

Banco Central de Chile  
Documentos de Trabajo

Central Bank of Chile  
Working Papers

N° 320

Mayo 2005

## **LA CURVA DE SALARIOS EN CHILE**

Pablo García

Paulina Granados

---

La serie de Documentos de Trabajo en versión PDF puede obtenerse gratis en la dirección electrónica: <http://www.bcentral.cl/esp/estpub/estudios/dtbc>. Existe la posibilidad de solicitar una copia impresa con un costo de \$500 si es dentro de Chile y US\$12 si es para fuera de Chile. Las solicitudes se pueden hacer por fax: (56-2) 6702231 o a través de correo electrónico: [bcch@bcentral.cl](mailto:bcch@bcentral.cl).

Working Papers in PDF format can be downloaded free of charge from: <http://www.bcentral.cl/eng/stdpub/studies/workingpaper>. Printed versions can be ordered individually for US\$12 per copy (for orders inside Chile the charge is Ch\$500.) Orders can be placed by fax: (56-2) 6702231 or e-mail: [bcch@bcentral.cl](mailto:bcch@bcentral.cl).



**BANCO CENTRAL DE CHILE**

**CENTRAL BANK OF CHILE**

La serie Documentos de Trabajo es una publicación del Banco Central de Chile que divulga los trabajos de investigación económica realizados por profesionales de esta institución o encargados por ella a terceros. El objetivo de la serie es aportar al debate temas relevantes y presentar nuevos enfoques en el análisis de los mismos. La difusión de los Documentos de Trabajo sólo intenta facilitar el intercambio de ideas y dar a conocer investigaciones, con carácter preliminar, para su discusión y comentarios.

La publicación de los Documentos de Trabajo no está sujeta a la aprobación previa de los miembros del Consejo del Banco Central de Chile. Tanto el contenido de los Documentos de Trabajo como también los análisis y conclusiones que de ellos se deriven, son de exclusiva responsabilidad de su o sus autores y no reflejan necesariamente la opinión del Banco Central de Chile o de sus Consejeros.

The Working Papers series of the Central Bank of Chile disseminates economic research conducted by Central Bank staff or third parties under the sponsorship of the Bank. The purpose of the series is to contribute to the discussion of relevant issues and develop new analytical or empirical approaches in their analyses. The only aim of the Working Papers is to disseminate preliminary research for its discussion and comments.

Publication of Working Papers is not subject to previous approval by the members of the Board of the Central Bank. The views and conclusions presented in the papers are exclusively those of the author(s) and do not necessarily reflect the position of the Central Bank of Chile or of the Board members.

Documentos de Trabajo del Banco Central de Chile  
Working Papers of the Central Bank of Chile  
Agustinas 1180  
Teléfono: (56-2) 6702475; Fax: (56-2) 6702231

## **LA CURVA DE SALARIOS EN CHILE**

**Pablo García**  
Gerente de Análisis Macroeconómico  
Banco Central de Chile

**Paulina Granados**  
Economista  
Gerencia de Análisis Macroeconómico  
Banco Central de Chile

### **Resumen**

Este trabajo evalúa la existencia de una relación entre el salario individual y la tasa de desocupación local y por rama de actividad económica —la curva de salarios— en la economía Chilena a partir de la década de los noventa. Se aprovechan las distintas fuentes de información nacionales disponibles, incluyendo la encuesta CASEN y la ESI. La evidencia apunta de manera clara a la existencia de una curva de salarios en Chile. El coeficiente que relaciona tasa de desocupación local y por sector económico con salario individual es  $-0,04$  y  $-0,13$ , respectivamente, similar a la encontrada en otros estudios para otras economías. Se encuentra evidencia, además, de mayor sensibilidad del salario al movimientos en la tasa de desempleo local y sectorial para el período posterior a 1999.

### **Abstract**

This paper analyses the relationship between an individual's wage and unemployment in her region and industrial sector —the Wage Curve— in Chile from the 1990s onwards. It uses a host of national survey evidence, including the CASEN (Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional) and ESI (Encuesta Suplementaria de Ingreso) surveys. The evidence clearly points to the existence of a Wage Curve in Chile. The coefficient that relates individual wage with local unemployment rate is  $-0.04$ , and  $-0.13$  in the case of the sectoral unemployment rate, both similar to those found in studies for other economies. Moreover, after 1999 the responsiveness of wages to local/sectoral unemployment rates seems to have increased.

---

Las opiniones entregadas en este trabajo son las de los autores y no reflejan necesariamente las del Banco Central de Chile.

E-mail: [pgarcia@bcentral.cl](mailto:pgarcia@bcentral.cl); [pgranados@bcentral.cl](mailto:pgranados@bcentral.cl).

## 1. Introducción

En las estimaciones tradicionales de curva de Phillips (de salarios o inflación), típicamente se encuentra una relación negativa entre las medidas de desempleo o de brechas de capacidad y los *cambios* en los precios o los salarios. Esta relación refleja, a su vez, una parte relevante del mecanismo de transmisión de la política monetaria a la inflación en el contexto de modelos estructurales de la economía, utilizados habitualmente para realizar proyecciones o simulaciones. Sin embargo, esta relación empírica no permite *identificar* la estructura del mercado laboral que está detrás de la dinámica de los salarios, el empleo y la inflación.

Los primeros intentos para entender la relación de largo plazo entre salarios y desempleo relevantes para este trabajo se encuentran en Harris y Todaro (1970) y Hall (1970,1972), quienes argumentaban que regiones que tuvieran alto nivel de desempleo tendrían, también, alto nivel de salarios. La idea central subyacente es que regiones con alto desempleo, desde el punto de vista de uno de sus habitantes, se vuelven lugares menos agradables para vivir. La principal razón para lo anterior<sup>1</sup>, *ceteris paribus*, es que para el individuo se vuelve relativamente difícil encontrar un trabajo ahí, por lo que los habitantes de la región tendrían incentivos para emigrar a otras zonas. Obviando soluciones coercitivas, ofrecer salarios altos es la única respuesta de los empleadores para retenerlos, pues los trabajadores no tolerarán desempleo similar a menos que sean compensados con un buen salario una vez contratados<sup>2</sup>. Una explicación en la misma línea es válida dependiendo del sector económico dónde se desenvuelva en trabajador: si el desempleo industrial aumenta fuertemente, por ejemplo, los empresarios aumentarían los salarios para evitar que los trabajadores *emigren* a otros sectores de la economía.

A mediados de la década de los ochenta no había mayor controversia con respecto a las fuerzas que dirigen la relación entre salario y desempleo. El marco teórico de Harris y Todaro (1970) y Hall (1970,1972) se transformó en la teoría ortodoxa: alto nivel de desempleo regional/sectorial provoca mayores salarios locales/sectoriales.

Supongamos que la estrategia empírica de estimación dentro de este marco se refleja en una ecuación como (1), donde por simplicidad se impone la hipótesis de homogeneidad, todas las variables se presentan como logaritmos.  $\Delta$  es el operador de primeras diferencias,  $w$  es el salario nominal,  $p$  el nivel de precios, el subíndice  $t$  corresponde al tiempo, mientras que  $U$  es la tasa de desocupación y se introduce un término de error. Los coeficientes  $\alpha$  se obtienen por métodos estadísticos tradicionales.

$$\Delta w = \alpha_0 + \Delta p - \alpha_1 U_{-1} + \varepsilon \quad (1)$$

Una vez obtenida la estimación, ¿permite esta especificación recuperar la estructura verdadera de la economía? En particular, ¿permite la estimación de (1) encontrar los determinantes del salario real de equilibrio, como la correlación de largo plazo con la tasa de desocupación?. Veremos que es fácil llegar a una respuesta negativa a estas preguntas. A continuación se desarrolla una primera coherente con el marco esbozado anteriormente.

---

<sup>1</sup> Una razón secundaria podría ser el aumento de la delincuencia, por ejemplo.

<sup>2</sup> Blanchflower y Oswald (1994) hacen una completa revisión bibliográfica de la literatura económica con respecto a este tema, durante la década de los 70s y 80s.

En efecto, una primera manera —que llamaremos neo-clásica— de interpretar la estimación (1) resulta de suponer que el desempleo, más allá de factores de tipo estructural, es producto de desequilibrios entre oferta y demanda por trabajo. Esto lleva, por ejemplo, a una dinámica de corto plazo en la economía en la que los salarios nominales se ajustan de forma de compensar por movimientos en la inflación y para cerrar la brecha entre el salario real de equilibrio de largo plazo y el salario real efectivo, ambos rezagados en un período<sup>3</sup>

$$\Delta w = \Delta \omega^* + \Delta p - \theta(\omega_{-1} - \omega_{-1}^*)$$

Por lo tanto, en este caso se dará que si el salario real  $\omega = w - p$  supera al salario real de equilibrio  $\omega^*$ , entonces la tasa de desocupación  $U$  es superior a la tasa natural de desocupación  $U^*$ . Por lo tanto, en este caso la estimación de la ecuación (1) en realidad captura la siguiente relación:

$$\Delta w = \widetilde{\alpha}_0 + \Delta p - \alpha_1(U_{-1} - U_{-1}^*) + \varepsilon$$

donde

$$\widetilde{\alpha}_0 = \alpha_0 - \alpha_1 U_{-1}^*$$

Por lo que se puede deducir que

$$\Delta \omega^* = \widetilde{\alpha}_0$$

Así, aunque no es posible deducir el nivel del salario real de equilibrio  $\omega^*$ , se da el caso que en esta interpretación

$$\frac{\partial U^*}{\partial \omega^*} = \frac{\theta}{\alpha_1} > 0$$

lo que es inambiguamente positivo: tasas de desocupación más altas en equilibrio se asocian con salario real de equilibrio también más alto. Ello no es de extrañar: en esta especificación las combinaciones de equilibrio entre salario real y desempleo ocurren a lo largo de una demanda por trabajo, que tiene pendiente negativa.

Hacia finales de los 80s comienza a forjarse el cambio de paradigma que concluirá en la formulación de la curva de salarios por Blanchflower y Oswald (1994). La evidencia que empieza a emerger, a partir de datos microeconómicos, dice que el salario regional y la tasa de desempleo regional están negativamente correlacionadas: un trabajador que vive en una zona de alto desempleo tiene un salario más bajo que un individuo idéntico que habita una zona de menor desempleo. De manera muy general, la curva de salarios queda descrita por la siguiente fórmula:

---

<sup>3</sup> Para una curva de Phillips de inflación el argumento es similar, porque utiliza como insumo una curva de Phillips salarial como la presentada.

$$w - p = -0.1 * \ln U + \text{otros terminos}$$

donde  $w-p$  es el logaritmo del salario real,  $\ln U$  es el logaritmo del desempleo en la zona/sector de trabajo del individuo y los *otros términos* en la ecuación son variables de control tanto para las características del individuo como de la región/sector económico que habita.

La curva de salarios no puede ser explicada dentro del marco de un análisis de oferta y demanda por trabajo en mercados competitivos, donde el desempleo es la diferencia entre la demanda y la oferta. Mientras más alto el salario, mayor es el nivel de desempleo, lo que resulta exactamente opuesto a la curva de salarios. Blanchflower y Oswald (1994) sugieren que pensar acerca del mercado bajo este modelo es errado<sup>4</sup>. Dado que el modelo de mercado competitivo no entrega soporte teórico a la curva de salarios, aparecen explicaciones no competitivas que la sostienen y que a continuación se esbozan<sup>5</sup>.

Bajo el *modelo de negociación*, mientras más trabajadores ocupados, mayor el poder de negociación de éstos, lo que se deriva del hecho de que si renunciaran, la empresa tendría que encontrar a otro trabajador. Reemplazarlo por alguno que se ajuste a la descripción del puesto puede llevar tiempo y, si requiere capacitación, además requiere dinero. El poder de negociación que tenga un trabajador claramente depende del puesto que ocupe. Reemplazar a trabajadores que realizan actividades poco especializadas, donde las personas postulan masivamente, no son muy costosas, por lo que el poder de negociación de los trabajadores es bajo (por ejemplo, reponedores en supermercados). Sin embargo, un trabajador muy calificado y que realiza excepcionalmente bien su trabajo puede ser muy difícil de sustituir. Esto le confiere más poder de negociación y si, por ejemplo, pidiera un salario más alto, la empresa podría muy bien decidir dárselo. La situación del mercado laboral también afecta el poder de negociación. Un alto grado de desempleo en el mercado laboral circundante inhibe la habilidad de los trabajadores para apropiarse de una mayor proporción del excedente a ser dividido con el empleador. Si hay bajo desempleo circundante, la empresa tendrá mayor dificultad para encontrar un sustituto aceptable, lo cual aumentará, a su vez, el poder de negociación de los trabajadores ocupados, que entonces podrán conseguir salarios más altos. En un mercado que tenga un elevado desempleo, es mucho más fácil encontrar buenos sustitutos (incluso para los trabajadores especializados). En esta situación, los trabajadores ocupados tienen menor poder de negociación y pueden verse obligados a aceptar una reducción de los salarios. Vemos, pues, que la curva de salarios queda bien explicada por modelos de este tipo.

Dejando a un lado el poder de negociación de los trabajadores, las propias empresas pueden querer pagar un salario superior al de reserva –o aquél al cual los trabajadores están indiferentes entre trabajar y no trabajar -. Desean que sus trabajadores sean productivos y el salario puede ayudar a conseguir ese objetivo. La característica de *modelos de salarios de eficiencia* es que la firma fija el salario en un ambiente donde el salario influencia la productividad. En equilibrio, la firma maximiza utilidades y el trabajador decide qué tanto esforzarse en el trabajo. Si el costo de *holgazanear* es bajo, el empleado se esfuerza poco. La tasa de desempleo juega un rol importante pues determina qué tan fácilmente un

---

<sup>4</sup> Según un artículo de Solow (1990), pareciera haber algo especial acerca del trabajo como *commodity* y, por lo tanto, acerca del mercado del trabajo en sí mismo.

