (i) las empresas maximizan beneficios, (ii) en la economía existen retornos constantes a escala y (iii) no hay costes de ajuste en el corto plazo. Bajo estas condiciones, la evolución del empleo se puede describir como:

$$d\%L = d\%Y - d\%(W / P) \quad (3'')$$

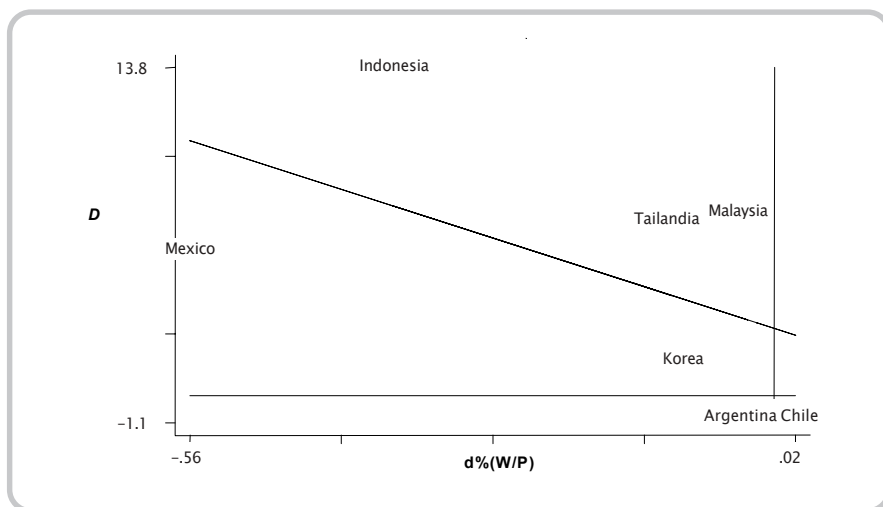
donde $d\%$ representa variación porcentual, L es el empleo, Y es el producto real y W/P representa el salario real. Esta relación implica que si se define D como la variación en el empleo neta de variaciones en el producto

$$D = d\%L - d\%Y$$

debe existir una relación decreciente entre D y la variación de salarios. En el Gráfico 5.2 se muestran cambios en el empleo neto (D) (eje vertical) y en los salarios netos (eje horizontal) durante el año siguiente al inicio de las crisis en los países descritos²⁰. Tal y como se deduce de la expresión (3'') se observa una relación decreciente entre cambios en el empleo neto y los de los salarios reales entre países. Aquellos países, tales como México e Indonesia, que exhiben una mayor respuesta en términos de ajuste salarial sufren un menor ajuste en el empleo que otros, como Argentina, en que los salarios reales ajustan muy poco. Del gráfico se infiere que, dentro de este grupo de países, Chile es representativo de una alta rigidez salarial.

20 Para ello se utilizan datos de salarios industriales provenientes de la OIT y de UNIDO y datos del PIB y empleo provenientes del IFS (Estadísticas Financieras Internacionales del Fondo Monetario Internacional)

GRÁFICO 5.2: COMPARACIÓN ENTRE PAÍSES DE LA EVOLUCIÓN DEL EMPLEO Y DE LOS SALARIOS REALES ANTE UN SHOCK.



Para explorar en más detalle el grado de rigidez salarial en Chile, comparamos la respuesta cíclica de los salarios en Chile, México y Argentina, usando datos individuales provenientes de la ENE (Chile) y la encuestas EPH (Argentina) y ENEU (México).

El modelo estadístico usado para medir la respuesta cíclica de los salarios es el siguiente:

$$\ln W_{ijt} = b_0 + b_1 t + b_2 t^2 + c U_{jt} + X_{it} b + e_{it}$$

donde W_{ijt} es el salario real por hora para el individuo i , en el grupo j , en el periodo t ; t y t^2 son los componentes de una tendencia cuadrática; U_{jt} es la tasa de desempleo del grupo j para el periodo t y donde los grupos se definen en función de la edad de los individuos. Distinguimos 5 grupos etarios (15–19, 20–35, 26–35, 36–50, 51–65) y dos de educación (menos de 12 años de escolaridad y 12 ó más). Por lo tanto, la tasa de desempleo varía por periodo, edad y educación. Finalmente, X_{it} es un vector de características personales del individuo i que incluyen la experiencia potencial (edad – 6 – años de educación), experiencia al cuadrado y años de educación. Para minimizar la posibilidad de movimientos en la curva de salarios–desempleo, provenientes de cambios en la oferta de trabajo, incluimos en nuestra muestra solo a hombres que trabajan más de 35 horas en empleos asalariados.

Este modelo relaciona movimientos cíclicos en la tasa de desempleo del grupo j (es decir, cambios por encima de la tendencia de largo plazo) con movimientos cíclicos en el salario promedio de ese grupo, una vez que se controla por cambios en la composición de la fuerza de trabajo que, si no son tenidos en cuenta, hacen que se subestime la variación cíclica de los salarios. Esto es debido a que, en general, son los individuos con menos experiencia y menor nivel de educación los primeros en ser despedidos en una recesión (en la sección 4 se muestra que fue precisamente el empleo de estos trabajadores el que más cayó desde 1997 y 2000) por lo que el promedio salarial tiende a subir en recesiones por un puro efecto de mejor calidad de la fuerza de trabajo. Las variables X_{it} capturan estos cambios en la composición de la fuerza de trabajo²¹.

En la Tabla 5.1, columnas 1 a 3, se presentan los resultados de estimar este modelo para México, Argentina y Chile cuando los grupos j corresponden a grupos de edad (sin variaciones por nivel de educación). Los resultados muestran que Chile es el país en el cual los salarios se ajustan menos a variaciones cíclicas en la tasa de desempleo. Además, las estimaciones indican que México es donde los salarios se ajustan más. A modo de comparación, un aumento de un punto en la tasa de desempleo implica una caída en los salarios reales de un 1 % en Argentina y de un 3,7 % en México. Los errores estándar muestran que las diferencias en el ajuste salarial entre Chile y Argentina y Chile y México son estadísticamente significativas. En las columnas 4 a 6 presentamos los resultados una vez que se definen los grupos j como celdas de edad–educación. Las conclusiones no varían. Chile sigue siendo el país en donde los salarios se ajustan menos a los cambios en la tasa de desempleo.

Podría argumentarse que sería mejor definir la variable desempleo como el logaritmo de la tasa en vez de la tasa. Ello permitiría interpretar el coeficiente del logaritmo del desempleo directamente como una elasticidad. La literatura económica no ofrece mucha guía acerca de cuál de las dos especificaciones es la más apropiada²². A efectos de constatar que los resultados no dependen de la espe-

21 Por supuesto, este ejercicio sólo nos permite controlar por variables observables tales como educación, género, o experiencia pero no nos permiten comparar por cambios en la composición de la fuerza de trabajo en variables no observables como inteligencia, motivación o esfuerzo. Para poder controlar por este otro tipo de variables necesitaríamos datos de panel.

22 Por ejemplo, la amplia literatura sobre ecuaciones de salarios ("Wage Equations") especifica la relación salarios–desempleo usando el logaritmo de la tasa. Sin embargo, la literatura que estima la ciclicidad de los salarios tiende a usar la tasa de desempleo.

cificación usada, se repitió el mismo ejercicio con el logaritmo de la tasa de desempleo (Ver Tabla 5.2). Estos resultados invierten el orden de flexibilidad de ajuste entre México y Argentina, pero siguen indicando que Chile es el país con mayor rigidez salarial.

TABLA 5.1: ESTIMACIONES DE RIGIDEZ SALARIAL PARA TRES PAÍSES

Estimaciones de Flexibilidad Salarial para Chile, Argentina y Mexico: 1990–2000 Elasticidad Salario–Desempleo						
	1.1.Chile	1.2.Arg	1.3.Mex	2.1.Chile	2.2.Arg	2.3.Mex
Desempleo(log)	–0.022 (0.96)	–0.095 (3.95)***	–0.168 (7.75)***	–0.064 (3.18)	–0.113 (6.75)***	–0.162 (7.56)***
Educación	0.119 (40.08)***	0.102 (35.12)***	0.092 (40.17)***	0.117 (43.73)***	0.095 (33.48)***	0.093 (39.93)***
Experiencia	0.036 (14.31)***	0.031 (10.75)***	0.028 (9.52)***	0.032 (14.96)***	0.029 (11.52)***	0.027 (9.03)***
Experiencia ²	–0.000 (11.16)***	–0.000 (7.49)***	–0.000 (7.09)***	–0.000 (10.83)***	–0.000 (7.87)***	–0.000 (6.50)***
t	0.007 (0.72)	0.099 (9.24)***	0.038 (5.78)***	0.001 (0.09)	0.102 (11.28)***	0.038 (6.21)**
t ²	0.002 (1.91)*	–0.002 (8.74)***	–0.002 (7.66)***	0.003 (2.90)***	–0.002 (10.11)***	–0.002 (8.04)***
Constante	4.563 (48.87)***	–1.029 (18.18)***	0.615 (11.34)***	4.694 (58.87)***	–0.947 (15.61)***	0.594 (10.15)***
Observaciones	184.358	14.154	465.190	184.358	14.154	465.190
R-cuadrado	0.43	0.33	0.38	0.43	0.33	0.38
Variación desempleo	edad	edad	edad	edad y educación	edad y educación	edad y educación

Estadístico t entre paréntesis

Estimación corrige los errores estándar por la presencia de variables que sólo varían por año y tipo de trabajador

* significativo al 10%; ** significativo al 5%; *** significativo al 1%

TABLA 5.2: ESTIMACIONES DE RIGIDEZ SALARIAL PARA TRES PAÍSES

Estimaciones de Flexibilidad Salarial para Chile, Argentina y Mexico: 1990–2000 Semi-Elasticidad Salario–Desempleo						
	1.1.Chile	1.2.Arg	1.3.Mex	2.1.Chile	2.2.Arg	2.3.Mex
Desempleo	–0.002 (0.69)	–0.01 (5.41)***	–0.037 (7.07)***	–0.008 (3.33)	–0.010 (6.10)***	–0.050 (6.73)***
Educación	0.12 (45.84)***	0.101 (33.61)***	0.097 (40.82)***	0.119 (51.43)***	0.096 (32.36)***	0.094 (50.59)***
Experiencia	0.037 (15.52)***	0.029 (10.23)***	0.03 (11.23)***	0.034 (17.39)***	0.029 (10.73)***	0.030 (9.95)***
Experiencia ²	–0.000 (10.75)***	–0.000 (7.07)***	–0.000 (6.61)***	–0.000 (10.71)***	–0.000 (7.35)***	–0.000 (6.86)***
t	0.009 (0.72)	0.097 (10.25)***	0.015 (3.58)***	0.005 (0.50)	0.099 (10.84)***	0.030 (5.10)**
t ²	0.002 (1.95)*	–0.002 (9.47)***	–0.001 (4.69)***	0.002 (2.70)***	–0.002 (9.90)***	–0.002 (6.73)***
Constante	4.524 (71.43)***	–1.08 (19.57)***	0.572 (18.23)***	4.605 (97.91)***	–1.038 (18.58)***	0.626 (13.25)***
Observaciones	184.358	14.154	58.161	184.358	14.154	465.190
R-cuadrado	0.43	0.33	0.36	0.43	0.33	0.38
Variación desempleo	edad	edad	edad	edad y educación	edad y educación	edad y educación

Estadístico t entre paréntesis

Estimación corrige los errores estándar por la presencia de variables que sólo varían por año y tipo de trabajador

* significativo al 10%; ** significativo al 5%; *** significativo al 1%

5.2 ¿QUÉ DETERMINA LA RIGIDEZ SALARIAL EN CHILE?

Los resultados anteriores sugieren que la economía chilena exhibe un grado relativamente alto de rigidez salarial. Ello implica que el mercado de trabajo responde con grandes fluctuaciones de empleo a cambios inesperados en la demanda de trabajo. En lo que sigue se exploran dos diferentes explicaciones para dicha rigidez: (i) ajustes del salario en el sector público y en el salario mínimo y (ii) legislación y prácticas de reajuste salarial.

Evolución de salario mínimo y de las remuneraciones del sector público

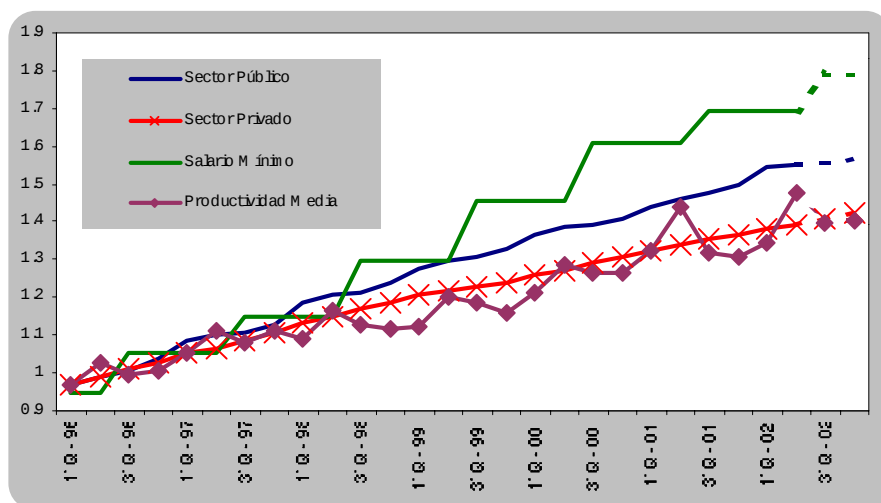
La autoridad económica puede influir sobre las remuneraciones de la economía a través de dos indicadores: la fijación del salario mínimo y los reajustes de remuneraciones del sector público. Cada uno de estos salarios tiene un impacto directo sobre quienes reciben las remuneraciones fijadas por el gobierno y otro indirecto sobre el resto de la economía, al constituirse en una señal y al afectar el costo de oportunidad de los trabajadores en el sector privado.

De acuerdo a nuestros antecedentes, aproximadamente un 8 % de los asalariados entre 18 y 65 años ganan entre 0,8 y 1,2 veces el salario mínimo. Un cálculo sencillo permite obtener una aproximación del número de trabajadores empleados afectados directamente por los reajustes del sector público. El coeficiente de una regresión entre la tasa de variación de las remuneraciones de los servicios comunales y sociales y los reajustes del sector público, ajustando por inflación, es de 0.7 – lo que indicaría que cerca del 70 % de los trabajadores se ve afectado por dicho reajuste. Considerando que el sector servicios comunales y sociales emplea alrededor de un 28 % de los ocupados, este coeficiente implica que un 20 % de los trabajadores se ve afectado directamente por los reajustes del sector público. Sumando, entonces, tenemos que alrededor de un 28 % (20+8 %) de los trabajadores se ve afectado directamente por las políticas de reajuste del gobierno; adicionalmente, ellas pueden ser una señal importante para el conjunto de la economía.

En el Gráfico 5.3 se incluyen, además del índice de salarios nominales privados, índices de salario mínimo, de remuneraciones del sector servicios comunales y sociales y el del valor de la productividad media del trabajo de la economía. Se observa, en primer lugar, el fuerte crecimiento del **salario mínimo**, especialmente en los años 1997 a 2000, período en que la economía se desacelera y comienza a aumentar la desocupación. En segundo lugar, los salarios del sector de servicios comunales y sociales aumentan más que las remuneraciones del sector privado durante este periodo. Se obtienen resultados muy similares si se estudia la evolución del subíndice "sector público" dentro de Servicios Comunales y Sociales, definición no estándar que fue creada por el INE para el presente estudio²³. Las remuneraciones de los servicios comunales y sociales y las del sector público evolucionan en forma muy similar y tienen un incremento superior a los reajustes oficiales de la Administración Pública, reflejando probablemente los mayores aumentos de remuneraciones de profesionales, tales como

profesores y médicos²⁴. Finalmente, es interesante notar que el índice del valor de la productividad media del trabajo cae por debajo del índice del salario del sector privado cuando comienza la desaceleración de la economía en el tercer trimestre de 1998. Este desfase induce al despido de trabajadores aumentando el valor de la productividad media del trabajo. El despido de trabajadores y la reducción en la tasa de crecimiento de los salarios privados hace que este desfase desaparezca en 2000.

GRÁFICO 5.3: INDICES DE REMUNERACIONES NOMINALES 1996 - 2002 (BASE 1996)



23 El INE no publica un índice propiamente del sector público; este sector forma parte del grupo: Servicios Comunes, Sociales y Personales. La rama Servicios Comunes, Sociales y Personales incluye a los empleados del gobierno o sus dependencias (incluidos profesores de educación básica, media y superior). Sin embargo, también se encuentran otros trabajadores que no son empleados del Estado (por ejemplo, órdenes religiosas, ONGs), por lo que se generó el subíndice Sector Público que incluye: empleados del gobierno central, gobiernos regionales y municipales; empleados de otras dependencias estatales (ministerios, superintendencias, organismos de control); y empleados de hospitales y consultorios públicos. Desgraciadamente, no fue posible distinguir a los profesores públicos de los privados por lo que la serie no incluye los salarios (ponderados) para esta categoría. Así, la información que contiene esta serie es una proxy de los salarios del sector público. Se agradece la colaboración prestada por los funcionarios del Subdepartamento de Precios del INE.

24 El índice de Reajuste del Sector Público fue calculado por los autores, en base a información oficial sobre reajustes.

Prácticas de reajustes y negociación colectiva

Como un segundo paso para entender el comportamiento de los salarios es necesario analizar la información disponible acerca de las prácticas de reajuste de remuneraciones en el sector privado.

Existe información sobre las características de los contratos que se negocian colectivamente, así como la cobertura de dicho tipo de contratos. Respecto a esta última, los datos de la Dirección del Trabajo indican que:

- Los sindicatos están concentrados en las empresas de tamaño mediano y grande: tiene sindicato un 56,8 % de las grandes empresas y un 38,4 % de las medianas, en contraste con solo un 4,2 % de las micro-empresas y un 9,7 % de las pequeñas empresas²⁵.
- La tasa de sindicalización muestra una tendencia a declinar en el período, la cual era de un 19,8 % de la población en 1990 y de un 15,6 % en 2000. Algo similar ocurre con el porcentaje de trabajadores que negocia colectivamente, este declina desde un 13,4 % en 1990 a un 9,2 % en 2000.
- Aproximadamente un 9 % de los trabajadores participan de un proceso de negociación colectiva.

TABLA 5.3: TASA DE SINDICALIZACIÓN Y NEGOCIACIÓN COLECTIVA

Año	Tasa de Afiliación	% Trabajadores que negocian
1990	19.8	13.4
1991	22.4	14.3
1992	21.9	15.1
1993	19.7	14.3
1994	19.3	14.3
1995	18.3	13.1
1996	17.7	12.1
1997	16.3	11.1
1998	16.3	10.6
1999	15.3	9.8
2000	15.6	9.2

Fuente: Dirección del Trabajo.

25 Elaboración de los autores en base a la encuesta ENCLA 1998 y CASEN 1996.

Información adicional indica que la cobertura de la negociación colectiva se extiende más allá de este 9 %. En primer lugar, un estudio de Maturana (1993) concluye que una práctica generalizada al interior de las empresas es traspasar los beneficios obtenidos por los trabajadores sindicalizados en las negociaciones colectivas a los demás trabajadores²⁶. Así, este autor estima que en 1990 los contratos colectivos eran representativos de la situación de al menos un 27,6 % del total de empleados y obreros del país. Utilizando nuestra estimación de empleo público presentado en la sub-sección anterior y la cifra de Maturana, obtenemos que los salarios de cerca de un 35 % del **empleo privado** estarían directamente afectados por procesos de negociación colectiva.

Respecto de las prácticas de reajuste, la información de la Tabla 5.4 permite observar que los contratos salariales privados surgidos de una negociación colectiva típicamente contemplan reajustes iniciales, que se otorgan desde el primer mes de vigencia del contrato y una cláusula de reajustabilidad automática igual al 100 % de la inflación acumulada desde el último reajuste. La periodicidad de estos reajustes es de seis meses promedio, en el marco de contratos que casi siempre contemplan dos años de duración²⁷. Se desprende también del cuadro, que la estructura de los contratos de negociación colectiva no ha cambiado significativamente desde mediados de los 80.

TABLA 5.4: REAJUSTE DE REMUNERACIONES EN NEGOCIACIONES COLECTIVAS

Año	Reajuste Inicial Promedio (% sobre IPC)	Reajustabilidad futura (% IPC)	Periodo de Reajustabilidad Futura (meses)
1990	3.8	99.2	6
1991	2.2	99.4	6.2
1992	2.6	99.7	5.9
1993	2.3	99.9	6
1994	1.7	99.8	6.1
1995	1.7	99.8	5.9
1996	1.4	99.8	5.7
1997	1.4	99.9	6
1998	1	99.8	5.9
1999	0.6	100.2	6.3
2000	0.9	98.4	6.4
Promedio 1986-1989	3,15	98,50	6,45

Fuente : 1986-89 Jadresic (1997), 1990-00 Dirección del Trabajo.

¿Qué sabemos de los reajustes del 65 % del empleo del sector privado que no negocia en forma colectiva? Jadresic (1997) encuentra que en la década de los ochenta la evolución de los salarios nominales para el total del sector privado en Chile es consistente con contratos de dos años de duración y reajustes semestrales por el 100 % de la inflación pasada. Lo anterior sugiere que las prácticas de reajustabilidad observadas en la negociación colectiva se extienden más allá del conjunto de empresas que negocian colectivamente. Por otra parte, datos de la Dirección del Trabajo muestran que el promedio, ponderado por el número de trabajadores involucrados, de las duraciones pactadas promedios anuales de contratos y convenios colectivos entre 1990 y 1999, fue de 27,41 meses, y de 30 meses entre el 2000 y el 2001.

Resumiendo, observamos que cerca de un 35 % de los empleados se ve afectado directamente por los procesos de negociación colectiva. Dichos contratos son de largo plazo (dos años) y contemplan indexación semestral por 100 % de la inflación pasada. Sumado a lo anterior, estudios econométricos para la década de los ochenta y encuestas de la Dirección del Trabajo sugieren que esta modalidad de contrato (multianual con reajustes por inflación) se extiende más allá de los trabajadores que negocian colectivamente.

La existencia de contratos de larga duración reduce el ajuste de los salarios ante un shock y, por lo tanto, lleva a mayores y/o más persistentes cambios en la demanda de empleo. En un modelo muy sencillo, que ignora por completo los efectos de equilibrio general y/o posibles interacciones estratégicas entre firmas y trabajadores, el ajuste de salarios será una fracción $1/N$ (donde N es la duración del contrato) del reajuste deseado por cada firma y los salarios solo se habrán ajustado por completo al cabo de N periodos. En la práctica es probable que el ajuste de salarios en cada periodo sea menor que $1/N$ (y la persistencia mayor) debido a las interacciones estratégicas entre las empresas que cambian sus salarios y aquellas que no lo hacen. El hecho de que un grupo substancial de empresas no cambie sus salarios y precios reduce los incentivos de aquellas otras, que sí lo hacen, a reajustar sus precios y salarios²⁶. Lo que se observaría en este caso serían reajustes salariales pequeños, incluso en aquellas empresas que sí pueden reajustar sus contratos.

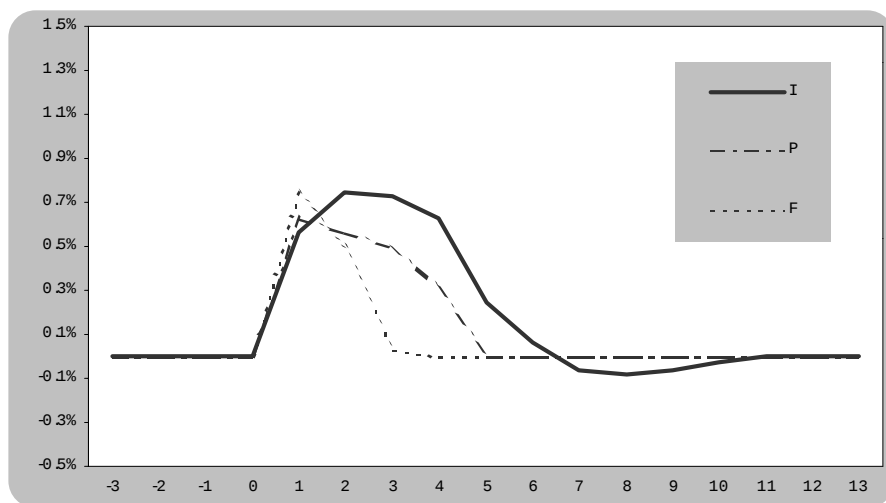
26 Es por esta razón que en las reformas laborales de principios de los años 90s se estableció que todos aquellos trabajadores beneficiados por un contrato colectivo debía cancelar un 75% de la cuota sindical, evitando de esta forma comportamientos free rider.

27 No existe un calendario que determine los meses en que pueden negociar las empresas, de modo que las fechas de negociación muchas veces se establecen por costumbre. Las empresas también pueden modificar (de común acuerdo) el periodo en que se negocia.

28 Este punto se discute ampliamente en la literatura de contratos translapados. Ver por ejemplo Taylor (1979)

Para dar una idea cuantitativa de los efectos de este tipo de contrato de larga duración sobre el empleo, el Gráfico 5.4 reproduce simulaciones realizadas por Jadresic (1998) para una economía abierta con tipo de cambio flexible. En dicha figura se muestra la evolución del cociente producto/empleo ante un shock de demanda para tres tipos de contrato salarial. El primer contrato, I, corresponde al de 4 semestres con reajustes semestrales por inflación pasada. P se refiere a contratos de dos años con reajustes nominales prefijados (es decir, sin indexación). Finalmente, F es un contrato de un año. Como se observa en la figura la existencia de contratos de larga duración (I o P) incrementa la persistencia del shock. Es así como, bajo el contrato de un año los efectos del aumento de demanda desaparecen al cabo de dos semestres, mientras que para los contratos de dos años, las derivaciones del shock persisten hasta el periodo 5 y 6, respectivamente.

GRÁFICO 5.4: EFECTOS DE UN SHOCK DE DEMANDA



Fuente: JADRESIC (1998)

A pesar de que la indexación y contratos largos traslapados aparecen como una posible explicación de la persistencia de bajos niveles de empleo en Chile, no es claro que sea óptimo alterar dichos contratos. En primer lugar, muchos de ellos no surgen por ley sino como resultado de un proceso de maximización privada. Un primer paso entonces, es explorar posibles explicaciones para la existencia de contratos largos, en particular los (i) costos de renegociación salarial y (ii) la mayor aversión al riesgo de los trabajadores que de los empleadores.

