

# EVIDENCIA MICROECONÓMICA DE RIGIDECES NOMINALES DE SALARIOS EN CHILE\*

Marcus Cobb C.\*\*  
Luis Opazo R.\*\*\*

## I. INTRODUCCIÓN

El mercado laboral, y en especial la dinámica que siguen los salarios, constituye un elemento central del análisis macroeconómico. En este contexto, el objetivo principal de este trabajo es proveer evidencia de la frecuencia de ajustes de salarios nominales en Chile y, en particular, la frecuencia de reducciones salariales como medida de la rigidez del mercado laboral. Para tales efectos, se construyó un panel utilizando microdatos pertenecientes a la *Asociación Chilena de Seguridad* (AChS), el cual consta de 588 mil historias salariales para el período de diciembre del 2001 a diciembre del 2007.<sup>1</sup> Esta base de datos contiene información a nivel de trabajador sobre su género, edad, remuneración, firma donde trabaja y sector económico al que pertenece la firma.

Cabe señalar que a pesar del creciente interés a nivel internacional en este tipo de estudios, y la importancia del tema para la política monetaria, según nuestro conocimiento, este es el primer estudio de su tipo para Chile.<sup>2</sup> Adicionalmente, el período muestral bajo estudio es de especial interés, ya que este se caracterizó por tasas de desempleo cercanas al 10% hasta finales del año 2005, las que, posteriormente, descendieron hasta alcanzar un promedio de 7% el año 2007. En este sentido, este escenario es especialmente atractivo para estudiar la frecuencia de los ajustes salariales en dicho contexto, aportando de este modo información que permita dimensionar de manera más integral el grado de flexibilidad laboral del mercado chileno durante dicho período, aspecto que ha estado presente en la discusión de numerosos estudios para el caso de Chile (Cowan et al., 2005; Sapelli, 2007).

En particular, en este documento nos enfocamos en la rigidez al ajuste a la baja de los salarios nominales como primer paso de un proceso más integral de entendimiento de la dinámica salarial. Cabe señalar que el estudio de la frecuencia de reducción de los salarios nominales se considera en la literatura como una de las medidas para analizar la rigidez del mercado laboral. Sin embargo, es necesario mencionar que los trabajos para otros países no se restringen solo a rigideces nominales, sino también a rigideces reales (Messina et al., 2008; Hall, 2005; entre otros). Desde el punto de vista de la autoridad monetaria, cada uno de estos fenómenos conlleva diferentes problemas. Mientras una inflación más alta puede neutralizar los efectos de la rigidez nominal, esto no sucede cuando esta es real. Por otro lado, los efectos de la rigidez nominal se hacen notorios a nivel macroeconómico cuando la inflación es particularmente baja (Fehr y Goette, 2005).

En lo que se refiere a la metodología empleada en el estudio, se utiliza una técnica econométrica de detección de quiebres estructurales desarrollada por Bai y Perron (2003) para reducir los posibles errores de medición en los datos. Este enfoque ha sido utilizado antes por Gottschalk (2005) para Estados

\* Agradecemos los comentarios y sugerencias de Roberto Álvarez, David Bravo, Luis Felipe Céspedes, Kevin Cowan, Jaime Ruiz-Tagle, dos árbitros anónimos y participantes del Taller sobre la Dinámica de Precios y Salarios 2009 (Banco Central de Chile), del Encuentro de la Sociedad de Economistas de Chile 2008 y de la Reunión de Red de Investigadores CEMLA 2009 (Brasil). Errores u omisiones son responsabilidad de los autores: [lopazo@bcentral.cl](mailto:lopazo@bcentral.cl)

\*\* División de Estudios, Banco Central de Chile. E-mail: [mcobb@bcentral.cl](mailto:mcobb@bcentral.cl)

\*\*\* División Política Financiera, Banco Central de Chile. E-mail: [lopazo@bcentral.cl](mailto:lopazo@bcentral.cl)

<sup>1</sup> La Asociación Chilena de Seguridad es una organización privada sin fines de lucro que desarrolla programas de prevención de riesgos y provee cobertura de salud a sus afiliados en caso de accidente. Cerca de 35% del total de trabajadores asalariados están afiliados a ella.

<sup>2</sup> Jadresic (1992) utiliza información agregada para identificar la rigidez en Chile.

Unidos y se basa en el supuesto de que los salarios permanecen fijos por un cierto número de períodos y solo tienen ajustes discretos. La metodología no solo reduce errores de medición, sino que también se hace cargo de fluctuaciones temporales que no están necesariamente relacionadas con un cambio en el perfil salarial de los individuos como, por ejemplo, un bono prepagado. La desventaja de esto es que este tipo de modificación podría esconder movimientos en el salario de un esquema flexible de salarios (o los movimientos de un componente variable, como sería el caso de personas que trabajan en ventas) al considerar los cambios reales como errores de medición. Sin embargo, el hecho de que los resultados de Gottschalk (2005) permitan conciliar las estimaciones a partir de una encuesta a nivel nacional con información macroeconómica de tipo administrativo sugiere que los beneficios de la metodología sobrepasan sus potenciales desventajas.

El resultado principal que proviene de examinar las historias salariales recopiladas es que el número promedio de períodos que se demorarían los salarios en ajustarse sería algo superior a nueve trimestres, con algunas diferencias entre sectores. En lo que se refiere a los determinantes de tales ajustes, el grado de flexibilidad a la baja de los salarios dependería positivamente de la participación de trabajadores jóvenes (menos de 30 años), positivamente del tamaño de la firma y negativamente de la proporción de trabajadores de altos ingresos. Los efectos sectoriales son estadística y económicamente significativos.

El resto del documento consiste en cuatro secciones. La sección II provee una revisión de la evidencia internacional. La sección III describe la base de datos. La sección IV presenta las estimaciones de frecuencia de ajuste así como el análisis de lo determinante. La sección V resume los principales resultados.

## II. EVIDENCIA INTERNACIONAL

Los estudios más recientes en el área de ajustes salariales nominales a la baja han sido abordados utilizando estimaciones basadas en microdatos.<sup>3</sup> Los resultados, sin embargo, son variables a través de países (cuadro 1). Por ejemplo, en el caso de México, la frecuencia de reducción salarial es de 21% para el período 1983-86, mientras en Canadá se encontraría entre 0.3 y 0.4%. Por

otra parte, las estimaciones difieren significativamente incluso en estudios para un mismo país. Por ejemplo, Blinder y Choi (1990) encuentran que los salarios en Estados Unidos son relativamente flexibles, mientras que Altonji y Devereux (1999) concluyen que estos son bastante rígidos. Incluso en casos en los que se cita la misma fuente de información, diferentes autores llegan a conclusiones contradictorias. Así, por ejemplo, McLaughlin (1994, 1999) argumenta ausencia de rigideces salariales basado en *Panel Study of Income Dynamics* (PSID), en tanto Card y Hyslop (1997) encuentran evidencia de lo contrario con la misma base de datos.