<sup>5</sup> Ver Blanchflower y Oswald (1994) para explicación detallada.

trabajador descubierto puede encontrar otro trabajo. En un mercado laboral altamente deprimido -es decir, con alto desempleo-, los trabajadores no quieren perder sus trabajos, entonces se esfuerzan incluso si el salario es bajo. Dicho de otra manera, un aumento marginal en el desempleo lleva a la correspondiente caída marginal en el nivel de salarios. El desempleo es un aparato disciplinario en este modelo: cuando es alto, el salario puede bajar. Por lo tanto, existe una interpretación de salarios de eficiencia para la curva de salarios.

A través de *modelos de contratos de trabajo* también se puede explicar la correlación negativa entre salario y desempleo plasmada en la curva de salarios. Para iniciar el análisis, es necesario introducir el concepto de costos de transacción. Dichos costos surgen de utilizar el mercado y enfatizan la disponibilidad de información y el costo en que se incurre al no contar con ella. En una abstracción de tipo neoclásico, al no tener costos de transacción, de oportunidad, ni existir derechos de propiedad, la coordinación es espontánea: la información es completa, perfecta y oportuna; se posee toda información necesaria para decidir sin costo alguno. Pero como los costos de transacción son positivos, los agentes buscan una organización alternativa para evitarlos: una forma son los contratos. El contrato puede entenderse como un acuerdo entre dos partes que buscan establecer una relación económica teniendo en cuenta las restricciones de información. Los agentes ven en este mecanismo un medio para disminuir el costo de la información y minimizar la incertidumbre. Considere la situación en que los *shocks* de demanda ocurren aleatoriamente y la firma tiene que diseñar un paquete de remuneración que genere dinero y atraiga suficientes trabajadores. Si la firma es aversa al riesgo, deseará que el salario aumente en los tiempos buenos y caiga en los malos. Cuando hay un *boom*, muchos trabajadores están empleados. En una depresión, algunos son despedidos. He aquí las bases para un modelo en el cual el salario y desempleo están negativamente relacionados.

Volvamos a la idea de tratar de recuperar la verdadera estructura de la economía a partir de (1). Ya se derivó una que es coherente con la teoría ortodoxa: aumentos del desempleo provocan aumentos salariales. Ahora bien, una interpretación alternativa de los datos —que por referencia a este trabajo denominaremos de curva de salarios—, es que existe una relación de largo plazo *negativa* entre salario real de equilibrio y tasa de desempleo. Como se mostró anteriormente, esta idea es coherente con modelos teóricos del mercado laboral que consideran salarios de eficiencia, búsqueda o contratos implícitos. Un caso sencillo, útil para nuestros propósitos, ocurre cuando el salario nominal meta, fijado en un proceso de negociación colectiva, por ejemplo, depende del nivel de precios esperado, de la tasa de desocupación, y de una constante:

$$w = p^e + \beta_0 - \beta_1 U_{-1}$$

Si, por otro lado, el nivel de precios se determina competitivamente como un margen por sobre los costos laborales, entonces:

$$p = w + m$$

A partir de este modelo, se puede encontrar el salario real de equilibrio y la tasa de desocupación de equilibrio, dadas por

$$\omega^* = -m$$

$$U^* = \frac{m + \beta_0}{\beta_1}$$

lo que refleja que

$$\omega^* = \beta_0 - \beta_1 U^*$$

y por lo tanto

$$\frac{\partial U^*}{\partial \omega^*} = -\beta_1 < 0$$

La dinámica de ajuste en este modelo la proveen las expectativas en el proceso de negociación colectiva. Un supuesto simple es que éstas se determinan racionalmente, a partir de la forma cómo evolucionen los precios. Si la inflación es ruido blanco, entonces se tiene que

$$p = p_{-1} + \eta$$

$$p^e = p_{-1}$$

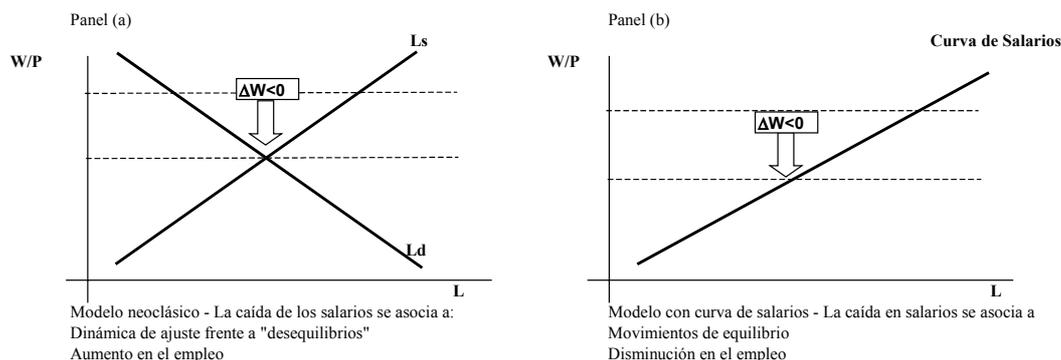
Insertando esto en la curva de salarios, se encuentra que

$$\Delta w = m + \beta_0 - \beta_1 U_{-1}$$

Lo que es equivalente a (1), dado el supuesto de ruido blanco en la inflación y de expectativas racionales.

De esta manera, una misma especificación empírica para la dinámica salarial, que relaciona negativamente la tasa de desocupación con el crecimiento de los salarios, es consistente a la vez con una visión del mercado laboral en que incrementos en el salario real llevan a disminuciones en el empleo, por movimientos a lo largo de una demanda por trabajo, y con una visión alternativa, en que aumentos del desempleo se asocian con caídas en el salario real. Esto resulta de que la estimación de (1) captura en el primer caso un ajuste parcial frente a desviaciones del pleno empleo, mientras que en el segundo identifica una relación de largo plazo entre desocupación y salario real. La Figura 1 muestra estos dos casos en forma esquemática.

**Figura 1: Dinámica salarial en distintos modelos.**



Los ejemplos sencillos presentados revelan la insuficiencia para entender la estructura del mercado laboral de estimar ecuaciones como (1), puesto que no llegan a identificar la estructura del mercado laboral, ni cuestiones básicas como la relación entre desempleo y salario real en el largo plazo.

Una manera de solucionar este problema es especificar de manera mucho más precisa el funcionamiento del mercado laboral, de manera de extraer hipótesis testeables con datos de series de tiempo. Aunque es una estrategia viable, tiene dificultades, inherentes al uso de datos agregados. En este trabajo utilizamos un marco metodológico alternativo, distinto al implementado habitualmente en macroeconomía empírica, de manera de detectar la relación de largo plazo entre la tasa de desempleo y el nivel del salario real.

Para ello, aquí replicamos para Chile la observación empírica, expuesta formalmente por primera vez en los estudios de Blanchflower y Oswald (1990, 1994 y 1995), que describen la relación entre el salario del trabajador y la tasa de desempleo en el mercado laboral local y sector económico en que se desenvuelve. Esta relación resulta ser en una diversidad de países una curva convexa y con pendiente negativa en el espacio salario/desempleo. La curva de salarios se estima típicamente usando datos a nivel micro y una ecuación de salarios microeconómica estándar, donde la tasa de desempleo regional/sectorial es una variable independiente adicional<sup>6</sup>. De encontrar una relación de este tipo para Chile, se validaría una visión como el segundo ejemplo dado más arriba, pudiendo así interpretar mejor los resultados empíricos de estimar curvas de Phillips tradicionales.

De manera de contribuir de forma robusta a un mejor entendimiento del mercado laboral en Chile, este trabajo considera la totalidad de las fuentes nacionales de información disponibles<sup>7</sup> para realizar las estimaciones, además de utilizar una diversidad de metodologías y grados de agregación. Las dos bases de datos utilizadas son aquellas en las que se puede cruzar información de mercado laboral y de ingreso: la encuesta de

<sup>6</sup> En general, además de la tasa de desempleo regional, se controla por un set de variables características propias del individuo, de la región que habita y del sector económico en el que se desenvuelve. El detalle de las variables de control utilizadas en este estudio y en la literatura económica se presenta en la sección 2.3.

<sup>7</sup> Utilizando la información individual proveniente de la Encuesta de Ocupación y Desocupación de la Universidad de Chile, Berg y Contreras (2002) encuentran evidencia de una curva de salarios para Santiago entre 1974 y 1996.

caracterización socioeconómica (CASEN) y la encuesta suplementaria de ingresos (ESI), módulo de la encuesta nacional del empleo (ENE). Desde el punto de vista metodológico, se procedió a realizar estimaciones *pooled* y de paneles a partir de cohortes sintéticos, esto último sobre la base de la metodología desarrollada en Granados (2002). Se escogieron, asimismo, dos niveles de agregación para la tasa de desempleo, por regiones y por sector económico.

Los resultados de este trabajo en general apoyan de manera bastante sólida la existencia de una curva de salarios para Chile, y de magnitud bastante similar USA y otras economías capitalistas. Sin embargo, se tiende a encontrar que la sensibilidad del salario real a cambios en la tasa de desempleo regional y sectorial ha aumentado en los años recientes. Una posible interpretación de este resultado es que el mercado laboral en Chile se ha ido flexibilizando. Destaca, además, que la magnitud de la elasticidad del salario al desempleo es menos negativa cuando se refiere a la región que habita el individuo que a la rama económica en la que se desempeña. Esto da cuenta de que posiblemente los individuos estarían cambiando de región para suavizar el impacto de movimientos en el desempleo local, pero que lo mismo no es posible por sector económico, dada la especificidad del tipo de trabajo desempeñado, mostrando que los mercados laborales sectoriales están menos integrados entre sí en momentos de caídas o desaceleración en el nivel de actividad, lo que produce la incidencia mayor de los cambios en la desocupación sobre el salario real en cada mercado laboral sectorial. También resulta interesante notar que en lo más reciente la elasticidad del salario a la tasa de desempleo regional y sectorial es más negativa que la obtenida para todo el período. Por último, cabe mencionar que al corregir por la generación a la que pertenece el individuo —manera teóricamente correcta de estimar perfiles de ingreso— la elasticidad del salario a la tasa de desempleo regional se mantiene sin modificaciones respecto de una estimación en la que no se incluye el efecto generacional, y que la elasticidad del salario a la tasa de desempleo sectorial se hace más negativa.

El trabajo está estructurado de la siguiente forma. En la sección siguiente se presenta la estrategia empírica, se describen los datos y se presentan los principales resultados. En la sección tres se muestran los resultados obtenidos en la literatura internacional y nacional, de manera de poner en contexto lo aquí encontrado. Finalmente, la cuarta sección concluye.

## **2. Estrategia empírica.**

### **2.1. Descripción de datos**

Los datos utilizados en este estudio provienen de la Encuesta Suplementaria de Ingreso (ESI) y de la Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN).

La ESI es un módulo que se agrega en el último trimestre del año a la Encuesta Nacional de Empleo (E.N.E.)<sup>8</sup>, encuesta de carácter nacional que levanta el Instituto Nacional de Estadísticas de Chile (INE) anualmente, desde 1990 (excepto para 1994). El objetivo de la ESI es conocer los ingresos percibidos por la población chilena. Esta se aplica a una muestra aproximada de ciento cincuenta mil personas distribuidas en tres submuestras

---

<sup>8</sup> Efectuada mensualmente por el Instituto Nacional de Estadísticas de Chile.

mensuales, a partir de la cual se pueden obtener estimaciones para el país, las regiones y algunas áreas menores. Se pregunta por todos los ingresos netos que cada persona recibió en un mes, tanto laborales como provenientes de otras fuentes. La información se encuentra disponible tanto para *personas* (todos los individuos perceptores o no de ingreso) como para *hogares* (estos últimos concebidos como unidad económica a la cual aportan, por definición, todos los miembros de él que reciben algún ingreso)<sup>9</sup>.

La Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN), se ha llevado a cabo desde el año 1985, con una periodicidad de dos años (excepto por los retrasos de un año ocurridos en 1990 y el 2003). Esta se aplica a una muestra aproximada de doscientas mil personas distribuidas en todo el país. Las encuestas CASEN realizadas hasta la fecha corresponden a los años 1985, 1987, 1990, 1992, 1994, 1996, 1998, 2000 y 2003. La Encuesta CASEN proporciona información acerca de las condiciones socioeconómicas de los diferentes sectores sociales del país, sus carencias más importantes, la dimensión y características de la pobreza, así como una cuantificación de las distintas fuentes del ingreso percibidas por los individuos.

En este estudio se utilizan los datos individuales entre 1990 y el año 2001, en el caso de la ESI, y entre 1990 y el 2003 para la CASEN<sup>10</sup>. Para la estimación de una curva de salarios los individuos relevantes de cada encuesta serán aquellos que se encontraban ocupados al momento de ser entrevistados. Se excluyen los ingresos provenientes de fuentes diferentes a las laborales, como arriendos, subsidios del Estado o transferencias entre personas, ya que la relación entre salario y desempleo es la que interesa cuantificar. El ingreso individual relevante en cada encuesta fue “ingreso de la actividad principal” en la CASEN e “ingresos del trabajo<sup>11</sup>” en la ESI.

Las características individuales aquí utilizadas son nivel de educación, edad, género y estado civil. Dado que las categorías educacionales y de estado civil no eran homogéneas para encuestas de diferentes años, se definieron nuevas variables a partir de éstas, de manera de lograr coherencia entre años. Así, la variable nivel de educación quedó definida como *baja, media y alta calificación*, agrupando a las personas que alcanzaron estudios primarios en la primera, secundarios y técnicos profesionales en la segunda y universitarios en la última<sup>12</sup>. Por su parte, con respecto a la variable de estado civil, para homogeneizar la muestra entre períodos y simplificar este efecto, se definieron sólo dos categorías que aúnan a las anteriores. Estas son *con pareja y sin pareja*<sup>13</sup>.