- En el primer caso, el largo óptimo de contrato resulta de minimizar la suma de los costos de renegociación y el costo esperado de un salario real desajustado. A su vez, este último componente dependerá de la naturaleza de los shocks que enfrente la empresa y los efectos de los mismos sobre sus utilidades. Por ejemplo, una mayor elasticidad de la curva de oferta de trabajo reduce el costo esperado de un salario fijo al achicar posibles desviaciones entre el salario imperante y el salario spot óptimo, incrementando el largo del contrato óptimo. Por su parte, la indexación surge como un arreglo contractual que reduce el costo de las variaciones inesperadas en la tasa de inflación dentro de un contrato de larga duración²⁹.
- En el segundo caso, el contrato de larga duración constituye un seguro para el trabajador. Si las firmas tienen una mayor capacidad de diversificación, el contrato óptimo incluirá un salario estable a cambio de una prima de riesgo que toma la forma de un menor salario. En este caso la indexación reduce las variaciones del salario real que percibe el trabajador.

En segundo lugar, las implicancias de contratos largos y de la indexación a inflación pasada son distintas. La existencia de contratos de larga duración siempre introduce inercia en los salarios y, por lo tanto, amplifica y/o extiende los efectos de shocks. Los efectos de la indexación no son claros y dependerán del tipo de shock (monetario o real) que enfrente la economía y de la política cambiaria. Volviendo al gráfico discutido anteriormente, I y P estarán siempre a la derecha de F, pero no siempre I estará a la derecha de P. Por otra parte, dado el origen de la indexación como mecanismo para protegerse de cambios inesperados en la tasa de inflación, no es claro cuál sería el mecanismo de protección si la indexación no estuviese permitida. Cabría pensar que las partes contratantes incluirían reajustes asociados a sus expectativas de inflación, lo cual, en caso de políticas desinflacionarias, podría resultar contraproducente.

29 Para una discusión de las causas y consecuencias de la indexación ver Landerretche, Le Fort y Valdés (1998). Para una reseña histórica de la indexación en Chile ver Landerretche y Valdés (1997).

CUADRO 5.2
CONTRATOS LARGOS Y EXPECTATIVAS

Como se ha descrito en la sección 5.2 la duración de los contratos en Chile es de alrededor de dos años. Esto hace suponer que tanto empresarios como trabajadores tenderán a incorporar expectativas de la evolución futura de la economía para determinar el reajuste al inicio de cada contrato. Desde 1997, las expectativas acerca de la evolución futura de la economía han sido sistemáticamente altas en relación al comportamiento exhibido por la misma. Por ello, una hipótesis plausible es que este optimismo haya llevado a la fijación de salarios por encima de un nivel compatible con el pleno empleo.

En efecto, si construimos una predicción de la tasa de crecimiento de la economía un año hacía el futuro en base a las proyecciones que durante los años 1998–2001 hicieron el Ministerio de Hacienda (Ley de Presupuesto), el Banco Central (Evolución de la Economía para el año y proyección para el año e Informe de Política Monetaria, varios años) y el sector privado (promedio de las proyecciones de 15 analistas privados recogidos por el Latin American Consensus Forecast), encontramos que las proyecciones sistemáticamente sobrestimaron la tasa de crecimiento futura (ver Tabla siguiente).

Hallamos, sin embargo, que la correlación entre las proyecciones detalladas en la Tabla adjunta y los reajustes reales de la Tabla 5.4 no es estadísticamente distinta de 0 a niveles de significancia razonables – lo que no lleva a cuestionar la validez de esta hipótesis.

Donde sí encontramos una alta correlación (0.14) es entre los reajustes iniciales y la tasa de crecimiento contemporánea del PIB. Creemos que hay dos posibles explicaciones para esta correlación: (i) los trabajadores y las empresas usan expectativas adaptativas para proyectar la evolución de la actividad o (ii) las negociaciones salariales buscan distribuir rentas ya realizadas. En ambos casos, la incorporación de información corriente constituye una **fuentes adicional de persistencia en los salarios**.

Proyecciones de Crecimiento PIB 1995 – 2001

Crecimiento PIB		Proyecciones							
		Banco Central		M. de Hacienda		Consensus Forecast			
		Proyección	Fecha	Proyección	Fecha	Max	Min	Prom.	Fecha
1995	10.6			5.8					
1996	7.4			6.5					
1997	6.6	5.8	Sep-96	5.8					
1998	3.2	6.8	Sep-97	7.0	Oct-97	7.5	6	6.7	Sep-97
1999	-1.1	3.8	Sep-98	3.8	Oct-98	6	4.3	5.2	Sep-98
2000	4.4	5.0	Sep-99	5.0	Oct-99	6	3.4	5	Sep-99
2001	2.8	6.2	May-00	6.2	Oct-00	6.8	5.5	6.1	Sep-00

Fuentes: Banco Central de Chile, Ministerio de Hacienda – Ley de Presupuesto 1995-01.

Nota: Cuando la proyección incluye un rango se utiliza el valor promedio.

Para los años 1995-98 se utilizan cifras base \$86, comparables con las proyecciones.

Reasignación y equidad horizontal

La evidencia sugiere que la rotación de puestos de trabajo en Chile es alta. Para el sector manufacturero Camhi et al (1999) muestra que alrededor de un 26 % de los puestos de trabajos son creados o destruidos cada año. Lo anterior es valido tanto para años de expansión como de contracción económica. La Tabla 5.5 muestra la tasa de variación neta de empleo y la reasignación de empleos (rotación) en manufactura (para plantas con 10 ó más trabajadores)³⁰. Lo anterior hace pensar que esta alta rotación reduce el largo efectivo de los contratos y debiese inducir flexibilidad en los salarios agregados. Después de un *shock* negativo, el cual crea desempleo, una planta que decide contratar un trabajador debiera ofrecerle un salario menor induciendo una baja a los salarios promedios de la economía.

30 Estos resultados no son exactamente igual a Camhi et al (1998) dado que se utilizan distintas definiciones de Entrada y Cierre.

TABLA 5.5: REASIGNACIÓN DE EMPLEOS EN MANUFACTURA

	Tasa Neta	Creación	Destrucción	Reasignación	Ex-Reas	Entrada	Cierre
1980	-6.1%	10.8%	16.9%	27.8%	21.7%	1.7%	-7.9%
1981	-7.1%	9.9%	16.9%	26.8%	19.8%	3.1%	-7.3%
1982	-18.5%	5.6%	24.1%	29.8%	11.3%	2.0%	-6.1%
1983	-1.1%	12.0%	13.0%	25.0%	23.9%	4.0%	-5.2%
1984	10.1%	18.4%	8.3%	26.6%	16.5%	6.5%	-3.0%
1985	6.7%	13.2%	6.4%	19.6%	12.8%	2.3%	-1.5%
1986	7.9%	16.8%	8.9%	25.7%	17.8%	3.6%	-4.4%
1987	13.4%	21.7%	8.3%	30.0%	16.5%	8.2%	-3.7%
1988	6.6%	15.9%	9.3%	25.2%	18.6%	4.8%	-3.9%
1989	8.3%	17.4%	9.1%	26.5%	18.1%	5.8%	-3.5%
1990	1.5%	12.4%	10.9%	23.2%	21.7%	4.3%	-3.6%
1991	3.6%	13.1%	9.5%	22.5%	18.9%	4.3%	-2.3%
1992	5.4%	14.4%	9.0%	23.3%	17.9%	5.8%	-3.3%
1993	2.1%	12.3%	10.3%	22.6%	20.6%	4.6%	-3.3%
1994	0.5%	10.9%	10.3%	21.2%	20.7%	3.6%	-3.3%
1995	0.5%	11.9%	11.4%	23.3%	22.7%	5.3%	-3.6%
1996	0.7%	14.8%	14.1%	29.0%	28.2%	7.6%	-4.2%
1997	-2.6%	11.6%	14.2%	25.7%	23.2%	4.5%	-7.2%
1998	-7.4%	10.8%	18.2%	29.0%	21.6%	4.2%	-10.3%
1999	-16.2%	9.8%	26.0%	35.8%	19.6%	4.9%	-16.4%
Promedio	0.4%	13.2%	12.8%	25.9%	19.6%	4.6%	-5.2%

Nota: Tasa Neta es la tasa de variación anual del empleo. Creación es el número de nuevos puestos de trabajo divididos por el empleo promedio entre t y $t-1$. Destrucción es el número de puestos de trabajo destruidos dividido por el empleo total promedio entre t y $t-1$. Reasignación es la suma de la Creación más la destrucción de empleos. Entrada y Cierre es el número de empleos creados y destruidos por plantas que se crean y cierran sobre el empleo total promedio entre t y $t-1$, respectivamente. Ex-Reas es el exceso de rotación, que se estima como la rotación menos el valor absoluto de la tasa neta.

En Chile, los niveles de exceso de reasignación de empleo; es decir, del nivel de reasignación observado menos el valor absoluto de la tasa de crecimiento del empleo, son comparables con los de otros países (Tabla 5.6).

TABLA 5.6: COMPARACIÓN ENTRE PAÍSES DE LA RESIGNACIÓN DE EMPLEOS EN MANUFACTURA

País	Periodo	Tasa Neta	Creación	Dstrucción	Reasignación	Ex-Reas.
Chile	80-99	0.431	13.18	12.75	25.93	19.62
Colombia	81-99	-0.42	10.3	10.72	21.02	17.87
Marruecos	84-89	6.5	18.6	12.1	30.7	24.2
Israel	70-94	1.51	9.67	8.24	17.91	16.4
Noruega	76-86	-1.2	7.1	8.4	15.5	14.3
Canadá	79-84	0.6	10.6	10	20.6	19.9
USA	73-88	-1.1	9.1	10.3	19.4	15.4
R. Unido	81-91	-3.5	10	13.5	23.5	19.6

Nota: Construcción propia en base a Haltiwanger y Schuh (1996), Menéndez (2002), Gronau y Regev (1997).

Tasa neta es la variación anual del empleo.

Creación es el número de nuevos puestos de trabajo dividido por el empleo promedio entre t y $t-1$. Dstrucción es el número de puestos de trabajo destruidos dividido por el empleo total promedio entre t y $t-1$. Reasignación es la suma de la Creación más la destrucción de empleos.

Entrada y Cierre es el número de empleos creados y destruidos por plantas que se crean y cierran sobre el empleo total promedio entre t y $t-1$, respectivamente. Ex-Reas es el exceso de rotación, que se estima como la rotación menos el valor absoluto de la tasa neta.

En principio uno puede plantear que este alto grado de reasignación de trabajadores va contra la línea argumental planteada más arriba, en la cual los salarios en Chile tienen un alto grado de rigidez debida a la larga duración de los contratos. Sin embargo, lo anterior es cierto solo en el caso de que no exista ninguna consideración de equidad horizontal dentro de las empresas. Si las firmas valoran la equidad horizontal entre sus trabajadores por motivos de moral interna, los empleados entrantes serán contratados con el mismo nivel de salarios que los que ya están en ellas, incidiendo en que la reasignación de empleo no aumente la flexibilidad salarial. En este caso, solo la rotación de empleo relacionada con la entrada y salida de firmas incrementaría la flexibilidad salarial. Sin embargo, en tiempos de contracción la entrada de plantas no es muy importante y, por lo tanto, no tiene un gran impacto en la flexibilidad salarial.

5.3 ESTIMACIÓN DE LA EVOLUCIÓN DE LOS SALARIOS PRIVADOS NOMINALES

Para examinar la importancia de los factores discutidos en la sección 5.2 en esta analizamos econométricamente los factores que inciden en la evolución de la tasa de variación mensual de las remuneraciones nominales en el sector privado³¹.

Si asumimos que los contratos se reajustan cada seis meses por la inflación pasada tendremos que la tasa de variación de los salarios aumentará cada mes en una proporción igual a la inflación de los últimos seis meses, multiplicada por la fracción de firmas que reajustaron los salarios ese mes. Además, cada mes de junio, el salario promedio tiene que aumentar por el aumento del salario mínimo. Este incremento debiera ser igual al del salario mínimo por la cantidad de personas que, estando empleadas, están sujetas a este salario. Finalmente, sumado a lo anterior, la tasa de crecimiento de los salarios nominales debe reflejar las variaciones reales establecidas en las firmas que ese mes están en proceso de negociación. Este incremento puede estar relacionado con la actividad económica (desempleo o crecimiento) y con los incrementos del sector público y del salario mínimo.

El modelo básico estimado es el siguiente:

$$dlSpriv_t = cte + \beta\pi_{6m,t} + \delta dlSmin_t + \phi RR_t + \varepsilon_t$$

donde, $dlSpriv$ representa la variación mensual de los salarios nominales privados; π es la inflación en los últimos seis meses; $dlSmin$ es el cambio del salario mínimo en el mes (esta variable es diferente de cero solo en el mes de junio); RR es un conjunto de variables que están relacionadas con los incrementos reales; cte es una constante y ε un término de error.

En nuestras regresiones usamos para RR el crecimiento del producto en los últimos 12 meses ($dIPB12$)³², el nivel de desempleo en los últimos 6 meses ($U6$), el aumento anual de los salarios de servicios comunales ($dISSPub12$) o el reajuste del sector público ($dIRSPub12$) y, por último, el incremento del salario mínimo en los últimos 12 meses ($dlSmin12$). Esta última variable captura el efecto del salario mínimo

31 Se considera toda la economía salvo servicios comunales (rama 9).

32 Esta variable se estima en base a las variaciones del IMACEC del Banco Central de Chile

en los salarios privados que no están directamente afectados por este salario.

Dado que las firmas reajustan por IPC cada seis meses, y, por ende, en promedio, un sexto de ellas lo hace cada mes, esperamos que el coeficiente de la inflación sea cercano a un sexto. Para el coeficiente de la variación mensual del salario mínimo esperamos que este sea cercano a la fracción de trabajadores que están directamente afectados por este salario. Para el crecimiento del PIB se espera un signo positivo y el signo opuesto para el nivel de desempleo. Por ultimo, esperamos signos positivos para la tasa de crecimiento de los últimos doce meses del salario público y mínimo. Estas dos ultimas variables capturan los co-movimientos entre los salarios afectados por el gobierno y los privados. Por ejemplo, si aumenta el salario público esto presiona los salarios privados (y viceversa). Para el cambio en el salario mínimo de los últimos doce meses, al efecto anterior se le suman los posibles despidos de los trabajadores cercanos al salario mínimo, aumentando los salarios medios. Estos despidos no tienen por qué producirse exactamente en el mes del aumento del salario mínimo.

Tabla 5.7: ESTIMACIONES SALARIOS PRIVADOS NOMINALES

	dlspriv	dlspriv	dlspriv	dlspriv	dlspriv	dlspriv
PI (inflación)	0.166*	0.160*	0.165*	0.165*	0.169*	0.166*
	(0.015)	(0.016)	(0.015)	(0.015)	(0.015)	(0.017)
u6	-0.018		-0.033	-0.031	-0.024	-0.031
	(0.030)		(0.028)	(0.028)	(0.028)	(0.030)
dpib12		0.013				
		-0.012				
dismin12			0.015~	0.015~	0.015~	0.015~
			(0.007)	(0.007)	(0.006)	(0.007)
dsmin				0.004	0.001	0.004
				(0.009)	(0.010)	(0.010)
dispub					0.010	
					(0.013)	
dirspub						0.001
						(0.015)
cte	0.003	0.001	0.004	0.004	0.003	0.004
	(0.002)	(0.001)	(0.002)	(0.003)	(0.003)	(0.003)
N	188	180	183	183	183	180
R2	0.47	0.47	0.49	0.49	0.49	0.48

Nota: ~ significativo al 5% y * significativo al 10%

Fuente: Construcción propia en base a información del INE.

Tabla 5.8: ESTIMACIONES SALARIOS PRIVADOS NOMINALES CON EFECTOS PRE Y POST DESACELERACIÓN ECONÓMICA (1997)

	dlspriv	dlspriv	dlspriv	dlspriv	dlspriv
PI (inflación)	0.169*	0.151*	0.150*	0.151*	0.150*
	(0.015)	(0.023)	(0.023)	(0.023)	(0.023)
u6	-0.023				
	(0.029)				
dlsrepub12	0.011	0.003	0.003	0.003	0.002
	(0.012)	(0.015)	(0.016)	(0.016)	(0.016)
dlsmin		0.012	0.012	0.011	0.011
		(0.006)	(0.007)	(0.007)	(0.007)
dlsmin post97		0.032*	0.032*	0.032*	0.033*
		(0.010)	(0.010)	(0.010)	(0.010)
dlsmin12		0.005	0.005	0.005	0.005
		(0.010)	(0.010)	(0.011)	(0.011)
post97		-0.002	-0.003	-0.002	-0.003
		(0.001)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
dlsrepub12 post97			0.025		0.029
			(0.036)		(0.037)
dlsminpub12 post97				-0.003	-0.007
				(0.019)	(0.02)
intcpt	0.003	0.003	0.003	0.003	0.003
	(0.003)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
N	183	183	183	183	183
R2	0.481	0.497	0.497	0.497	0.497

Nota: post 1997 es una variable dicotómica que vale 1 después de 1997.

~ significativo al 5% y * significativo al 10%.

Fuente: Construcción propia en base a información del INE.

Las Tablas 5.7 y 5.8 presentan los resultados de los modelos estimados para los salarios nominales privados con datos mensuales desde enero de 1986 a marzo de 2002. En el caso de la Tabla 5.8 se permiten efectos diferenciados para los salarios mínimos y públicos antes y durante la desaceleración económica.

De estos resultados, para los salarios privados, se pueden extraer las siguientes conclusiones³³:

- Los salarios se comportan acorde a una regla de ajuste semestral por inflación – lo que sugiere un alto grado de indexación salarial. El coeficiente de 0.16 en la variable inflación es consistente con el supuesto de que una de cada seis empresas reajusta sus salarios por la inflación acumulada en el semestre pasado (primera columna en ambas Tablas).
- A pesar de que los coeficientes estimados para **desempleo y PIB** (columnas 2 y 3 en Tabla 5.7), tienen los coeficientes esperados, no son significativamente diferentes de cero. Este resultado es robusto a cambios en el largo del promedio utilizado para medir desempleo y al uso de desempleo rezagado y de las variaciones en la tasa de desempleo. Esto confirma que los salarios son rígidos. Un resultado similar se obtiene en la Tabla 5.8 cuando se incluye una variable dicótoma (Post 1997) para indicar el periodo de desaceleración económica. En este caso, la variable Post 1997 tiene el signo negativo esperado pero nuevamente no es significativa en la mayoría de las especificaciones.
- Hay una correlación positiva pero no significativa entre los incrementos salariales del sector público y los privados. Esto es cierto tanto cuando se usa la evolución salarial de servicios comunales como los reajustes del sector público (columnas 5 y 6 en Tabla 5.7). Cuando se permiten efectos diferenciados pre y post desaceleración de la economía se encuentra la misma correlación positiva pero no significativa entre los salarios públicos y privados (Tabla 5.8).
- No se puede descartar la hipótesis de que el **salario mínimo** tenga efectos sobre el salario promedio. El aumento en junio del salario mínimo tiene un impacto en el salario promedio del sector privado ese mismo mes, lo que se advierte en el signo positivo y significativo de la variable *DISmin*. Cuando nos fijamos en el cambio del salario mínimo en los últimos doce meses vemos que esta variable tiene el signo positivo esperado pero no es significativa (variable *DISmin12*). Estos resultados nos hacen pensar que el salario mí-

33 Obtenemos resultados muy similares con estimaciones con variaciones semestrales, corrigiendo por la estructura de autocorrelación de errores que esto introduce.

nimo solo tiene un impacto directo en los salarios privados; es decir, aumenta el salario de los trabajadores que están en el margen del mínimo, sin una mayor injerencia en los salarios de otros trabajadores. Cuando permitimos efectos diferenciados pre y post 1997 para el salario mínimo (Tabla 5.8), observamos que su efecto es significativo recién después de 1997; es decir, antes de este año el salario mínimo no era muy restrictivo pero comienza a serlo durante el periodo de bajo crecimiento. Los resultados de la Tabla 5.8 sugieren que antes de 1997 alrededor de un 1.2 % de los empleados en el mes de junio aumentaban su salario con los incrementos del salario mínimo; este porcentaje sube a 4.4% durante 1998–2001.

En general, el análisis sugiere un fuerte efecto institucional en la determinación de salarios y una baja incidencia de las condiciones del mercado laboral (desempleo). El impacto institucional se traduce, tanto en términos de la periodicidad de los reajustes, como en la influencia de los mismos en el salario mínimo y, en menor medida, en los del sector público.

Es necesario recalcar que todas estas variables se pueden determinar en forma conjunta (endogeneidad) y, por lo tanto, del análisis anterior no se pueden inferir causalidades. De hecho un análisis VAR, no reportado, indica que existe causalidad bidireccional entre los salarios privados y los públicos y mínimo³⁴.

Resumiendo, la evidencia apunta hacia las siguientes explicaciones de la rigidez de los salarios en Chile: En primer lugar, la fuerte alza del salario mínimo desde 1998 hace que el número de trabajadores afectados por este creciera creando una rigidez nominal a la baja de los salarios. En segundo lugar, la extensión de dos años de los contratos no permite un ajuste real rápido de los salarios.

5.4 OFERTA DE TRABAJO ELÁSTICA

Después de una desaceleración de la economía, tanto la rigidez a la baja de los salarios, generada por los contratos de dos años, como el aumento del salario mínimo debieran generar un exceso de oferta de trabajo que, a su vez, presionara los salarios a la baja. Sin embargo, la sección 3 muestra a) que muchos individuos afectados por la pérdida de empleo se retiran de la oferta de trabajo,

34 Contactar a los autores para obtener este análisis.

reduciendo, posiblemente, la presión a la baja de los salarios; y b) que la oferta de trabajo crece considerablemente durante el periodo de expansión de 1990–1995. Esta fuerte entrada de trabajadores durante el ciclo expansivo puede reducir el crecimiento de los salarios. Así pues, es posible que la baja respuesta de los salarios a cambios en las condiciones económicas se deba a una elevada pro-ciclicidad de la oferta laboral en Chile. En el Apéndice 3 se desarrolla esta idea de manera más formal.

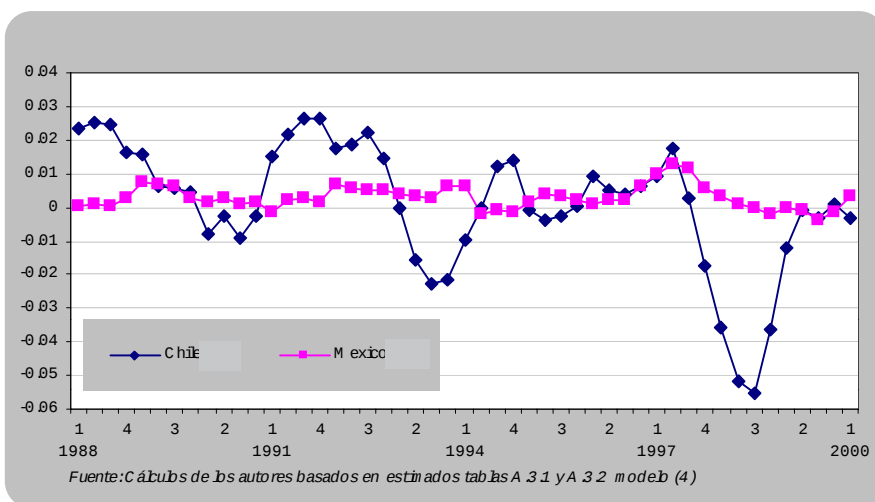
Para explorar hasta qué punto el comportamiento de la oferta puede explicar la diferente respuesta de los salarios a las condiciones económicas en diferentes países, estimamos una curva de oferta agregada para Chile y otra para México, país que, como se ha descrito, exhibe una mayor flexibilidad salarial que Chile. Una mayor elasticidad de la oferta agregada en Chile, relativa a México, sería una indicación de que, diferencias en el comportamiento de la oferta de trabajo podrían explicar la menor respuesta de los salarios en Chile.

En el Apéndice 3 presentamos una estimación de funciones agregadas de ofertas de trabajo para México y Chile usando datos trimestrales del INE (del primer trimestre del año 1986 al primer trimestre del año 2002) y de INEGI para México (segundo trimestre del año 1987 al tercer trimestre del año 2001). Las fuentes de las otras variables se documentan en el Apéndice. Partiendo de un modelo intertemporal de oferta de trabajo derivamos una especificación en donde la participación depende de la tasa de interés, el salario y la probabilidad de encontrar un empleo. A su vez, esta última depende positivamente de la tasa de crecimiento de la economía y negativamente de la tasa de desempleo. Adicionalmente, dado que no toda la respuesta a cambios en el salario tiene que realizarse contemporáneamente, permitimos que los salarios y las demás variables de demanda puedan entrar de forma rezagada y adelantada en la especificación. Ello se justificaría, por ejemplo, si la función de utilidad para el consumo entre distintos periodos no fuera aditiva separable.

Los resultados sugieren que existen importantes diferencias en el comportamiento de la oferta agregada en Chile y en México. Tanto en los modelos estáticos como en los dinámicos, la elasticidad de la oferta a cambios en los salarios es mucho mayor en Chile que en México. Por el contrario, la oferta laboral muestra una mayor elasticidad a cambios en la actividad económica en México que en Chile sugiriendo que, a pesar de que la oferta es más "plana" en Chile, en México la curva de oferta se desplaza a la derecha en periodos de expansión económica.

Dado que, en principio, tanto una elasticidad positiva de la oferta a los salarios como una elasticidad positiva de la oferta a cambios en la actividad económica pueden llevar a un comportamiento pro-cíclico de la oferta, se comparan las respuestas de Chile y México a los cambios en la actividad económica, en los salarios y en la tasa de desempleo observados, usando los coeficientes estimados en el apéndice para Chile y México, respectivamente. Este ejercicio permite dilucidar las diferencias en las respuestas implicadas por los parámetros. Se asume que ambos países enfrentan el mismo conjunto de cambios en las variables independientes. El Gráfico 5.5 muestra los resultados de este ejercicio. Es claro que para un cambio dado en los salarios, el crecimiento económico y la tasa de desempleo, la participación reacciona de una manera más pro-cíclica en Chile que en México. Véase por ejemplo, que la respuesta estimada para Chile a los cambios en salario, crecimiento económico y desempleo asociados a la desaceleración económica del año 1998 es mucho más pro-cíclica que la respuesta estimada para México, para ese mismo cambio en esas variables. Así pues, los datos disponibles sugieren que existen diferencias en el comportamiento agregado de la participación en México y en Chile, diferencias que pueden, en principio, explicar por qué los salarios se mueven menos en el ciclo económico en Chile.