Es necesario señalar que por diferentes razones las cifras del cuadro 1 no son directamente comparables unas con otras y solo se presentan para dar una idea de la diversidad de estudios, estimaciones y complejidad en sí de la estimación de la frecuencia de ajustes salariales a la baja. Así, por ejemplo, la comparabilidad puede verse afectada por el hecho de que los distintos países y períodos considerados en tales estudios implican, con una alta probabilidad, diferentes escenarios macroeconómicos —un ejemplo simple es que una cierta cifra tendrá una lectura distinta si se calcula en un período de inflación alta o baja. Más aún, si el país y el período analizado en dos estudios son los mismos, la diferencia de metodologías y fuentes de información atentan directamente contra la comparabilidad de tales estudios. Por ejemplo, el uso de una encuesta a nivel nacional requerirá un enfoque distinto al de un estudio basado en información administrativa de empresas particulares y, potencialmente, podrán responder un conjunto distinto de preguntas.

Lo expuesto deja en claro que se debe evitar comparar estudios directamente sin antes establecer de forma clara y precisa las diferencias entre ellos. Con respecto a este punto, es importante mencionar dos iniciativas que se están llevando a cabo actualmente. Por un lado está el *International Wage Flexibility Project* (IWFP), el cual corresponde a una red que estudia rigideces salariales para 17 países de la OECD y

<sup>3</sup> Otra línea de estudio corresponde a Fortin y Dumont (2000) y a Farès y Lemieux (2001), quienes utilizan la Curva de Phillips y distintas medidas de crecimiento de salarios para hacer inferencias sobre rigidez salarial.

CUADRO 1

## Estudios Seleccionados de Rigidez Salarial

| Estudio                           | Período   | Frecuencia anual de reducción de salarios (porcentaje) |
|-----------------------------------|-----------|--|
| <b>México</b>                     |           |  |
| Castellanos et al. (2004)         | 1986-2001 | 24.2   |
| <b>Estados Unidos<sup>a</sup></b> |           |  |
| McLaughlin (1994)                 | 1976-86   | 17.3   |
| Card y Hyslop (1996)              | 1976-93   | 15.0 - 20.0  |
| Kahn (1997)                       | 1970-88   | 10.6 - 24.3  |
| Akerlof et al. (1996)             | 1994-95   | 1.6 - 5.8  |
| Altonj y Devereux (1999)          | 1971-92   | 0.5 - 2.5  |
| Gottschalk (2005)                 | 1986-93   | 1.5 - 2.0  |
| <b>Australia</b>                  |           |  |
| Dwyer y Leong (2000)              | 1987-99   | 3.5 - 8.0  |
| <b>Canadá</b>                     |           |  |
| Faruqui (2000)                    | 1983-86   | 0.3 - 0.4  |
|                                   | 1996-99   | 0.2 - 1.3  |
| <b>Suiza</b>                      |           |  |
| Fehr y Goette (2005)              | 1991-97   | 6.8 - 15.5   |

a. Información encontrada en Gottschalk (2005).

donde los resultados preliminares sugieren que las rigideces reales predominan por sobre las nominales en países de Europa, no así en Estados Unidos y el Reino Unido (Dickens et al., 2007). Por otro lado, el *Wage Dynamics Network* del Banco Central Europeo (WDN) ha conducido recientemente varias encuestas referentes a temas como ajuste de márgenes y sincronización de precios y salarios, entre otros.<sup>4</sup> Algunas de estas encuestas concluyeron que las reducciones salariales son muy infrecuentes.<sup>5</sup>

### III. Los Datos

#### 1. Información General

La base de datos se construye a partir de la información mensual reportada a la AChS por sus firmas afiliadas durante el período 2001.12-2007.12. La información se recolecta a partir de planillas de sueldos provistas por cada firma que contienen a nivel de trabajador el sueldo imponible, es decir, incluye tanto el componente variable como el fijo de las remuneraciones, y las características personales de género y edad

de los trabajadores. Además, se cuenta con la información respecto del sector económico al que pertenece la firma a un nivel de clasificación de un dígito, a saber: agricultura, minería, industria, construcción; electricidad, gas y agua; comercio, transporte, y servicios.

Es importante destacar que la otra fuente de información nacional disponible sobre remuneraciones, la encuesta de remuneraciones del Instituto Nacional de Estadísticas (INE), no permite realizar estudios de la naturaleza del que se presenta en este trabajo. En efecto, la encuesta del INE solo reporta información a nivel de empresa, básicamente costo por concepto de salarios y número de empleados, por lo que no permite examinar directamente el fenómeno de flexibilidad laboral a nivel microeconómico. Además, cabe destacar que la información proveniente de la AChS tiene una cobertura en torno al 35% de los trabajadores asalariados y de alrededor del 25% de las firmas en el país, lo cual se traduce en una buena

cobertura muestral del estudio.<sup>6</sup> Por último, según análisis previos, la información reportada a la AChS no tendría problemas de registro de significancia.<sup>7</sup>

En cuanto a las limitantes de la base de datos, la más importante es que carece de información respecto de horas trabajadas, lo que significa que no se pueden aislar los efectos de un cambio salarial de los de un cambio en las horas trabajadas. Por otra parte, los salarios informados están truncados al salario máximo imponible. Este límite se encontraba, en diciembre del 2007, en unos US\$2.300 al mes y, según encuestas de distribución de ingresos, afectaría en torno al 5% de los trabajadores asalariados chilenos.

<sup>4</sup> La WDN organizó una conferencia para presentar avances en Frankfurt, en junio del 2008.

<sup>5</sup> Babecky et al. (2009), muestran que solo 398 de 14,122 (2.82%) encuestados declaran una reducción salarial en los últimos cinco años.

<sup>6</sup> Basado en información del Servicio de Impuestos Internos.

<sup>7</sup> Aravena (2006) encuentra que problemas tales como la repetición del identificador del trabajador e información faltante, no son significativos para usos generales, esto para los años 2002 a 2005.