Las variables de tasa de desempleo regional y por rama de actividad económica, para cada año en estudio, se obtuvieron de las series oficiales publicadas por el INE.

---

<sup>9</sup> Para una descripción detallada de la ESI de hogares, ver Granados (2002).

<sup>10</sup> Notar que para todas las estimaciones que involucren la variable rama de actividad económica, la encuesta CASEN 1990 no pudo ser incluida, ya que la clasificación de esta variable ese año no es homologable con la muestra total.

<sup>11</sup> Incluye los ingresos por sueldos y salarios y también aquéllos percibidos por actividades por cuenta propia.

<sup>12</sup> El detalle de cómo se agruparon las variables originales de nivel de educación en estas tres nuevas categorías, tanto para la ESI como para la CASEN, aparece en Granados (2002).

<sup>13</sup> Es decir, *con pareja* incluye a las categorías *conviviente y casada/o*; *sin pareja* incluye *viuda/o, soltera/o y separada/o*.

En la Tabla 1 se presentan la media y porcentaje con respecto a la muestra, según corresponda, y desviación estándar de la muestra a utilizar, tanto para la ESI como la CASEN. En los anexos se presentan tablas de número de personas en la muestra según región y rama de actividad económica, para cada año.

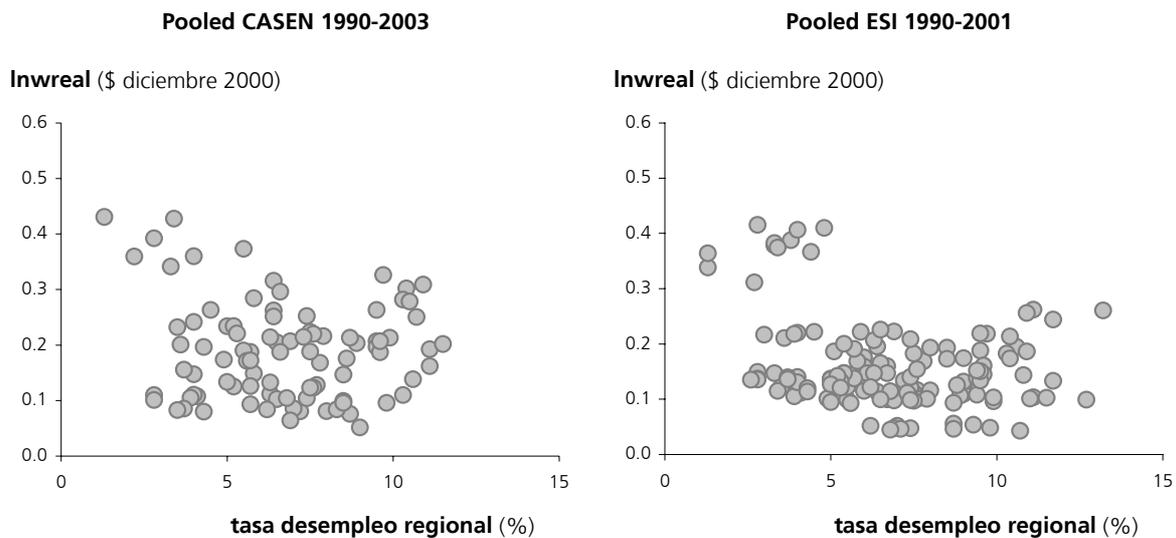
**Tabla 1: Resumen estadístico de la muestra: ESI y CASEN.**

| ESI                   | 1990  | 1991  | 1992  | 1993  | 1995   | 1996   | 1997   | 1998   | 1999   | 2000   | 2001   |
|-----------------------|-------|-------|-------|-------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| Ingreso (miles de \$) |       |       |       |       |        |        |        |        |        |        |        |
| media                 | 31.62 | 38.75 | 50.43 | 61.29 | 81.20  | 96.86  | 110.14 | 119.66 | 121.99 | 132.60 | 146.84 |
| desv. est.            | 49.73 | 63.02 | 81.61 | 97.58 | 135.08 | 165.73 | 177.57 | 181.38 | 188.37 | 271.07 | 245.16 |
| Edad                  |       |       |       |       |        |        |        |        |        |        |        |
| media                 | 37.4  | 37.8  | 38.1  | 38.2  | 38.5   | 38.5   | 38.9   | 39.3   | 39.6   | 39.7   | 39.9   |
| desv. est.            | 13.7  | 13.7  | 13.7  | 13.8  | 13.6   | 13.1   | 13.1   | 13.0   | 12.9   | 12.8   | 12.8   |
| Género                |       |       |       |       |        |        |        |        |        |        |        |
| % Hombres             | 71.4  | 71.0  | 70.0  | 69.1  | 69.6   | 69.3   | 68.7   | 68.2   | 68.3   | 67.9   | 67.9   |
| desv. est.            | 0.45  | 0.45  | 0.46  | 0.46  | 0.46   | 0.46   | 0.46   | 0.47   | 0.47   | 0.47   | 0.47   |
| Estado Civil          |       |       |       |       |        |        |        |        |        |        |        |
| % Con pareja          | 87.1  | 86.8  | 86.2  | 85.6  | 85.5   | 63.3   | 63.2   | 63.4   | 63.6   | 63.7   | 63.4   |
| desv. est.            | 0.34  | 0.34  | 0.34  | 0.35  | 0.35   | 0.48   | 0.48   | 0.48   | 0.48   | 0.48   | 0.48   |
| Nivel educacional     |       |       |       |       |        |        |        |        |        |        |        |
| % Baja calificación   | 38.2  | 36.9  | 35.8  | 34.4  | 32.3   | 39.1   | 37.9   | 40.9   | 40.1   | 37.6   | 36.4   |
| % Calificación media  | 53.5  | 54.6  | 55.3  | 56.6  | 58.7   | 50.9   | 52.4   | 48.4   | 48.8   | 50.9   | 52.0   |
| % Alta calificación   | 8.3   | 8.5   | 8.9   | 9.0   | 9.0    | 10.0   | 9.7    | 10.7   | 11.1   | 11.5   | 11.5   |
| desv. est.            | 0.61  | 0.61  | 0.61  | 0.61  | 0.60   | 6.80   | 4.20   | 3.34   | 3.50   | 3.39   | 3.78   |

| CASEN                 | 1990   | 1992   | 1994   | 1996   | 1998   | 2000   | 2003   |
|-----------------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| Ingreso (miles de \$) |        |        |        |        |        |        |        |
| media                 | 76.75  | 113.71 | 136.21 | 175.84 | 208.67 | 195.71 | 229.39 |
| desv. est.            | 152.49 | 240.25 | 733.31 | 318.81 | 520.04 | 361.95 | 518.13 |
| Edad                  |        |        |        |        |        |        |        |
| media                 | 36.6   | 37.0   | 37.7   | 37.8   | 38.5   | 39.3   | 39.8   |
| desv. est.            | 12.9   | 13.2   | 13.2   | 13.1   | 13.3   | 13.4   | 13.3   |
| Género                |        |        |        |        |        |        |        |
| % Hombres             | 70.7   | 72.1   | 71.6   | 69.5   | 67.5   | 69.7   | 67.7   |
| desv. est.            | 0.46   | 0.45   | 0.45   | 0.46   | 0.47   | 0.46   | 0.47   |
| Estado Civil          |        |        |        |        |        |        |        |
| % Con pareja          | 63.5   | 62.0   | 63.2   | 62.6   | 63.5   | 63.5   | 63.0   |
| desv. est.            | 0.48   | 0.49   | 0.48   | 0.48   | 0.48   | 0.48   | 0.48   |
| Nivel educacional     |        |        |        |        |        |        |        |
| % Baja calificación   | 47.0   | 47.7   | 46.2   | 47.7   | 37.1   | 41.5   | 42.2   |
| % Calificación media  | 43.0   | 39.6   | 40.9   | 45.7   | 55.9   | 52.4   | 48.6   |
| % Alta calificación   | 10.0   | 12.7   | 12.8   | 6.6    | 7.0    | 6.0    | 9.2    |
| desv. est.            | 0.66   | 0.69   | 0.69   | 0.61   | 0.59   | 0.59   | 0.64   |

Como un primer intento para observar si existe alguna relación entre el salario y la tasa de desempleo regionales, a partir de los datos de la CASEN y la ESI se calculó el ingreso promedio regional (ponderado por los pesos poblacionales respectivos), obteniendo trece valores para cada año que se graficarán de manera conjunta para todo el período en estudio. Notar que los resultados relacionan el logaritmo del ingreso promedio regional con la tasa de desempleo regional. La medida de ingreso presentada corresponde al de la ocupación principal reportada por los individuos ocupados en el caso de la CASEN, y a ingresos del trabajo en el caso de la ESI (figura 2).

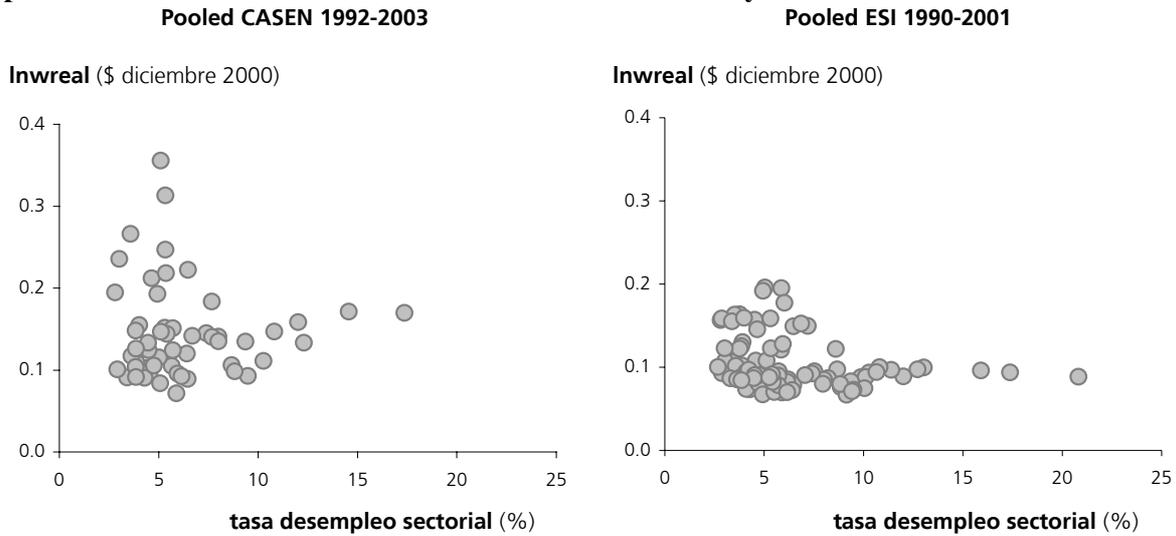
**Figura 2: Logaritmo del ingreso de la ocupación principal versus tasa de desempleo regional: CASEN 1990-2003 y ESI 1990-2001.**



Como se puede observar, ambas fuentes esbozan una relación negativa entre salario y desempleo regional para cada una de las muestras en estudio. Además, a nivel regional parece existir coherencia entre ambas fuentes de información. Cabe destacar la mayor cantidad de puntos observados en la ESI, dado su carácter anual a diferencia de la CASEN, y que dan cuenta de la ventaja posterior al inferir resultados de la posterior estimación de panel sintético.

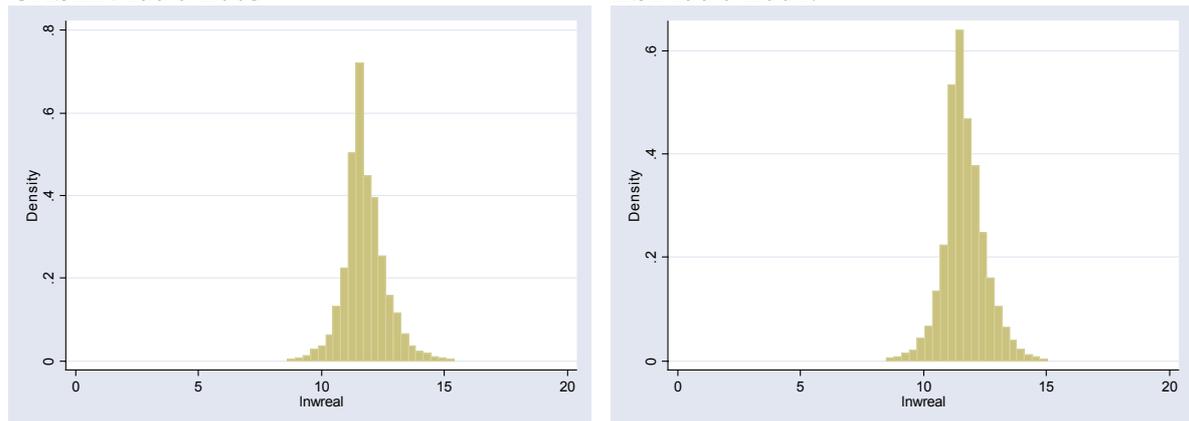
De manera equivalente, se intenta observar si existe alguna relación entre el salario y la tasa de desempleo por rama de actividad económica. A partir de los datos de la CASEN y la ESI se calculó el ingreso promedio por rama de actividad económica (ponderado por los pesos poblacionales respectivos), obteniendo nueve valores para cada año que se graficarán conjuntamente para todo el período en estudio (figura 3).