GRÁFICO 5.5: CAMBIOS ESTIMADOS EN LA PARTICIPACIÓN EN CHILE Y MÉXICO ASUMIENDO QUE AMBOS PAÍSES ENFRENTAN LOS MISMOS CAMBIOS EN SALARIOS, ACTIVIDAD ECONÓMICA Y TASA DE DESEMPLEO QUE CHILE.



¿Por qué es la oferta de trabajo más elástica en Chile? En la sección 3 se mostró que la elevada pro-ciclicalidad de la oferta en Chile se debe fundamentalmente al comportamiento de los jóvenes y de los trabajadores con bajos niveles de experiencia. Es posible que la transición educación-trabajo sea más fluida en Chile que en otros mercados y por ello los jóvenes puedan fácilmente salir del empleo y entrar en la escuela o viceversa, dependiendo de las condiciones económicas. Otra posible explicación sería la excesiva concentración de los ajustes de empleo sobre los trabajadores jóvenes y de baja experiencia. Esta concentración de los ajustes del empleo en trabajadores con una mayor elasticidad de la oferta de trabajo resultaría en una oferta agregada más elástica que en otros países. ¿Cuáles son las razones que explican que el ajuste de empleo se concentre en trabajadores jóvenes, de baja experiencia laboral? Una posible explicación de este fenómeno son los costos de despido que crecen con los años de antigüedad. Dado que los jóvenes tienen menor antigüedad³⁵ que el trabajador promedio es plausible pensar que los despidos se concentren en los trabajadores más jóvenes.

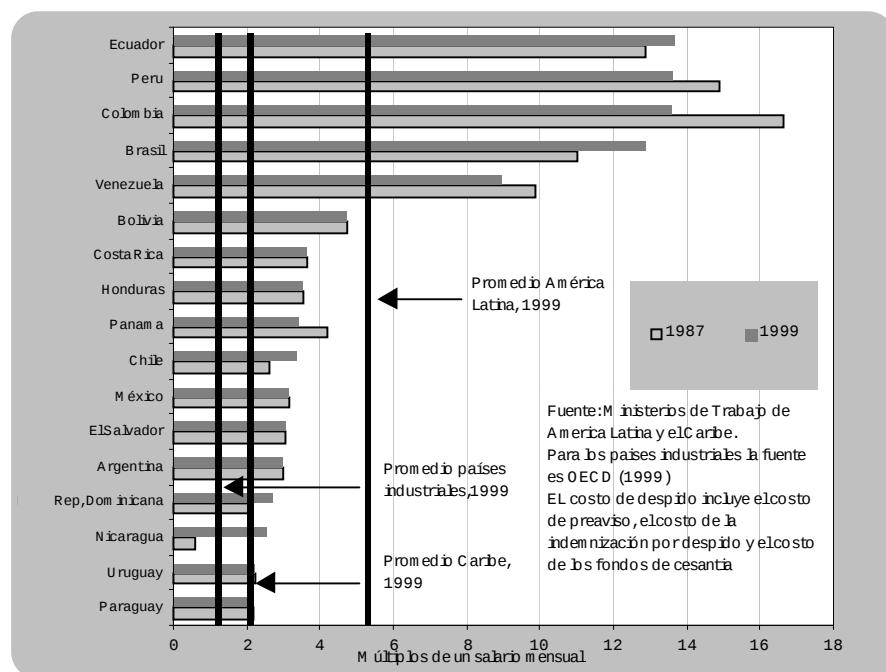
En Chile los costos de despido relacionados con la antigüedad del trabajador son similares al promedio de América, pero altos relativos a la OECD. Heckman y Pagés (2000, 2002) calculan una medida de costo de despido por antigüedad para un conjunto amplio de países de América Latina y la OECD. Esta medida captura el valor presente del costo esperado de despedir a una persona en el futuro, evaluado en el momento de contratar a un trabajador. Este costo incluye el periodo de preaviso, es decir los meses de anticipación con los que hay que avisar a un trabajador antes del despido, así como el monto de la indemnización correspondiente según años de antigüedad³⁶. El indicador resultante está medido en múltiplos de salarios mensuales, dado que en la mayoría de países, la ley estipula un monto de indemnización y preaviso medido como "x meses de salario por años de antigüedad". El Gráfico 5.6 presenta este índice para los países de América Latina y el Caribe y lo compara con los niveles que prevalecen en los países industrializados. En el caso de Chile, y desde el año 1990, los costos de despido ascienden a un mes de preaviso y a una indemnización de un mes por año de antigüedad, con un máximo de 11 meses. Aunque la diferencia de costos de despido entre Chile y México no es muy grande es posible que, dado

35 Otra posible explicación sería por un proceso de aprendizaje en el sitio de trabajo (específico) que no se refleja totalmente en un incremento de salarial, y por ende genera una renta al empleador Ver Hart 1995 para una discusión de este tipo de situaciones

36 Esta medida asume que a partir del momento de preaviso la productividad del trabajador baja a cero. Esta hipótesis es claramente extrema pero simplifica el cálculo de este costo.

el mayor imperio de la ley en Chile, las regulaciones sobre despido se cumplan más y justifiquen la diferencia en el margen de ajuste y luego en la elasticidad de la oferta de trabajo en ambos países. Un dato relevante para Chile es que, usando datos de la encuesta de la Universidad de Chile para el área urbana de Gran Santiago, y para el periodo comprendido entre 1960 y 1998, Pagés y Montenegro (1999) encuentran que periodos con mayores costos de despido están asociados con menores niveles de empleo para los jóvenes en relación al empleo de individuos de más edad. Esto sugiere que efectivamente mayores costos de despido concentran el ajuste del empleo entre los más jóvenes.

GRÁFICO: 5.6 COSTOS DE DESPIDO RELACIONADOS CON LA ANTIGÜEDAD DEL TRABAJADOR



En definitiva, la evidencia recogida sugiere que la oferta de trabajo en Chile es muy pro-cíclica y que esa pro-ciclicidad puede estar asociada a cambios en la participación de los trabajadores jóvenes y de baja experiencia laboral. Aunque las causas de este comportamiento no son todavía muy claras --los candidatos potenciales son una mayor fluidez en la transición trabajo-escuela y/o una excesiva concentración del ajuste sobre los jóvenes debido a altos costos de despido que aumentan con la antigüedad--este comportamiento de la oferta puede explicar por qué los salarios se mueven poco aun en aquellas instancias donde existe libertad para fijarlos. También puede explicar cómo, en una economía pequeña y muy sujeta a shocks externos como es el caso de la economía chilena, contratos de largo plazo son posibles: ello es debido a que los salarios de equilibrio spot (es decir aquellos que ocurrirían sin la presencia de contratos de largo plazo) se mueven relativamente poco en el ciclo.

6. CONCLUSIONES

En este estudio se analizan las causas del alza en la tasa de desempleo en Chile. Para ello se examina el funcionamiento del mercado de trabajo durante el periodo de desaceleración económica de 1998-2002, comparándolo con el de expansión de la década anterior.

El estudio encuentra que el crecimiento del desempleo en el periodo 1998 a 2002 se explica por una caída substancial del empleo de carácter cíclico. La evidencia también indica que la caída en el empleo fue mayor que el alza de la tasa de desempleo, producto de una caída sustancial en la tasa de participación laboral de los trabajadores jóvenes y de baja experiencia laboral. Esta reducción en la participación estuvo asociada con un cambio de magnitud similar y signo opuesto en la tasa de escolaridad.

El carácter cíclico de la caída del empleo implica que tanto para el conjunto del sector privado, como para cada sector productivo en forma individual, la variación en el empleo se explica mayoritariamente por la evolución de los salarios y el producto. Lo anterior sugiere que no hay evidencia de que la caída del empleo, ocurrida a partir del año 1998, fuera el resultado de un proceso de cambio tecnológico sesgado en contra del factor trabajo.

A nivel desagregado, el estudio encuentra que los sectores que más contrajeron su empleo fueron Minería, Electricidad, Gas y Agua, Construcción e Industria. El sector de Servicios Comunales y Sociales (donde se concentra el empleo público) mantuvo una alta tasa de crecimiento del empleo, por lo que se deduce que el sector público ayudó a suavizar el ciclo de demanda de este. Un análisis del empleo por tamaño de empresa en el sector manufacturero muestra que las caídas del mismo fueron mayores en la pequeña y mediana industria.

La caída del empleo fue sustancialmente mayor entre los trabajadores más jóvenes y de menor experiencia laboral. Dentro de este grupo, la merma fue especialmente grande entre los trabajadores de menor nivel educativo. Sin embargo, cambios en la tasa de empleo no corresponden a cambios en la tasa de desempleo debido a comportamientos diferenciales en la participación laboral por grupos de edad y educación. Así, aun cuando la caída del empleo afectó especialmente a los jóvenes de menor nivel educativo, el grupo que sufrió un mayor aumento en la tasa de desempleo fue el de los jóvenes con educación secundaria y post-secundaria (especialmente aquellos con educación superior técnica). La evolución del desempleo en este grupo demográfico explica un 41 % del alza total del desempleo.

Con relación a otros países de similares niveles de ingreso, encontramos que los salarios en Chile son relativamente rígidos a la baja. Por ello, ante una caída en la demanda del factor trabajo, originada por una caída en la demanda de bienes, los salarios no caen y una parte inusualmente grande del ajuste del mercado de trabajo en Chile recae en el empleo. Comparado con países del Este Asiático y América Latina, para una misma caída en la demanda de producto, el ajuste en términos de empleo en Chile es mucho mayor. Esta rigidez también se hace evidente cuando se constata que, a diferencia de otros países, los salarios en Chile apenas responden a cambios en las condiciones del mercado de trabajo (tasa de actividad económica).

Por lo anterior, una buena parte de este estudio ha tratado de dilucidar las causas que explican la atípica rigidez salarial en Chile. Los candidatos explorados son (i) las presiones que los salarios fijados administrativamente (salarios sector público y salarios mínimos) pueden haber ejercido en los salarios del sector privado; (ii) las posibles rigideces creadas por la institucionalidad de contratos imperante; y, (iii) la elasticidad de la curva de oferta de trabajo.

En lo que se refiere al salario mínimo, tanto los resultados que obtenemos con los datos desagregados de la encuesta del INE como regresiones de salarios promedio sugieren que una fracción importante de trabajadores (6 %) se ha visto directamente afectada por la subida de dicho salario. Dicha fracción es aún mayor (13 %) para los trabajadores de menor nivel educativo y menor experiencia laboral. Por otra parte, aunque encontramos una correlación positiva entre los incrementos salariales del sector público y los salarios privados, esta no es estadísticamente significativa.

Respecto a la institucionalidad de contratos imperante, este estudio encuentra que la práctica generalizada de negociación colectiva –la cual, típicamente contempla contratos de dos años de duración con reajustes iniciales y 100 % de indexación automática a la inflación pasada cada seis meses– ha cambiado poco desde mediados de los ochenta. Encontramos, además, que esta estructura de indexación determina la evolución de los salarios nominales, no solo en el sector que negocia colectivamente, sino también para el total de la economía. Nuestros resultados sugieren que los salarios nominales están altamente indexados (con un rezago de seis meses) por lo que una sorpresa inflacionaria durante la desaceleración económica hubiera tenido efectos limitados sobre los salarios reales. Por su parte, la práctica de negociar contratos por dos años añade una rigidez real adicional ya que reduce el ajuste de los salarios a cambios en las condiciones económicas. Si creemos que la equidad horizontal en las firmas es importante para un buen desempeño, la proposición anterior sigue siendo válida aun en un mundo con alta rotación, ya que los trabajadores entrantes no recibirán un salario menor.

La última hipótesis de rigidez salarial que explora este estudio guarda relación con la pro-ciclicidad de la participación en Chile. En particular, la evidencia sugiere que la entrada de nuevos participantes en periodos de expansión y la salida de trabajadores en periodos de desaceleración económica reduce la presión de los salarios a ajustarse ante cambios en las condiciones económicas. La evidencia también indica que este comportamiento es más pronunciado en Chile que en México, país que exhibe una mayor flexibilidad de los salarios que Chile. Postulamos que dos posibles explicaciones para la prociclicidad de la PEA son una gran fluidez en las transiciones educación–escuela y/o un generoso sistema de pagos por despido creciente en la antigüedad que sesga los ajustes del empleo hacia trabajadores jóvenes y con alta elasticidad de la oferta.

REFERENCIAS

Akaike, H. 1969. "Fitting Autoregressive Models For Prediction." *Annals of the Institute of Statistical Mathematics* 21: 243–247.

Barnes, M. y Haskel, J. 2002. "Job Creation, Job Destruction and the Contribution of Small Businesses: Evidence for UK Manufacturing." Working Paper N° 461. Department of Economics, University of London.

Bellani y Restrepo. (2002) "Mercado de trabajo: evolución reciente y perspectivas." Mimeo Banco Central de Chile.

Bellani, D., P. García y E. Pastén. 2002. "Curva de Beveridge, Vacantes y Desempleo: Chile 1986–2002." *Economía Chilena* 5 (3): 105–119.

Bergoing, R. y F. Morandé. 2002. "Labor Taxes, Employment and Growth: Chile 1998–2001." Center for research of Economic Development and Policy Reform, Working Paper N° 131.

Bernake, B., M. Gertler y S. Gilchrist. 1996. "The Financial Accelerator and the Flight to Quality." *Review of Economics and Statistics* 78 (1): 1–15.

Blanchard, O. y J. Wolfers. 1999. "The Role of Shocks and Institutions in the Rise of European Unemployment: The Aggregate Evidence." NBER Working Paper N° 7282.

Bravo, D. y Contreras, D. 2000. "Salario mínimo y su impacto". Mimeo Depto. de Economía, Universidad de Chile.

Bravo, D. y Contreras D. 2001. "Salario mínimo y deserción escolar: revisión de la evidencia empírica para Chile" Mimeo Depto. de Economía, Universidad de Chile.

Cabrera, A, de la Cuadra, S., Galetovic, A. y Sanhueza, R. 2002. "Las PYMEs: quienes son, cómo son y qué hacer con ellas?" Mimeo Centro de Economía Aplicada, U. de Chile.

Camhi A., E. Engel y A. Micco. 1999. "Employment and Productivity Dynamics in Chilean Manufacturing: Micro Evidence and Macro Consequences", en F. Morande and R. Vergara (eds),

Empirical Analysis of Growth in Chile, Santiago: CEP and ILADES, 197–225, 1997.

Davis, S., J. Haltiwanger y S. Schuh. 1996. *Job Creation and Destruction*, MIT Press: Cambridge, 1996.

Duryea, S. y Pagés, C. 2001. "Latin America Labor Markets: The Stylized Facts." Mimeo Banco Interamericano de Desarrollo.

Duryea, S., O. Jaramillo y C. Pagés. 2001. "Latin American Labor Markets in the 1990s: Deciphering the Decade." Mimeo. Inter-American Development Bank.

Instituto Nacional de Estadísticas. 2001. "La evolución de la fuerza de trabajo en el período 1987-2000".

Geweke, J. 1982. "Measurement of Linear Dependence and Feedback Between Multiple Time Series." *Journal of the American Statistical Association* 77(378): 304-313.

_____. 1984. "Inference and Causality in Economic Time Series Models." En Z. Griliches y M. D. Intriligator (eds.), *Handbook of Econometrics*, Vol. 11.

Granger, C.W.J. 1969. "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods." *Econometrica* 37 (3).

Gronau, R. y H. Regev. 1997. "The Demand for Labor and Job Turnover: Israeli Manufacturing 1970 - 1994." Industrial Relation Section. Working Paper N° 378. Princeton University.

Heckman, J y C. Pagés. 2002. *Law and Employment: Lessons from Latin America and The Caribbean* (próximo). Capítulo 1. Chicago University Press.

_____. 2000. "The Cost of Job Security Regulation: Evidence from Latin American Labor Markets." NBER Working Paper N° 7773.

Jadresic, E. 1992. "Dinámica de Salarios y Contratos en Chile." *Colección Estudios Cieplan* 34.

_____. 1995. "Inflación, Nivel de Actividad y Contratos Salariales en Chile." En F. Morandé y F. Rosende (eds.), *Análisis Empírico de la Inflación en Chile*. Instituto de Economía Pontificia Universidad Católica de Chile y Programa de Postgrado en Economía ILADES/Georgetown University.

_____. 1997. "What Type of Contracts Underlie Aggregate Wage Dynamics?" IMF Working Paper 97/67.

_____. 1998. "Wage Indexation and the Cost of Disinflation." *IMF Staff Papers* 43 (4).

Landerretche, O. y R. Valdés. 1997. "Indización: Historia Chilena y Experiencia Internacional." *Documento de Trabajo* N° 21. Banco Central de Chile.

Le Fort, F., Landerretche, O. y R. Valdés. 1998. "Causas y Consecuencias de la Indización: Una Revisión de la Literatura." Documento de Trabajo N° 30. Banco Central de Chile.

Martínez, Morales y Valdés. 2001. "Cambios Estructurales en la Demanda por Trabajo en Chile" *Economía Chilena* 4 (2): 5-25.

Maturana, V. 1993. "Los Acuerdos Salariales Bajo Negociación Colectiva y La Situación Macroeconómica: Chile 1979-1990" Tesis. Universidad Católica de Chile.

Mizala, A. y P. Romaguera. 1995. "Testing for Wage Leadership Processes in the Chilean Economy." *Applied Economics* 27: 303-310.

Montenegro, C. (2002) "Unemployment, Job Security and Minimum Wages in Chile: 1960-2001". Mimeo Banco Mundial.

Montenegro, C. y Pagés, C. 2002. "Who Benefits from Labor Market Regulations?: Chile 1960-1998

O.I.T. 2001. "Heterogeneidad del empleo. Diferencias estructurales en la base empresarial del país".

Pagés C. y C. E. Montenegro. 1999. "Job Security and the Age-Composition of Employment: Evidence from Chile." Working Paper N° 398. Washington DC: Inter-American Development Bank.

Rivera Bonilla, J. E. 2002. "Salario mínimo ¿afecta la probabilidad de estar empleado? Importancia del grado de restrictividad que enfrenta una persona. Evidencia empírica para Chile". Tesis para optar al grado de Magíster en Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile.

Sims, C. 1980. "Macroeconomics and Reality." *Econometrica* 48 (1): 1-48.

Solimano, A. y Larraín, G. 2002. "From Economic Miracle to Sluggish Performance: Employment, Unemployment and Growth in the Chilean Economy". Mimeo CEPAL

Taylor, J. 1979. "Staggered Wage Setting in a Macro Model." *American Economic Review* 69 (2): 108-113.

Un Diagnóstico del Desempleo en Chile

COMENTARIOS

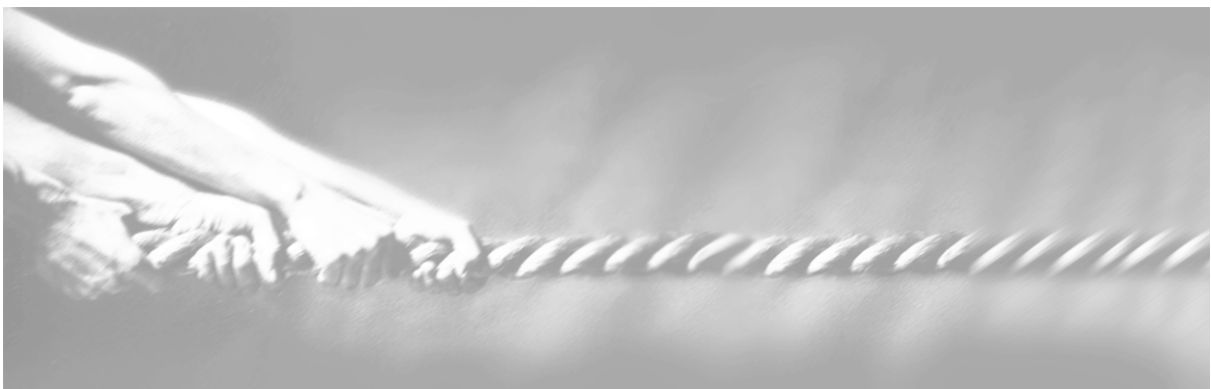
David Bravo

Rodrigo Cerda

Pablo García

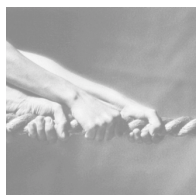
Oscar Landerretche M.

Joseph Ramos



"Desempleo: aspectos metodológicos, salario mínimo y rigidez salarial"

David Bravo



M.A. y Ph.D.(c) en Economía, Universidad de Harvard. Profesor, Departamento de Economía, Universidad de Chile. Director, Centro de Microdatos, Universidad de Chile. Investigador Afiliado al Population Studies Center, Universidad de Pennsylvania.

dbravo@econ.facea.uchile.cl

A partir de la fuerte desaceleración en el crecimiento del PIB, en el segundo semestre de 1998, y, especialmente, durante el año 1999, como producto de la crisis externa, Chile exhibe un fuerte aumento del desempleo. En efecto, en algunos meses de 1999, se registró un incremento de la desocupación de 4,7 puntos respecto del año anterior. Para dimensionar mejor lo que representó este incremento en la desocupación, puede señalarse que solo en dos ocasiones anteriores las estadísticas de empleo chilenas registraron aumentos de 4 puntos o más en 12 meses: en 1974-75 y en 1982-83. Desde 1999 el crecimiento del PIB ha sido inferior a su tendencia anterior y, aún cuando el empleo ha crecido, la tasa de desempleo ha disminuido lenta y parcialmente. El 2003, año del menor desempleo desde la crisis, la tasa de desocupación aún promediaba 2,3 puntos porcentuales por sobre la del año 1998.

El trabajo de Cowan, Micco, Mizala, Pagés y Romaguera (Cowan et al) realiza una significativa contribución al diagnóstico y análisis del problema del desempleo en el período reciente. Su lectura es referencia obligada tanto para los analistas como para los responsables de políticas públicas. A continuación me permito entregar algunos comentarios que tienen como función continuar la reflexión iniciada por los autores.

1. EL AUMENTO DEL DESEMPLEO EN MEDICIONES ALTERNATIVAS

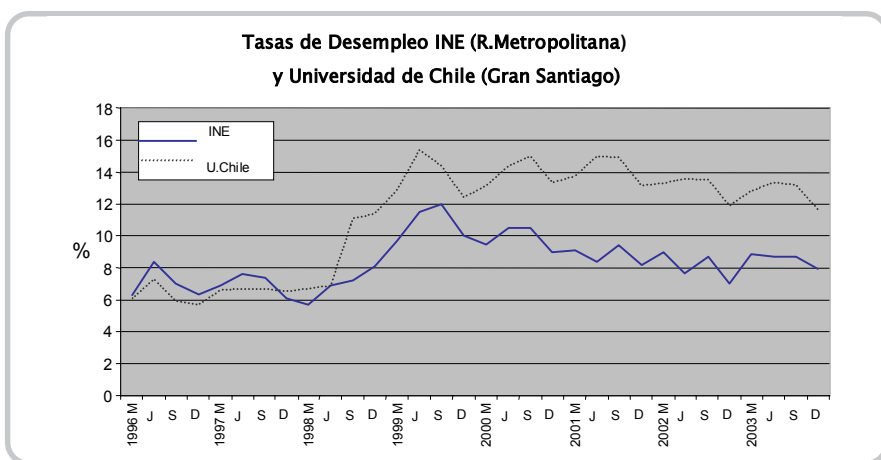
Cowan et al se concentran en las estadísticas de empleo mensuales entregadas por el Instituto Nacional de Estadísticas (INE). Los autores no hacen referencia alguna a un aspecto característico de los datos de empleo a partir de 1998: las grandes diferencias en nivel que presenta el INE respecto de fuentes alternativas¹.

En el gráfico que se muestra a continuación es posible apreciar cómo, después de un período de gran similitud entre ambas fuentes, la tasa de desempleo de la Encuesta de Ocupación de la Universidad de Chile para el Gran Santiago registra un incremento que en su peak asciende a casi 8 puntos porcentuales. Las estadísticas del INE registran el alza del desempleo en 1998 con algún rezago respecto de la Universidad de Chile. Más fundamentalmente, ambas series registran una diferencia que supera los 4 puntos porcentuales. De esta manera, mientras para la Región Metropolitana la tasa de desempleo promedio para el período 1999–2003 exhibida por el INE fue de 9,2%, la Encuesta de la Universidad de Chile registró un 13,6%.

Bravo, Ramos y Urzúa (2000) analizan posibles razones de esta divergencia. El aspecto más obvio está en el cuestionario. El cuestionario del INE contiene una batería de preguntas que indaga sobre la actividad del encuestado la semana anterior a la encuesta: a los que declaran no estar ocupados se les insiste con dos preguntas adicionales: ¿trabajó en algo la semana pasada?; ¿tiene algún empleo o negocio? En cambio, la encuesta de la Universidad de Chile solo pregunta si la persona tuvo trabajo con remuneración durante la semana anterior, por lo que es posible que al ser más "subjetiva" explique la diferencia de niveles en períodos de inflexión del desempleo².

1 No se trata, por cierto, de un aspecto nuevo. Las diferencias entre el INE y la Universidad de Chile jugaron un papel importante en la discusión de las cifras de empleo en la década del ochenta en Chile. Véase, por ejemplo, World Bank (1979), Meller (1984), Arellano (1984) y Jadresic (1988).

2 Tal como indican Cowan et al, el período de referencia para la búsqueda de empleo de la Encuesta del INE es dos meses. En el caso de la Universidad de Chile este período es de una semana, consistente con la definición de la OIT.



Bravo, Ramos y Urzúa (2000) encuentran, después de aplicar a la misma muestra de la Universidad de Chile los dos cuestionarios, que estas diferencias pueden explicar virtualmente toda la disparidad en las tasas de desempleo y sus variaciones para la fuerza de trabajo "primaria" (hombres, jefes de hogar, entre 25 y 54 años). Sin embargo, no se puede encontrar en los distintos cuestionarios la explicación de las discrepancias en la fuerza de trabajo secundaria.

Las diferencias no aparecen solo con la Encuesta de la Universidad de Chile. El cuadro siguiente muestra que las cifras de empleo entregadas por la Encuesta CASEN difieren significativamente de las reportadas por el INE a nivel nacional. Debe acotarse que el cuestionario en materia de empleo de esta última encuesta es del tipo de cuestionario aplicado por el INE.