Además, la información se limita a las empresas afiliadas, por lo que el estudio de flujos de empleo es poco viable. Finalmente, el uso de la AChS como fuente de información restringe el estudio de la dinámica salarial a empleados pertenecientes al sector formal; por ende, la presente base de datos no puede emplearse para efectos del estudio del salario de los trabajadores informales.

## 2. Construcción del Panel

La base original consiste en la información de salarios de un promedio mensual de 1.5 millones de trabajadores para el período examinado. Esta base se utilizó para construir un panel desbalanceado de las historias salariales de los trabajadores, en particular si un trabajador deja de trabajar en firmas pertenecientes a la AChS, entonces, su historia salarial se discontinúa. Este punto, en línea con estudios previos en esta materia (ver más adelante), es abordado estableciendo criterios de presencia mínima en la base de observaciones de cada individuo.<sup>8</sup> Habida consideración de lo anterior, para tales efectos fue necesario filtrar la base debido a la presencia de ciertas inconsistencias, probablemente producidas por el ingreso manual de la información, información incompleta, historias truncadas o la aparición esporádica de trabajadores.<sup>9</sup> En términos concretos, los trabajadores reportados que cumplieran alguno de los siguientes criterios fueron removidos de la base de datos:

- i) Número de identificación igual al de otro trabajador dentro del mismo período.
- ii) Salario mayor que el máximo imponible o menor que el mínimo legal vigente.
- iii) Salario igual al máximo imponible por más de dos períodos consecutivos.

Cabe señalar que los criterios (i) y (ii) controlan inconsistencias en los datos, mientras el criterio (iii) busca eliminar historias salariales que estén truncadas a partir de un cierto período y que, por lo tanto, puedan llevar a subestimar el grado efectivo de flexibilidad salarial. En relación con el criterio (i), encontramos que, en promedio, un 4% de los identificadores no son únicos dentro de un mismo mes. En cuanto a los criterios (ii) y (iii), la muestra contiene en promedio un 2% de trabajadores para los que se reporta un

CUADRO 2

### Número de Trabajadores en la Muestra por Sector Económico

|                          | Número de trabajadores <sup>a</sup> | Porcentaje sobre trabajadores asalariados <sup>b</sup> |
|--------------------------|-------------------------------------|--|
| Agricultura              | 36,455                              | 8.4  |
| Minería                  | 2,302                               | 3.1  |
| Industria                | 89,417                              | 14.0   |
| Construcción             | 14,574                              | 4.1  |
| Electricidad, gas y agua | 3,131                               | 11.3   |
| Comercio                 | 68,414                              | 10.8   |
| Transporte               | 18,785                              | 5.7  |
| Servicios                | 195,067                             | 13.7   |
| <b>Total</b>             | <b>428,528</b>                      | <b>10.9</b>  |

Fuente: Elaboración propia basada en información de la AChS.

a. Promedio Muestral.

b. Estimación basada en la información publicada por el Instituto Nacional de Estadísticas.

salario inferior al mínimo legal, mientras un 3% de las observaciones implicarían un salario truncado, es decir, igual o superior al máximo por más de dos períodos consecutivos.

Una vez filtrada la base, en línea con el enfoque de Fehr y Goette (2005), se construye una muestra con aquellos trabajadores que presentan una historia salarial de al menos 24 meses consecutivos. Este procedimiento busca poder construir un panel donde existan historias salariales lo suficientemente largas como para inferir de mejor manera la dinámica de ajustes de los salarios.

La muestra final, que contiene un promedio de 429 mil trabajadores por mes, implica una representatividad del panel de aproximadamente 11% de los trabajadores chilenos a nivel nacional (cuadro 2). En lo que respecta a los sectores

<sup>8</sup> Cabe señalar que el no saber con certeza si los trabajadores dejan de reportarse en firmas AChS pasan a un estatus de desempleado o se cambian a otra firma no AChS limita fuertemente el estudio de los flujos y la transición de empleos.

<sup>9</sup> En aquellos casos donde no hay información de salarios por no más de tres períodos consecutivos, y siempre y cuando el trabajador vuelva a trabajar con el mismo empleador, se supone que el trabajador permaneció empleado en la firma, pero la compañía dejó de reportar el salario. Cuando el salario no cambia durante dicho lapso, se supone que este permaneció constante en los períodos sin datos; mientras que si el salario sí cambió, el ajuste salarial se imputa suponiendo una probabilidad uniforme de ajuste salarial en aquellos períodos con datos faltantes.

CUADRO 3

## Número de Firmas en la Muestra por Sector y Número de Trabajadores

|                                      | Número de firmas | Menos de 10 trabajadores | De 11 a 199 trabajadores | 200 trabajadores o más |
|--------------------------------------|------------------|--------------------------|--------------------------|------------------------|
| Agricultura                          | 7,928            | 4,351                    | 3,419                    | 158                    |
| Minería                              | 367              | 138                      | 199                      | 30                     |
| Industria                            | 11,598           | 6,090                    | 5,166                    | 342                    |
| Construcción                         | 4,603            | 2,345                    | 2,188                    | 70                     |
| Electricidad gas y agua              | 490              | 316                      | 157                      | 17                     |
| Comercio                             | 7,330            | 3,749                    | 3,324                    | 257                    |
| Transporte                           | 4,329            | 2,853                    | 1,427                    | 49                     |
| Servicios                            | 13,843           | 5,998                    | 7,101                    | 744                    |
| <b>Firmas en la base</b>             | <b>50,488</b>    | <b>25,840</b>            | <b>22,981</b>            | <b>1,667</b>           |
| <b>Base/total de firmas en Chile</b> | <b>23.3%</b>     | <b>16.6%</b>             | <b>40.1%</b>             | <b>35.1%</b>           |

Fuente: Elaboración propia, basada en información del Servicio de Impuestos Internos y la Asociación Chilena de Seguridad.

económicos, la mayor representatividad se observa en el caso del sector Servicios e Industria con un 14%; el resto de los sectores fluctúa entre 3 y 11%, lo que permite un margen de confianza razonable para nuestras estimaciones.

En lo que se refiere al número de firmas, la base de datos incluye información de trabajadores provenientes de algo más de 50 mil empresas (cuadro 3), lo cual, según la información del Servicio de Impuestos Internos de Chile, equivaldría a una representatividad en torno al 23% del total de firmas registradas en Chile.<sup>10</sup> Respecto de la distribución de las firmas, la participación de las pequeñas, medianas y grandes corresponde a 51, 46 y 3% de la muestra, y la cobertura por tamaño es de 17, 40 y 35%, respectivamente. En este sentido, la muestra empleada tiende a sobrerrepresentar las firmas de tamaño mediano y mayor, situación que sugiere que los análisis posteriores deberían considerar el análisis de los ajustes salariales por tamaño de firma para no influenciar las estadísticas agregadas.