**Figura 3: Logaritmo del ingreso de la ocupación principal versus tasa de desempleo por rama de actividad económica: CASEN 1992-2003 y ESI 1990-2001.**



Como se puede observar, aparecen diferencias en el nivel de salarios por rama de actividad económica entre ambas fuentes. Graficando los valores para el período de coincidencia de ambas encuestas, continúa siendo evidente esta diferencia en el nivel de ingresos (anexo 3). Además, la evidencia de un patrón cóncavo entre salario y desempleo es menos claro que al observar el ingreso promedio regional, sobretodo en la inspección visual de la CASEN. Sin embargo, debe recordarse que el estudio relaciona el ingreso individual con la tasa de desempleo regional y sectorial que cada persona enfrenta. En la figura 4 se muestra el histograma del logaritmo del ingreso individual real para ambas fuentes. Ambas encuestas entregan una distribución similar, corroborando la coherencia de los datos.

**Figura 4: Histograma del logaritmo del ingreso real individual. CASEN 1990-2003 ESI 1990-2001.**



## 2.2 Especificaciones

En este trabajo se plantean diversas formas de estimación, de manera de aprovechar las ventajas comparativas de cada una de las fuentes de información de microdatos disponibles. Por una parte, es evidente la posibilidad de aprovechar la dimensión de corte transversal en los datos, utilizando la variabilidad de la tasa de desocupación en los mercados laborales locales entre regiones y sectores económicos. Por otro lado, la dimensión temporal disponible permite aprovechar también la variabilidad de la tasa de desocupación a través del tiempo. Finalmente, el hecho de disponer de información a nivel individual facilita el uso de controles idiosincrásicos, para limpiar las estimaciones de factores inherentes a cada persona. De esta manera, planteamos el siguiente modelo empírico general:

$$w_{ijkt} - p_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln U_{jt} + \alpha_2 \ln U_{kt} + \alpha_3 \mathbf{X}_{ijkt} + \varepsilon_{ijkt}$$

donde los subíndices  $i, j, k, t$  indizan los individuos, las regiones, el sector económico y el tiempo, respectivamente. El vector  $\mathbf{X}$  engloba todas las características idiosincrásicas del individuo, distintas a la tasa de desocupación que enfrenta en el mercado laboral local y en el sector económico que se desempeña. Se agrega un término de error, el que se supone cumple con las características clásicas adecuadas.

Este modelo empírico se aplica de diversas maneras alternativas. En primer lugar, es posible estimarlo de manera “pooled”, es decir considerando que cada individuo/año/localidad/sector-económico corresponde a una observación particular, agregando además dummies temporales, regionales y de sector económico, las que se representan por  $DT, DL$  y  $DS$ , respectivamente. La idea subyacente en este set de dummies es controlar por efectos fijos que no están contenidos en la información que entrega la tasa de desempleo regional y sectorial (por ejemplo, clima de la región, lejanía de los centros urbanos, etc.). En el caso de las dummies por año, lo que se pretende es incorporar el efecto del ciclo económico sobre la muestra en estudio. Con todo, esto corresponde a una especificación como la que sigue:

$$w_{ijkt} - p_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln U_{jt} + \alpha_2 \ln U_{kt} + \alpha_3 \mathbf{Z}_{ijkt} + \alpha_4 DL_j + \alpha_5 DT_t + \alpha_6 DS_k + \varepsilon_{ijkt}$$

En segundo lugar, se realizan estimaciones de panel a partir de la construcción de cohortes sintéticas, de forma similar a Granados (2002). Este tipo de estimaciones es el teóricamente correcto, dado que considera tres de los efectos más relevantes para el estudio del perfil de ingreso de las personas: ciclo económico, generación a la que pertenece el individuo y edad al momento de ser encuestado. Aunque el panel sintético para la ESI será de mejor calidad, dado que se dispone de un número razonable de años consecutivos e individuos en cada muestra, también se construyó uno a partir de la CASEN. La cohorte queda definida al identificar a qué generación pertenece cada individuo y luego es posible seguirlas en el tiempo. Esto lleva a la siguiente especificación:

$$w_{cjkt} - p_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln U_{jt} + \alpha_2 \ln U_{kt} + \alpha_3 \mathbf{Z}_{cjkt} + \alpha_4 DL_j + \alpha_5 DT_t + \alpha_6 DS_k + \alpha_7 DC_c + \varepsilon_{cjkt}$$

El subíndice  $c$  refleja la cohorte respectiva, mientras que la variable  $DC$  es una variable dummy que identifica las distintas cohortes en los datos. Notar que el efecto edad, cohorte y tiempo son linealmente dependientes, ya que a partir de la edad del individuo y del año en que fue entrevistado es posible identificar el año en que nació (o generación a la que pertenece). La normalización del efecto edad, cohorte y año ha sido discutida en diferentes estudios por muchos autores, particularmente Hall (1971). El tratamiento aquí es similar al de Hall, pero está basado en Deaton y Paxson (1994), Deaton (1997), Laibson, Repetto y Tobocman (1997) y Granados (2002). Por lo tanto, al realizar la estimación de pseudo-panel es importante eliminar una dummy de año adicional a la usual para evitar multicolinealidad perfecta. Por lo tanto, se regresiona el ingreso individual sobre: (a) dummies para cada cohorte, (b) polinomio de la edad y (c) un set de T-2 dummies de año definidas como sigue:

$$d_t^* = d_t - [(t-1)d_2 - (t-2)d_1] \quad t=3,4,\dots,T$$

donde  $d_t$  es la dummy de año usual, igual a uno si el año es  $t$  y cero si no. Los dos primeros coeficientes pueden ser recuperados dado el hecho que todos los efectos año deben sumar cero y que deben ser ortogonales a una tendencia

En una segunda etapa, se repetirán las estimaciones anteriores testeando la sensibilidad de los datos al período posterior a 1999. Para lo anterior se incorporará un término tanto para la tasa de desempleo regional como por sector económico que entrará en la regresión sólo para el período relevante, mediante la inclusión de una dummy ( $D_{2000}$ ) que identificará tal período. Notar que dado que se incluyen dummies para cada año en estudio, no es necesario incluir la dummy aditiva que identifica a este período. Por lo tanto, la ecuación queda descrita como:

$$w_{jkt} - p_t = \alpha_0 + (\alpha_1 + D_{2000}\alpha_1') \ln U_{jt} + (\alpha_2 + D_{2000}\alpha_2') \ln U_{kt} + \alpha_3 \mathbf{Z}_{ijkt} + \alpha_4 DL_j + \alpha_5 DT_t + \alpha_6 DS_k + \varepsilon_{jkt}$$

si se sigue la lógica de estimaciones pooled como las descritas anteriormente, y como a continuación se muestra si las estimaciones son de panel:

$$w_{cjkt} - p_t = \alpha_0 + (\alpha_1 + D_{2000}\alpha_1') \ln U_{jt} + (\alpha_2 + D_{2000}\alpha_2') \ln U_{kt} + \alpha_3 \mathbf{Z}_{cjk} + \alpha_4 DL_j + \alpha_5 DT_t + \alpha_6 DS_k + \alpha_7 DC_c + \varepsilon_{cjk}$$

Finalmente, cabe recordar que en el presente estudio la matriz de características idiosincráticas queda definida por el nivel educacional, polinomio cúbico de la edad, género y estado civil de cada individuo.

### 2.3 Estimaciones y resultados

A continuación se presentan los resultados de la estimación según los dos métodos explicitados anteriormente, utilizando errores robustos.

En una primera etapa nos focalizaremos en presentar los resultados para el *pooled* de datos. Posteriormente, se presentarán aquéllos obtenidos mediante estimaciones de panel. En cada caso se realizará una primera estimación omitiendo la variabilidad por rama de actividad económica, para posteriormente incluir ésta como variable explicativa.

En una segunda etapa, se testeará la sensibilidad del ingreso individual ante posibles no linealidades en la tasa de desempleo relevante. Como se explicó en la estrategia empírica, se incluirán términos cuadráticos de la tasa de desempleo regional y sectorial, replicando tanto la estimación *pooled* como de panel para las dos fuentes de información en estudio.

### 2.3.1 Estimaciones lineales tipo *pooled*

El test-F para la estimación del *pooled* de la ESI 1990-2001 y la CASEN 1990-2003 y 1992-2003 permite rechazar la hipótesis de que los parámetros del modelo sean cero. En el caso en que se omite la variable de desempleo por rama de actividad económica, el  $R^2$  es igual a 0,35 para los datos de la CASEN 90-03 y 0,40 para la ESI 90-01. En el caso en que se incluye la variabilidad por sector económico, el  $R^2$  es igual a 0,37 para los datos de la CASEN 92-03 y 0,42 para la ESI 90-01. Todos los coeficientes de las dummies de región, sector económico (si corresponde) y año son estadísticamente significativos en ambas estimaciones. La Tabla 2 resume los coeficientes estimados y el error estándar asociado a cada uno (entre paréntesis), tanto para el logaritmo de la tasa de desempleo regional y sectorial como para las características idiosincráticas individuales respectivas.

**Tabla 2: Curva de salarios estimada: *pooled* CASEN y ESI.**

| <b>Proceso Utilizado para el Salario</b>  |                                |                                |                                |                                |
|---|--------------------------------|--------------------------------|--------------------------------|--------------------------------|
| $w_{ijkt} - p_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln U_{jt} + \alpha_2 \ln U_{kt} + \alpha_3 \mathbf{Z}_{ijkt} + \alpha_4 DL_j + \alpha_5 DT_t + \alpha_6 DS_k + \varepsilon_{ijkt}$ |                                |                                |                                |                                |
| CASEN: La variables dependientes son logaritmo del ingreso real de la ocupación principal.  |                                |                                |                                |                                |
| ESI: La variable dependiente es el logaritmo del ingreso real del trabajo.  |                                |                                |                                |                                |
| <i>Coeficiente estimado</i>   | <b>CASEN<br/>1990-2003</b>     | <b>CASEN<br/>1992-2003</b>     | <b>ESI 1990-2001</b>           |                                |
| $\alpha_0$  | 11.13<br>(0.000)               | 10.96<br>(0.000)               | 11.10<br>(0.000)               | 11.10<br>(0.000)               |
| $\alpha_1$  | <b>-0.05</b><br><b>(0.000)</b> | <b>-0.05</b><br><b>(0.000)</b> | <b>-0.04</b><br><b>(0.000)</b> | <b>-0.04</b><br><b>(0.000)</b> |
| $\alpha_2$  | -                              | -0.02<br>(0.670)               |                                | <b>-0.12</b><br><b>(0.000)</b> |
| Nivel de educación  |                                |                                |                                |                                |
| <i>Baja Calificación</i>  | -1.34<br>(0.000)               | -1.31<br>(0.000)               | -1.46<br>(0.000)               | -1.40<br>(0.000)               |
| <i>Media Calificación</i>   | -0.86<br>(0.000)               | -0.89<br>(0.000)               | -0.97<br>(0.000)               | -0.96<br>(0.000)               |

|   |                     |                     |                     |                     |
|---|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| Estado civil<br>( <i>sin pareja</i> =0; <i>con pareja</i> =1) | 0.14<br>(0.000)     | 0.13<br>(0.000)     | 0.09<br>(0.000)     | 0.09<br>(0.000)     |
| Género<br>( <i>femenino</i> =0, <i>masculino</i> =1)          | 0.34<br>(0.000)     | 0.31<br>(0.000)     | 0.32<br>(0.000)     | 0.31<br>(0.000)     |
| Edad  | 0.07<br>(0.000)     | 0.07<br>(0.000)     | 0.07<br>(0.000)     | 0.06<br>(0.000)     |
| Edad <sup>2</sup>   | -0.9E-03<br>(0.000) | -0.9E-03<br>(0.000) | -0.9E-03<br>(0.000) | -0.9E-03<br>(0.000) |
| Edad <sup>3</sup>   | 3.6E-06<br>(0.000)  | 3.9E-06<br>(0.000)  | 4.0E-06<br>(0.000)  | 3.8E-06<br>(0.000)  |

Todos los coeficientes estimados, tanto para la CASEN como la ESI, son estadísticamente significativos, excepto el coeficiente que acompaña a la tasa por rama de actividad económica en la CASEN. Esto podría dar cuenta de la no evidencia visual observada en la figura 3. Cabe destacar que para todas las variables, tanto el signo como la magnitud de los coeficientes es similar entre encuestas.

El hallazgo más importante de esta primera etapa se aprecia en el coeficiente que acompaña al logaritmo de la tasa de desempleo regional, pues es negativo y significativo en todos los casos, y muy similar entre encuestas ( $-0,05$  para la CASEN y  $-0,04$  para la ESI), apoyando la hipótesis de una relación de curva de salarios para Chile. Además, los salarios parecen ser más flexibles ante cambios en la tasa de desempleo sectorial que regional.

Con respecto a las variables características individuales introducidas, se observa que en el caso del *nivel de educación*, la intuición económica parece acertada, ya que ambos coeficientes son negativos (para *baja* y *media calificación*) y un individuo de *baja calificación* deja de percibir más ingresos que uno de *calificación media*, por lo que la educación es directamente proporcional al nivel de ingresos. El coeficiente del *estado civil* del individuo nos dice que aquellos con pareja tienen ingreso mayor que aquellos que no tienen cónyuge. Una posible explicación es que socialmente existe una responsabilidad mayor con asegurar ingresos a quienes deben mantener a una familia tanto así como el mayor esfuerzo de aquellos que tienen pareja por conseguir estabilidad en el largo plazo, lo que se materializa en mayor esfuerzo por generar ingresos. Con respecto al *género* del individuo lo que nos está diciendo el signo positivo del coeficiente estimado es que los hombres tienen mayor ingreso que las mujeres.