Otras fuentes de información sobre empleo		
Fuente de Información:		Tasa Desempleo (%)
Encuesta CASEN	Noviembre 1996	5.7
	Noviembre 1998	9.9
	Noviembre 2000	10.2
Encuesta INE	Oct-Dic 1996	5.4
	Oct-Dic 1998	7.2
	Oct-Dic 2000	8.3
Censos de Población:	Abril 1992	8.5
	Abril 2002	13.7
Encuesta INE	Mar-May 1992	6.4
	Mar-May 2002	9.1

Finalmente, los datos censales también presentan importantes discrepancias respecto del nivel de desempleo reportado por el INE. De allí que, aunque todas las fuentes coincidan en detectar un importante aumento en la desocupación, el diagnóstico del problema es más dramático si se utilizan fuentes de información distintas al INE.

La sensibilidad de la tasa de desempleo relevante lleva a sugerir la necesidad de seguir indicadores alternativos que posiblemente puedan verse menos afectados por definiciones específicas. En este sentido, es bienvenido que Cowan et al entreguen información sobre las tasas de empleo (empleo sobre población) de distintos grupos y no es extraño, de hecho, que su diagnóstico difiera de aquel que proviene del examen de las tasas de desempleo. Sucesivos análisis debieran también considerar la distinción entre fuerza de trabajo primaria y secundaria ³.

2. LA IMPORTANCIA DEL SALARIO MÍNIMO

Cowan et al, en la sección 4.2, bajo el título de "Impacto del salario mínimo", desarrollan un análisis que sugiere un impacto negativo de los reajustes de este ingreso vigentes desde 1998. Para ello señalan el crecimiento de la importancia del salario mínimo como fracción del salario no calificado (Gráfico 4.3). Asimismo, muestran cómo entre 1997 y 2000 se produce una mayor acumulación de trabajadores asalariados en torno al salario mínimo

Los autores son convincentes en mostrar que el aumento en el salario mínimo decretado por las autoridades a partir de 1998 se tradujo en aumentos salariales en los grupos de bajos ingresos. Desafortunadamente, lo anterior no puede esgrimirse como evidencia del impacto negativo sobre el empleo del salario mínimo. Los mejoramientos salariales por ellos reportados son, de hecho, una condición necesaria o un indicador de que el salario mínimo se aplica en el mercado laboral. No obstante, no es posible descartar con la información proporcionada, que el deterioro en el empleo exhibido por los grupos afectados pueda haberse debido simplemente a la contracción económica general que usualmente golpea más a este tipo de trabajadores.

3 La fuerza de trabajo primaria tiene en menor proporción que la secundaria la inactividad como alternativa.

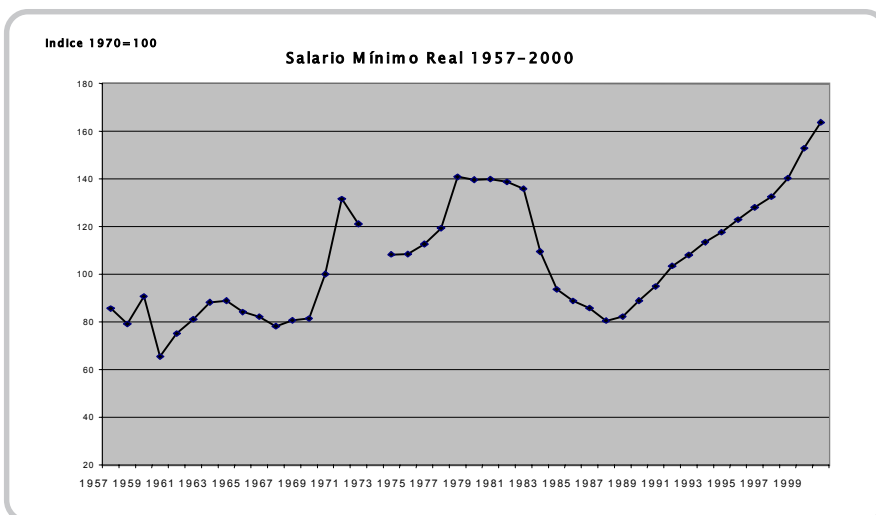
La ausencia de un grupo de control claro representa un obstáculo para dimensionar la importancia del salario mínimo en el deterioro exhibido.

El salario mínimo ha seguido una política activa de reajustes en la década del 90 que, hasta 1997, lo llevó a crecer alrededor de 10 puntos totales por sobre el crecimiento de las remuneraciones. La evidencia empírica disponible para este período muestra que dichos incrementos se produjeron sin generar pérdidas de empleo (la evidencia se encuentra en Bravo y Robbins, 1996; Bravo y Contreras, 1998; y Bravo y Contreras, 2000).

Sin embargo, a comienzos de 1998 se acordaron reajustes para todo el período 1998–2000 de montos significativos y sin condicionar su aplicación a la evolución de la situación macroeconómica, de acuerdo a la siguiente tabla:

	Mayores de 18 años		Menores de 18 años		Brecha
	Monto	%	Monto	%	
Jun-97	71,400		61,445		16.2%
Jun-98	80,500	12.7%	66,361	8.0%	21.3%
Jun-99	90,500	12.4%	71,670	8.0%	26.3%
Jun-00	100,000	10.5%	77,404	8.0%	29.2%

Como resultado de los incrementos en el período 1998–2000 el nivel del salario mínimo es el más alto de toda la historia de Chile, en términos de poder de compra, tal como lo muestra el gráfico siguiente.



Si se estudia cuidadosamente el reajuste diferenciado del salario mínimo para los jóvenes de 18 y más años en relación con los menores de 18 años, es posible evaluar si hay evidencia de impacto del aumento reciente sobre el salario mínimo para sobreponerse así a la dificultad de esgrimir relaciones causales.

En efecto, si se replica el procedimiento utilizado por Bravo y Contreras (1998), se puede utilizar el reajuste diferenciado por edad para arrojar luz sobre el punto. El cuadro anterior muestra que el salario mínimo aplicable a los mayores de 18 años era superior al de los menores de 18 años en un 16 % en 1997⁴. El cuadro siguiente, realizado utilizando datos de la Encuesta de Ocupación de la Universidad de Chile para el mes de junio de cada año, muestra diez distintas alternativas de definición de grupo de tratamiento, T, (los mayores de 18 años) y grupo de control, C, (en general, los menores de 18 años). Se entrega para cada caso la tasa de empleo de los grupos en 1998 y 2000, además del estimador de Diferencias en Diferencias, que en todos los casos resulta estadísticamente significativo.

Cuociente Empleo / Población 2000 / 1998				
	2000	1998	Diferencia	D-D
1. T=18-22, Asalariados	0.268	0.341	-0.0734	-0.0847
C=14-17, Asalariados	0.035	0.024	0.0113	
2. T=18-21, Asalariados	0.243	0.315	-0.0718	-0.0865
C=15-17, Asalariados	0.044	0.029	0.0147	
3. T=18-19, Asalariados	0.176	0.252	-0.0762	-0.1010
C=16-17, Asalariados	0.060	0.035	0.0248	
4. T=19-22, Asalariados	0.308	0.384	-0.0757	-0.0677
C=14-18, Asalariados	0.049	0.057	-0.0081	
5. T=19-20, Asalariados	0.288	0.331	-0.0438	-0.0262
C=17-18, Asalariados	0.099	0.116	-0.0176	
6. T=18-22	0.298	0.395	-0.0970	-0.1095
C=14-17	0.045	0.033	0.0125	
7. T=18-21	0.269	0.356	-0.0871	-0.1049
C=15-17	0.057	0.039	0.0179	
8. T=18-19	0.194	0.284	-0.0906	-0.1171
C=16-17	0.077	0.051	0.0265	
9. T=19-22	0.345	0.447	-0.1011	-0.0898
C=14-18	0.057	0.068	-0.0113	
10. T=19-20	0.316	0.390	-0.0740	-0.0490
C=17-18	0.106	0.131	-0.0250	

4 Bravo y Contreras (1998) mostraron que dicha brecha, iniciada en 1989, no estuvo asociada a peores condiciones de empleo para los trabajadores mayores de 18 años en relación con los menores de 18.

Los resultados anteriores muestran un fuerte impacto negativo del alza del salario mínimo sobre el empleo juvenil, en particular, en el grupo entre 18 y 24 años. Es decir, la misma metodología utilizada por Bravo y Contreras (1998) indica esta vez que sí se está en una zona donde aumentos del salario mínimo se traducen en caídas en el empleo de los grupos más vulnerables.

Las estimaciones obtenidas muestran que un aumento real, de entre 13 y 15 % del salario mínimo, ha estado asociado a una caída del empleo juvenil de un 10 %. Si se hubiera mantenido la tasa de participación del año 1998, esto quiere decir que alrededor de la tercera parte del mayor desempleo del grupo 18 a 24 años estaría siendo explicado por el alza del salario mínimo del período analizado. No es posible encontrar en el salario mínimo, ciertamente, el culpable de todo el desempleo. Nuestra estimación es que cerca del 10 % del mayor desempleo de la economía es atribuible a la política expansiva del salario mínimo en un contexto donde debió haber primado la prudencia. Esto significa que, si el desempleo subió de 6 % a 11 % entre 1998 y 2000, el salario mínimo explicaría 0,5 puntos de desempleo.

3. SOBRE LA RIGIDEZ SALARIAL

Un punto bien documentado en el artículo de Cowan et al es la rigidez salarial que estaría exhibiendo nuestra economía. Algunos comentarios sobre este punto son los siguientes:

- La evidencia de curvas de salarios obtenida para Chile en comparación con México y Argentina para la década del 90 es novedosa. Esfuerzos de esta naturaleza deberían ser complementados con la cuantiosa información de hogares disponible por parte del BID para un conjunto más amplio de países. De esta manera, se podría reportar un cuadro como el 5.2 con mayor variedad de países. En la misma línea, sería pertinente evaluar la estimación de curvas de salarios distinguiendo distintos períodos de tiempo, aprovechando la varianza existente en los mercados laborales regionales dentro de Chile.
- Me parece que los autores llegan muy rápidamente a la conclusión de que los contratos en Chile se caracterizan por tener una duración de dos años. La evidencia presentada apoya la idea de reajustabilidad semestral generalizada pero no la duración de dos años. Solo un 9 % de los trabajadores

negocian de acuerdo al cuadro 5.3, y solo sobre ellos hay evidencia directa de duración de sus condiciones contractuales.

- Los datos de Maturana (1993) se refieren al período 1979–1990 y provienen de información extraída de negociaciones colectivas archivada en la Dirección del Trabajo. En consecuencia, tampoco parece claro que se pueda usar su estimación de 35 % de los trabajadores privados que verían sus salarios afectados directamente por los procesos de negociación colectiva.

- Coincido con los autores en que los resultados parecen contradecirse con la evidencia de alta rotación laboral. Los autores entregaron evidencia de creación y destrucción de empleos para el sector industrial. El siguiente cuadro, tomado de Reinecke y Ferrada (2004), muestra información sobre flujos anuales de empleo para el período reciente, considerando las empresas afiliadas a la Asociación Chilena de Seguridad. Esta fuente presenta como ventaja el tener datos de todos los sectores de la economía, incluyendo empresas pequeñas, no obstante no es una muestra representativa del total de empresas de la economía.

El cuadro indica que Chile tiene elevadas tasas de creación y destrucción de empleos⁵.

Flujos anuales de empleo, 1997–2002 (datos corregidos de entrada y salida)								
Año	Creación			Destrucción			Crecimiento Neto	Reloca- lización
	Nacimientos	Continuas	Total	Muertes	Continuas	Total		
1997	2.5	11	13.4	2.9	9.8	12.7	0.8	26.1
1998	2.3	10.2	12.5	3.4	12.1	15.5	-3.1	28
1999	2.3	12.1	14.4	3.2	10.4	13.6	0.8	28
2000	2.5	9.8	12.3	3.5	11	14.5	-2.3	26.8
2001	2	10.6	12.6	2.8	10.2	12.9	-0.3	25.5
2002	2.6	11	13.7	2.7	8.9	11.7	2	25.3
Promedio	2.4	10.8	13.1	3.1	10.4	13.5	-0.4	26.6
Desv Est.	0.2	0.8	0.8	0.3	1.1	1.4	2	1.2

Fuente: Elaboración en base a datos de la ACHS. Tomado de Reinecke y Ferrada (2004)

El que la rigidez salarial se confirme como un rasgo distintivo del mercado laboral chileno en el contexto de los significativos flujos periódicos de creación y destrucción de empleos requiere mayor investigación específica para avalar la hipótesis que Cowan et al adelantan en el texto.

5 El cuadro muestra las tasas promedio anuales corregidas, es decir, después de limpiar los efectos de afiliaciones y desafiliaciones de empresas.

- Finalmente, los autores indican que hay evidencia de una elasticidad de la oferta relativamente alta (al menos en comparación con México), lo que podría explicar la prociclicidad en la oferta laboral de jóvenes y grupos con baja experiencia laboral. Si, efectivamente, la elasticidad de la oferta de trabajo es alta para los jóvenes y personas con baja experiencia o ingresos bajos, entonces es posible pensar que políticas de empleo que incentiven la contratación tendrían mayor espacio para poder funcionar. Esta relativa alta elasticidad, de hecho, podría estar detrás de los resultados encontrados recientemente por Bravo (2004) que indican un impacto positivo en el empleo de los beneficiarios de un subsidio fiscal a la contratación de trabajadores y dirigido a trabajadores con remuneraciones en torno al salario mínimo.

4. LA NECESIDAD DE CONTAR CON MEJORES DATOS

Mi último comentario dice relación con la necesidad que tiene Chile de invertir en mejores datos. Cowan et al han hecho un trabajo notable utilizando la información disponible. Hay al menos dos tareas que podrían ser abordadas con mayor profundidad de disponerse de mejores datos. La buena noticia es que próximamente estará disponible información como la que se indica.

(a) Se requiere información longitudinal o de panel, que siga a los individuos en el tiempo. Este aspecto, que lamentan también los autores, permitiría dilucidar de mejor modo las transiciones entre estatus ocupacionales y posibilitaría corroborar o descartar algunas de las hipótesis planteadas en este trabajo. Afortunadamente, dentro del presente año, el INE y el Departamento de Economía de la Universidad de Chile producirán una serie de paneles cortos para la Encuesta de Empleo del INE para el período 1996–2004, utilizando la estrategia de paneles rotatorios que se utiliza para su levantamiento (Bravo y Landerretche (2005)). Si bien no es una encuesta longitudinal que cubra más allá de 1,5 años para los mismos individuos, los tamaños muestrales disponibles en la Encuesta del INE son auspiciosos y serán de utilidad para el análisis de transiciones cortas.

(b) La información sobre rigidez salarial requiere ser obtenida directamente de datos individuales sobre remuneraciones. La disponibilidad de datos administrativos en combinación con encuestas ya realizadas podría representar un camino para disponer de este tipo de información en el corto plazo.

REFERENCIAS

Arellano, J.P. (1984), "Una nota sobre las causas del desempleo en Chile", Colección Estudios CIEPLAN 14, Septiembre.

Bravo, D. y D.Contreras (1998) "Is there any relationship between minimum wage and employment?. Empirical evidence using natural experiments in a developing economy". Working Paper N° 157. October, 1998. Departamento de Economía, Universidad de Chile.

Bravo, D. y O.Landerretche (2005), "New Panel Data using Employment Surveys in Chile", por salir.

Bravo, D. y D.Robbins (1996) "The Effect of Minimum Wages on Employment in Chile: 1957-93". Harvard University, Department of Economics. February, 1996.

Bravo, D. y D. Contreras (2000), "Salario mínimo y su impacto". Documento de trabajo elaborado para el Banco Central.

Bravo, D., J.Ramos y S.Urzúa (2000), "Las diferencias en desempleo: INE-U.de Chile". Documento de Trabajo N°167, Departamento de Economía, Universidad de Chile. Publicado en J.Ramos (editor), Políticas de empleo e institucionalidad laboral para el siglo XXI, Editorial Universitaria, 2003.

Bravo, D. (2004), "Evaluación de impacto Programa PRO-EMPLEO, Línea Bonificación para la Contratación y Capacitación Laboral", Departamento de Economía, Universidad de Chile.

Jadresic, E. (1988), "Medición del empleo y desempleo agregado en Chile: una serie homogénea para el período 1970-85". Notas Técnicas CIEPLAN, N°78.

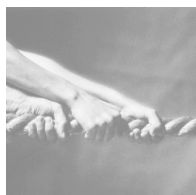
Maturana, V. (1993). "Los Acuerdos Salariales Bajo Negociación Colectiva y La Situación Macroeconómica: Chile 1979-1990" Tesis. Universidad Católica de Chile.

Meller, P. (1984), "Análisis del problema de la elevada tasa de desocupación chilena", Colección Estudios CIEPLAN 14, Septiembre.

World Bank (1979), "Chile: an economy in transition".

"Pro-ciclicidad de la oferta de trabajo y rigidez salarial"

Rodrigo A. Cerda



M.A. y Ph.D. en Economía, Universidad de Chicago.

Profesor Instituto de Economía, P. Universidad Católica de Chile.

rcerda@faceapuc.cl

El trabajo de Cowan et al nos presenta una interesante descripción de la evolución del mercado laboral chileno desde la irrupción de la crisis asiática. El aporte fundamental es: (1) entregar una descripción acabada del aumento del desempleo y (2) proveer una explicación bastante convincente para este episodio.

Las explicaciones del episodio de aumento de desempleo a finales de los noventa vienen de la mano con la discusión sobre potenciales quiebres estructurales en la demanda de trabajo y el impacto del salario mínimo. Los autores muestran que es posible descartar la hipótesis de quiebre estructural y que los cambios en empleo han estado altamente influenciados por factores cíclicos. Lo que es una gran noticia para la economía chilena, porque esto nos reafirma en la convicción de mejoramiento en las tasas de desempleo en el futuro cercano. El trabajo resulta también relevante en la actual coyuntura, ya que anticipa no solo una clara recuperación en la cantidad demandada de empleo a medida que se reactive la economía, sino también aumentos en fuerza de trabajo, debidos a la pro-ciclicidad de esta variable, lo que puede retardar en algo las caídas en tasas de desempleo.

En relación al impacto del salario mínimo, los autores realizan un trabajo muy acabado en el que entregan evidencia microeconómica de su impacto a través de distintas clasificaciones de individuos, así como por rama de actividad. Resulta bastante sugerente la discusión sobre la importancia del salario mínimo en el actual contexto dado que los impactos en algunos sectores no son para nada despreciables. De hecho, su descomposición por rama de actividad muestra que cerca de un 13 % del empleo en la agricultura y de un 16 % en la construcción está afecto al salario mínimo (Tabla 4.6). De ahí que el uso de este tipo de instrumentos por parte de la autoridad económica debe ser realizado con especial cuidado.

En general, el trabajo es bastante convincente, porque presenta distintos tipos de evidencia, pasando por datos agregados de la economía chilena, desagregando otros a través de ramas de actividad e incluso mostrando evidencia comparativa a nivel internacional. En general todos estos tipos de evidencia entregan similares conclusiones.

Nuestro comentario se centra en discutir la evidencia sobre rigidez salarial. Para esto entregamos alguna evidencia adicional sobre movimientos de fuerza de trabajo a través del ciclo económico, lo que es de particular interés para una posterior discusión relacionada con rigidez salarial observada en los datos agregados de Chile.

1. CAMBIOS EN LA FUERZA DE TRABAJO

Los cambios en las tasas de participación son muy relevantes para el comportamiento del desempleo en el episodio de la crisis asiática. Tal como lo indican los autores, la disminución en el crecimiento de la fuerza de trabajo permitió suavizar el aumento en la tasa de desempleo entre 1997 y el 2001. Como la fuerza de trabajo parece ser altamente pro-cíclica, futuros aumentos en tasas de participación, debidos a mejores perspectivas posteriores, pueden retardar las caídas en tasas de desempleo.

Uno de los análisis del trabajo de Cowan et al tiene que ver con los cambios en la tasa de participación de distintos grupos de individuos. En este punto este trabajo presenta muy interesantes desagregaciones que entregan una idea bastante clara de cómo ha sido afectada la tasa de participación de distintos

grupos de individuos por el shock ocurrido en 1997. En particular resulta muy interesante el hecho que los movimientos en tasas de participación estén altamente correlacionados con movimientos de tasas de escolaridad en individuos jóvenes (menores de 25 años).

Estos movimientos en tasas de participación parecen ser muy importantes para varios otros grupos de individuos. La tabla 1 utiliza datos de individuos fuera de la fuerza de trabajo obtenidos de la encuestas Casen realizadas entre 1987 y el 2000. Esta tabla muestra las razones que entregan estos individuos para estar fuera de la fuerza de trabajo. De allí se desprende que han existido dos tipos de razones para cambios en la fuerza de trabajo a través del tiempo: (1) movimientos de largo plazo y (2) movimientos cíclicos. Ejemplos de cambios de largo plazo parecen ser la disminución en las mujeres que se dedican a los quehaceres familiares o el aumento en los individuos que estudian y se capacitan. Esto es un signo de los importantes cambios demográficos de largo plazo ocurridos durante los últimos 15 años en Chile (individuos se casan o conviven más tarde a lo largo de sus ciclo de vida, lo que va de la mano con la disminución en tasas de fertilidad y aumentos en inversión en capital humano per cápita).

Sin embargo, la tabla también muestra ciertos movimientos que parecen tener que ver más con reacciones adversas al ciclo económico que con movimientos de largo plazo. Específicamente, las personas que se declaran aburridos de buscar de trabajo o con trabajos esporádicos aumentan fuertemente en el año 2000, casi doblándose la proporción en el caso de los hombres. Es razonable pensar que estos individuos son personas que seguramente desean encontrar algún empleo, pero que frente a las adversas condiciones del mercado laboral producidas en el ciclo económico se ven empujadas fuera de la oferta de trabajo. Además la fracción de inactivos que se declara como jubilado aumenta considerablemente en el año 2000, sobretodo en el caso de las mujeres. Nuevamente, es difícil sostener que esto se deba a algún shock demográfico que aumente bruscamente la fracción de individuos en edad de jubilar, sino que seguramente estos datos corresponden a una reacción al ciclo, en que personas jubilan anticipadamente con la finalidad de obtener algún ingreso adicional al que obtienen del mercado laboral.

TABLA 1. RAZONES PARA ESTAR FUERA DE LA FUERZA DE TRABAJO

Quehaceres del hogar y niños				Estudiante			Se aburrió de buscar		
	Total	Mujeres	Hombres	Total	Mujeres	Hombres	Total	Mujeres	Hombres
1987	48,7	65,4	2,3	25,6	17,6	47,8			
1990	46,0	63,6	1,8	31,3	21,8	55,2	0,9	0,48	1,96
1992	49,6	68,0	2,3	29,5	20,2	53,4	0,64	0,47	1,09
1994	46,8	64,9	0,0	30,3	21,0	54,6	0,97	0,55	2,03
1996	41,9	59,6	0,0	33,4	23,7	56,4	0,56	0,4	0,94
1998	40,5	58,0	0,0	34,2	24,4	57,1	0,83	0,52	1,56
2000	38,7	56,3	0,0	31,9	22,8	52,1	1,1	0,71	1,96

Jubilado				Trabajo Esporádico					
	Total	Mujeres	Hombres	Total	Mujeres	Hombres			
1987	17,6	12,1	32,6	1,2	0,6	3,1			
1990	12,4	7,5	24,6	1,6	0,8	3,8			
1992	9,3	4,4	22,1	1,7	0,5	4,7			
1994	10,5	5,5	23,5	1,0	0,4	2,5			
1996	13,1	8,6	23,7	1,6	0,7	3,8			
1998	11,0	7,5	19,0	1,2	0,5	2,7			
2000	13,9	10,1	22,4	2,2	1,0	5,0			

Los Gráficos 1 a 3 entregan un mensaje similar. En este caso, se muestra la evolución de la fracción de inactivos que realizan quehaceres del hogar o que se aburrieron de buscar trabajo y realizan uno esporádico. Estas figuras descomponen los datos de acuerdo a edad. Claramente, las mujeres inactivas entre 30 y 44 años realizan mayormente quehaceres del hogar, lo que incluye el cuidado de niños. Esta razón ha disminuido su importancia a través del tiempo pero, más relevante aún, parece no verse afectada por el advenimiento de la crisis de 1997. Esto reafirma la existencia de una tendencia de largo plazo en la fuerza de trabajo. Sin embargo, los Gráficos 2 y 3 muestran que hasta 1998 no existía una clara tendencia (tal vez una algo negativa) en la fracción de hombres inactivos que se declaraban fuera de la fuerza de trabajo debido a faenas esporádicas o porque estaban aburridos de buscar. La irrupción de la crisis aumenta considerablemente la importancia de este grupo, sobre todo en personas entre 50 y 59 años. Luego, para este grupo de hombres se aprecian claramente movimientos cíclicos en la tasa de participación.