En lo que respecta a la representatividad de la muestra según características de los trabajadores, la distribución de la muestra no difiere significativamente de la poblacional publicada por el INE en lo que se refiere a género; sin embargo, los trabajadores más jóvenes se encontrarían subrepresentados respecto del total nacional (cuadro 4).

CUADRO 4

## Representatividad de la Muestra: Edad y Género

|               | Muestra (porcentaje) | Población (porcentaje) |
|---------------|----------------------|------------------------|
| <b>Género</b> |                      |                        |
| Femenino      | 37.7                 | 35.2                   |
| Masculino     | 62.3                 | 64.8                   |
| <b>Edad</b>   |                      |                        |
| Bajo 30       | 17.4                 | 27.5                   |
| 30 - 49       | 60.0                 | 55.2                   |
| 50 o más      | 20.6                 | 17.3                   |

Fuente: Elaboración propia con datos de la AChS y el Instituto Nacional de Estadísticas.

Relativo a la representatividad de la muestra con respecto a la distribución de salarios, se observa un sesgo al alza respecto de la distribución derivada de la Encuesta de Protección Social (gráfico 1). Este hecho no sorprende, dadas las características de la base de datos utilizada. Las firmas afiliadas a la AChS pertenecen al sector formal, por lo que no pueden pagar

<sup>10</sup> La estimación considera todas las firmas con al menos un empleado.

salarios inferiores al mínimo legal, lo que explica la ausencia de trabajadores que ganan menos del mínimo en la muestra. En consecuencia, las estimaciones que se obtienen se refieren a firmas y trabajadores asalariados que pertenecen al sector formal.

Como un último punto referente a la muestra utilizada, cabe mencionar que en la estimación de los determinantes de la flexibilidad salarial que se realiza en la sección IV.2 se aplican dos criterios adicionales para depurar la base y así controlar por las características de los trabajadores. Esto es, de la base que se utiliza para calcular las frecuencias de ajuste, se excluyen las historias salariales de aquellos trabajadores que cumplen una de las siguientes condiciones:

- i) edad o género no especificado;
- ii) edad mayor de 90 o menor de 15 años.

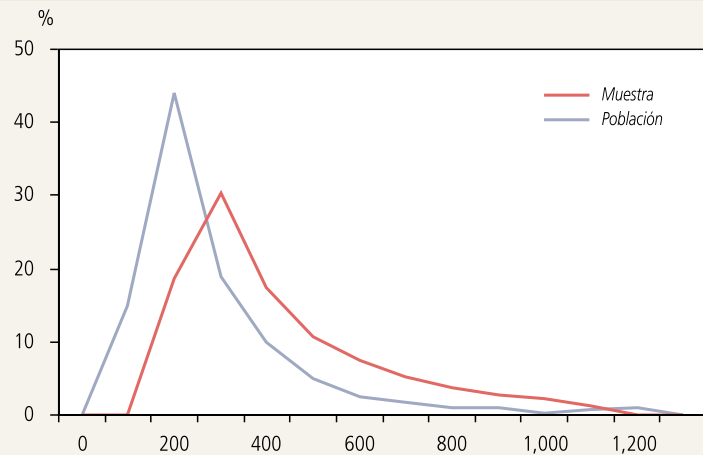
Los casos que caen dentro de una de estas categorías son del orden de 25% de la base original. Concretamente, la muestra que no presenta información respecto del género del trabajador asciende a 9% y la que no cumple los criterios de edad, a 23%. De este modo, como resultado de estos ajustes, la base utilizada en la estimación de los determinantes de la frecuencia de ajustes salariales contiene cerca de 336 mil historias salariales promedio por mes. Nótese que el número de historias salariales contenidas en el panel que no considera el filtro por no reporte de género ni edad sobre 90 y bajo 15 años difiere en algo menos significativamente del panel que se obtiene sin aplicar estos criterios —es decir, 23% vs. 21.5%—, lo cual refleja un pequeño traslape entre la población que no cumple los dos criterios antes mencionados en forma simultánea.

### 3. Ajustes Salariales

Tal como se mencionó más arriba, los salarios que se reportan en la base pueden estar sujetos a errores de medición, y eventualmente incluir fluctuaciones temporales que no representen necesariamente cambios efectivos en el salario de un trabajador. Un ejemplo es el caso de un bono fijo de fin de año

GRÁFICO 1

## Representatividad de la Muestra en la Distribución de Salarios (año 2004)



Fuente: Distribución poblacional derivada de la Encuesta de Protección Social, Universidad de Chile.

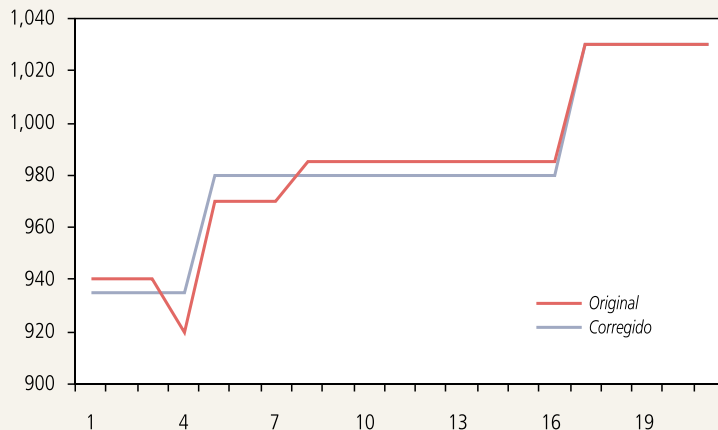
acordado por contrato o beneficios como el bono de escolaridad que entregan algunas firmas a funcionarios con hijos al inicio de cada año escolar.

Dado este fenómeno, los salarios son corregidos siguiendo el enfoque usado por Gottschalk (2005). La metodología descansa sobre el supuesto de que los salarios nominales permanecen fijos por un número de períodos y, cuando se ajustan, se mueven de manera discreta. Este supuesto se implementa a través de la metodología de detección de quiebres estructurales desarrollado por Bai y Perron (2003).