Respecto del patrón de edad de los individuos, el perfil resultante es coherente con la teoría de ciclo de vida, que refleja que el ingreso aumenta con la edad hasta la medianía de la vida para decrecer hacia el final del ciclo. Este patrón es coherente con otros estudios para Chile efectuados por Granados (2002) y Huneus y Repetto (2003), entre otros.

### 2.3.2 Estimaciones lineales de panel

A continuación se presentan los resultados para la estimación de la curva de salarios utilizando técnicas de panel sintético en base a la generación a la que pertenece cada individuo. El test-F para la estimación de panel de la ESI 1990-2001 y la CASEN 1990-2003 y 1992-2003 permite rechazar la hipótesis de que los parámetros del modelo sean cero. En el caso en que se omite la variable de desempleo por rama de actividad económica, el  $R^2$  es igual a 0,35 para los datos de la CASEN 90-03 y 0,40 para la ESI 90-01. En el caso en que se incluye la variabilidad por sector económico, el  $R^2$  es igual a 0,37 para los datos de la CASEN 92-03 y 0,42 para la ESI 90-01. Todos los coeficientes de las dummies de región, sector económico (si corresponde) y año son estadísticamente significativos en ambas estimaciones. La Tabla 3 resume los coeficientes estimados y el error estándar asociado a cada uno (entre paréntesis), tanto para el logaritmo de la tasa de desempleo regional y sectorial como para las características idiosincráticas individuales respectivas. Recordar que la variable de ingreso corresponde a la de los provenientes del trabajo, y las cifras de cada año fueron homogenizadas en pesos reales promedio del 2000.

**Tabla 3: Curva de salarios estimada para panel sintético CASEN y ESI.**

| <b>Proceso Utilizado para el Salario</b>  |                                |                                |                                |                                |
|---|--------------------------------|--------------------------------|--------------------------------|--------------------------------|
| $w_{cjkt} - p_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln U_{jt} + \alpha_2 \ln U_{kt} + \alpha_3 \mathbf{Z}_{cjkt} + \alpha_4 DL_j + \alpha_5 DT_t + \alpha_6 DS_k + \alpha_7 DC_c + \varepsilon_{cjkt}$ |                                |                                |                                |                                |
| CASEN: La variables dependientes son logaritmo del ingreso real de la ocupación principal.  |                                |                                |                                |                                |
| ESI: La variable dependiente es el logaritmo del ingreso real del trabajo.  |                                |                                |                                |                                |
| <i>Coeficiente estimado</i>   | <b>CASEN<br/>1990-2003</b>     | <b>CASEN<br/>1992-2003</b>     | <b>ESI<br/>1990-2001</b>       |                                |
| $\alpha_0$  | 9.94<br>(0.000)                | 10.00<br>(0.000)               | 14.98<br>(0.000)               | 13.62<br>(0.000)               |
| $\alpha_1$  | <b>-0.05</b><br><b>(0.000)</b> | <b>-0.05</b><br><b>(0.000)</b> | <b>-0.04</b><br><b>(0.000)</b> | <b>-0.04</b><br><b>(0.000)</b> |
| $\alpha_2$  |                                | -0.02<br>(0.656)               |                                | <b>-0.13</b><br><b>(0.000)</b> |
| Nivel de educación  |                                |                                |                                |                                |
| <i>Baja Calificación</i>  | -1.35<br>(0.000)               | -1.30<br>(0.000)               | -1.46<br>(0.000)               | -1.41<br>(0.000)               |
| <i>Media Calificación</i>   | -0.86<br>(0.000)               | -0.89<br>(0.000)               | -0.97<br>(0.000)               | -0.96<br>(0.000)               |
| Estado civil<br>(con pareja=1; sin pareja=0)  | 0.14<br>(0.000)                | 0.13<br>(0.000)                | 0.11<br>(0.000)                | 0.11<br>(0.000)                |

|  |                     |                     |                     |                     |
|--|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| Género<br>( <i>femenino=0, masculino=1</i> ) | 0.34<br>(0.000)     | 0.31<br>(0.000)     | 0.32<br>(0.000)     | 0.30<br>(0.000)     |
| Edad   | 0.08<br>(0.000)     | 0.08<br>(0.000)     | 0.09<br>(0.000)     | 0.08<br>(0.000)     |
| Edad <sup>2</sup>                            | -1.1E-03<br>(0.000) | -1.0E-03<br>(0.000) | -1.7E-03<br>(0.000) | -1.5E-03<br>(0.000) |
| Edad <sup>3</sup>                            | 4.8E-06<br>(0.000)  | 4.2E-06<br>(0.000)  | 6.7E-06<br>(0.000)  | 5.6E-06<br>(0.000)  |

Al igual que en la estimación *pooled*, los coeficientes aquí estimados son estadísticamente significativos en todos los casos excepto para el caso de la tasa de desempleo sectorial en la CASEN. Además, se corroboran los resultados anteriores para las características idiosincráticas individuales.

Los resultados aquí expuestos sobre la rigidez salarial se confirman respecto de la estimación *pooled*. Los salarios parecen ser más sensibles a variaciones en la tasa de desempleo sectorial que al desempleo local que los individuos enfrentan.

Respecto del efecto generacional o cohorte, en el caso de la CASEN este es no significativo para la mayor parte del período en análisis, dando cuenta de la dificultad metodológica de realizar estimaciones de este tipo sin la periodicidad necesaria de datos de corte transversal. En cambio, la estimación de panel sintético utilizando la ESI entrega un patrón decreciente y estadísticamente significativo a medida que nos movemos a generaciones cada vez más *viejas*, corroborando hallazgos tanto nacionales (Contreras, Bravo y Puentes (1999), Granados (2002) y Huneus y Repetto (2003)) como internacionales (Deaton (1997), Laibson, Repetto y Tobacman (1998), entre otros) de que generaciones más recientes acceden, como piso, a tecnologías, estándares de educación y avances sociales, entre otros, a los que no tuvieron acceso generaciones anteriores. Es así como observamos que variables idiosincráticas pueden determinar de por vida tanto el nivel como el perfil de ingresos de un individuo, dependiendo del momento de su aparición en la economía.

El resultado aquí obtenido es perfectamente comparable con los realizados en otros países, dado el tipo de datos en estudio y sus características de panel sintético. El coeficiente estimado tanto para la tasa de desempleo regional como sectorial es similar a los encontrados en otras economías. Este resultado junto a los de *pooled* apoyan de manera bastante sólida la existencia de una curva de salarios para Chile.

A continuación se analizarán posibles cambios en la elasticidad del salario al desempleo en lo más reciente, tanto a nivel regional como sectorial. Las estimaciones serán equivalentes a las esbozadas anteriormente, salvo la inclusión de un término específico en cada caso que identifica el período posterior a 1999, como se explicitó en la estrategia empírica.

2.3.3 Estimaciones lineales tipo *pooled* con test de sensibilidad para el período 1999 en adelante.

El test-F para la estimación del *pooled* de la ESI 1990-2001 y la CASEN 1990-2003 y 1992-2003 incluyendo términos regionales y sectoriales (si corresponde) para el período 1999 en adelante permite rechazar la hipótesis de que los parámetros del modelo sean cero. En el caso en que se omiten los términos para la tasa de desempleo por rama de actividad económica, el  $R^2$  es igual a 0,35 para los datos de la CASEN 90-03 y 0,40 para la ESI 90-01. En el caso en que se incluye la variabilidad por sector económico, el  $R^2$  es igual a 0,37 para los datos de la CASEN 92-03 y 0,42 para la ESI 90-01. Todos los coeficientes de las dummies de región, sector económico (si corresponde) y año son estadísticamente significativos en ambas estimaciones. La Tabla 4 resume los coeficientes estimados y el error estándar asociado a cada uno (entre paréntesis), tanto para el logaritmo de la tasa de desempleo regional y sectorial como para las características idiosincráticas individuales respectivas.

Destaca que los coeficientes estimados para los términos para el período posterior a 1999 tanto de la tasa de desempleo regional como sectorial son significativos y más negativos que aquéllos para el período completo. Esto da cuenta de la mayor sensibilidad del ingreso individual ante variaciones en la tasa de desocupación relevante que enfrentan en el período más reciente. Las variables idiosincráticas de los individuos mantienen las características encontradas y discutidas en las estimaciones *pooled* previas.

**Tabla 4: Curva de salarios estimada: *pooled* CASEN y ESI explicitando período 1999 en adelante.**

| <b>Proceso Utilizado para el Salario</b>   |                                |                                |                                |                                |
|--|--------------------------------|--------------------------------|--------------------------------|--------------------------------|
| $w_{ijkt} - p_t = \alpha_0 + (\alpha_1 + D_{2000} \alpha'_1) \ln U_{jt} + (\alpha_2 + D_{2000} \alpha'_2) \ln U_{kt} + \alpha_3 Z_{ijkt} + \alpha_4 DL_j + \alpha_5 DT_t + \alpha_6 DS_k + \varepsilon_{ijkt}$ |                                |                                |                                |                                |
| CASEN: La variables dependientes son logaritmo del ingreso real de la ocupación principal.   |                                |                                |                                |                                |
| ESI: La variable dependiente es el logaritmo del ingreso del trabajo.  |                                |                                |                                |                                |
| <i>Coeficiente estimado</i>  | <b>CASEN<br/>1990-2003</b>     | <b>CASEN<br/>1992-2003</b>     | <b>ESI<br/>1990-2001</b>       |                                |
| $\alpha_0$   | 11.22<br>(0.000)               | 10.93<br>(0.000)               | 11.10<br>(0.000)               | 10.53<br>(0.000)               |
| $\alpha_1$   | <b>-0.05</b><br><b>(0.000)</b> | <b>-0.05</b><br><b>(0.000)</b> | <b>-0.04</b><br><b>(0.000)</b> | <b>-0.04</b><br><b>(0.000)</b> |
| $\alpha'_1$  | <b>-0.06</b><br><b>(0.001)</b> | <b>-0.06</b><br><b>(0.002)</b> | <b>-0.10</b><br><b>(0.000)</b> | <b>-0.08</b><br><b>(0.000)</b> |
| $\alpha_2$   |                                | 0.01<br>(0.876)                |                                | <b>-0.09</b><br><b>(0.000)</b> |

| $\alpha'_2$   |                     | <b>-0.08<br/>(0.000)</b> |                     | <b>-0.14<br/>(0.000)</b> |
|---|---------------------|--------------------------|---------------------|--------------------------|
| Nivel de educación                                    |                     |                          |                     |                          |
| <i>Baja Calificación</i>                              | -1.34<br>(0.000)    | -1.31<br>(0.000)         | -1.46<br>(0.000)    | -1.40<br>(0.000)         |
| <i>Media Calificación</i>                             | -0.86<br>(0.000)    | -0.89<br>(0.000)         | -0.97<br>(0.000)    | -0.96<br>(0.000)         |
| Estado civil<br>( <i>sin pareja=0; con pareja=1</i> ) | 0.14<br>(0.000)     | 0.13<br>(0.000)          | 0.09<br>(0.000)     | 0.09<br>(0.000)          |
| Género<br>( <i>femenino=0, masculino=1</i> )          | 0.34<br>(0.000)     | 0.31<br>(0.000)          | 0.32<br>(0.000)     | 0.30<br>(0.000)          |
| Edad  | 0.07<br>(0.000)     | 0.07<br>(0.000)          | 0.07<br>(0.000)     | 0.06<br>(0.000)          |
| Edad <sup>2</sup>                                     | -0.9E-03<br>(0.000) | -0.9E-03<br>(0.000)      | -0.9E-03<br>(0.000) | -0.9E-03<br>(0.000)      |
| Edad <sup>3</sup>                                     | 3.6E-06<br>(0.000)  | 3.9E-06<br>(0.000)       | 4.0E-06<br>(0.000)  | 3.8E-06<br>(0.000)       |

#### 2.3.4 Estimaciones lineales de panel con test de sensibilidad para el período 1999 en adelante.

El test-F para la estimación de panel de la ESI 1990-2001 y la CASEN 1990-2003 y 1992-2003 incluyendo términos regionales y sectoriales (si corresponde) para el período 1999 en adelante permite rechazar la hipótesis de que los parámetros del modelo sean cero. En el caso en que se omiten los términos para la tasa de desempleo por rama de actividad económica, el  $R^2$  es igual a 0,35 para los datos de la CASEN 90-03 y 0,40 para la ESI 90-01. En el caso en que se incluye la variabilidad por sector económico, el  $R^2$  es igual a 0,37 para los datos de la CASEN 92-03 y 0,42 para la ESI 90-01. Todos los coeficientes de las dummies de región, sector económico (si corresponde) y año son estadísticamente significativos en ambas estimaciones. La Tabla 5 resume los coeficientes estimados y el error estándar asociado a cada uno (entre paréntesis), tanto para el logaritmo de la tasa de desempleo regional y sectorial como para las características idiosincrásicas individuales respectivas. Recordar que la variable de ingreso corresponde a la de los provenientes del trabajo, y las cifras de cada año fueron homogeneizadas en pesos reales promedio del 2000.