GRÁFICO 1

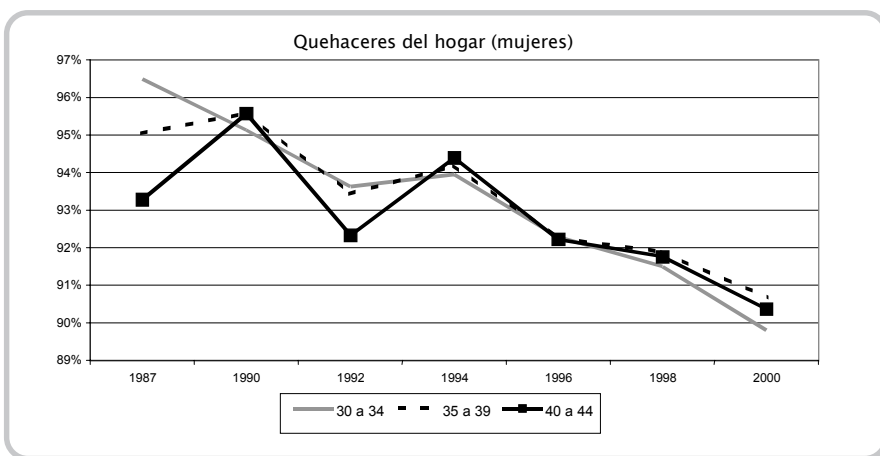


GRÁFICO 2

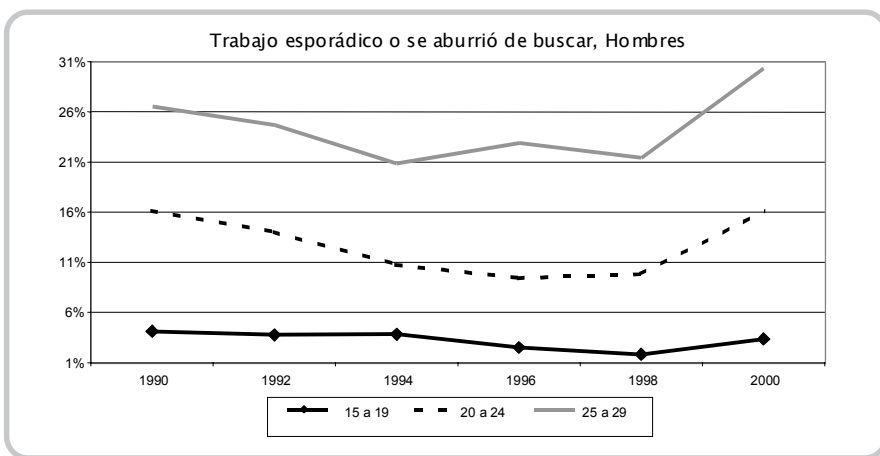
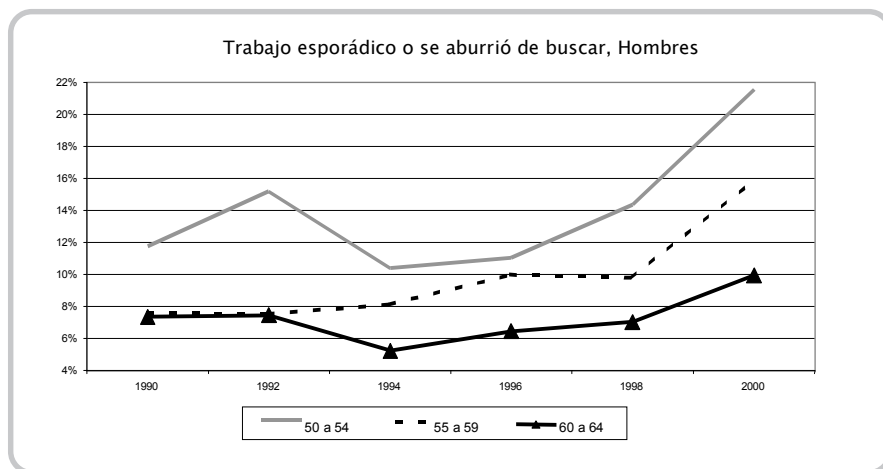


GRÁFICO 3



En resumen, de acuerdo a la evidencia entregada por Cowan et al y a los datos aquí mostrados, existe clara presunción de que una parte importante de los movimientos en oferta de trabajo se deba a movimientos cíclicos, de ahí que se la pueda calificar como altamente pro-cíclica. Ocupando esta característica de la oferta de trabajo como dato, discutiremos la conclusión de rigidez salarial de Cowan et al. Si bien en general nos parecen bastante convincentes los argumentos sobre rigidez salarial, indicaremos que pueden existir errores de medición en la serie de salarios promedios del INE, que tiendan a sobreestimar salarios reales y produzcan la idea de rigidez salarial.

2. RIGIDEZ SALARIAL

El trabajo de Cowan et al muestra la existencia de rigidez salarial y la compara internacionalmente, ocupando datos microeconomicos de la Encuesta Nacional de Empleo del INE. Esa primera mirada a los salarios nos parece altamente interesante. Posteriormente, para buscar explicaciones a la existencia de rigidez salarial, ocupa los datos promedio (agregados) publicados por el INE. Del análisis empírico surge la clara conclusión de que existe una alta rigidez salarial en Chile. La principal razón esgrimida como determinante de esta rigidez salarial es la institucionalidad de los contratos de trabajo, que se negocian por horizontes de tiempo de 48 meses y cuyo piso es la inflación pasada. Es aquí dónde creemos que pueda

existir alguna sobrestimación en los datos de salarios reales, lo que podría alterar las conclusiones sobre las fuentes de la rigidez salarial. En ese sentido, es importante preguntarse si esta serie de salarios representa realmente lo que ocurre en la economía y si resulta válida la conclusión de rigidez salarial que emerge del análisis empírico. A continuación, centraremos nuestro análisis en la medición de salarios promedio utilizada en esas últimas estimaciones.

¿QUE SALARIOS MEDIMOS?

Hay distintas formas de medir salarios promedio de la economía. Sin embargo, no debemos perder de vista que nuestra medida de salarios busca aproximar los salarios promedio de toda la economía, es decir $E[w_{it}]$. Obviamente esta medida no está disponible. Hay distintas aproximaciones a los salarios promedio. La más típica es dividir ingresos totales por horas totales trabajadas. En ese caso, los salarios promedio de la economía se miden como:

$$(1) \quad \bar{w}_t = \sum_{i \in (I=1)} \frac{h_{it}}{\sum_{i \in (I=1)} h_{it}} w_{it}$$

Donde w_{it} es el salario de la persona i en el período t ; h_{it} son las horas trabajadas por la persona i en t ; mientras que $I=1$ indica que la persona está en la fuerza de trabajo.

Este índice de salarios promedio requiere de tres tipos de información para su construcción: (1) se calcula para los individuos que participan del mercado del trabajo ($I=1$); (2) pondera los salarios de acuerdo a las horas trabajadas; y, (3) ocupa los salarios individuales (w_{it}). Blundell et al (2003) muestran que $\bar{w}_t$ puede tener sesgos considerables como medida de los salarios promedio de la población, $E[w_{it}]$. Los problemas de esta medida tienen que ver con decisiones de participación y de horas trabajadas. Un primer sesgo está relacionado con la idea de que, en ciclos recesivos la oferta de trabajo se contrae y salen del mercado del trabajo aquellas personas con menores salarios en promedio. Un segundo sesgo es que en el ciclo económico la cantidad de horas trabajadas varía de forma bastante heterogénea entre trabajadores. Más aún, en un proceso recesivo, donde personas de menores salarios no solo salen del mercado sino que disminuyen sus horas trabajadas, la importancia de aquellas con menores salarios también disminuye. Ambos sesgos llevan a sobreestimar salarios y, por lo tanto, a mostrar cierta rigidez a la baja.

El trabajo de Cowan et al no utiliza la medida tipo (1) sino que los salarios promedio se miden a partir de un índice de Laspeyres como el siguiente:

$$(2) \quad \bar{w}_t^A = \sum_{i \in (I_{it}=1)} \frac{h_{i0}}{\sum_{i \in (I_{i0}=1)} h_{i0}} w_{it} = \sum_{i \in (I_{it}=1)} \mu_{i0} w_{it}$$

donde $\mu_{i0} = \frac{h_{i0}}{\sum_{i \in (I_{i0}=1)} h_{i0}}$ es el peso de la persona i , que fue determinado

en el momento $t=0$. Nuestra preocupación radica en que este índice también puede presentar algún sesgo que produzca una impresión de rigidez salarial en períodos recesivos. ¿Qué medimos cuando utilizamos (2)? Al tener una cantidad considerable de datos este índice debe converger a:

$$(3) \quad \bar{w}_t^A \xrightarrow{P} E_0[w_{it} | I_{it}=1]$$

dónde se ponderan los datos de acuerdo a la distribución del momento $t=0$. Este es un punto relevante porque señala que estamos midiendo salarios promedio, condicional en la decisión de participación en t , pero ponderando de acuerdo a las ponderaciones de $t=0$. Nótese, sin embargo, que este promedio se puede escribir como:

$$(4) \quad E_0[w_{it} | I_{it}=1] = E[w_{it}] + SEL_t + DIST_t$$

Esto indica que el índice calculado a partir de $\bar{w}_t^A$ difiere de nuestro valor a estimar debido a dos componentes que se definen como,

$$SEL_t = E[w_{it} | I_{it}=1] - E[w_{it}] \quad \text{y} \quad DIST_t = E_0[w_{it} | I_{it}=1] - E[w_{it} | I_{it}=1]$$

El primero tiene que ver con decisiones de participación: nuestro índice solo mide salarios de personas en la fuerza de trabajo (en realidad, solo de individuos empleados). El segundo tiene que ver con cambios en los ponderadores para distintos tipos de trabajadores a través del tiempo.

Para determinar el signo del sesgo SEL_t , nótese que por definición se cumple

$$E[w_{it}] = E[w_{it} | I = 1]\Phi + E[w_{it} | I = 0](1 - \Phi)$$

donde Φ es la fracción de la población que participa en el mercado del trabajo. Utilizando esta notación, este sesgo se puede escribir como:

$$(5) \quad SEL_t = (E[w_{it}] - E[w_{it} | I_{it} = 0]) \left(\frac{1 - \Phi}{\Phi} \right)$$

De esta expresión se obtiene que cuando $E[w_{it}]$ disminuye, el sesgo aumenta si la tasa de participación disminuye. Por lo tanto, en una contracción económica, en que efectivamente los salarios promedio están disminuyendo, el movimiento de la tasa de participación pasa a ser crucial: si esta es pro-cíclica, como en el caso de Chile, la medición de salarios promedio sobreestima la evolución de los mismos, porque el impacto en SEL_t contrarresta la caída efectiva de salarios en la medición de los salarios promedio. Intuitivamente, en la contracción económica, salen del mercado del trabajo aquellos trabajadores menos calificados y de menores salarios, por lo que nuestro índice solo mide remuneraciones de trabajadores con altos salarios y, por lo tanto, sobreestima los salarios promedio.

¿Qué podemos decir de este sesgo para el caso chileno durante el periodo de crisis 1997–2002? La tabla 2 muestra la covarianza de los salarios reales por hora y la decisión de participación en el mercado del trabajo para varios grupos de individuos, divididos por sexo y grupos de edad (todos estos datos fueron contruidos a partir de la información de la Encuestas Casen 1990 a 2000). De la tabla se desprende que, en general, la covarianza entre decisiones de participación y salarios reales es positiva. De esta forma, los sesgos de medición que se producen en las cifras de salarios reales provocarán aumentos en la medida de salarios reales. Más aún, dado que la participación ha variado significativamente en el ciclo económico (tal como lo indicábamos más arriba), es de esperar que el aumento en la medición de los salarios promedio, debido al impacto de SEL_t , no sea menor.

TABLA 2: COVARIANZAS DE SALARIOS REALES E INACTIVIDAD

Hombres										
Grupo de Edad	25 a 29	30 a 34	35 a 39	40 a 44	45 a 49	50 a 54	55 a 59	60 a 64	65 y más	Promedio
Cov(W,Inactividad)	3.08	1.15	1.07	-0.36	-0.46	-4.05	-4.43	-6.06	-6.84	-0.34

Mujeres										
Grupo de Edad	25 a 29	30 a 34	35 a 39	40 a 44	45 a 49	50 a 54	55 a 59	60 a 64	65 y más	Promedio
Cov(W,Inactividad)	-12.07	-6.88	-7.57	-9.35	-10.68	-14.84	-10.14	-5.31	-1.85	-7.37

El segundo tipo de sesgo, $DIST_t$, está relacionado solo con el que debe ocurrir si tratamos de medir los salarios promedio de los individuos que están efectivamente participando en el mercado laboral. Hay dos razones por las que puede existir algún tipo de sesgo al medir el salario promedio de los trabajadores que participan. La primera de ellas es que el índice de salarios busca aproximar la función de costos de contratación de personas que participan en la fuerza de trabajo, $C(w_{it}|I_{it}=1)$, donde w es un vector de salarios. Esta función de costos, utilizando una aproximación de Taylor de segundo orden, se puede escribir como:

$$C(w_{it} | I_{it} = 1) = C(w_{i0} | I_{i0} = 1) + \sum_i \frac{\partial C(w_{i0} | I_{i0} = 1)}{\partial w_{it}} dw_{it} + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \frac{\partial^2 C(w_{i0} | I_{i0} = 1)}{\partial w_{it} \partial w_{jt}} dw_{it} dw_{jt}$$

De ahí que la variación en la función de costos sea:

$$(6) \quad C(w_{it} | I_{it} = 1) - C(w_{i0} | I_{i0} = 1) = \underbrace{\sum_i x_{io} dw_{it}}_{\text{Laspeyres}} + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \frac{\partial^2 C(w_{i0} | I_{i0} = 1)}{\partial w_{it} \partial w_{jt}} dw_{it} dw_{jt}$$

Dónde se ocupó la propiedad que $\frac{\partial C(w_{i0} | I_{i0} = 1)}{\partial w_{it}} = x_{io}$, siendo x_{io} la

cantidad demandada de trabajo tipo i en $t=0$. Esta ecuación nos indica que como la función de costos es cóncava y, por lo tanto, la forma cuadrática

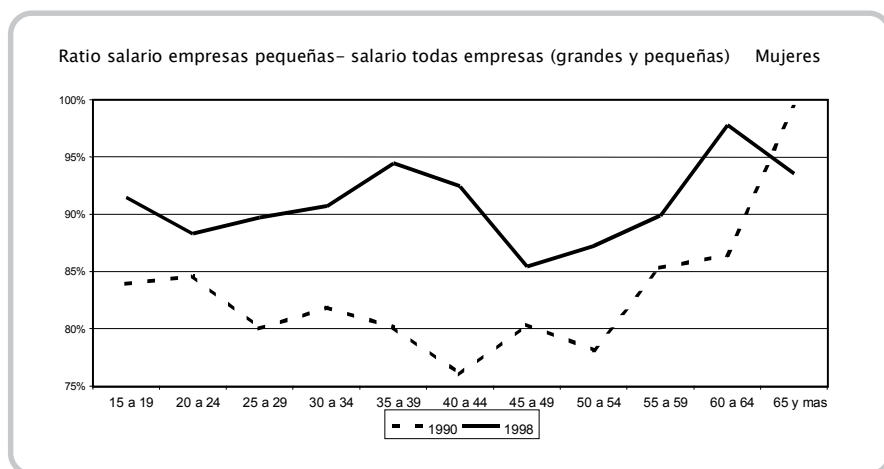
$$\sum_i \sum_j \frac{\partial^2 C(w_{i0} | I_{i0} = 1)}{\partial w_{it} \partial w_{jt}} dw_{it} dw_{jt} \quad \text{es negativa, el índice de Laspeyres}$$

sobreestima el cambio en la función de costos, cualquiera sea la función de

producción subyacente. Este es el caso del índice de remuneraciones que se construye a partir de una muestra de salarios realizada en un año base. A partir de ese momento, el índice considera ponderadores constantes para distintos tipos de trabajadores. Esto produce un sesgo de sustitución en la medida que las empresas cambien su mix de tipos de trabajadores a través del tiempo. Lo que nuevamente puede llevar a sobrestimación en el índice de salarios promedio.

Existe una segunda razón por la que $DIST_t$ es positivo. La muestra del INE se basa en establecimientos que tienen 10 ó más trabajadores. Por lo tanto, no considera la evolución salarial en empresas más pequeñas. Sin embargo, las más pequeñas son más afectas al proceso de creación y destrucción de empresas y, por ende, a la creación y destrucción de empleos. Además, es posible que el salario promedio de estas empresas sea distinto al salario promedio de las grandes. De hecho, el Gráfico 4 muestra claramente que el cociente de salarios promedio de empresas pequeñas (con 10 ó menos empleados) versus empresas grandes es menor a 1 tanto en 1990 como en 1998, lo que confirma la hipótesis de que las empresas pequeñas tienen salarios menores. Lamentablemente, estos establecimientos están omitidos del cálculo salarial, lo que también puede sesgar al alza el cálculo de salario y producir la idea de rigidez salarial durante un ciclo económico negativo. Esto puede ser particularmente importante al comienzo de la recuperación económica, dado que las PYMEs son altamente pro-cíclicas (Cabrera, de la Cuadra, Galetovic y Sanhueza, 2002), y presentan menores salarios reales.

GRÁFICO 4



De esta forma ambos sesgos, SEL y DIST, tienden a sobrestimar los datos de salarios. Por lo tanto, si bien es posible que exista rigidez laboral en los salarios chilenos (tesis que es respaldada por el análisis de los datos microeconomicos de Cowan et al), parte del fenómeno puede deberse a errores en la medición de los datos que sobreestiman los verdaderos salarios y no permiten observar la corrección en ellos. Desde este punto de vista, creemos que debe investigarse más acerca de la cuantía y los determinantes de la rigidez salarial.

COMENTARIOS FINALES

El trabajo de Cowan et al permite claramente ordenar la discusión en el mercado laboral chileno. Este trabajo entrega varios elementos que son de singular interés: (1) permite descartar la tesis de cambio estructural en la demanda por trabajo por la llegada de la crisis de 1997; (2) posibilita dimensionar la importancia del salario mínimo en la determinación de empleo de trabajadores menos calificados, con especial énfasis en las ramas construcción y agricultura; (3) entrega una clara descripción de los movimientos en la fuerza de trabajo a través del ciclo, con especial énfasis en los jóvenes; y, (4) brinda evidencia inicial de rigidez salarial. Es en este último punto donde, a mi juicio, debe realizarse mayor trabajo utilizando datos de tipo microeconómico para evitar sesgos de medición en salarios reales, que parecen particularmente importantes en la frecuencia correspondiente al ciclo económico.

REFERENCIAS

Blundell, R., Reed, H. y Stoker, Th. (2003), "Interpreting aggregate wage growth: The Role of Labor Market participation", *American Economic Review*, 93,4, 1114-1131.

Cabrera A., de la Cuadra, S., Galetovic, A. y Sanhueza, R. "Las pyme: quiénes son, cómo son y qué hacer con ellas", SOFOFA, 2002.

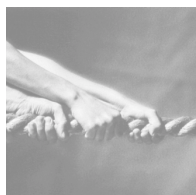
Hamermesh, D. (1986), "The Demand for Labor in the Long Run", *Handbook of Labor Economics*, North-Holland, 1.

Murphy, K.M. y Welch, F. (1992), "The structure of wages", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 107, 1.

Martínez, C., Morales, G. y Valdés, R. (2001), "Cambios estructurales en la demanda por trabajo en Chile", *Economía Chilena*, 2.

"Sobre la rigidez relativa del mercado laboral chileno"

Pablo García



Ph.D. en Economía, Massachusetts Institute of Technology. Gerente de Análisis Macroeconómico del Banco Central de Chile. pgarcia@bcentral.cl

1. INTRODUCCIÓN

El estudio de Cowan et al presenta de manera transparente y clara la hipótesis de que la persistencia del desempleo en Chile durante los últimos años se ha debido a la existencia de rigideces en el mercado laboral, las que han impedido un ajuste rápido frente a shocks de demanda agregada.

En mi opinión, entre los tests estadísticos más fuertes presentados, tres no rechazan esta hipótesis nula. En primer lugar, el énfasis en la demanda por trabajo resalta el efecto de los salarios reales (cuantitativamente equivalente a los movimientos de la actividad en una tecnología Cobb–Douglas) en la determinación del empleo. En segundo lugar, con datos microeconómicos se ilustra el impacto de los salarios mínimos en la distribución del empleo por nivel salarial. Por último, se rechaza la hipótesis de que existan cambios estructurales en la demanda laboral agregada.

Creo que estos tres resultados son –lamentablemente– buenas noticias para el análisis macroeconómico. Los antecedentes que presenta este estudio reafirman el elemento central que justifica la existencia de la política macroeconómica de

estabilización del ciclo. Una manera cruda de poner esto es que sin rigideces, que eviten fluctuaciones no deseadas en el desempleo, no es necesaria la política de estabilización, pues –en principio– la economía se ubica siempre en pleno empleo.

Estos tres resultados también son clarificadores para el diseño de políticas, al menos desde el punto de vista macroeconómico. Del análisis de los autores no se extrae que existan anomalías en el desempeño del mercado laboral, dadas las rigideces nominales y la evolución de la demanda agregada. Los cambios estructurales que requiere el mercado laboral son mayores grados de flexibilidad, de forma de evitar las fluctuaciones y la persistencia del desempleo en ciclos económicos futuros.

Personalmente comparto los diagnósticos previos. Mis comentarios a este trabajo, por lo tanto, no irán a reiterar lo ya dicho, sino a intentar relativizar el análisis en dos direcciones. Primero, abordando las implicancias distributivas de los salarios rígidos, de manera de evaluar si los movimientos de la distribución funcional del ingreso son coherentes con una teoría normativa de la existencia de rigideces salariales. Si ellas permiten un comportamiento acíclico (o incluso anticíclico) de la participación del trabajo en el ingreso, entonces los incentivos están puestos para que la economía política del mercado laboral fomente este tipo de rigideces, al menos en el corto plazo. Segundo, haciendo un cuestionamiento del grado efectivo de rigidez que presenta el mercado laboral chileno, a partir de dos observaciones: ¿Cómo puede entenderse el crecimiento del empleo y la estabilidad de los salarios reales en los años 2002 y 2003, si el mercado laboral chileno es efectivamente rígido? ¿Cuán rígido es el mercado laboral chileno en una perspectiva comparada? Como conclusión tentativa, estimo que, aunque efectivamente las rigideces en el mercado laboral explican buena parte del comportamiento en el ciclo de la desocupación, y pueden estar basadas en consideraciones distributivas, no es evidente que en el caso chileno estas rigideces sean de una magnitud tal que hagan persistir indefinidamente las desviaciones respecto al pleno empleo.

2. IMPLICANCIAS PARA LA DINÁMICA DE LA DISTRIBUCIÓN FUNCIONAL DEL INGRESO

El trabajo de Cowan y coautores se estructura en torno al concepto de que existe una demanda por trabajo de largo plazo, la que, por ejemplo, se puede deducir de una tecnología CES, con elasticidad de sustitución $\sigma=1/(1-\rho)$.

$$(1) \quad Y = [\alpha L^\rho + (1-\alpha)K^\rho]^\frac{1}{\rho}$$

Suponiendo competencia en la contratación de factores (lo que no se opone necesariamente a la existencia de rigideces salariales), entonces la generación de valor agregado agotará la remuneración del capital y del trabajo. En particular, para el caso del trabajo se tiene que

$$(2) \quad \bar{S} = \left(\frac{\bar{W}}{\bar{P}}\right) \times \left(\frac{\bar{L}}{\bar{Y}}\right) = c \left(\frac{\bar{W}}{\bar{P}}\right)^{1-\sigma}$$

donde defino $\bar{S}$ como la participación del trabajo en el PIB nominal en el largo plazo y c como una constante.

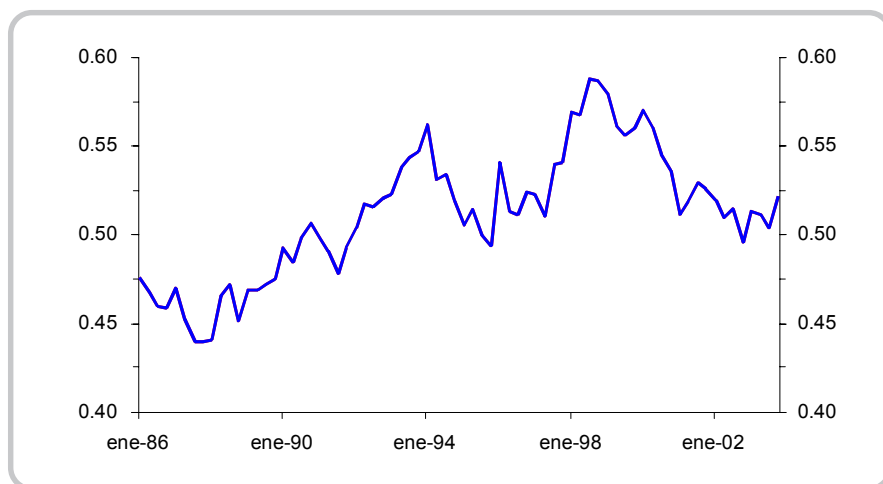
En el corto plazo se pueden producir desviaciones, lo que se refleja en la siguiente expresión que se puede estimar estadísticamente

$$(3) \quad \ln S = \ln c + (1-\sigma) \times (\ln W - \ln P) + \varepsilon$$

De esta forma, la participación del trabajo en el PIB nominal será constante en el tiempo solo si la tecnología es Cobb-Douglas, mientras que tendrá una relación positiva con el salario real en la medida que la elasticidad de sustitución sea menor que 1. En Chile se aprecia que la distribución funcional está lejos de ser constante en el tiempo. El Gráfico 1 presenta una estimación de la distribución funcional del ingreso, a partir de información de ingresos laborales de la encuesta Casen y del índice de remuneraciones del INE⁶.

6 Las estadísticas de ingreso del trabajo de Cuentas Nacionales adolecen de la dificultad de que no asignan como ingresos del trabajo los ingresos de los trabajadores independientes. Además, dicha información está disponible sólo hasta el año 2002.

GRÁFICO 1 – PARTICIPACIÓN DEL TRABAJO EN EL PIB NOMINAL



Ahora bien, las fluctuaciones de la distribución funcional del ingreso pueden deberse a irregularidades transitorias o a un patrón definido de respuesta frente a cambios en los precios relativos. La evidencia apunta de manera bastante fuerte al segundo caso. La Tabla 1 presenta tres estimaciones de la ecuación (3). La primera columna es una estimación directa de (3). La segunda agrega una tendencia. La tercera y la cuarta incluyen la evolución del salario mínimo relativo al salario promedio y la tasa de desocupación desestacionalizada. Se aprecia una relación estadísticamente muy significativa entre la participación del trabajo en el PIB y el salario real, el salario mínimo relativo y la tasa de desocupación. Estos resultados indican que, por un lado, presiones salariales al alza permiten sesgar hacia arriba la distribución funcional del ingreso y, por otro, el comportamiento de la participación del trabajo es fuertemente procíclico.

Los dos antecedentes anteriores entregan señales de la racionalidad de las rigideces salariales. Esta interpretación se entiende como que las rigideces salariales, o más precisamente los incrementos de los salarios reales y del salario mínimo, permiten incrementar la participación del trabajo en el PIB. Ello puede ser especialmente necesario en circunstancias cíclicas adversas, de manera de compensar el impacto de la desocupación sobre los ingresos del trabajo.

TABLA 1
RELACIÓN ENTRE DISTRIBUCIÓN FUNCIONAL DEL INGRESO Y VARIABLES SELECCIONADAS

Variable dependiente: lnS (a)				
	(1)	(2)	(3)	(4)
lnW-lnP	0,222 (0,031)	0,549 (0,064)	0,628 (0,068)	0,590 (0,058)
lnWMIN-lnW			0,158 (0,058)	
Tasa Desempleo				-0,813 (0,318)
Tendencia		-0,004 (0,001)	-0,006 (0,001)	-0,005 (0,001)
R2 ajustado	0,675	0,790	0,808	0,849
DW	0,353	0,416	0,576	0,729
Ln Verosimilitud	128,517	145,298	149,109	156,151
ADF (b)	0,125	0,050	0,008	0,003
AR(1) (c)	0,829	0,787	0,698	0,636

Notas: (a) Errores estándar robustos entre paréntesis, las estimaciones incluyen una constante no reportada.