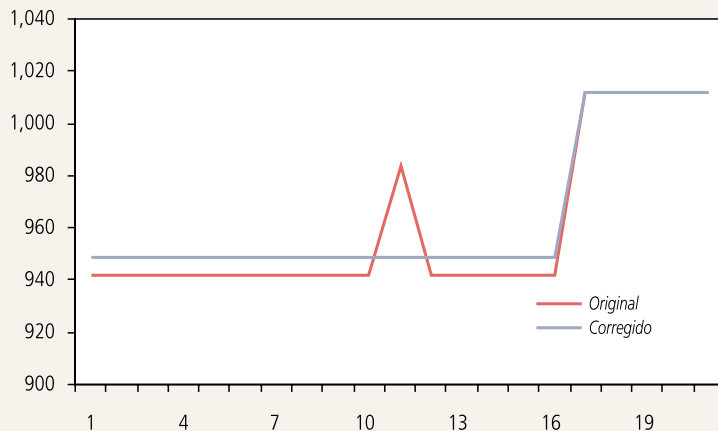
Considerando lo anterior, se hace presente inmediatamente que el supuesto fundamental de esta metodología tiene como potencial desventaja ignorar cambios de salario de corta vigencia debido a que la identificación del cambio requiere que el ajuste tenga un impacto significativo en el salario promedio. Esto podría tener como consecuencia subestimar el nivel efectivo de flexibilidad salarial. Sin embargo, los resultados derivados utilizando esta metodología para el caso de Estados Unidos sugieren que dicha desventaja no jugaría un rol importante. En efecto, una lectura directa de la encuesta PSID indica que en torno a 17% de los trabajadores encuestados experimentarían una reducción salarial una vez al año, pero una vez que esta base es corregida por el método propuesto por Gottschalk (2005) se llega a la conclusión de que esta cifra sobreestima a la real aproximadamente por un factor de tres, encontrándose

Salario Original y Corregido<sup>a</sup>

A. Caso de posible error de medición de salarios



B. Caso de fluctuación temporal de salarios



Fuente: Elaboración propia basada en información de la AChS.  
a. Según la metodología en Gottschalk, 2005.

la estimación corregida en línea con otras estimaciones realizadas con información administrativa provista por empresas particulares.

El gráfico 2 ilustra la aplicación de la metodología de ajuste. El panel izquierdo presenta una historia salarial de la base y su respectiva historia corregida. Se observan fluctuaciones en la serie efectiva de salarios alrededor de la fecha en que efectivamente ocurre un cambio discreto en el salario —línea roja—, mientras la línea azul corresponde a la secuencia salarial una vez aplicado el método de Gottschalk (2005). Tal como allí se observa, la historia simulada sigue bastante de cerca a la secuencia de salarios original; sin embargo, esta ignora pequeñas desviaciones en

los meses 3 y 6. En el panel derecho, por otro lado, se replica el efecto de un bono en la historia salarial. La metodología de cambio estructural, como es de esperarse, considera el bono como un evento transitorio y no como un cambio de salario significativo.<sup>11</sup> Sin embargo, es necesario señalar que el método sí identifica como cambios salariales aquellos casos donde la magnitud de los eventuales bonos cambia significativamente. Por ejemplo, si una historia salarial considera un bono equivalente a 1 salario en diciembre de cada año, entonces el método asumirá un salario constante e igual a  $1+1/12$  salarios por mes; en cambio, si se observa que el bono de diciembre aumenta a 2 salarios por mes, entonces la metodología implicará un salario de  $1+1/12$  salarios mensuales para el período previo al aumento y, para el período posterior al cambio, el salario mensual promedio será de  $1+2/12$  salarios mensuales.

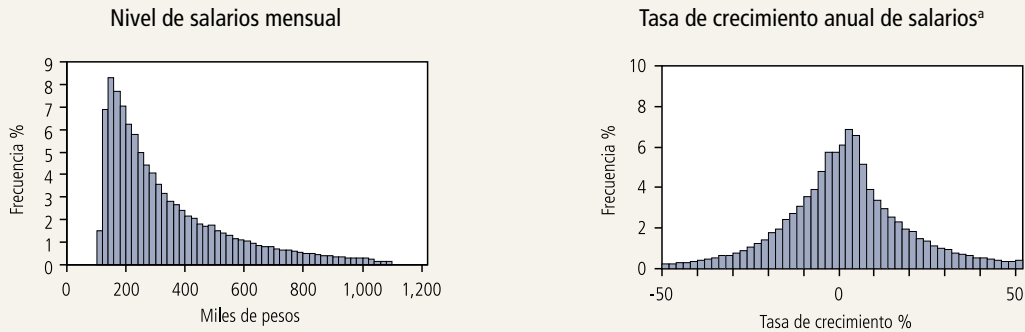
Cabe señalar que en términos agregados la aplicación de la metodología de cambio estructural no modifica de forma significativa la distribución del nivel de salarios; sin embargo, el impacto en la frecuencia de cambios es significativo (gráfico 3). En efecto, la frecuencia de cambio sin ajustar es más o menos simétrica centrada en un número poco mayor que cero, mientras que la de la base ajustada muestra una distribución claramente asimétrica con un sesgo hacia los incrementos salariales. Estos resultados implican que, si no se aplicara la metodología, la frecuencia muestral de ajustes reflejaría una flexibilidad significativamente mayor que la que se obtendría ajustando la base. Considerando los resultados de Gottschalk (2005), las series sin ajustar, con una probabilidad alta, sobreestimarían la frecuencia real de ajuste.

<sup>11</sup> El anexo 1 contiene una descripción detallada de la metodología.

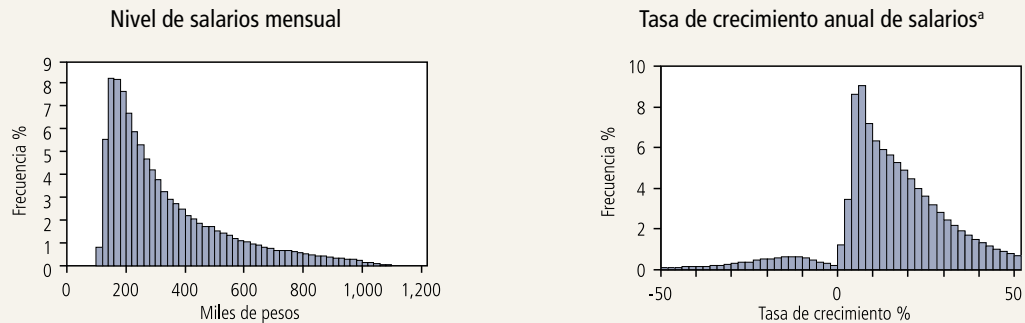
GRÁFICO 3

### Histogramas de Nivel y Crecimiento Anual de Salarios

#### A. Serie original



#### B. Serie ajustada<sup>b</sup>



Fuente: Elaboración propia basada en información de la AChS.

a. Solo considera cambios de salario efectivos.

b. según la metodología en Gottschalk, 2005.