**Tabla 5: Curva de salarios estimada: *panel* no lineal CASEN y ESI.**

| <b>Proceso Utilizado para el Salario</b>   |                                |                                |                                |                                |
|--|--------------------------------|--------------------------------|--------------------------------|--------------------------------|
| $w_{cikt} - p_t = \alpha_0 + (\alpha_1 + D_{2000}\alpha_1') \ln U_{jt} + (\alpha_2 + D_{2000}\alpha_2') \ln U_{kt} + \alpha_3 Z_{cikt} + \alpha_4 DL_j + \alpha_5 DT_t + \alpha_6 DS_k + \alpha_7 DC_c + \varepsilon_{cikt}$ |                                |                                |                                |                                |
| CASEN: La variables dependientes son logaritmo del ingreso real de la ocupación principal.<br>ESI: La variable dependiente es el logaritmo del ingreso del trabajo.  |                                |                                |                                |                                |
| <b>Coefficiente estimado</b>   | <b>CASEN<br/>1990-2003</b>     | <b>CASEN<br/>1992-2003</b>     | <b>ESI<br/>1990-2001</b>       |                                |
| $\alpha_0$   | 10.16<br>(0.000)               | 10.18<br>(0.000)               | 14.99<br>(0.000)               | 13.79<br>(0.000)               |
| $\alpha_1$   | <b>-0.05</b><br><b>(0.000)</b> | <b>-0.05</b><br><b>(0.000)</b> | <b>-0.04</b><br><b>(0.000)</b> | <b>-0.04</b><br><b>(0.000)</b> |
| $\alpha_1'$  | <b>-0.06</b><br><b>(0.000)</b> | <b>-0.06</b><br><b>(0.002)</b> | <b>-0.10</b><br><b>(0.000)</b> | <b>-0.08</b><br><b>(0.000)</b> |
| $\alpha_2$   |                                | 0.004<br>(0.903)               |                                | <b>-0.11</b><br><b>(0.000)</b> |
| $\alpha_2'$  |                                | <b>-0.07</b><br><b>(0.000)</b> |                                | <b>-0.15</b><br><b>(0.000)</b> |
| Nivel de educación   |                                |                                |                                |                                |
| <i>Baja Calificación</i>   | -1.34<br>(0.000)               | -1.30<br>(0.000)               | -1.47<br>(0.000)               | -1.41<br>(0.000)               |
| <i>Media Calificación</i>  | -0.86<br>(0.000)               | -0.89<br>(0.000)               | -0.97<br>(0.000)               | -0.96<br>(0.000)               |
| Estado civil<br>( <i>con pareja=1; sin pareja=0</i> )  | 0.14<br>(0.000)                | 0.13<br>(0.000)                | 0.11<br>(0.000)                | 0.11<br>(0.000)                |
| Género<br>( <i>femenino=0, masculino=1</i> )   | 0.34<br>(0.000)                | 0.31<br>(0.000)                | 0.32<br>(0.000)                | 0.30<br>(0.000)                |
| Edad   | 0.08<br>(0.000)                | 0.08<br>(0.000)                | 0.09<br>(0.000)                | 0.08<br>(0.000)                |
| Edad <sup>2</sup>  | -1.0E-03<br>(0.000)            | -1.0E-03<br>(0.000)            | -1.7E-03<br>(0.000)            | -1.6E-03<br>(0.000)            |
| Edad <sup>3</sup>  | 4.7E-06<br>(0.000)             | 4.2E-06<br>(0.000)             | 6.7E-06<br>(0.000)             | 5.6E-06<br>(0.000)             |

Al igual que en el caso inmediatamente anterior, los coeficientes estimados para medir la sensibilidad de la elasticidad de desempleo al salario es más negativa para el período más reciente. Cabe destacar que al incluir el efecto generacional, la magnitud de los coeficientes relacionados con la tasa de desempleo por sector económico se hace más sensible, no así en el caso de la tasa de desempleo regional. Esto da cuenta de que es correcto corregir las estimaciones por el efecto generacional al analizar el perfil de ingreso de los individuos, pues al no hacerlo se estaría subestimando la elasticidad de los salarios al desempleo sectorial.

### 3. Evidencia internacional

Posterior a los hallazgos de Blanchflower y Oswald (1994), han sido abundantes y variados los trabajos teóricos y empíricos en este tema. A continuación se mencionan algunos de los más recientes que incorporan nuevas técnicas y resaltan ideas atractivas para desarrollar este tema en el país.

Blanchard y Katz (1996) estiman la curva de salarios para USA 1980-91. En la representación que ellos analizan, el salario de reserva es explicativo del salario corriente y dado que es imposible de observar, asumen que es idéntico al salario del período anterior. Testéan para datos regionales usando distintas medidas de salario (semanal y por hora). Controlan por efectos fijos regionales y temporales. Los controles a nivel individual son: nivel educacional, experiencia, género, interacción entre experiencia y género, estado civil y raza. Estiman usando mínimos cuadrados ordinarios, obteniendo buenos ajustes para todas las regresiones. Los resultados sugieren que hay una relación de largo plazo entre salarios y desempleo pero que, en contraste a los resultados de Blanchflower y Oswald, el ajuste a este nivel es lento. Esto es relevante, pues la dinámica de la función de ingreso determina los efectos dinámicos de variables como shocks al precio del petróleo e impuestos específico sobre la tasa natural de desempleo y, por ende, en el salario de reserva.

Pannenberg y Schwarze (1998), utilizando datos de panel regionales para Alemania Occidental 1985-1994, testéan la existencia de una curva de salarios. Metodológicamente, estiman usando mínimos cuadrados ordinarios y contrastan con estimaciones por método generalizado de momentos (GMM). Proveen detallada formulación para la implementación y aplicación de éste último. Los controles incorporados son los estándar: individuales, regionales e industriales. Como resultado, no encuentran evidencia a favor ni en contra para una curva de salarios ni para una de Phillips, pero si lo hacen para una curva de salarios dinámica con ajuste parcial al equilibrio.

Blanchflower y Oswald (1998) estudian el mercado del trabajo en Europa del Este. Usan datos nuevos de 60.000 trabajadores elegidos aleatoriamente desde economías en transición. Además, comparan con datos de Europa occidental provenientes de la misma fuente. Son tres las conclusiones principales: (1) la estructura microeconómica de las ecuaciones de salario/desempleo son parecidas entre naciones de Europa del Este y de Occidente industrializado; (2) la gente desempleada en naciones de transición es tan *infeliz*, en términos relativos, como los desempleados en países de occidente. Tal resultado vierte dudas sobre la idea de que el desempleo voluntario o los beneficios que induce el

desempleo son peores en el Este; (3) al estimar la curva de salarios para países del Este, se obtiene una elasticidad salario/desempleo de  $-0.1$ , figura común para países de la OECD, lo que crea dudas con respecto a que los salarios son menos flexibles en el Este.

Albaek et al (1999) analizan la forma del salario en países nórdicos a nivel regional usando microdatos. El resultado se desvía sistemáticamente de la conclusión principal de Blanchflower y Oswald (1994). No encuentran una relación estable entre salario y desempleo a través de regiones, una vez que se consideran efectos fijos regionales. La variable dependiente es salario semanal y los controles individuales que utilizan son educación, experiencia, antigüedad en el trabajo, tipo de ocupación e industria. El salario a nivel regional queda caracterizado por considerable persistencia, pero no encuentran evidencia de que el desempleo ejerza influencia inmediata sobre el salario a nivel regional. Tampoco hay evidencia para una curva de Phillips. Los resultados son consistentes con el modelo teórico donde agentes de negociación central determinan los incrementos nacionales de salarios y agentes de negociación local determinan su tendencia.

Guichard y Lattargue (2000) hacen una comparación sistemática del salario privado en países industrializados. Estiman una curva de salarios con rigideces nominales sobre un panel de 16 países acorde a un método específico basado en GMM y análisis de factores. Primero, muestran que la tasa de empleo es un mejor indicador de tensiones en el mercado laboral que la de desempleo. Segundo, dicen que la principal diferencia entre países es la reacción del salario a cambios en la productividad y en la tasa de desempleo. Tercero, entregan evidencia de rigidez nominal leve en el salario y de un positivo pero pequeño efecto del ajuste.

Pekkarinen (2001) analiza la curva de salarios a partir de la encuesta de panel de la industria metalera finlandesa para el período 1991-1995. Se regresiona el salario por hora sobre la tasa de desempleo regional más otras variables de control. La muestra sigue durante todas las encuestas disponibles a un grupo de trabajadores elegidos desde la primera. Sólo toman al sector metalero ya que, a pesar de la muy buena calidad de la encuesta, no se consulta sobre nivel educacional del trabajador, por lo que al restringir la muestra sólo a esta industria, los autores asumen, razonablemente, homogeneidad educacional. Una peculiaridad observada por primera vez, es que separan la tasa de desempleo entre corto y largo plazo. Se dice que una persona está desempleada de *largo plazo* si la temporada de desempleo ha durado más de 12 meses, por lo que la tasa de desempleo de largo plazo queda definido como el desempleo de largo plazo sobre la fuerza de trabajo regional. Por lo tanto, corrigen la tasa de desempleo regional a utilizar restando a aquellos desempleados de largo plazo<sup>14</sup>. Sin embargo, la elasticidad salario/desempleo estimada es menor a la estimada por Blanchflower y Oswald (1994) siendo igual a  $-0.04$ . Por lo tanto, los resultados parecen indicar que el desempleo regional ejerce alguna presión a la baja sobre el salario por hora en la industria metalera finlandesa. No se encuentra evidencia en los resultados que apoyen el argumento de diferenciales compensatorios basado en Harris y Todaro (1970) donde el desempleo regional incrementa los salarios. Sin embargo, dada la discusión que el autor hace sobre la tasa de desempleo natural o de largo plazo, encuentra correlación positiva entre ésta y el salario al incluirla como explicativa.

---

<sup>14</sup> Además, también se suma al numerador a aquellos trabajadores que participan en planes de empleo o subsidios, pues el autor argumenta que estas personas estarían desempleadas de no ser por el beneficio estatal.

Galiani (1999) es uno de los pioneros en testear curva de salarios para un país en desarrollo, Argentina, durante la década de los 90s . Su aporte es que argumenta que existen variables agregadas que influyen la determinación de salarios a nivel regional y que su impacto no es identificado en modelos que incluyen dummies de tiempo como efecto temporal fijo, por lo que sería posible comparar los coeficientes estimados de elasticidad de flexibilidad laboral entre países. Propone un procedimiento de tres etapas que identifica el impacto de variables agregadas y locales sobre la determinación del salario local. Usa datos de hogares durante los noventas, tomando sólo jefes de hogar que tengan un trabajo y reporten ingreso mensual sólo por concepto de sueldos y salarios. La variable dependiente es el salario por hora y salario mensual, separadamente. Las variables de control, además de la tasa de desempleo local, son: efecto regional e industrial, nivel educacional y experiencia, todas ellas con permiso de variar según género. Notar que la edad no es variable explicativa del ingreso y que no pondera por los pesos poblacionales respectivos al momento de estimar. Se rechaza la existencia de una curva de salarios a favor de una ecuación dinámica de salario regional.

Siguiendo esta línea, Kingdon y Knight (2001) estiman una curva de salarios para Sudáfrica, que tiene varias veces el desempleo de países de la OECD. Se entrega evidencia de una curva de salarios para Sudáfrica, cuya elasticidad es similar a la encontrada para países de la OECD (-0.1) pero persistente sobre un rango mucho mas largo, lo que implica que el desempleo puede tener un gran impacto sobre los salarios en Sudáfrica.

Para Chile, el único estudio de curva de salarios existente fue realizado por Berg y Contreras (2002). Utilizan los datos individuales provenientes de la Encuesta de Ocupación y Desocupación que levanta la Universidad de Chile para Santiago, entre 1957 y 1996. El análisis se divide en dos períodos, donde dan lugar dos modelos económicos muy diferentes entre sí en el país. Entre 1957 y 1973, período de *inward-led development*, se rechaza la existencia de una curva de salarios. Para el segundo período 1974-1996, correspondiente a la apertura económica de Chile y de desregulación en temas de relaciones laborales y empresariales, encuentran evidencia de una curva de salarios con coeficiente de  $-0,08$  para la tasa de desempleo por rama de actividad económica.

Cowan, Micco, Mizala, Pagés y Romaguera (2003), al analizar las rigideces de salario en Chile, Argentina y México 1990-2000, si bien no estiman exactamente una curva de salarios, utilizan mediciones del desempleo por grupos etarios y educacionales, que llevan a concluir que la elasticidad del salario a esta tasa de desempleo es  $-0,06$ . Además, Chile aparece con mayor rigidez de salarios que los demás países en estudio.

Para concluir esta sección, la tabla 1 resume las especificaciones de Curva de Salarios y resultados obtenidos por los autores internacionales citados anteriormente.