(b) Valor p para la hipótesis nula de que los residuos no son estacionarios.

(c) Coeficiente autorregresivo de los residuos.

Ahora bien, la coyuntura de 1998 a 1999 apoya, al menos a primera vista, esta interpretación: a pesar del fuerte cambio cíclico, la participación del trabajo en el PIB aumentó cerca de cinco puntos porcentuales entre mediados de 1997 y mediados de 1998, manteniéndose luego relativamente estable hasta principios del 2000 (Gráfico 1).

3. DOS CUESTIONES NO RESUELTAS

Aunque, como ya mencioné, estimo que el trabajo de Cowan et al presenta evidencia relevante que no rechaza la hipótesis de que el principal candidato para explicar la persistencia del desempleo en Chile es la rigidez salarial, quedan algunos temas por resolver.

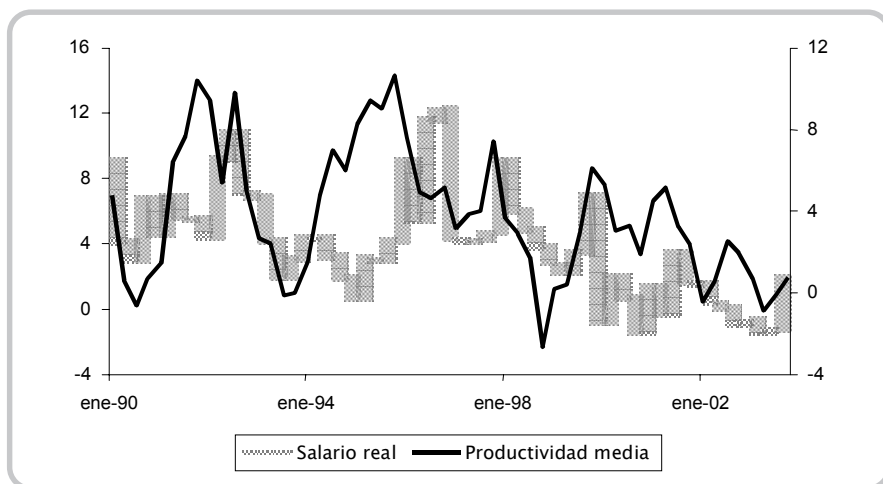
DESEMPEÑO DE LOS SALARIOS Y LA PRODUCTIVIDAD EN 2002 Y 2003

El principal tema es la evolución del mercado laboral durante 2002 y 2003. La trayectoria de la participación del trabajo en el PIB luego del año 2000 indica que el efecto de la mayor presión de los ingresos salariales no perduró. Hacia fines del año 2003, la distribución funcional del ingreso había vuelto a los niveles de mediados de la década pasada.

Ello fue gracias a un incremento de la productividad media (aparentemente por una mayor intensidad de capital en la economía) bastante por sobre el crecimiento de los salarios reales en 2000 y 2001, a lo que luego siguió una desaceleración significativa de los salarios reales, los que incluso cayeron en términos anuales durante prácticamente todo 2003 (Gráfico 2). El empleo, en tanto, ha mostrado un repunte considerable -5,4 %- entre principios de 2001 y fines de 2003. Esta cifra no ha sido suficiente como para retornar a las tasas de desocupación previas al año 1998, debido a que la fuerza de trabajo también se ha recuperado en parte.

En todo caso, al menos desde un punto de vista agregado, la falta de creación de empleos entre 1999 y 2001 se disipa en 2002 y 2003, gracias a que, aunque el crecimiento del PIB en ambos períodos fue prácticamente el mismo, 2,7 % anual promedio, el crecimiento de los salarios reales cayó de 1,8 % hasta una cifra ligeramente negativa.

GRÁFICO 2 – CRECIMIENTO DE LA PRODUCTIVIDAD Y DE LOS SALARIOS REALES



RIGIDEZ RELATIVA DEL MERCADO LABORAL CHILENO

Cowan et al presentan evidencia comparativa sobre el grado de rigidez del mercado laboral chileno. Mediante una comparación de la respuesta de salarios reales y empleo a shocks de demanda agregada en varios países emergentes, los autores indican que "dentro de este grupo de países, Chile constituye un caso de alta rigidez salarial". La evidencia presentada por Albagli, García y Restrepo (2004)⁷ apunta en la dirección opuesta. Dentro de un conjunto bastante amplio de países, la economía chilena no parece desplegar grados excesivos de rigidez laboral.

⁷ Elías Albagli, Jorge Restrepo y Pablo García (2004), "Assessing the Flexibility of the Labor Market in Chile: An International Perspective", mimeo presentado en la VII Conferencia anual del BCCh.

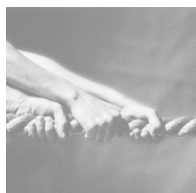
CONCLUSIONES

Luego de sufrir shocks de demanda agregada sustanciales y que incrementan la desocupación en varios puntos porcentuales, es importante entender la naturaleza del ajuste en el mercado laboral. En este sentido, las conclusiones generales del trabajo de Cowan y coautores son atractivas y útiles para el diagnóstico de corto plazo y el diseño de políticas macroeconómicas, al no poder rechazar estadísticamente que la hipótesis de la rigidez salarial explique una parte importante de la reacción de corto plazo de la desocupación en el ciclo. Hipótesis alternativas pueden equivocar el diagnóstico, llevando a la implementación de políticas que incluso exacerben el problema. En particular, la fijación del salario mínimo en niveles incompatibles con las condiciones macroeconómicas parece ser un elemento clave a la hora de considerar las razones de la persistencia del alto desempleo durante los años 1999 a 2001.

No obstante lo anterior, el mercado laboral chileno ha podido ajustarse de manera gradual a los shocks de los últimos años. Con más rezago que el deseado, el empleo ha tomado una trayectoria de recuperación, gracias a, justamente, salarios reales estables por varios trimestres. En este sentido, el mercado laboral chileno pareciera estar lejos de una situación de "eurosclerosis", al mostrar grados, modestos ciertamente, de reversión a una situación de pleno empleo en plazo de años y no décadas. El desempeño de la ocupación en 2002 y 2003, la reversión del incremento previo de la participación del trabajo en el PIB, así como la evidencia comparativa internacional, son coherentes con lo anterior.

"Sobre la necesidad de datos longitudinales"

Oscar Landerretche M.



Ph.D.(c) en Economía, Massachussets Institute of Technology (M.I.T).

Profesor, Departamento de Economía, Universidad de Chile.

landerretche@econ.facea.uchile.cl

Coautor: Christopher Neilson M

Alumno Magíster en Economía, Universidad de Chile

El trabajo de Cowan et al es, sin duda alguna, el esfuerzo más ambicioso que se ha hecho de extracción de información adicional de las cifras de desempleo chilenas. La pregunta que debían responder los autores los forzó a hacer inferencias dinámicas de una base de datos de naturaleza estática, lo que termina permitiéndoles realizar algunas provocadoras e interesantes aseveraciones sobre la evolución del mercado laboral durante los últimos años. La naturaleza de los datos, sin embargo, no les permite verificar estadísticamente casi ninguna de estas aseveraciones.

Los autores hacen un enorme esfuerzo por exprimir lo más posible los datos de la Encuesta Nacional de Empleo del Instituto Nacional de Estadísticas (ENE INE) con análisis atractivos e innovadores como las comparaciones de distribuciones en la sección en que se analiza el impacto del salario mínimo sobre el desempleo. Habiendo encontrado las pistas de alguna evidencia, sin embargo, en general, los autores se cuidan de hacer aseveraciones causales y se limitan a sugerir posibles explicaciones. Esto es particularmente destacable de su parte, luego de un esfuerzo como el que han hecho.

En términos fundamentales, los autores rechazan empíricamente la idea de que haya ocurrido un cambio estructural en el mercado laboral chileno con posterioridad a la crisis asiática de 1998. Sin embargo, proponen algunas explicaciones (con algún sustento empírico) para la lentitud con que han disminuido las tasas de desempleo.

En este comentario nos vamos a centrar en una ilustración empírica de la necesidad que existe de datos longitudinales sobre el mercado laboral chileno. Nuestro argumento se va a centrar en una mirada a un pequeño panel de datos longitudinales (Panel 9601) que ha sido construido en el Centro Microdatos de la Universidad de Chile, usando datos de las encuestas CASEN de los años 1996 y 2001. El panel incluye 15,089 personas, de las cuales 10,570 individuos forman parte de la población económicamente activa. Es especialmente atractivo y útil para este comentario que las dos encuestas se encuentren equidistantes del año 1999 que, como todos sabemos, fue el año de mayor crecimiento de la tasa de desempleo y el foco de la pregunta por el cambio estructural del mercado laboral.

La encuesta CASEN es extremadamente rica en información, sin embargo, nos vamos a limitar a mostrar algunos flujos que se relacionan con preguntas y aseveraciones que se hacen en el artículo de Cowan et al. La Tabla 1 resume los flujos entre categorías ocupacionales en el período 1996 – 2001 para el Panel 9601.

TABLA 1: FLUJOS LABORALES EN EL PANEL 9601

	Ocupado 2001	Desocupado 2001	Inactivo 2001	Total
Ocupado 1996	4.177	309	866	5.184
Desocupado 1996	185	21	122	374
Inactivo 1996	1.049	254	3.591	5.012
Total	5.417	585	4.703	10.57

Esta tabla simultáneamente nos ilustra las potencialidades (como el tamaño de la muestra) y las severas limitantes que tiene este ejercicio por basarse en una encuesta que no fue construida originalmente con el objeto de producir información longitudinal. Aproximadamente, 52 % y 56 % de la población 9601 participa en la fuerza laboral en los años 1996 y 2001, mientras que en la ENE (INE) esta bajó de 54 % a 53 %. El incremento en la tasa de participación en la población 9601 se explicaría principalmente por la entrada de mujeres a la fuerza laboral; de hecho 62 % de los nuevos trabajadores serían mujeres. Los autores enfatizan que la mayor parte de los cambios en la tasa de participación corresponderían a trabajadores jóvenes. En nuestro panel solo un 45 % de los nuevos trabajadores jóvenes serían jóvenes, de modo que las fluctuaciones en participación de las mujeres son más importantes.

La tasa de desempleo promedio del año 1996 en el panel es de 6.7 % y sube a 9.7 % en 2001, cuando en la ENE pasa de 6.3 % a 9.2 %. Estas dos comparaciones ilustran que, en realidad, estamos mirando poblaciones un tanto diferentes. Es importante enfatizar este punto pues, en realidad, nada de lo que se muestra en este comentario invalida el cuidadoso trabajo hecho por los autores en el diagnóstico. La razón fundamental es que se trata de evidencia sobre dos poblaciones diferentes. Hay razones muy claras por las cuales es esperable que las poblaciones sean diferentes. En primer lugar, la encuesta CASEN sobrerrepresenta a los hogares más pobres del país, lo que explicaría la mayor tasa de desempleo y la violenta fluctuación en la tasa de participación. En segundo lugar, hay un sesgo implícito en el método de pareo de hogares que se usó para construir el Panel 9601. Si, por ejemplo, existe una mayor propensión de los hogares que sufren el desempleo a cambiarse de lugar de residencia (por ejemplo, se mudan como allegados a las casas de parientes o a lugares de arriendo más baratos) van a tener una mayor probabilidad de no ser pareados e incluidos en el Panel 9601. Esto implica que se va a subestimar la tasa de desempleo y la tasa de participación ya que, adicionalmente, estos son los hogares con mayor probabilidad de tener una participación extremadamente inelástica en el mercado laboral. No tenemos manera de verificar la importancia de estos sesgos hasta que existan datos longitudinales sistemáticos para el mercado laboral.

Manteniendo en mente las diferencias entre las dos poblaciones, es interesante resaltar el tipo de aseveraciones que una base de datos longitudinales tan gruesa como esta permite hacer. Por ejemplo, en el Panel 9601, 253 personas serían nuevos entrantes en el mercado laboral que no encuentran trabajo. Ello corres-

ponde a un 43 % de los desempleados de 2001. Más aún, apenas 53 % de los desempleados de 2001 en esta muestra tenían empleo el 1996. Como no tenemos un Panel para un período "normal", no sabemos si esto es raro o no, pero nos sugiere que los comportamientos de los nuevos entrantes pueden ser una parte tan importante de las historias del desempleo como la de los asalariados.

Lo otro que nos muestra la Tabla 1 es un mercado laboral que es, quizás, mucho más dinámico de lo que se pensaba. Durante el período se crearon 233 puestos de trabajo en la población 9601, lo que corresponde a una incremento de 4.49 % que es un poco más alta que el 3.08 % observado en la ENE. Lo que nos dice el Panel 9601 que no nos puede decir la ENE es lo siguiente: que, como mínimo, en un 22.6 % de los puestos de trabajo existentes en 1996 fueron remplazados los trabajadores antiguos por nuevos. Como la CASEN es una encuesta a hogares y no a plantas, no podemos saber cuánto fue destrucción de puestos de trabajo y apertura de nuevas firmas y cuánto fue reemplazo de trabajadores viejos por trabajadores más jóvenes y, posiblemente, más baratos. Más aún, como no tenemos un panel para un período normal, no sabemos si esto es una tasa alta o baja.

TABLA 2: INGRESO MENSUAL EQUIVALENTE A SALARIO MÍNIMO EN EL PANEL 9601

	Ocupado 1996	Ocupado 1996	Total
	Ocupado 2001	Desocupado 2001	
Ingreso > ch\$130,000	1.354	98	1.452
Ingreso < ch\$130,000	886	81	967
Total	2.24	179	2.419

En la Tabla 2 mostramos los cambios en categoría ocupacional para aquellos individuos de la población 9601 que reportan sus ingresos y que se encontraban empleados en 1996. Es importante considerar que estos son ingresos mensuales equivalentes y no necesariamente salarios, por ende, al igual que los autores solamente podemos hacer inferencias indirectas sobre el efecto del salario mínimo. Lo que encontramos es que del total de ocupados del año 1996 con ingresos mensuales equivalentes menores a un salario mínimo, un 6.7 % perdió su trabajo, mientras que entre los trabajadores con ingresos superiores al salario mínimo, este porcentaje es 8.4 %. La diferencia en propensión es esperable dada la regularidad empírica con que las fluctuaciones del desempleo se concentran en los sectores

de menores ingresos, pero no parece ser una diferencia suficientemente grande como para afirmar que el salario mínimo haya tenido un efecto especialmente importante.

TABLA 3: CATEGORÍA OCUPACIONAL Y EDAD EN EL PANEL 9601

	Ocupado 1996	Ocupado 1996	Ocupado 1996	Total
	Ocupado 2001	Desocupado 2001	Inactivo 2001	
Edad > 25	3.992	278	834	5.104
Edad < 25	169	30	33	232
Total	4.161	308	867	5.336

En la Tabla 3 mostramos los cambios en categoría ocupacional para mayores y menores de 25 años. La mayor incidencia de las fluctuaciones del desempleo entre los jóvenes es verificada por nuestra base de datos. De hecho, un 12.9 % de los jóvenes con empleo en 1996 lo perdieron, mientras que el porcentaje es 5.4 % para los mayores a 25 años. En esto coincidimos con el diagnóstico. Lo que no parece tan claro es que ello tenga como contraparte un retorno masivo hacia los estudios; de hecho, en nuestra muestra, apenas un 6 % de los que pasaron de activo a inactivo se encontrarían estudiando en 2001.

TABLA 4: CATEGORÍA OCUPACIONAL DE NUEVOS TRABAJADORES Y EDAD EN EL PANEL 9601

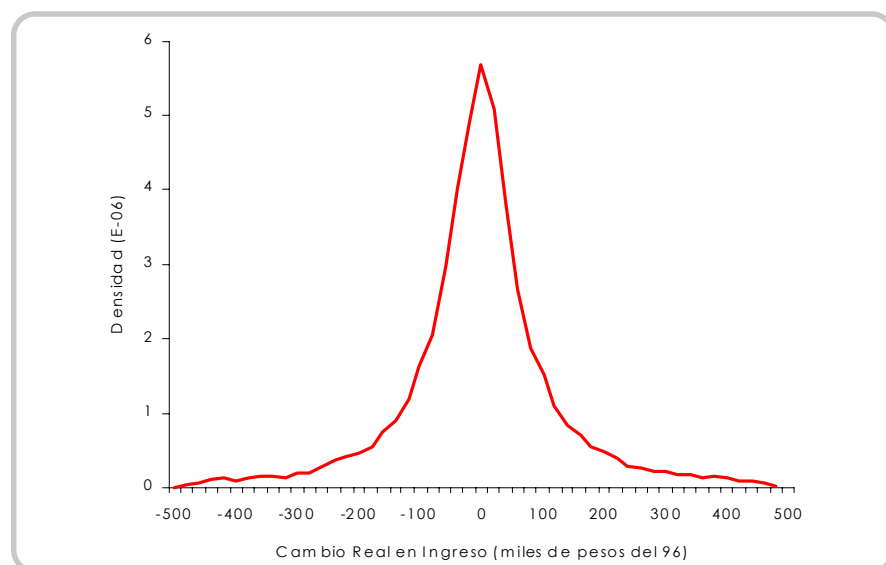
	Nuevos Desempleados	Nuevos Empleados	Total
Edad > 25	100	590	690
Edad < 25	152	454	606
Total	252	1.044	1.296

En la Tabla 4 mostramos que hay una mayor propensión de los nuevos trabajadores jóvenes a estar desempleados. De hecho, 14.5 % de los nuevos trabajadores viejos son nuevos desempleados, mientras que esta cifra sube a 25.0 % para los jóvenes.

Finalmente, usando el Panel 9601, ajustamos una distribución Kernel a los cambios en los ingresos laborales mensuales para los trabajadores con contratos en las dos muestras. Esta distribución se muestra en la Figura 1. Como se puede ver, es casi simétrica, en torno al cero. Esto podría ser un indicador de rigidez salarial en Chile ya que, se podría especular, una distribución de cambios salariales con una asimetría marcada hacia cambios negativos hubiera reducido el impacto de la recesión sobre el empleo. Los autores afirman que la rigidez salarial ha aumentado en Chile, sin embargo no existe una distribución como la que mostramos en la Figura para otros momentos en el tiempo ni para otras recesiones.

Si tuviéramos datos longitudinales sistemáticos y bien contruidos podríamos comparar las distribuciones de cambios salariales con las que sufren países con mercados laborales más o menos flexibles de acuerdo a estos indicadores cualitativos agregados de la OECD que citan los autores. Sería interesante dilucidar si es cierto, en realidad, que el mercado laboral chileno es tan rígido como se afirma. Nunca sabremos, realmente, si es que ha aumentado esa rigidez. También se podría estudiar si es que las recesiones son momentos especialmente dinámicos en el mercado laboral.

FIGURA 1: CATEGORÍA OCUPACIONAL DE NUEVOS TRABAJADORES Y EDAD EN EL PANEL 9601



Como puede verse, algunos de los resultados de los autores se verifican con este rápido uso del Panel 9601 y otros no tanto. Esperamos que esto sirva para ilustrar la necesidad de que existan datos longitudinales más sistemáticos para la economía chilena. Datos que hubieran facilitado enormemente el valioso trabajo de Cowan et al.

"Regulaciones laborales y valoración de los trabajadores"

Joseph Ramos



Ph.D. en Economía, Universidad de Columbia.
Profesor y Decano, Facultad de Economía y
Negocios, Universidad de Chile.
jramos@econ.facea.uchile.cl

En los últimos 5 años el desempleo en Chile ha sido sumamente alto – del orden de 9 %, según el INE y 4 puntos más, según la encuesta de ocupación de la Universidad de Chile. Dado el elevado nivel y prolongada duración del mismo han surgido dudas si este es de carácter esencialmente cíclico y coyuntural y, por ende, de relativa fácil solución, una vez superada la crisis o, si por el contrario, Chile está experimentando un problema de empleo más bien estructural, de causas más profundas y de más difícil solución.

Las tesis de causa estructural son dos. La primera (Bergoing y Morandé 2002) afirma que la reforma laboral, así como su discusión (comienza a discutirse en 1999), elevó los costos de contratación a tal punto que se generó un quiebre en la evolución normal del empleo equivalente a varios puntos de desempleo. La segunda afirma que la rapidez de los cambios tecnológicos, así como la creciente globalización están reduciendo los requerimientos de mano de obra, sobre todo de la poco calificada, lo que hace que descienda significativamente la elasticidad empleo–producto. El mérito principal, en mi opinión, del trabajo de Cowan et al es que determina en forma convincente que la caída en el empleo entre 1998 y 2002 es de origen cíclico más que estructural.

Es más, aparte de este hallazgo mayor, en el trabajo hay resultados adicionales de interés. Solo indicaré algunos de los más importantes:

1. el salario mínimo afecta en forma directa a solo alrededor de 8 % de los asalariados;
2. el alza del salario mínimo entre 1997–2000 elevó la relación entre el salario mínimo y el salario medio de los trabajadores no calificados, desde 50 % en 1997 a casi 65 % en 2002;
3. el alza fuerte del salario mínimo en estos 3 años sí tuvo un efecto negativo sobre el empleo de los grupos de menor educación, en especial en la construcción;
4. cerca del 20 % de la fuerza de trabajo, en especial aquella en servicios sociales y comunales, es afectada por los reajustes de remuneraciones del sector público;
5. pese a que solo 9 % de la fuerza de trabajo está sindicalizada, por la práctica de traspasar los beneficios de la negociación colectiva a trabajadores no sindicalizados, cerca del 35 % del empleo privado es afectado por la negociación colectiva;
6. la costumbre chilena es pactar contratos por dos años, lo que reduce la sensibilidad a cambios coyunturales, aunque provee de mayor estabilidad en las condiciones de trabajo, tanto al trabajador como a la empresa;
7. en comparación con Argentina y México, hay mayor inflexibilidad hacia la baja en los salarios reales en Chile;
8. alrededor de 25 % de los trabajos son creados y destruidos cada año, indicando una elevada rotación del mercado de trabajo;
9. excluyendo muertes y nacimientos de planta, el mayor empleo manufacturero en el período de auge (1991–1996) se dio en plantas medianas (de 50–250 trabajadores) mientras que en el período de crisis disminuyó el empleo en todas, pero sobre todo en las pequeñas;y,

10. no obstante, el empleo en el período de auge crece más entre las pequeñas empresas (10–24 trabajadores) porque hay mayor nacimiento de empresas industriales de este tamaño, e inversamente la caída en el empleo es mayor en períodos de crisis porque la mortalidad de las empresas pequeñas es mayor.

Con todo, como señalé, tal vez la conclusión más importante del trabajo es aquella de que el alza en el desempleo de los últimos años no es estructural sino que tiene carácter de cíclico. Esta conclusión deriva de un análisis econométrico que muestra que no hubo quiebre estructural en la relación empleo–producto después de 1998, pero sin abordar directamente el argumento a favor de tal quiebre (por ejemplo, las reformas laborales). Creo que habría fortalecido la conclusión un análisis pormenorizado del supuesto convencional de que alzas aparentes en los costos laborales dan lugar a alzas efectivas para las empresas en sus costos laborales y, por ende, reducen la contratación. Es más, el propio trabajo parece haber planteado este supuesto tácito al final del texto, al comparar los costos de despido entre Chile, México y los países de la OCDE.

En efecto el análisis convencional supone que una intervención en el mercado laboral – la "rigidez" – eleva el costo de contratar mano de obra por parte de la empresa, por lo que la misma reduce su contratación. Con fines ilustrativos, tomemos el caso de la indemnización de un mes por año en caso de despido (que para simplificar supondremos sin tope de 11 años). Debido a esta indemnización, el análisis convencional supone que el costo del trabajo para la empresa sube por el costo de la indemnización. Si suponemos que, en promedio, la mitad de los trabajadores se retira voluntariamente de una empresa, mientras que la otra mitad es despedida, el costo de contratación para la firma subirá el equivalente a $\frac{1}{2}$ mes por año o sea, un 4,16 %, y, por consiguiente, el número de trabajadores contratados disminuirá. La reducción en el empleo será mayor mientras más elevada sea la elasticidad de la demanda por trabajo.

El análisis de otras intervenciones o "rigideces" en el mercado laboral (un alza en el salario mínimo, reducciones en la jornada de trabajo, ampliaciones de fueros sindicales, restricciones a la reasignación de la jornada, etc.) procede de la misma manera. Según el análisis convencional todas estas intervenciones actúan como un impuesto distorsionador que eleva el costo de contratación y, por consiguiente, resulta en un aumento en el desempleo o en el empleo informal.

El problema con el análisis convencional es que supone que la "rigidez" no es valorada en nada por el trabajador, de tal modo que ella eleva el costo de la contratación al empleador por el costo de la intervención (4,16 % en el caso ilustrativo de la indemnización por despido). Mas este es un supuesto exagerado e irreal. Podemos dar un ejemplo en sentido contrario: la reducción de la jornada laboral es claramente percibida como un beneficio por el trabajador. El suponer, como tácitamente postula el análisis convencional, que la reducción de la jornada es una "rigidez" que eleva el costo de contratación al empleador en un 6 % – pues ahora debe pagarle lo mismo al trabajador (digamos \$100.000 a la semana) pero por 45 horas cuando antes lo hacía por 48 horas –, es suponer que el trabajador valora en cero el trabajar 3 horas menos a la semana. Lo más probable, en cambio, es que, como primera aproximación, el trabajador esté dispuesto a trabajar 45 horas por 6 % menos de dinero que lo que exigía por trabajar 48⁸. De ser así el costo (tanto como el beneficio) de la reducción de la jornada recae totalmente sobre el trabajador, por lo que los costos de la contratación para la empresa se mantienen sin variación. De ahí que esta "rigidez" no actuaría como un impuesto distorsionador, puesto que no elevaría el costo de contratación y, por ende, no tendría ningún efecto sobre el empleo. O sea, la "rigidez" se esfuma del todo si el trabajador se considera beneficiado por el monto de la intervención (3 horas menos de trabajo = 6 % menos de dinero).