## IV. AJUSTES SALARIALES EN CHILE

### 1. Caracterización de la Frecuencia de Ajustes en Chile

Las estimaciones de ajustes salariales están divididas entre los cambios salariales no asociados a cambio de empresa por parte del trabajador y los que coinciden con trabajadores que cambian de empresa. Para el primer grupo, la frecuencia de ajuste promedio es de 3.7% al mes, siendo los incrementos y disminuciones 3.4% y 0.3%, respectivamente. Estas cifras sugieren que el tiempo que tomaría para que todos los salarios de la economía se ajustaran sería, en promedio, algo más de nueve trimestres (cuadro 5). Este último

resultado es coherente con las estimaciones obtenidas en un modelo DSGE para Chile, donde el promedio de ajuste es de 12.5 trimestres con una cota inferior de 5.6 y un nivel de confianza de 66%.<sup>12</sup> Adicionalmente, la frecuencia de reducción de salarios nominales es bastante baja, lo cual, en cierta medida, sugiere que el mercado laboral podría exhibir un bajo grado de flexibilidad salarial como sugieren estudios tales como Cowan et al. (2005). Es necesario señalar que si no se aplicase la metodología de ajuste propuesta por Gottschalk (2005), la frecuencia de reducciones

<sup>12</sup> Esta estimación se obtiene a partir de métodos bayesianos aplicados a un modelo DSGE para Chile. Ver Caputo et al. (2006).



CUADRO 5

## Frecuencia de Ajustes Salariales en Chile

| Ítem                             | Cambios salariales (por mes, porcentaje) | Tiempo promedio para un ajuste completo (trimestres) | Incrementos salariales (por mes, porcentaje) | Disminuciones salariales (por mes, porcentaje) |
|----------------------------------|--|--|--|--|
| Sin cambio de firma              | 3.68                                     | 9.05   | 3.36   | 0.32   |
| Con cambio de firma <sup>a</sup> | 58.90                                    | -  | 35.40  | 23.50  |

Fuente: Elaboración propia con datos de la AChS.

a. Frecuencia calculada considerando el último salario reportado en la firma anterior.

CUADRO 6

Frecuencia de Ajuste Salarial por Tamaño de Firma  
(por mes, porcentaje)

| Tamaño                   | Cambios salariales | Incrementos salariales | Reducciones salariales |
|--------------------------|--------------------|------------------------|------------------------|
| Menos de 10 trabajadores | 3.79               | 3.42                   | 0.38                   |
| De 10 a 199 trabajadores | 3.67               | 3.30                   | 0.36                   |
| 200 trabajadores o más   | 3.67               | 3.40                   | 0.27                   |

Fuente: Elaboración propia con datos de la AChS.

salariales ascendería a 30.97%, cifra muy por sobre la mayor de las estimaciones para otros países y por sobre lo esperado para este tipo de estadísticos.

Entre aquellos trabajadores que cambian de firma, encontramos que 34% experimenta un incremento salarial, mientras que un 24% enfrenta una reducción salarial y, en torno a 42% no ve un cambio significativo en su salario. El hecho de que el cambio de firmas no esté vinculado única y exclusivamente a mejoras salariales, podría estar asociado a alguno de los siguientes dos elementos. Primero, la flexibilidad parcial de los salarios tiene como contrapartida el desempleo laboral, situación que en definitiva se traduce en que parte de los cambios laborales reportados en los datos sean de carácter involuntario y, en consecuencia, no necesariamente asociados a mejoras salariales. Segundo, este resultado también sería coherente con la existencia de factores complementarios al salario para determinar los beneficios asociados a trabajar en un determinado lugar y, en consecuencia, un trabajador podría estar dispuesto a cambiar de firma a un menor salario en presencia de algún otro elemento que compensara el

menor salario; por ejemplo, mejores proyecciones laborales, mayor flexibilidad horaria, u otro. El rol específico de cada uno de estos factores, sin embargo, no es posible de establecer con la información disponible y escapa al objetivo del presente trabajo.

El análisis por tamaño de firma indica que las empresas pequeñas tienen una frecuencia levemente mayor que la de los otros dos grupos (cuadro 6). Sin embargo, la magnitud de dichas diferencias no parece significativa. Considerando la frecuencia de reducciones salariales como un indicador más directo de flexibilidad laboral, las firmas más grandes serían las más rígidas. Sin embargo, estas cifras deben considerarse con precaución, pues estas frecuencias pueden estar afectadas no solo por el tamaño de la empresa sino también por las características de los trabajadores. En la sección siguiente se realiza un análisis formal de la incidencia de dichas características en la frecuencia de ajustes.

La frecuencia de ajustes salariales por sector económico indica una alta heterogeneidad (cuadro 7). Por ejemplo, la frecuencia de ajuste de los sectores de

CUADRO 7

## Frecuencia de Ajustes Salariales por Sector Económico

| Ítem                     | Cambios salariales (por mes, porcentaje) | Tiempo promedio para un ajuste Completo (trimestres) | Incrementos salariales (por mes, porcentaje) | Disminuciones salariales (por mes, porcentaje) |
|--------------------------|--|--|--|--|
| <b>Total</b>             | <b>3.68</b>                              | <b>9.05</b>  | <b>3.36</b>                                  | <b>0.32</b>                                    |
| Agricultura              | 3.29                                     | 10.14  | 2.97   | 0.31   |
| Minería                  | 3.33                                     | 10.00  | 3.04   | 0.29   |
| Industria                | 3.20                                     | 10.40  | 2.90   | 0.30   |
| Construcción             | 4.01                                     | 8.30   | 3.50   | 0.52   |
| Electricidad, gas y agua | 3.29                                     | 10.13  | 3.02   | 0.27   |
| Comercio                 | 3.44                                     | 9.69   | 3.12   | 0.32   |
| Transporte               | 3.40                                     | 9.81   | 3.06   | 0.34   |
| Servicios                | 4.24                                     | 7.85   | 3.94   | 0.30   |

Fuente: Elaboración propia con datos de la AChS.