**Tabla 6: Algunos resultados empíricos de la curva de salarios.**

| Autor   | Proceso Utilizado para el Salario  | Fuente de Datos   | Valor de parámetros<br>Test-t entre paréntesis                                |
|---|--|---|---|
| Blanchflower y Oswald (1994)  | Variable dependiente: logaritmo del ingreso anual bruto.<br>$\ln w_{ri} = a_1 \ln U_r + a_2 \ln U_i + \beta \{ \text{dummies regionales, industriales y de año, otras variables} \} + \varepsilon_{ri}$<br>$U_r: \text{ tasa desempleo regional.}$<br>$U_i: \text{ tasa desempleo sector industrial al que pertenece el individuo}$                                | US General Social Surveys (US GSS) 1974-88  | $a_1 = -0.0343$ (0.67)<br>$a_2 = -0.0061$ (0.14)                              |
|   |  | US General Social Surveys (US GSS) 1970s  | $a_1 = -0.0909$ (0.44)<br>$a_2 = -0.0531$ (0.61)                              |
|   |  | US General Social Surveys (US GSS) 1980s  | $a_1 = -0.1297$ (1.37)<br>$a_2 = 0.0970$ (1.27)                               |
|   | Variable dependiente: logaritmo del ingreso anual bruto en el año previo a la encuesta.<br>$\ln w_{ri} = a_1 \ln U_r + a_2 \ln U_i + \beta \{ \text{dummies regionales, industriales y de año, otras variables} \} + \varepsilon_{ri}$<br>$U_r: \text{ tasa desempleo regional.}$<br>$U_i: \text{ tasa desempleo sector industrial al que pertenece el individuo}$ | US Current Population Surveys 1963-87   | $a_1 = -0.1093$ (35.19)<br>$a_2 = -0.0987$ (24.83)                            |
|   |  | US Current Population Surveys 1970s (1969-78)   | $a_1 = -0.0981$ (19.33)<br>$a_2 = -0.0453$ (5.84)                             |
|   |  | US Current Population Surveys 1980s (1979-87)   | $a_1 = -0.2122$ (34.75)<br>$a_2 = -0.1475$ (24.84)                            |
|   |  | US Current Population Surveys 1963-87   | $a_1 = -0.0181$ (38.87)<br>$a_2 = -0.0138$ (23.72)                            |
|   | Blanchflower y Oswald (1994)   | Variable dependiente: logaritmo del salario semanal.<br>$\ln w_r = a \ln U_r + \beta \{ \text{dummies regionales, industriales y otras variables} \} + \varepsilon_r$<br>$U_r: \text{ tasa desempleo regional}$ | UK Workplace Industrial Relations Survey 1980 (unskilled manual workers only) |
| UK Workplace Industrial Relations Survey 1984 (sem-skilled manual workers only)   |  |   | $a = -0.0914$ (1.53)  |
| Variable dependiente: logaritmo del salario bruto anual.<br>$\ln w_r = a \ln U_r + \beta \{ \text{dummies regionales, industriales, de año y otras variables} \} + \varepsilon_r$<br>$U_r: \text{ tasa desempleo regional}$   |  | UK General Household Survey Series 1973-90  | $a = -0.1015$ (3.65)  |
|   |  | West Germany Bundessinstitut für Berufsbildung y Institut für Arbeitsmark und Berufsforschung 1979-85   | $a = -0.1300$ (2.84)  |
|   |  | German Socio-Economic Panel 1984-90   | $a = -0.0600$ (0.87)  |
| Variable dependiente: logaritmo del salario bruto mensual.<br>$\ln w_r = a \ln U_r + \beta \{ \text{dummies regionales, industriales, de año y otras variables} \} + \varepsilon_r$<br>$U_r: \text{ tasa desempleo regional}$ |  | Australia International Social Survey Program 1986-89   | $a = -0.0773$ (0.72)  |
|   | Italia International Social Survey Program 1986-89   | $a = -0.1052$ (0.63)  |   |
| Blanchard y Katz (1996)   | Variable dependiente: logaritmo del ingreso mensual.<br>$\ln w_{rt} = a_1 \ln w_{r,t-1} + a_2 \ln U_{r,t-1} + \beta \{ \text{dummies regionales, industriales y de año, otras variables} \} + \varepsilon_{rt}$<br>$U_r: \text{ tasa desempleo regional.}$   | US Unemployment insurance System (UI) 1980-91   | $a_1 = 0.9780$ (97.8)<br>$a_2 = -0.034$ (17.0)                                |
|   |  | US Merged Annual Outgoing Rotation Groups of the CPS 1980-1990  | $a_1 = 0.953$ (47.65)<br>$a_2 = -0.019$ (4.75)                                |

|   |   |  |   |
|---|---|--|---|
| Blanchflower y Oswald (1998)                                      | Variable dependiente: logaritmo del salario bruto mensual.<br>$\ln w_r = a \ln U_r + \beta \{ \text{dummies regionales, industriales, de año y otras variables} \} + \varepsilon_r$<br>$U_r$ : tasa desempleo regional                              | <b>East Europe:</b> Bulgaria, República Checa, Alemania Oriental, Hungría y Polonia. ISSP (Int. Social Survey Programme) 1990-95 | $a = -0.0419$ (3.56)                            |
|   |   | <b>East Europe:</b> Bulgaria, República Checa, Alemania Oriental, Hungría y Polonia. ISSP (Int. Social Survey Programme) 1991-95 | $a = -0.0634$ (5.86)                            |
|   |   | <b>East Europe:</b> Bulgaria, República Checa, Alemania Oriental, Hungría y Polonia. ISSP (Int. Social Survey Programme) 1992-95 | $a = -0.0900$ (7.55)                            |
| Pannenberg y Schwarze (1998)                                      | Variable dependiente: logaritmo del salario.<br>$\ln w_r = a \ln U_r + \beta \{ \text{dummies regionales, de año y otras variables} \} + \varepsilon_r$<br>$U_r$ : tasa desempleo regional  | West Germany Panel Data Regional 1985-89   | $a = 0.0090$ (0.69)                             |
|   |   | West Germany Panel Data Regional 1990-94   | $a = -0.0280$ (2.00)                            |
|   | Variable dependiente: logaritmo del ingreso mensual.<br>$\ln w_{rt} = a_1 \ln w_{r,t-1} + a_2 \ln U_{r,t-1} + \beta \{ \text{dummies regionales, industriales y de año, otras variables} \} + \varepsilon_{rt}$<br>$U_r$ : tasa desempleo regional. | West Germany Panel Data Regional 1985-89   | $a_1 = 0.2950$ (11.34)<br>$a_2 = -0.017$ (1.21) |
|   |   | West Germany Panel Data Regional 1990-94   | $a_1 = 0.2950$ (11.34)<br>$a_2 = -0.031$ (2.58) |
| Albaek, Asplund, Blomskog, Barth, Rúnar, Karlsson, Strojer (1999) | Variable dependiente: logaritmo del salario.<br>$\ln w_r = a \ln U_r + \beta \{ \text{dummies regionales, de año y otras variables} \} + \varepsilon_r$<br>$U_r$ : tasa desempleo regional  | Dinamarca 1980-91  | $a = -0.0084$ (2.40)                            |
|   |   | Finlandia 1989,1991,1993   | $a = -0.0184$ (0.68)                            |
|   |   | Islandia 1992-96   | $a = -0.0625$ (2.50)                            |
|   |   | Noruega 1989,1991,1993   | $a = -0.0033$ (0.15)                            |
|   |   | Suecia 1981,1991   | $a = -0.0121$ (0.33)                            |
| Galiani (1999)  | Variable dependiente: logaritmo del ingreso mensual.<br>$\ln w_{rt} = a_1 \ln w_{r,t-1} + a_2 \ln U_{rt} + \beta \{ \text{dummies regionales, industriales y de año, otras variables} \} + \varepsilon_{rt}$<br>$U_r$ : tasa desempleo regional.    | Argentina Encuesta de Hogares 1990-97  | $a_1 = 0.4800$ (8.42)<br>$a_2 = -0.003$ (0.30)  |
|   | Variable dependiente: logaritmo del ingreso mensual.<br>$\ln w_{rt} = a_1 \ln w_{r,t-1} + a_2 \ln U_{r,t-1} + \beta \{ \text{dummies regionales, industriales y de año, otras variables} \} + \varepsilon_{rt}$<br>$U_r$ : tasa desempleo regional. | Argentina Encuesta de Hogares 1990-97  | $a_1 = 0.4800$ (8.42)<br>$a_2 = -0.015$ (1.67)  |
| Pekkarinen (2001)   | Variable dependiente: logaritmo del salario.<br>$\ln w_r = a \ln U_r + \beta \{ \text{dummies regionales, de año y otras variables} \} + \varepsilon_r$<br>$U_r$ : tasa desempleo regional  | Finlandia Panel Confederation of Finnish Industry and Employment 1991-95   | $a = -0.0304$ (2.63)                            |
| Kingdon y Knight (2001)   | Variable dependiente: logaritmo del salario.<br>$\ln w_r = a \ln U_r + \beta \{ \text{dummies regionales, de año y otras variables} \} + \varepsilon_r$<br>$U_r$ : tasa desempleo regional  | South Africa Living Standards Survey 1993  | $a = -0.1649$ (1.17)                            |

#### 4. Interpretación de resultados y conclusiones

La evidencia de este estudio apoya de manera sólida la existencia de una curva de salarios para Chile, y de magnitud bastante similar a lo encontrado para EE.UU. y otras economías, como es posible inferir a partir de la evidencia internacional que se expuso en la sección previa. El coeficiente estimado para cambios en el desempleo local es alrededor de  $-0,04$  y para el desempleo sectorial  $-0,13$ . Esto último es coherente con el resultado encontrado por Berg y Contreras (2002) para el Gran Santiago entre 1974-1996.

La magnitud de la elasticidad del salario al desempleo es menos negativa cuando se refiere a la región que habita el individuo que a la rama económica en la que se desempeña. Esto da cuenta de que posiblemente los individuos estarían cambiando de región para suavizar el impacto de movimientos en el desempleo local, pero que lo mismo no es posible por sector económico, dada la especificidad del tipo de trabajo desempeñado, mostrando que los mercados laborales sectoriales están menos integrados entre sí en momentos de caídas o desaceleración en el nivel de actividad, lo que produce la incidencia mayor de los cambios en la desocupación sobre el salario real en cada mercado laboral sectorial. Por lo tanto, a nivel sectorial existiría mayor capacidad de responder a *shocks* de demanda vía ajuste de salarios.

También resulta interesante notar que en lo más reciente la elasticidad del salario a la tasa de desempleo regional y sectorial es más negativa que la obtenida para todo el período. De hecho, las estimaciones a partir de la encuesta CASEN entregan un coeficiente no significativo al incluir las variables sectoriales para toda la muestra, pero al realizar el ejercicio incorporando la diferenciación del período posterior a 1999, la elasticidad resulta negativa y significativa. Los resultados de la ESI apoyan de manera sólida tanto el efecto negativo sobre el salario ante alzas en la tasa de desempleo regional y sectorial, como también la mayor elasticidad en lo más reciente.

Por último, cabe mencionar que al corregir por la generación a la que pertenece el individuo —manera teóricamente correcta de estimar perfiles de ingreso— la elasticidad del salario a la tasa de desempleo regional se mantiene sin modificaciones respecto de una estimación en la que no se incluye el efecto generacional, y que la elasticidad del salario a la tasa de desempleo sectorial se hace algo más negativa.

Extensiones de este trabajo deberían estar orientadas a encontrar posibles diferencias en las elasticidades de la curva de salarios para grupos de individuos interesantes. Por ejemplo, trabajadores asalariados versus aquellos que se desempeñan por cuenta propia, sobretodo dado el hallazgo de que el empleo asalariado es aquel que es más relevante en el ciclo económico. Otras desagregaciones interesantes se refieren al género, nivel educacional y grupos etarios de la población en estudio.

## Referencias

- Albaek, K., R. Asplund, S. Blobskg, E. Barth, B. Rúnar, V. Karlsson, E. Strojer (1999) "Dimensions of the Wage-Unemployment Relationship in the Nordic Countries: Wage Flexibility without Wage Curve." Polachek,-Solomon-W., ed. Worker well-being. Research in Labor Economics, vol. 19.
- Blanchard, O., L. Katz (1999) "Wage Dynamics: Reconciling Theory and Evidence." *The American Economic Review*, Vol. 89, No. 2, Papers and Proceedings of the One Hundred Eleventh Annual Meeting of the American Economic Association, pp. 69-74.
- Blanchard, O., L. Katz (1996) "What we know and do not know about the natural rate of unemployment" *National Bureau of Economic Research*, working paper 5822.
- Blanchflower, D., A. Oswald (1994) "The Wage Curve", Cambridge: MIT Press.
- Blanchflower, D., A. Oswald (2001) "Unemployment, Well-Being and Wage Curves in Eastern and Central Europe" *Journal of the Japanese and International Economies*, 15(4): 364-402.
- Casas, A., C. Riaga (2000) "La importancia de la Información en el Mercado de Trabajo" Borradores de investigación, Universidad del Rosario.
- Galiani, S. (1999) "Wage determination in Argentina: An econometric analysis with methodology discussion", Wolfson College, University of Oxford.
- Granados, P. (2002), "Evolución de Ingresos de la Familia Chilena 1990-1998", tesis para obtener el grado de Magíster en Economía Aplicada, Departamento de Ingeniería Industrial, Facultad de Ciencias Físicas y Matemáticas, Universidad de Chile.
- Guichard,-S., J.P Laffargue (2000) "The Wage Curve: The Lessons of an Estimation over a Panel Countries", *EPII Working Paper*: 2000/21 December; 21
- Kingdon,G., J. Knight (1999), "Unemployment and Wages in South Africa: A Spatial Approach" *Centre for the Study of African Economies Working Paper*: WPS/99/12;32
- Pannenberg, M., J. Schwarze (2000), "Phillips Curve or Wage Curve: Is there really a puzzle. Evidence for West Germany." *Labour*; 14(4): 645-55.
- Pekkarinen, T. (2001) "The Wage Curve: evidence from the finish metal industry panel data", *Finish Economic Papers*, vol. 14 n°1.
- Whelan, K. (1999) "Real wage dynamics and the Phillip Curve." *Board of Governors of the Federal Reserve System, Finance and Economics Discussion Paper*: 2000/02; 25.