Por cierto, sería pecar de idealismo el suponer que el trabajador valore toda intervención en el mercado laboral en un 100 % de su costo. En la medida que lo valore en menos, ahí entonces opera como un impuesto distorsionador, pues eleva el costo de contratación y, por consiguiente, reduce la misma. Sin embargo, **el efecto es solo proporcional a esa fracción del costo que debe asumir el empleador y por el cual se le suben sus costos de contratación.**

Además, muchas veces este costo del empleador puede acotarse. Por ejemplo, refiriéndonos de nuevo al ejemplo de las indemnizaciones por despido, el empleador que considerara que el costo para la empresa fuera significativo podría rápidamente acotarlo a un monto módico, ofreciendo ya no un mes por año en caso

8 Por cierto, la teoría no dice que el costo de la reducción de la jornada sea absorbida totalmente en forma inmediata, si no que a la larga será absorbido así. Como, de hecho, esta reducción en la jornada laboral en Chile fue programada con 3 años de antelación, es probable que simplemente lleve a que el crecimiento de los salarios reales sea menor de lo que de otro modo hubiera sido para absorber este costo, sin, por ende, necesidad de bajar los salarios nominales.

de despido si no un mes por año a todo evento. Esto significa elevar sus costos de contratación de 4,16 % a 8,33 %. Sin embargo, no es así. Por el contrario, como un mes por año a todo evento es dinero seguro para el trabajador, la indemnización a todo evento será valorada en cerca de 100 % por el trabajador, ajustado por la diferencia entre la tasa de descuento del trabajador y la rentabilidad de esos fondos para el empresario. Aun con una tasa de descuento elevada de parte del trabajador (digamos 20 %), la diferencia entre esta y la rentabilidad de esos fondos en la empresa (digamos 10–15 %) hará que el costo de 8,33 % sea absorbido entre un 90–95 % por el trabajador en un menor salario, por lo que el impuesto distorsionador del sistema de indemnización puede ser acotado de esta manera entre 0,4 y 0,8 % del salario del trabajador y no 4,16 %.

¿Qué evidencia hay al respecto? En primer lugar, tenemos el caso de la introducción de la asignación familiar en Chile en 1953 – la cual elevó el ingreso del trabajador promedio (es decir, con las cargas promedio) en 15 % por ese concepto. Como este beneficio fue inmediato y en dinero, habría que suponer que fuera valorado en un 100 % por el trabajador, igual que el salario. Y así fue (ver Ramos 1970). El salario medio real cayó 20 % ese año (un período de alta inflación y, por tanto, uno en que era más fácil bajar el salario real). Este sería un caso donde el costo así como el beneficio de la intervención laboral – la asignación familiar por número de cargas – fue absorbido totalmente por los trabajadores sin efecto alguno sobre el costo efectivo de contratación para la empresa ni sobre el empleo.

Un segundo caso fue el reemplazo del sistema de seguridad social antiguo (pre 1981 en Chile) cuando el empleador contribuía aproximadamente con un 28 % al costo de la pensión y del seguro médico de las personas. Junto con crearse el sistema de capitalización individual y seguro privado, se redujo la contribución de 28 % a 20 %. De haber sido el sistema antiguo un costo para el empleador (y no un costo absorbido parcialmente por el trabajador) la reforma habría significado una reducción en el costo de contratación para la empresa y un consiguiente aumento de la misma. En cambio, al ser el trabajador y no el empleador el que absorbiera el costo del sistema antiguo por medio de una remuneración 28 % menor de la que de otro modo hubiera percibido, la reforma – al reducir el costo de la contratación en 8 puntos porcentuales – debería significar para el trabajador una mayor remuneración, con lo que el costo de contratación efectivo para el empleador no variaría. Gruber (1997) encontró que toda la reducción

en las cotizaciones del empleador al introducir las reformas fue a aumentos en salarios (como se esperaría si sus costos, anteriormente, hubiesen sido efectivamente absorbidos por los trabajadores en menores salarios) y no a reducir el costo de contratación y elevar el empleo (como se esperaría, si su costo hubiese sido esencialmente un impuesto distorsionador absorbido por las empresas).

Por otra parte, Heckman y Pagés (2002) en su revisión de la literatura al respecto encuentran que el grueso (del orden de 70 %) de los costos, tanto de las contribuciones a la seguridad social, como de las regulaciones que dificultan el despido, son absorbidos por los propios trabajadores en forma de menores salarios, por considerarse beneficiados por estas medidas. De tal modo que solo una fracción (del orden de 30 %) es absorbida por la empresa. Es este 30 % del costo de la intervención el que debería considerarse como el impuesto distorsionador (para la intervención "promedio").

En síntesis, las regulaciones del mercado laboral pueden tener un efecto distorsionador, elevando los costos de contratación y, por ende, aumentando el desempleo o empleo informal. Pero a no ser que las intervenciones sean muy mal diseñadas, lo más probable es que estas "rigideces" no vayan a tener efectos negativos de primer orden, por lo que tampoco deben esperarse importantes reducciones en el desempleo o informalidad de políticas de mayor flexibilidad. Esto implica rechazar la tesis de aquellos que consideran la reforma del mercado laboral como la gran liberalización faltante, el *sine qua non* de poder retomar una senda de crecimiento de 6-7 % y volver a un desempleo de 5-6 %.

Por cierto, nada de lo dicho por mí es nuevo para los autores. De hecho, uno de ellos, Carmen Páges, desarrolla este mismo punto en el trabajo con Heckman (Heckman y Páges, 2002). No obstante, se habría fortalecido, en mi opinión, este estudio de haberse extendido en forma explícita sobre este punto, pues el análisis convencional no toma en cuenta la valoración por parte del trabajador de la regulación, por lo que exagera los costos de las regulaciones laborales sobre el empleo.

REFERENCIAS

R. Bergoing y F. Morandé (2002), "Labor Taxes, Employment and Growth: Chile 1998–2001." Center for research of Economic Development and Policy Reform, Working Paper N°. 131.

J. Gruber (1997), "The Incidence of Payroll Taxation: evidence from Chile", *Journal of Labor Economics* .15 (3).

J. Heckman y C. Pagés (2002) *Law and Employment: Lessons from Latin America and The Caribbean* (en imprenta). Capítulo 1. Chicago University Press.

J. Ramos (1970), *Política de remuneraciones en inflaciones persistentes: el caso chileno* (Instituto de Economía y Planificación, Universidad de Chile).

Anexo



Apéndice I

Test de Cambio Estructural

Apéndice II

Empleo por Tamaño

Apéndice III

El efecto de una elevada elasticidad de la oferta sobre los Salarios



APENDICE 1. Test de Cambio Estructural

En Chile se ha planteado que la baja creación de empleo en los últimos años sería producto de un cambio estructural en la economía. Según esta alternativa, después de 1998, la economía chilena estaría adoptando tecnologías menos intensivas en mano de obra y, por ende, para un mismo nivel de producción, se utilizaría menos empleo.

En este anexo analizamos esta hipótesis utilizando datos trimestrales para el conjunto de la economía y el sector privado. Supongamos que la economía o algún sector en particular presenta la siguiente función de producción

$$Y = A \left[\alpha L^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + (1-\alpha) K^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}\gamma}$$

tal que Y es la producción (PIB real), A es la productividad total de los factores, L el factor trabajo, K el factor capital, α la participación del factor trabajo, σ es la elasticidad de sustitución entre factores y γ una medida de economías de escala.

Asumiendo que las firmas son tomadoras de precios y que no existen costos de ajuste tenemos que el nivel óptimo de empleo (en logaritmo) es:

$$(a1.1) \quad l^* = \sigma \ln(\alpha\gamma) - \frac{(1-\sigma)}{\gamma} a - \sigma(w-p) + \left(1 + \frac{(1-\gamma)(1-\sigma)}{\gamma}\right)y$$

donde las letras en minúsculas representan logaritmos.

La presencia de costos de ajustes cuadráticos hace que el nivel de empleo será una combinación convexa entre el nivel de empleo deseado y el nivel del periodo anterior.

$$(a1.2) \quad l_t = (1-\lambda)l_t^* + \lambda l_{t-1}$$

donde λ representa los costos de ajustes en la economía.

Reemplazando (a1.1) en (a1.2) obtenemos nuestra especificación empírica:

$$l_t = c + \alpha t - \beta(w-p) + \delta y + \lambda l_{t-1} + \varepsilon_t$$

Dado que no podemos observar los cambios tecnológicos, los representamos con una tendencia lineal (en log). En la ecuación previa, los coeficientes en los salarios reales y el producto son la interacción de los coeficientes en la ecuación (a1) y uno menos los costos de ajuste $(1 - \lambda)$. Nuestro objetivo es estimar esta ecuación y ver si existen indicios que los parámetros de la misma cambiaron después de 1998. Si esto ocurriese tendríamos alguna evidencia de un cambio estructural en la economía. Para detectar cambios estructurales utilizaremos el test CSUM.

En este ejercicio utilizamos información trimestral desestacionalizada de empleo, valor agregado (base 1986) y salarios reales provenientes del Banco Central de Chile para el periodo 1986:1 a 2001:4. Los salarios reales se obtienen tanto deflactando por IPC como por el deflactor del PIB.

Tabla A1.1: DEMANDA DE TRABAJO TRIMESTRAL CON COSTOS DE AJUSTE CUADRATICOS

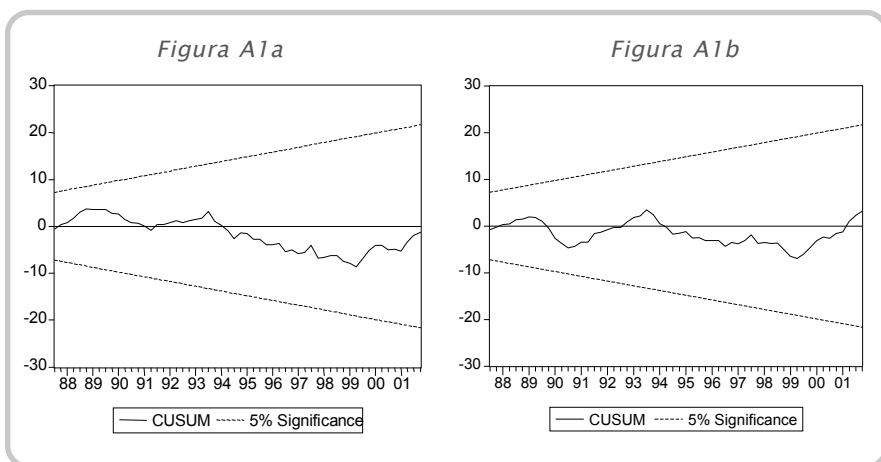
Variable Dependiente	Empleo Total		Empleo Privado	
	(1)	(2)	(3)	(4)
PIB real	0.135 (0.048)	0.108 (0.039)	0.159 (0.059)	0.112 (0.051)
Salarios Reales	-0.116 (0.073)	-0.052 (0.036)	-0.144 (0.086)	-0.034 (0.045)
Empleo t-1	0.864 (0.046)	0.840 (0.054)	0.935 (0.033)	0.914 (0.034)
Tendencia	-0.001 (0.000)	-0.001 (0.000)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)
Constante	-0.183 (0.306)	0.411 (0.500)	-0.942 (0.499)	-0.448 (0.600)
Observaciones	63	63	63	63

Nota: El Sector privado se define como todos los sectores menos Servicios Comunales.
Desviaciones estándares entre paréntesis.

La Tabla A1.1 presenta los resultados para el periodo 1986:1 – 2001:4 cuando el salario real se construye usando tanto el IPC como el deflactor del PIB (agregado). Las columnas 1 y 2 presentan los resultados para el conjunto de la economía deflactando por el IPC y el deflactor del PIB, respectivamente. El coeficiente para

el nivel de empleo rezagado muestra que la economía presenta altos costos de ajuste. Los resultados implican que la economía tarda 6 trimestres para ajustar el 50% de una perturbación. Los coeficientes en producto y salarios reales presentan los signos esperados y son significativos (para niveles estándares). Para el conjunto de la economía los resultados sugieren que la elasticidad de sustitución entre el empleo y el capital es cercana a 1 (función de producción Cobb–Douglas).

Test de Quiebre Estructural para el Conjunto de la Economía

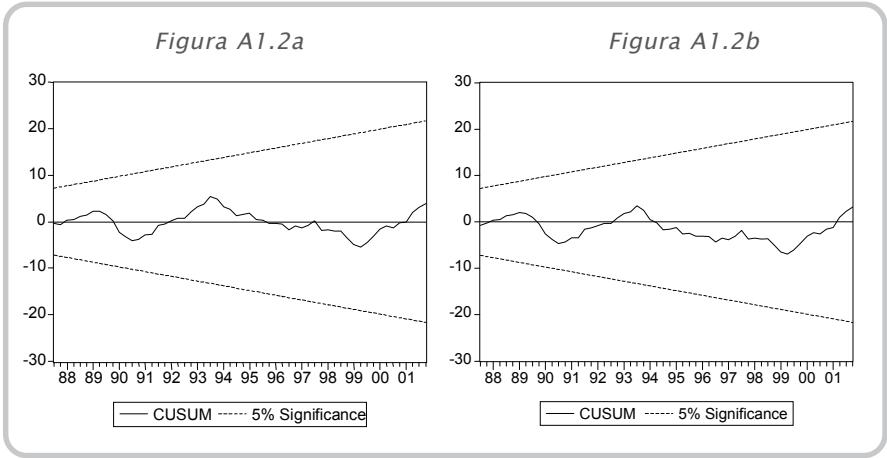


Las Figuras A1a y A1b estiman el test CSUM para el conjunto de la economía cuando el salario real se calcula utilizando el IPC y el deflactor del PIB, respectivamente. En ambos casos se observa que el estadístico CSUM nunca sobrepasa el intervalo de confianza del 95%. Esta evidencia no sugiere un cambio estructural después de 1998. Valdés et al (2001) encuentra resultados similares utilizando una metodología distinta¹.

¹ Este artículo estima la demanda de trabajo utilizando el costo de la mano de obra, del capital, de los insumos importados (no es clara su inclusión) y el producto. Su análisis del cambio estructural no considera tendencia ni costos de ajuste.

Si nos centramos en el sector privado (columnas 3 y 4) observamos resultados similares. En este caso los resultados sugieren costos de ajustes levemente superior, aunque no significativamente distintos a los observados para el conjunto de la economía. Las Figuras A1.2a y A1.2b estiman el test CSUM para el sector privado de la economía cuando el salario real se calcula utilizando el IPC y el deflactor del PIB, respectivamente. Al igual que para la economía en su conjunto, el test CUSUM no muestra ningun comportamiento anormal después del año 1998.

Test de Quiebre Estructural para el Sector Privado



Análisis sectorial

Se realizó el mismo análisis para los tres sectores más importantes del sector privado de la economía en términos de empleo: Manufactura, Comercio y Servicios Financieros.

Los resultados se presentan en la Tabla A1.2 siguiente.

TABLA A1.2: DEMANDA SECTORIAL DE TRABAJO – TRIMESTRAL CON COSTOS DE AJUSTE CUADRATICOS

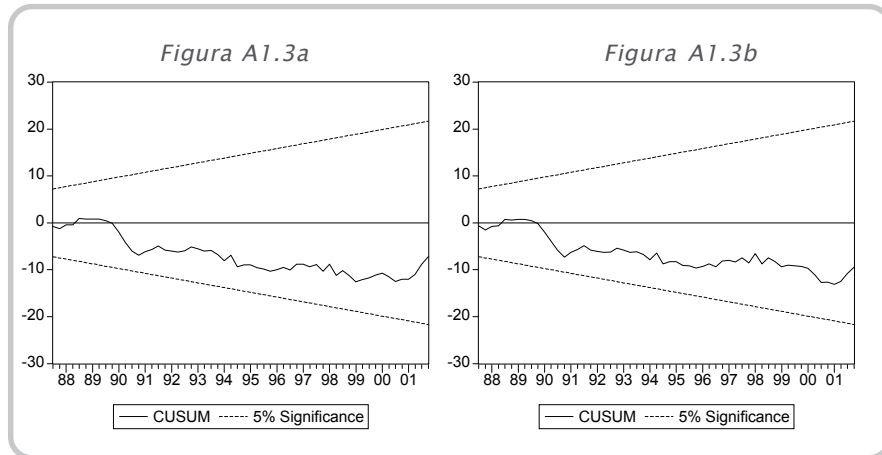
Variable Dependiente	Empleo			
	Manufacturas	Comercio	S. Financieros	
	(1)	(2)		
PIB Real	0.361 (0.103)	0.331 (0.080)	0.074 (0.048)	0.291 (0.077)
Salario Reales	-0.323 (0.138)	-0.188 (0.056)	-0.037 (0.086)	-0.395 (0.164)
Empleo t-1	0.856 (0.040)	0.876 (0.039)	0.843 (0.072)	0.673 (0.083)
Tendencia	-0.001 (0.001)	-0.002 (0.001)	0.000 (0.001)	0.003 (0.002)
Constante	-1.919 (0.694)	-2.363 (0.692)	0.325 (0.417)	0.100 (1.084)
Observaciones	63	63	63	63

La Tabla A1.2 presenta los resultados para el periodo 1986:1 – 2001:4. El salario real se construye usando el IPC y en el caso de Manufacturas también se utiliza como deflactor el Índice de Precios al por Mayor de Productos Industriales Nacionales (IPMI) (Columna (2)). En la tabla puede observarse que el coeficiente para el nivel de empleo rezagado muestra que los tres sectores presentan altos costos de ajuste, similares a los encontrados para toda la economía, aunque para Servicios Financieros este es menor. Los coeficientes en producto y salarios reales también presentan los signos esperados y son, en general, estadísticamente significativos para niveles estándares.

Del análisis por sectores no se desprenden tampoco evidencias de cambios estructurales después de 1998. Así, las figuras A1.3a y A1.3b muestran el test

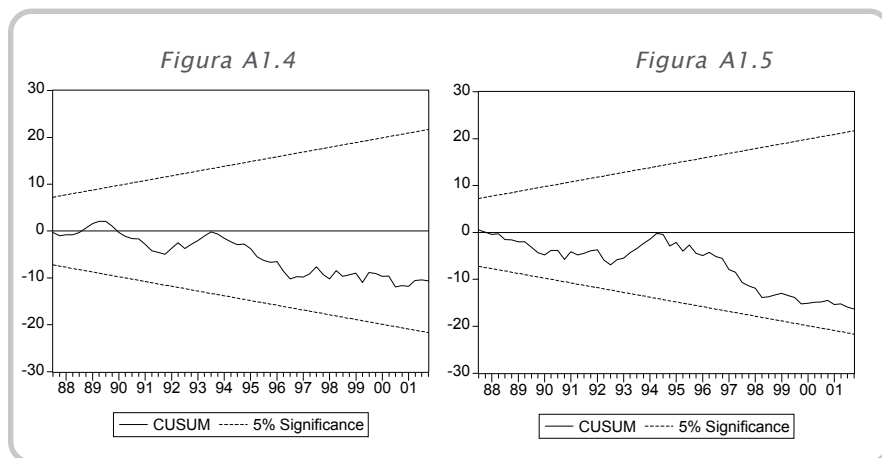
CUSUM para la regresión correspondiente al sector de Manufacturas, para los casos en que usamos como deflatores el IPC y el IPMI, respectivamente.

TEST DE QUIEBRE ESTRUCTURAL SECTOR INDUSTRIAL



Las Figuras A1.4 y A1.5 muestran los tests de CUSUM para el Comercio y los Servicios Financieros, respectivamente.

TEST DE QUIEBRE ESTRUCTURAL SECTORES COMERCIO Y SERVICIOS FINANCIEROS



APENDICE 2. Empleo por Tamaño

En este apéndice se analiza la evolución del empleo por tamaño de planta en manufactura. Para analizar la evolución del empleo por tamaño utilizamos datos de la ENIA entre 1991 y 1999 para aproximadamente 5000 plantas con 10 o más empleados.

El panel (A) de la Tabla A2.1 muestra el crecimiento promedio del empleo por tamaño de planta entre 1991 y 1999. Los valores corresponden a las tasas de crecimiento de cada planta ponderadas por el empleo promedio de la planta entre t y $t-1$ ². A su vez, las plantas se clasifican por tamaño en base al promedio de empleo de los dos últimos años.

Entre 1991 y 1996 se observa un mayor crecimiento del empleo en las plantas de menor tamaño. Por ejemplo, en la categoría de 10 a 25 empleados el empleo crece a un promedio anual de 8%, tasa sustancialmente mayor al crecimiento de 0% entre las plantas de mayor tamaño.

Al contrario, entre 1997 y 1999 (el último año para el cual tenemos información) este diferencial positivo se revierte, observándose las mayores caídas de empleo en las plantas de menor tamaño. Es así como la tasa de crecimiento del empleo para plantas con 10 a 25 empleados es de -17%, una diferencia de 25% respecto al promedio anual del periodo 1991-96. Para las plantas más grandes dicha caída es de solo 1.9%. Se observa entonces una mayor caída en la tasa de crecimiento del empleo de las empresas de menor tamaño.

Las cifras presentadas en el panel (A) incluyen la incorporación de nuevas plantas a la muestra (nacimientos) y la salida de aquellas plantas que dejan de producir (muertes). El panel (B) del mismo cuadro muestra la variación del empleo restringiendo la muestra a aquellas plantas que operaron tanto en t como $t-1$.

Al excluir los nacimientos se reduce la tasa de crecimiento del empleo en el periodo 1991-96, en especial dentro de las plantas de menor tamaño. A su vez, excluir el cierre de plantas reduce la caída en empleo en el periodo 1997-99. Ambos efectos reducen la diferencia entre las plantas grandes y las pequeñas.

2 Nota: definimos las tasa crecimiento empleo como $\Delta\%L_t = 0.5 \cdot (L_t - L_{t-1}) / (L_t + L_{t-1})$
Dada esta definición: $-2 \leq \Delta\%L_t \leq 2$

No obstante, la caída en las tasa de crecimiento del empleo en las empresas de menor tamaño (10–250) sigue siendo mayor a la caída en las empresas grandes.

Si el tamaño de la planta varía a través de sub-sectores, entonces los resultados discutidos arriba podrían deberse a cambios a través del tiempo de la demanda relativa de dichos sub-sectores. Para analizar esta hipótesis estimamos la siguiente ecuación para los periodos 1991–96 y 1997–99:

$$\Delta\%L = B(t) + s(i) + a \exp + u$$

donde $B(t)$ son variables dummy que corresponden a las categorías de tamaño (t) incluidas en la tabla A2.1, $s(i)$ son dummies por industria a 4 dígitos CIUU y $\exp$ es una dummy para aquellas empresas que exportan más de un 30% de sus ventas³.

La última fila de la tabla A2.1 reporta los cambios en los valores estimados de B entre las estimación para 1991–96 y para 1997–99. Esta diferencia mide cambios en la tasa de crecimientos promedio entre periodos ajustando por diferencias entre sub-sectores (a 4 dígitos CIUU) y empresas que exportan o venden su producción en el mercado doméstico.

Encontramos que diferencias entre sub-sectores y exportadoras no explican toda la caída en el crecimiento del empleo. Por ejemplo, para las empresas más pequeñas la caída en $\Delta\%L_t$ entre ambos periodos fue de 25%. Ajustando por variables comunes por sector y exportaciones la caída es de 13%.

También encontramos que persisten las diferencias en la evolución del empleo por tamaño de planta; la caída en B es considerablemente mayor para las plantas más pequeñas. En conclusión: los factores sectoriales y el carácter exportador de la planta contribuyen a explicar la caída del empleo. Sin embargo, aún persisten diferencias en la evolución del empleo entre plantas de distinto tamaño, observándose mayores caídas en las plantas más pequeñas.

3 Obtenemos resultados similares definiendo como exportadoras a aquellas plantas que exportan más del 50% de sus ventas

TABLA A2.1: EMPLEO POR TAMAÑO DE PLANTA

PANEL A

VARIACION ANUAL DEL EMPLEO POR TAMAÑO DE PLANTA
(incluye muertes y nacimientos de plantas)

año	Tamaño Planta					
	[10-24]	[25-49]	[50-99]	[100-250]	[250-500]	[500-00]
91	12.3%	6.1%	4.3%	4.1%	-1.3%	2.3%
92	9.5%	4.6%	5.2%	2.0%	5.5%	8.6%
93	5.8%	3.9%	2.9%	3.3%	0.5%	-1.3%
94	3.8%	-1.1%	0.8%	0.0%	3.2%	-1.6%
95	0.6%	0.3%	3.6%	4.9%	-3.9%	-2.8%
96	15.9%	1.5%	0.8%	-2.0%	1.5%	-3.4%
97	-11.4%	-5.5%	-4.6%	-3.7%	-0.5%	3.5%
98	-20.1%	-12.4%	-15.5%	-6.1%	-2.5%	-0.8%
99	-19.5%	-16.1%	-18.7%	-17.6%	-20.7%	-6.8%
(a) prom. 91-96	8.0%	2.6%	2.9%	2.1%	0.9%	0.3%
(b) prom. 97-99	-17.0%	-11.3%	-12.9%	-9.1%	-7.9%	-1.4%
(b)-(a)	-25.0%	-13.9%	-15.9%	-11.2%	-8.8%	-1.7%
ΔB	-13.0%	-3.9%	-3.8%	-3.5%	-2.1%	-1.9%

PANEL B

VARIACION ANUAL DEL EMPLEO POR TAMAÑO DE PLANTA
(excluye muertes y nacimientos de plantas)

año	Tamaño Planta					
	[10-24]	[25-49]	[50-99]	[100-250]	[250-500]	[500-00]
91	1.5%	2.1%	3.4%	2.5%	-1.3%	2.3%
92	0.9%	2.0%	2.4%	2.5%	2.8%	5.6%
93	-0.6%	0.7%	2.5%	1.0%	2.5%	-1.3%
94	-0.9%	-1.4%	1.1%	1.5%	1.7%	-1.6%
95	-1.7%	-0.5%	0.0%	1.4%	-3.9%	-2.8%
96	-3.1%	-1.6%	-1.7%	-0.5%	-3.7%	-5.7%
97	-2.4%	-1.7%	-0.9%	-0.2%	0.1%	3.5%
98	-4.0%	-3.7%	-3.3%	-1.5%	1.1%	-0.5%
99	-5.8%	-6.6%	-8.0%	-6.0%	-4.4%	-2.6%
(a) prom. 91-96	-0.6%	0.2%	1.3%	1.4%	-0.3%	-0.6%
(b) prom. 97-99	-4.1%	-4.0%	-4.1%	-2.6%	-1.1%	0.1%
(b)-(a)	-3.4%	-4.2%	-5.4%	-4.0%	-0.8%	0.7%

FUENTE:Elaboración propia en base a ENIA

Acceso a Crédito

Una hipótesis alternativa para la mayor caída del empleo en las plantas pequeñas se basa en diferencias en el acceso a crédito que enfrentan distintas empresas. En particular, se argumenta que la fracción de préstamos a empresas consideradas de mayor riesgo por los intermediarios financieros cae cuando los préstamos totales caen. En otras palabras, hay una fuga hacia la calidad cada vez que los créditos totales se contraen. Nota: Esta hipótesis no se refiere a diferencias en el acceso a crédito entre empresas de distinto tamaño que persisten en el tiempo sino a cómo cambia en forma diferencial el acceso al crédito en contracciones o expansiones.