Servicios y Construcción son las más altas del panel (4.28 y 3.95% por mes, respectivamente), mientras el sector de Industria registra la más baja (3.11%). Al enfocarse en las reducciones, es interesante notar que las frecuencias observadas son bastante similares en todos los sectores, con la sola excepción de Construcción que casi duplica la de los demás sectores, situación coherente con el hecho de que la contratación en este sector está determinada en gran medida por la ejecución de proyectos de períodos acotados.

## 2. Determinantes de la Flexibilidad Salarial: Enfoque Econométrico

La literatura utiliza tanto características del trabajador como de la firma para explicar el grado de rigidez salarial presente en una economía. En lo que se refiere a las características del trabajador, Campbell y Kamlani (1997) enfatizan que variables relacionadas con las habilidades del trabajador son cruciales para entender rigideces laborales. Por otro lado, Messina et al. (2008), y Franz y Pfeiffer (2006) consideran relevante la información respecto del tamaño de la firma y el sector económico al que esta pertenece.

En lo que sigue emplearemos similares variables para explicar económicamente la fracción de trabajadores en cada firma cuyos salarios se ven ajustados a la baja trimestralmente. Cabe señalar que

empleamos una frecuencia trimestral y no mensual como el análisis anterior, ya que al emplear una frecuencia mensual se introduce demasiado ruido a las estimaciones, sin que los resultados se afecten significativamente. La variable a explicar se midió como el porcentaje de trabajadores de cada firma cuyo salario nominal disminuye durante un trimestre, sin encontrarse dicho cambio salarial asociado a un cambio de firma por parte del empleado. En relación con los estadísticos asociados a esta variable, el valor promedio incondicional es 1.3% trimestral, cifra que se compara con una frecuencia promedio mensual de reducción salarial cercana al 0.3%.

En términos de las características de los trabajadores, contamos con información respecto del género y edad del empleado. El primero se introdujo en el modelo como la proporción de trabajadores mujeres en cada firma a través del tiempo, mientras que para el segundo se utilizó una variable *dummy* para diferenciar entre tres grupos de firmas: firmas con edad promedio de sus trabajadores menor de 30, entre 30 y 50, y mayores de 50 años. Además, como una aproximación al nivel de habilidad de los trabajadores de la firma, se calculó el porcentaje de trabajadores de la firma que reciben un salario mayor al promedio sectorial, empleados versus obreros. En términos de características de la firma, se utilizó el tamaño de la firma (pequeña, mediana o grande) y el sector

económico al que pertenece.<sup>13</sup> También se controló por el nivel de sindicalización sectorial.

Empleando tales variables, y como ya se mencionó, se estimaron regresiones cuya variable dependiente es el porcentaje de trabajadores de cada firma que experimentan una disminución salarial cada trimestre, y las variables explicativas son las mencionadas en el párrafo anterior.<sup>14</sup> Cabe hacer notar que la variable dependiente está restringida al intervalo [0,1], por lo que el procedimiento de mínimos cuadrados ordinarios no es apropiado en este caso. Por tal razón, siguiendo a Papke y Wooldrige (1996) y Messina et al. (2008), estimamos un logit fraccional de la siguiente función logística:

$$E(y_{it} | w_{it}, f_{it}) = \frac{\exp(w_{it}\alpha_0, f_{it}\alpha_1)}{1 + \exp(w_{it}\alpha_0, f_{it}\alpha_1)} \quad (1)$$

donde  $y_{it}$  es el porcentaje de trabajadores que experimentan una reducción salarial en la firma  $i$  en el trimestre  $t$ ,  $w_{it}$  es el conjunto de características del trabajador de la firma  $i$ , y  $f_{it}$  representa características de la firma  $i$  en el trimestre  $t$ . La estimación abarcó el período 2001-2007 y la frecuencia de los datos es trimestral.

El cuadro 8 presenta los efectos marginales sobre la variable dependiente, cuyo valor promedio incondicional es 1.3% trimestral. Tal como allí se observa, en lo que se refiere a las características de los trabajadores, la participación de mujeres en cada firma no resulta ser estadísticamente significativa, resultado que es coherente con lo reportado para países europeos por Messina et al. (2008). Las variables de edad muestran que una mayor presencia de trabajadores menores de 30 años (grupo de referencia en las regresiones) está asociada a una mayor frecuencia de ajustes salariales a la baja, es decir, los trabajadores de más edad enfrentarían con menor frecuencia reducciones de su salario nominal. Así, por ejemplo, las firmas con una mayoría de trabajadores en el rango de 30 a 50 años tendrían una frecuencia de reducción salarial 0.3 puntos porcentuales menor a la de aquellas firmas con mayor participación de trabajadores menores de 30 años. Este resultado valida conceptualmente el rol de *outsider* asignado a los trabajadores jóvenes.<sup>15</sup> Esto sin embargo, contrasta con lo reportado por

Messina et al. (2008) para el caso de Europa, donde se encuentra lo opuesto.

En lo que respecta a las características de las firmas, aquellas con menos de 10 trabajadores exhiben un menor ajuste de salarios a la baja que las más grandes (más de 200 trabajadores), siendo este efecto estadísticamente significativo cuando se controla por el porcentaje de trabajadores con salarios altos (columnas 2 y 4); el efecto marginal asociado a estas firmas con respecto a las de mayor tamaño es 0.15 puntos porcentuales menos de ajustes salariales a la baja. Una explicación para esto podría relacionarse con que puede que las firmas más grandes estén en una posición más favorable para aplicar esquemas de remuneración más complejos que permitan un mayor grado de flexibilidad. Complementariamente, en especial en el caso de las firmas pequeñas, las firmas evitarían la reducción de salarios debido a que el impacto de la pérdida de un pequeño número de trabajadores a causa de una disminución de salarios podría ser relativamente más importante mientras más pequeña fuera la empresa. Respecto del nivel de habilidad de los trabajadores (medido como el porcentaje de trabajadores en cada firma con salarios superiores al promedio sectorial), encontramos que hay una relación negativa entre la proporción de trabajadores de mayor ingreso y flexibilidad salarial, lo que podría indicar que el mayor nivel de habilidad de estos trabajadores les otorgaría un mayor grado de movilidad laboral, la cual, siguiendo la nomenclatura planteada para la variables de edad, les permitiría jugar un rol de *outsiders* en el mercado laboral y/o, complementariamente, esto resulta coherente con un marco conceptual de salarios de eficiencia, pues los trabajadores en cargos de mayor habilidad tienden a ser más difíciles de monitorear. El nivel de sindicalización no aparece como estadísticamente significativo.