## Anexos

### 1. Total de personas en la muestra por región y rama de actividad económica: ESI 1990-2001.

| ESI          | 1990          | 1991          | 1992          | 1993          | 1995          | 1996          | 1997          | 1998          | 1999          | 2000          | 2001          |
|--------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|
| I            | 1,785         | 1,842         | 1,811         | 1,798         | 1,750         | 1,745         | 1,779         | 1,831         | 1,690         | 1,855         | 1,835         |
| II           | 2,061         | 2,024         | 2,057         | 2,000         | 1,961         | 1,774         | 1,797         | 1,794         | 1,761         | 1,908         | 1,937         |
| III          | 1,485         | 1,481         | 1,526         | 1,581         | 1,481         | 1,567         | 1,702         | 1,672         | 1,704         | 1,844         | 1,834         |
| IV           | 2,753         | 2,763         | 2,839         | 2,917         | 2,463         | 2,529         | 2,564         | 2,478         | 2,384         | 2,713         | 2,640         |
| V            | 5,082         | 5,400         | 5,092         | 5,512         | 4,785         | 4,498         | 4,406         | 4,485         | 4,557         | 4,783         | 4,584         |
| VI           | 3,127         | 3,116         | 3,026         | 2,923         | 2,874         | 2,839         | 2,938         | 2,910         | 2,707         | 2,730         | 2,771         |
| VII          | 4,763         | 5,073         | 4,784         | 4,732         | 4,306         | 4,114         | 3,874         | 3,740         | 3,631         | 3,824         | 3,799         |
| VIII         | 6,175         | 6,145         | 5,911         | 5,980         | 5,741         | 5,719         | 5,506         | 5,302         | 5,383         | 5,695         | 5,773         |
| IX           | 2,517         | 2,625         | 2,349         | 2,299         | 2,065         | 2,463         | 2,271         | 2,277         | 2,368         | 2,428         | 2,497         |
| X            | 4,358         | 4,450         | 4,290         | 4,161         | 4,416         | 4,157         | 3,919         | 3,884         | 3,878         | 4,039         | 3,937         |
| XI           | 1,118         | 1,073         | 1,104         | 1,052         | 859           | 1,062         | 1,150         | 1,177         | 1,151         | 1,268         | 1,283         |
| XII          | 1,035         | 1,042         | 1,086         | 1,101         | 1,016         | 1,069         | 1,090         | 1,035         | 1,094         | 1,119         | 1,118         |
| R.M.         | 9,427         | 9,034         | 9,377         | 9,830         | 9,064         | 9,162         | 9,129         | 8,959         | 8,517         | 9,456         | 9,576         |
| <b>Total</b> | <b>47,676</b> | <b>48,059</b> | <b>47,244</b> | <b>47,879</b> | <b>44,776</b> | <b>44,694</b> | <b>44,122</b> | <b>43,542</b> | <b>42,824</b> | <b>45,662</b> | <b>45,585</b> |

| ESI   | 1990          | 1991          | 1992          | 1993          | 1995          | 1996          | 1997          | 1998          | 1999          | 2000          | 2001          |
|---|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|
| agricultura, caza, silvicultura y pesca     | 14,082        | 14,009        | 13,183        | 12,623        | 11,464        | 9,690         | 8,865         | 9,062         | 8,823         | 8,851         | 8,488         |
| explotacion de minas y canteras             | 1,564         | 1,505         | 1,287         | 1,260         | 1,099         | 1,172         | 1,122         | 946           | 865           | 831           | 826           |
| industrias manufactureras                   | 5,727         | 5,760         | 5,856         | 5,939         | 5,389         | 5,839         | 5,601         | 5,080         | 4,981         | 5,363         | 5,373         |
| electricidad, gas y agua                    | 230           | 216           | 216           | 238           | 226           | 300           | 245           | 273           | 223           | 228           | 255           |
| construccion                                | 2,501         | 2,742         | 2,852         | 3,241         | 2,800         | 3,333         | 3,656         | 3,384         | 2,939         | 3,258         | 3,446         |
| comercio por mayor y menor y restaurantes   | 7,177         | 7,188         | 7,200         | 7,620         | 7,143         | 7,103         | 7,369         | 7,229         | 7,156         | 7,669         | 7,639         |
| trasnporte, almacenamiento y comunicaciones | 2,837         | 2,831         | 2,886         | 3,008         | 3,051         | 3,006         | 3,054         | 3,161         | 2,963         | 3,355         | 3,347         |
| establecimientos financieros, seguros       | 1,336         | 1,497         | 1,531         | 1,802         | 1,849         | 2,115         | 2,179         | 2,321         | 2,149         | 2,553         | 2,479         |
| servicios comunales, sociales personales    | 10,232        | 10,320        | 10,241        | 10,155        | 9,760         | 10,140        | 10,034        | 10,088        | 10,726        | 11,554        | 11,731        |
| <b>Total</b>                                | <b>47,676</b> | <b>48,059</b> | <b>47,244</b> | <b>47,879</b> | <b>44,776</b> | <b>44,694</b> | <b>44,122</b> | <b>43,542</b> | <b>42,824</b> | <b>45,662</b> | <b>45,585</b> |

## 2. Total de personas en la muestra por región y rama de actividad económica: CASEN 1990-2003.

| CASEN        | 1990          | 1992          | 1994          | 1996          | 1998          | 2000          | 2003          |
|--------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|
| I            | 1,529         | 1,509         | 1,396         | 1,461         | 3,090         | 3,305         | 3,107         |
| II           | 1,533         | 2,184         | 2,524         | 1,807         | 2,098         | 2,449         | 2,722         |
| III          | 1,118         | 2,017         | 2,201         | 1,321         | 2,250         | 2,703         | 2,578         |
| IV           | 1,835         | 1,595         | 4,064         | 2,247         | 4,069         | 3,926         | 4,126         |
| V            | 1,850         | 3,389         | 8,795         | 5,522         | 10,616        | 8,252         | 10,337        |
| VI           | 2,156         | 2,386         | 2,027         | 4,184         | 4,662         | 6,575         | 4,656         |
| VII          | 2,236         | 2,610         | 7,183         | 3,630         | 3,821         | 8,702         | 8,910         |
| VIII         | 3,562         | 10,686        | 10,905        | 5,448         | 6,421         | 13,228        | 13,604        |
| IX           | 2,051         | 2,190         | 1,841         | 4,485         | 4,609         | 7,558         | 7,660         |
| X            | 2,860         | 2,854         | 2,450         | 2,396         | 2,514         | 7,699         | 10,797        |
| XI           | 804           | 782           | 1,007         | 1,178         | 1,232         | 1,284         | 1,280         |
| XII          | 967           | 1,134         | 1,111         | 1,063         | 1,053         | 1,135         | 1,128         |
| R.M.         | 12,194        | 15,131        | 15,380        | 12,165        | 20,483        | 19,609        | 21,373        |
| <b>Total</b> | <b>36,685</b> | <b>50,459</b> | <b>62,878</b> | <b>48,903</b> | <b>68,916</b> | <b>88,425</b> | <b>94,281</b> |

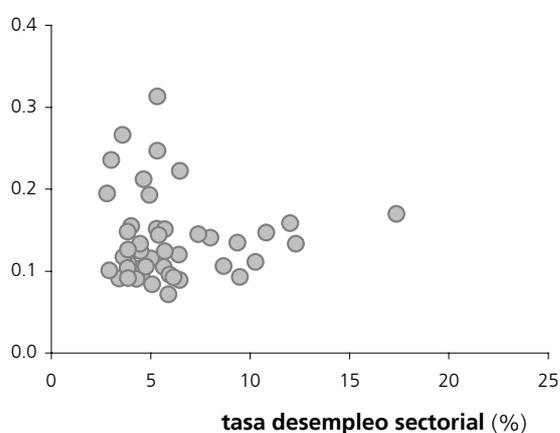
| CASEN                                       | 1992          | 1994          | 1996          | 1998          | 2000          | 2003          |
|---|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|
| agricultura, caza, silvicultura y pesca     | 13,317        | 17,756        | 11,158        | 16,902        | 27,973        | 28,493        |
| explotacion de minas y canteras             | 1,611         | 1,768         | 1,266         | 1,485         | 1,649         | 1,616         |
| industrias manufactureras                   | 6,514         | 7,029         | 5,873         | 7,453         | 8,813         | 9,689         |
| electricidad, gas y agua                    | 284           | 496           | 322           | 552           | 592           | 532           |
| construccion                                | 3,805         | 5,149         | 4,330         | 5,766         | 6,761         | 7,529         |
| comercio por mayor y menor y restaurantes   | 7,238         | 8,950         | 7,740         | 11,203        | 13,302        | 14,459        |
| transporte, almacenamiento y comunicaciones | 3,077         | 3,856         | 3,255         | 4,514         | 4,970         | 5,483         |
| establecimientos financieros, seguros       | 1,538         | 1,973         | 1,951         | 2,740         | 3,083         | 3,318         |
| servicios comunales, sociales personales    | 10,849        | 13,467        | 10,761        | 15,824        | 19,041        | 21,012        |
| <b>Total</b>                                | <b>50,225</b> | <b>62,438</b> | <b>48,652</b> | <b>68,437</b> | <b>88,184</b> | <b>94,134</b> |

## 3. Logaritmo del ingreso de la ocupación principal versus tasa de desempleo por rama de actividad económica: CASEN y ESI 1990-2000.

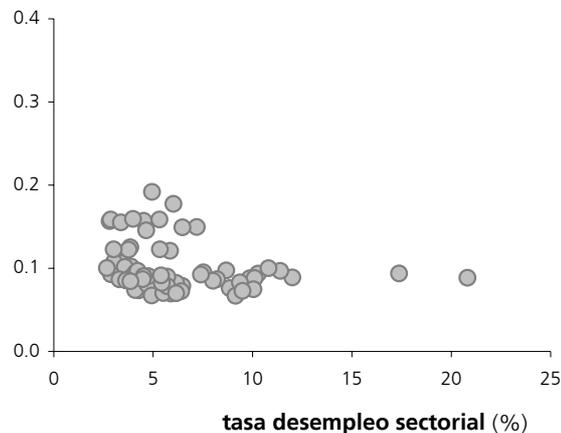
Pooled CASEN 1992-2000

Pooled ESI 1992-2000

Inwreal (\$ diciembre 2000)



Inwreal (\$ diciembre 2000)



**Documentos de Trabajo  
Banco Central de Chile**

**Working Papers  
Central Bank of Chile**

NÚMEROS ANTERIORES

PAST ISSUES

La serie de Documentos de Trabajo en versión PDF puede obtenerse gratis en la dirección electrónica: [www.bcentral.cl/esp/estpub/estudios/dtbc](http://www.bcentral.cl/esp/estpub/estudios/dtbc). Existe la posibilidad de solicitar una copia impresa con un costo de \$500 si es dentro de Chile y US\$12 si es para fuera de Chile. Las solicitudes se pueden hacer por fax: (56-2) 6702231 o a través de correo electrónico: [bcch@bcentral.cl](mailto:bcch@bcentral.cl).

Working Papers in PDF format can be downloaded free of charge from: [www.bcentral.cl/eng/stdpub/studies/workingpaper](http://www.bcentral.cl/eng/stdpub/studies/workingpaper). Printed versions can be ordered individually for US\$12 per copy (for orders inside Chile the charge is Ch\$500.) Orders can be placed by fax: (56-2) 6702231 or e-mail: [bcch@bcentral.cl](mailto:bcch@bcentral.cl).

- |  |            |
|--|------------|
| DTBC-318<br><b>Financial Frictions and Real Devaluations</b><br>Luis Felipe Céspedes   | Mayo 2005  |
| DTBC-317<br><b>Institutions, Economic Policies and Growth: Lessons from the Chilean Experience</b><br>Vittorio Corbo, Leonardo Hernández, y Fernando Parro                       | Abril 2005 |
| DTBC-316<br><b>Factores Macroeconómicos en Retornos Accionarios Chilenos</b><br>Rodrigo Fuentes, Jorge Gregoire, y Salvador Zurita   | Abril 2005 |
| DTBC-315<br><b>Real Exchange Rate Misalignments and Economic Performance</b><br>Álvaro Aguirre y César Calderón  | Abril 2005 |
| DTBC-314<br><b>¿Cuánto Explican las Reformas y la Calidad de las Instituciones del Crecimiento Chileno? Una Comparación Internacional</b><br>César Calderón y J. Rodrigo Fuentes | Abril 2005 |
| DTBC-313<br><b>Convergencia Regional en Chile: Nuevos Tests, Viejos Resultados</b><br>Roberto Duncan y J. Rodrigo Fuentes  | Abril 2005 |
| DTBC-312<br><b>Credibility and Inflation Targeting in an Emerging Market: the Case of Chile</b><br>Luis F. Céspedes y Claudio Soto   | Abril 2005 |

|  |                |
|--|----------------|
| DTBC-311   | Marzo 2005     |
| <b>Concentration and Price Rigidity: Evidence for the Deposit Market in Chile</b>                                |                |
| Solange Berstein y Rodrigo Fuentes   |                |
| DTBC-310   | Marzo 2005     |
| <b>Fluctuaciones del Dólar, Precio del Cobre y Términos de Intercambio</b>                                       |                |
| José De Gregorio, Hermann González, y Felipe Jaque   |                |
| DTBC-309   | Febrero 2005   |
| <b>Spreads Soberanos: Una Aproximación Factorial</b>   |                |
| Valentín Délano y Jorge Selaive  |                |
| DTBC-308   | Enero 2005     |
| <b>Mirando el Desarrollo Económico de Chile: Una Comparación Internacional</b>                                   |                |
| Rodrigo Fuentes y Verónica Mies  |                |
| DTBC-307   | Diciembre 2004 |
| <b>General Equilibrium Models: An Overview</b>   |                |
| Rómulo Chumacero y Klaus Schmidt-Hebbel  |                |
| DTBC-306   | Diciembre 2004 |
| <b>Rankings de Universidades Chilenas según los Ingresos de sus Titulados</b>                                    |                |
| David Rappoport, José Miguel Benavente, y Patricio Meller  |                |
| DTBC-305   | Diciembre 2004 |
| <b>Emerging Market Economies: The Aftermath of Volatility Contagion in a Selection of Three Financial Crises</b> |                |
| Felipe Jaque   |                |
| DTBC-304   | Diciembre 2004 |
| <b>Labor Markets and Institutions: An Overview</b>   |                |
| Jorge Enrique Restrepo y Andrea Tokman   |                |
| DTBC-303   | Diciembre 2004 |
| <b>Determinantes de la Inversión en Chile</b>  |                |
| Igal Magendzo  |                |
| DTBC-302   | Diciembre 2004 |
| <b>Overcoming Fear of Floating: Exchange Rate Policies in Chile</b>  |                |
| José De Gregorio y Andrea Tokman R.  |                |