Bernanke, Gertler y Gilchrist (1996)⁴ documentan un proceso de fuga hacia la calidad en Estados Unidos. En particular, argumentan que en el comienzo de una recesión la deuda de corto plazo emitida por firmas pequeñas cae considerablemente más que la emisión de deuda.

Hay dos estudios que aportan evidencia de una fuga hacia la calidad en el sistema bancario chileno⁵. Caballero (2002) muestra que las colocaciones a grandes deudores aumentan su importancia dentro de las colocaciones totales a partir de 1998, a la vez que aumenta el tamaño promedio de las colocaciones grandes. Alfaro et al (2002), utilizando datos de empresas listadas en bolsa, encuentran que la deuda bancaria de corto plazo a empresas pequeñas cae en relación a la deuda bancaria de corto plazo a empresas grandes en periodos que siguen una contracción monetaria.

Lo que nos importa para entender los efectos de una contracción crediticia sobre el consumo y la inversión es la evolución de los flujos de deuda. Construimos una proxy para estos flujos usando la variación neta del stock de colocaciones del sistema financiero. Lo interesante, entonces, no es la tasa de cambio de las colocaciones, sino que las variaciones en dicha tasa.

4 Bernanke, Gertler y Gilchrist (1996), "The Financial Accelerator and the Flight to Quality", *Review of Economics and Statistics* 78(1).

5 Caballero, R. (2002), "Coping with Chile's External Vulnerability: A Financial Problem", mimeo MIT. Alfaro, R., H. Frankel, C. García y A. Jara (2002), "The Bank Lending Channel and the Monetary Transmission Mechanism: The Case of Chile" mimeo Banco Central de Chile.

La figura A2.1 muestra la evolución del cambio en colocaciones del sistema financiero para el periodo 1992 a 2001. Se observa una caída pronunciada del cambio en el total de colocaciones como % del PIB en 1999. En este mismo año se observa una caída en el % del la inversión total (y la formación bruta de capital fijo) financiado con deuda del sistema financiero. La evolución de ambas variables sugiere una contracción crediticia en 1999 la cual se comienza a recuperar a partir del año 2000 llegando a niveles pre-998 en el año 2001.

La figura A2.2 reproduce los resultados de Caballero (2002) extendiendo la muestra y utilizando el crédito a empresas en vez de crédito total⁶. En la figura se grafican las tasas de crecimiento de las colocaciones a pequeños y grandes deudores. Nótese que la clasificación por tamaño se construye en base a los pasivos intermediados por el sistema financiero doméstico y, por lo tanto, no corresponde al monto del préstamo ni al monto total de los pasivos de cada deudor. En la figura se observa un cambio importante en la tasa de crecimiento de las colocaciones a grandes deudores a comienzos de 1998.

En resumen, durante 1999 y 2000 se observa una caída en el crecimiento de las colocaciones, a la vez que a partir de 1998 se observa un cambio en la composición de dichos créditos, consistente con un proceso de fuga a la calidad. Aunque no podemos cuantificar la importancia de este mecanismo para las diferencias en la evolución del empleo por tamaño de planta que documentamos arriba, nos es imposible descartar al proceso de fuga a la calidad como una posible explicación.

Finalmente, es importante notar que esta fuga a la calidad puede ser eficiente desde un punto de vista económico y no ser la consecuencia de un subdesarrollo del mercado del crédito. De hecho, como ya mencionamos, este fenómeno se observa en países con sistemas financieros muy desarrollados como los EEUU⁷.

6 Para controlar en parte por cambios en la mezcla empresas-personas del crédito.

7 Para una discusión sobre las PYME y el acceso a crédito ver Cabrera, A, de la Cuadra, S., Galetovic, A. y Sanhueza, R. (2002), "Las PYMEs: quienes son, cómo son y qué hacer con ellas?" Mimeo Centro de Economía Aplicada, U. De Chile.

FIGURA A2.1: COLOCACIONES SISTEMA FINANCIERO

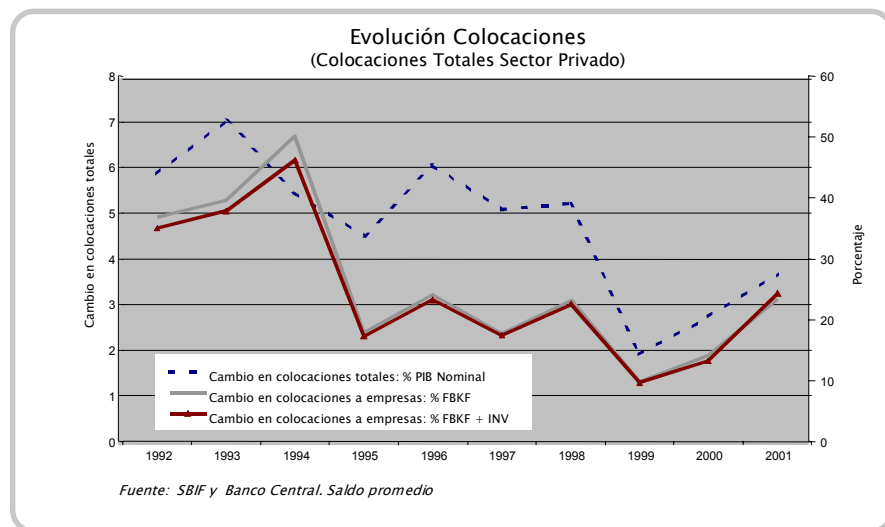
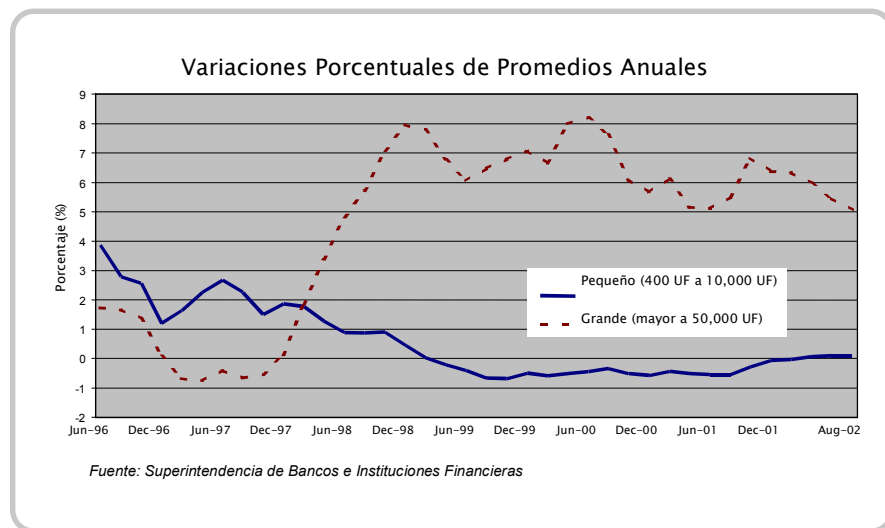


FIGURA A2.2: COLOCACIONES POR TAMAÑO

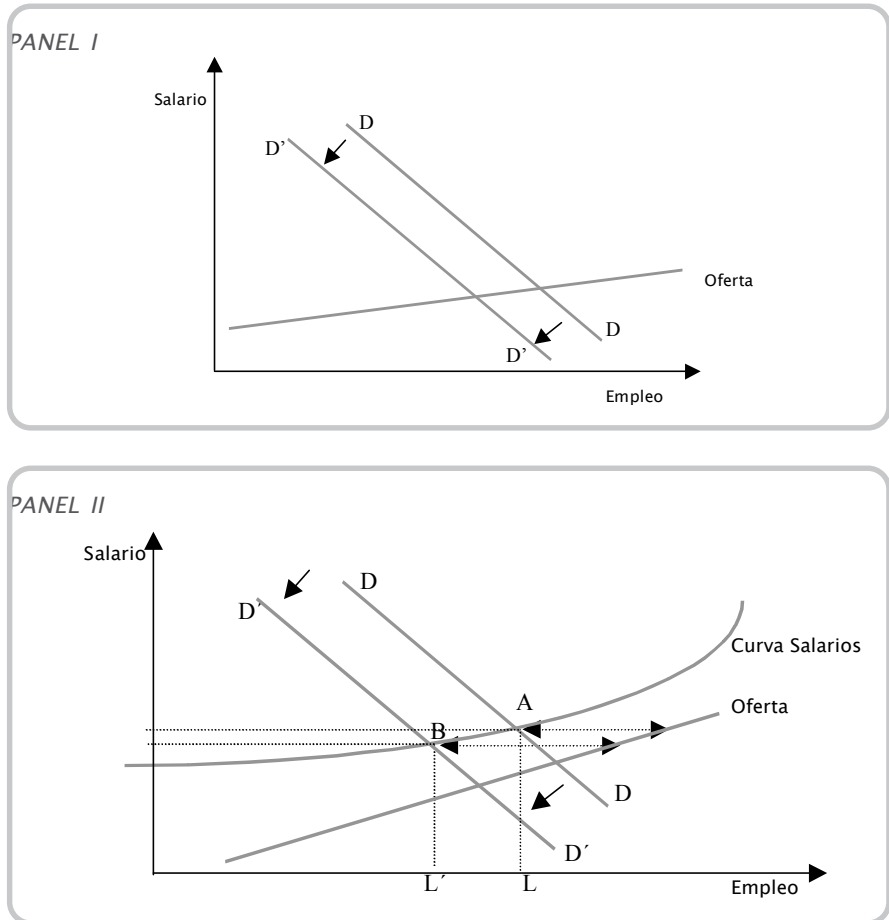


APENDICE 3. El efecto de la una elevada elasticidad de la oferta sobre los salarios

En este apéndice se muestra el efecto que una oferta de trabajo muy pro-cíclica tiene sobre el comportamiento del mercado de trabajo y la determinación de salarios a lo largo del ciclo económico.

FIGURA A3.1

El efecto de una elevada prociclicidad de la oferta de trabajo sobre los salarios



En el panel A de la figura A3.1 se muestra el equilibrio en el mercado de trabajo en una economía donde no hay desempleo, es decir donde el empleo y los salarios se determinan a partir de la demanda y la oferta de trabajo y donde la curva de oferta agregada es muy elástica o "plana". Este hecho implica que movimientos cíclicos en la demanda de empleo que desplazan la demanda de D hasta D' , conllevan grandes movimientos en el empleo y pequeños movimientos en los salarios. Este modelo, sin embargo, no permite incorporar cambios en el desempleo. El panel B de la Figura A3.1 describe el comportamiento del mercado de trabajo en una economía con una oferta agregada muy elástica ("plana") y en donde la existencia de salarios de eficiencia implica que en equilibrio existe un cierto nivel de desempleo. En este contexto, el salario que las empresas deben pagar a los trabajadores para motivarles a inducir esfuerzo o para evitar que se vayan a otra empresa depende de la probabilidad de que estos encuentren otro empleo alternativo. Esto se puede expresar como:

$$w_t = F(a_t)\bar{L} \text{ y donde } F'(a) < 0$$

A su vez, la probabilidad de encontrar un empleo, denominada a_t se puede escribir como:

$$a_t = \frac{V_t}{U_t} = \frac{V_t}{\bar{L} - L_t - NP_t}$$

donde V es el número de vacantes y U es el número de personas buscando un empleo. El número de desempleados, a su vez, se puede escribir como la población total en edad de trabajar ($\bar{L}$) menos el empleo (L) y menos la población fuera de la fuerza de trabajo (NP).

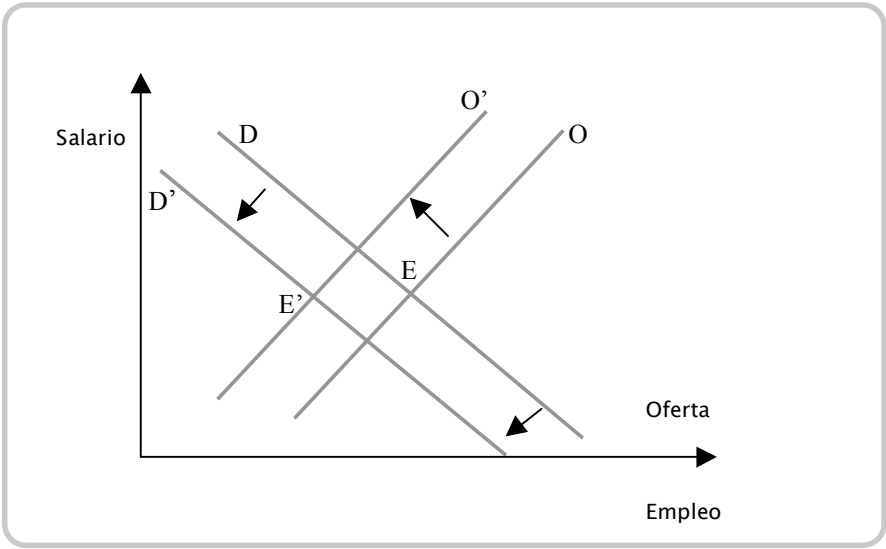
Cuanto más pro-cíclico es NP , es decir cuanto mas aumenta la participación cuando aumenta la demanda de trabajo, menos varía a en el ciclo y más plana es la curva de salarios. Para ver esto es útil considerar primero el caso opuesto donde NP no varía en el ciclo. En este caso, una caída de la demanda de trabajo de D hasta D' supone una caída en el empleo y un crecimiento en el desempleo. Esto, a su vez, supone que la probabilidad de encontrar un empleo, a , se reduce y, por lo tanto, los salarios en equilibrio caen. Cuando NP crece cuando L cae, sin embargo, la tasa de desempleo U varía menos que la tasa de empleo lo cual, a su vez, implica que la probabilidad de encontrar un empleo alternativo también varía menos que el empleo. Esto implica que ante un shock negativo en el empleo, el salario que un empleador debe pagar a un trabajador a fin de

que este esté motivado o no se vaya a otro empleo, cae menos que en el caso cuando el número de NP no varía. Cuanto más pro-cíclico sea el movimiento en NP menos se mueven los salarios ante cambios en el empleo y por lo tanto más plana es la curva de salarios. Véase que el desempleo (medido por la distancia horizontal entre el empleo (L) y la oferta de trabajo) aumenta en la recesión, pero aumenta menos que la caída en el empleo. Por su parte, la caída en el empleo para un movimiento determinado en la demanda de trabajo, cae más cuanto más plana es la curva de salarios.

Una elevada elasticidad participación-salario no es el único determinante de una elevada pro-ciclicidad de la participación. Si la curva de oferta se desplaza a la derecha en expansiones y a la izquierda en recesiones, el efecto sobre los salarios en equilibrio puede ser parecido al ejercido por una elevada elasticidad de la oferta. En el gráfico A.3.2, una recesión provoca un desplazamiento a la baja de la demanda de trabajo y un desplazamiento de la oferta de trabajo hacia la izquierda. Los salarios resultantes en el nuevo equilibrio con menor demanda y menor oferta (E') son muy similares a los iniciales (E). Este desplazamiento puede ser debido, por ejemplo, a que para formular sus decisiones de participación los individuos no toman en consideración el salario, sino el salario esperado, entendido como el salario que se obtendrá en el mercado multiplicado por la probabilidad de encontrar un empleo. Como la probabilidad de encontrar un empleo cae en una recesión, el salario esperado cae aún si los salarios se mantienen constantes. En el siguiente sub-apartado se desarrolla este punto, modelando la decisión de participación de los individuos a fines de obtener una especificación empírica que permita estimar movimientos a lo largo de la curva de oferta (es decir, la elasticidad de los salarios) así como posibles movimientos de la curva de oferta cuando las condiciones económicas varían.

FIGURA A3.2

Movimientos de las curvas de oferta y demanda de empleo en una recesión



Estimación de una curva de oferta de trabajo

Nuestro punto de partida para la estimación de una oferta de trabajo es un modelo de sustitución inter-temporal del trabajo. Asumimos que en los individuos en Chile y México maximizan la suma descontada de la utilidad del consumo futuro sujeto a una restricción presupuestaria inter-temporal. Asumimos también que todos los empleos especifican un número de horas obligatorias de trabajo H y que los individuos sólo deciden si participan y trabajan H horas o no participan. En este contexto, un individuo decidirá participar si la utilidad marginal del consumo esperado que derivará del ingreso del trabajo es mayor que la desutilidad del esfuerzo de trabajar. Formalmente:

$$\alpha C_t^{\alpha-1} W_t H \pi_t \geq \mu$$

donde $\alpha < 1$ es un parámetro de la función de utilidad, C_t es el consumo, W_t denota el salario por hora, μ denota la desutilidad del esfuerzo y π_t denota la probabilidad de encontrar un empleo en el periodo t . La probabilidad de encontrar

un empleo se puede modelar como el cociente de la tasa de vacantes (v) sobre la fuerza de trabajo dividido por la tasa de desempleo, U

$$\pi_t = v/u = v(dy_t)/U_t.$$

Asumimos que el número de vacantes depende positivamente de la tasa de crecimiento de la economía: cuando la economía se acelera se crean nuevas vacantes, mientras que en periodos de desaceleración la tasa de vacantes disminuye. Finalmente, bajo el supuesto que la desutilidad del esfuerzo se distribuye con una función $F(\mu)$, se obtiene que la tasa de participación en la economía P_t se puede representar como :

$$P_t = F^I(\alpha C_t^{\alpha-1} W_t H \pi) = F^I(\alpha C_t^{\alpha-1} W_t H v_t/U_t).$$

Finalmente, asumiendo un modelo de probabilidad lineal y tomando logaritmos y primeras diferencias nos queda la siguiente especificación:

$$dp_t = a + b*dc_t + c*dw_t + d*(dy)_t + e*du_t + \varepsilon_t$$

donde dy_t y u_t representan respectivamente el crecimiento en el producto interno bruto (PIB) y el logaritmo de la tasa de desempleo en el periodo. A su vez, haciendo uso de las condiciones de primer orden para el consumo, la condición anterior se puede escribir como

$$dp_t = a' + b*r_{t+1} + c*dw_t + d*(dy)_t + e*du_t + \kappa_t$$

donde r_{t+1} denota la tasa de interés real entre el periodo t y el periodo $t+1$. El término de error κ_t incorpora un error de predicción de los individuos dado que éstos toman sus decisiones de consumo y participación en base a la tasa de interés real esperada. Si las expectativas están formadas de acuerdo al modelo de expectativas racionales, toda la información conocida en el periodo t , será incorporada en la formación de expectativas y, por tanto, el término de error sólo contendrá sorpresas entre el periodo t y $t+1$. Es decir

$$r_{t+1} = E_t(r_{t+1}) + \gamma_{t+1}$$

donde $E_t(r_{t+1})$ denota la esperanza de r_{t+1} condicionada a la información conocida en el periodo t .

Para realizar este ejercicio tomamos datos de participación de frecuencia trimestral. El periodo de nuestra muestra abarca del primer trimestre del año 1986 al primer trimestre del año 2002 para Chile y del segundo trimestre del año 1987 al tercer trimestre del año 2001 para México. La fuente para Chile es el INE; la fuente para México es INEGI. A su vez, tomamos datos de salarios a nivel agregado para ambos países a partir de las mismas fuentes⁸. Los datos de crecimiento del PIB son tomados de los WBDI (World Bank Development Indicators) Finalmente, construimos una tasa de interés real en base a la tasa promedio de interés de colocaciones a 90–365 días medida en UF para Chile y la tasa nominal corriente de depósitos a 180 días deflactada por la inflación durante ese periodo para México. Las fuentes de ambas tasas son el Banco Central de Chile y México, respectivamente.

8 No fue posible obtener datos de salarios por grupos de edad y género que correspondieran a las mismas particiones por edad y género disponibles para la tasa de participación

TABLA A3.1: OFERTA AGREGADA PARA CHILE

Estimación por MCO				
Modelo:	1	2	3	4
# obs:	61	57	53	49
Var.dependiente:	dp	dp	dp	dp
Constante	-0.004 (-0.75)	-0.006 (-1.08)	-0.007 (-1.08)	0.010 (1.31)
dw	0.052 (1.02)	0.133 (2.46)	0.088 (1.41)	-0.009 (-0.15)
r[t+1]	0.046 (0.87)	0.033 (0.56)	0.030 (0.47)	-0.170 (-2.44)
d(dy)		-0.040 (-1.68)		-0.042 (-0.93)
du		-0.013 (-2.04)		-0.010 (-1.33)
dw[t-1]			-0.011 (-0.21)	0.046 (0.75)
dw[t+1]			0.122 (1.75)	0.156 (2.29)
d(dy) [t+1]				-0.012 (-0.34)
d(dy) [t-1]				-0.036 (-1.19)
du [t+1]				0.013 (1.53)
du [t-1]				-0.019 (-2.65)
R-sq	0.03	0.192	0.128	0.512
Ho_1: Pr>F			0.049	0.045
Ho_1, F: $dw+dw[t+1]+dw[t-1] = 0$				

Estadístico t entre paréntesis

Las tablas A.3.1 y A.3.2 resumen los resultados de estimar las especificaciones arriba indicadas usando datos agregados para Chile y México, respectivamente. Aunque las muestras son relativamente pequeñas y los coeficientes están estimados con baja precisión, es aparente de la comparación entre Chile y México que la elasticidad de la participación a cambios en los salarios es mayor en Chile que en México. En las especificaciones donde solamente se incluyen variables contemporáneas, el coeficiente de los salarios tiende a ser mayor y con mayor nivel de significancia en Chile que en México. En las especificaciones donde

también se incluyen variables rezagadas y adelantadas, la respuesta de la participación a cambios en los salarios se mide como la suma de los coeficientes de $dw + dw[t+1] + dw[t-1]$ la cual es positiva y estadísticamente significativa en Chile y no diferente de cero en México. Así pues, la evidencia sugiere que la elasticidad de la oferta agregada a cambios en los salarios es positiva y diferente de cero en Chile, mientras que no es diferente de cero en México. En otras palabras, la curva de oferta es más plana en Chile que en México y, por lo tanto, para un igual desplazamiento de la demanda de trabajo, cambios en la participación serían mayores en Chile que en México.

TABLA A3.2: OFERTA AGREGADA PARA MEXICO.

Estimación por MCO				
Modelo:	1	2	3	4
# obs:	51	51	43	43
Var.dependiente:	dp	dp	dp	dp
Constante	0.003 (2.98)	0.003 (3.25)	0.004 (3.75)	0.004 (4.21)
dw	0.013 (1.07)	0.008 (0.64)	0.032 (2.47)	0.023 (1.31)
$r[t+1]$	-0.028 (-0.89)	-0.040 (-1.34)	-0.013 (-0.36)	-0.050 (-1.40)
d(dy)		0.045 (3.04)		0.011 (0.36)
du		0.008 (1.72)		0.024 (4.08)
dw[t-1]			-0.034 (-2.67)	-0.089 (-4.69)
dw[t+1]			-0.012 (-0.84)	0.028 (1.53)
d(dy) [t+1]				-0.027 (-1.00)
d(dy) [t-1]				0.009 (0.48)
du [t+1]				0.010 (1.41)
du [t-1]				-0.009 (-1.73)
R-sq	0.034	0.202	0.22	0.571
Ho_1: Pr>F			0.496	0.157
Ho_1, F: $dw + dw[t+1] + dw[t-1] = 0$				

Estadístico t entre paréntesis

La determinación de los salarios, empleo y tasa de participación a lo largo del ciclo económico, no sólo dependen de la elasticidad de la oferta de trabajo, sino también de posibles desplazamientos de la curva de oferta, debidos a cambios en la tasa de crecimiento o cambios en la tasa de desempleo. Los resultados presentados en las tablas A.3.1 y A.3.2 indican que, en general, la oferta de trabajo tiende a estar positivamente asociada con cambios en la actividad económica en México pero no en Chile. Ello puede ocurrir debido a que la variable cambios en la actividad económica no sólo captura cambios en la probabilidad de encontrar un empleo, sino también posibles cambios en las rentas no salariales que afectan la decisión de participar. En el caso de Chile, ese efecto ingreso dominaría el efecto de cambios en la probabilidad de encontrar un empleo. Cuando la economía crece, los individuos son más ricos y por lo tanto desean trabajar menos que en recesiones. Por otro lado, los coeficientes en la tasa de desempleo son los esperados en Chile: un aumento en la tasa de desempleo contemporáneo o pasado reduce la tasa de participación. En México, por el contrario, un aumento de la tasa de desempleo está asociado con un aumento en la tasa de participación. Esta relación positiva puede estar causada por la endogeneidad de la tasa de desempleo a cambios en la participación. Estimaciones por variables instrumentales no reportadas en este estudio sugieren que este efecto tiende a desaparecer, cuando la causalidad reversa entre la participación y el desempleo se toma en cuenta.

Dado que existe una respuesta diferente de la participación laboral a cambios en salarios, tasa de crecimiento económico y tasa de desempleo en México y Chile, la comparación de los coeficientes para las especificaciones de uno y otro país, variable por variable, no permite determinar si la oferta de trabajo es más o menos pro-cíclica en Chile que en México. Una mejor forma de comparar se obtiene si se predicen los cambios en la oferta laboral para uno y otro país cuando se alimentan ambos modelos con el mismo conjunto de shocks. En nuestro caso, obtenemos el comportamiento predicho de la oferta de trabajo en Chile para el periodo 1988-2000 dados los cambios observados en los salarios, tasa de crecimiento económico y tasa de desempleo y los comparamos con los predichos para México, usando la especificación (modelo 4) estimada para México y los shocks observados en Chile. El resultado de esta comparación se muestra en la Figura A3.3. Como puede verse, para un mismo tamaño de cambios en las variables exógenas, se produce una mayor pro-ciclicalidad y una mayor variabilidad de la participación en Chile.

En definitiva, los datos disponibles sugieren que existan diferencias en el comportamiento agregado de la participación en México y en Chile; diferencias que pueden, en principio, explicar por qué los salarios se mueven menos en el ciclo económico en Chile que en otros países.

FIGURA A3.3