En relación con los efectos fijos sectoriales, los efectos marginales se miden respecto del sector Agricultura, y los principales resultados indican que existen sectores

<sup>13</sup> No contamos con más información para capturar una mayor heterogeneidad entre las firmas.

<sup>14</sup> Las cifras reportadas solo incluyen los trabajadores que permanecen en sus firmas, pero los resultados son coherentes con la muestra completa.

<sup>15</sup> La teoría "insider-outsider" considera que las firmas no despiden a sus trabajadores de planta (insiders) para contratar desempleados (outsiders) a un menor salario, debido al costo de despido de trabajadores y de contratación y entrenamiento de nuevos.

CUADRO 8

**Determinantes de la Rigidez Nominal a la Baja**  
**Variable Dependiente: Porcentaje de Reducciones Salariales a Nivel de Firma**  
 (efectos marginales, puntos porcentuales)

| Variable   | [1]      | [2]      | [3]     | [4]      |
|--|----------|----------|---------|----------|
| Proporción de mujeres  | -0.05    | -0.07    | -0.05   | -0.07    |
| Variable dicotómica para la edad de los trabajadores en la firma:        |          |          |         |          |
| Edad promedio de trabajadores entre 30 y 49 años                         | -0.34*** | -0.26**  | -0.34** | -0.26*   |
| Edad promedio de trabajadores mayor o igual a 50 años                    | -0.25**  | -0.20*   | -0.25** | -0.20*   |
| Variable dicotómica para el número de trabajadores en la firma:          |          |          |         |          |
| 9 o menos trabajadores.  | -0.07    | -0.15*** | -0.07   | -0.15*** |
| Entre 10 y 199 trabajadores.   | -0.01    | -0.05    | -0.01   | -0.05    |
| Proporción de trabajadores con ingresos superiores al promedio sectorial |          | -0.54*** |         | -0.54*** |
| Sindicalización a nivel sectorial  |          |          | -0.03   | -0.02    |
| Efectos fijos sectoriales  |          |          |         |          |
| Minería  | 0.32     | 0.47*    | 0.53    | 0.70     |
| Industria  | 0.36***  | 0.42***  | 0.38*** | 0.44***  |
| Construcción   | 0.81***  | 0.87***  | 1.05*** | 1.11**   |
| Electricidad, gas y agua   | -0.02    | 0.04     | -0.01   | 0.05     |
| Comercio   | 0.31***  | 0.39***  | 0.30*** | 0.39***  |
| Transporte   | 0.42***  | 0.49***  | 0.50*** | 0.57***  |
| Servicios  | 0.38***  | 0.50***  | 0.38*** | 0.49***  |
| Efecto temporal  | Sí       | Sí       | Sí      | Sí       |

Fuente: Elaboración propia basada en información de la AChS.  
 \*\*\*: significativo al 1%; \*\*: significativo al 5%; \*: significativo al 10%.

para los cuales el efecto marginal es tanto estadística como económicamente bastante significativo. Por ejemplo, el efecto marginal para el sector Construcción indicaría que las firmas de este sector en promedio tienen una frecuencia de reducciones salariales trimestrales aproximadamente 1 punto porcentual mayor que la frecuencia en las firmas que pertenecen al sector agrícola. Este número es bastante significativo si consideramos que el promedio muestral de ajustes a la baja es 1.3% trimestral. Efectos estadísticamente significativos, aunque de una magnitud menor, se observan también en el caso de los sectores Comercio, Transporte y Servicios.<sup>16</sup>

## V. PRINCIPALES RESULTADOS

Este trabajo caracteriza la dinámica de ajustes salariales de Chile basado en un panel de información microeconómica compuesto por un promedio de 429 mil historias salariales para el período

2001.12-2007.12. El principal resultado es que la frecuencia de ajustes salariales de dicho período es de aproximadamente 3.7% por mes, donde un 0.3% corresponde a reducciones del salario nominal.

La frecuencia de los ajustes salariales muestra algunas diferencias entre sectores económicos. En particular, los sectores de Construcción, Comercio, Transporte y Servicios exhiben una mayor frecuencia de ajuste relativa. Estas diferencias son económicamente significativas, en especial en el sector de Construcción. Esto podría ser el reflejo de que en la Construcción existe una proporción importante de contratos salariales de menor duración.

El análisis econométrico de los determinantes de la rigidez nominal a la baja indica que tanto

<sup>16</sup> La no linealidad del modelo implica que los efectos marginales de la variable dummy sectorial no pueda ser aislada completamente.

las características del trabajador como las de la firma son relevantes. En lo que se refiere a las características de los trabajadores, la participación de las mujeres no es estadísticamente significativa, pero sí lo es la participación de trabajadores más jóvenes, observándose una relación positiva entre jóvenes y frecuencia de reducción del salario nominal. Así también, la frecuencia de ajustes a la baja sería menor en las firmas con una mayor proporción de trabajadores de salarios altos (comparados al promedio del sector). Por el lado de la firma, las empresas pequeñas y medianas muestran una menor frecuencia de reducciones que las empresas de mayor tamaño (más de 200 empleados).

Si bien este documento presenta evidencia respecto del mercado laboral, varias preguntas interesantes quedan sin responder. En particular, la principal falencia de esta base que limita su uso para explorar otros temas es la insuficiente información respecto de las características de los trabajadores, como nivel de educación y condiciones contractuales. El espectro de estudios deberá ampliarse significativamente a medida que bases más completas se hagan disponibles.

## REFERENCIAS

- Akerlof, G. A., W. Dickens y G. Perry (1996). "The macroeconomics of low inflation." *Brookings Papers on Economic Activity* 1996 (1): 1-59.
- Altonji, J. y P. Devereux (1999). "The Extent and Consequences of Downward Nominal Wage Rigidity." NBER Working Paper N°7236.
- Aravena, C. (2006). "Base de Datos AChS, Descripción y Análisis." Mimeo, Banco Central de Chile.
- Babecký, J., P. Du Caja, T. Kosma, M. Lawless, J. Messina y T. ROM (2009). "Downward Nominal and Real Wage Rigidity: Survey Evidence from European Firms." Working Paper Series 1105, Banco Central Europeo.
- Bai, J. y P. Perron (2003). "Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models." *Journal of Applied Econometrics* 18(1): 1-22.
- Blinder, A. y D. Choi (1990). "A Shred of Evidence on Theories of Wage Stickiness." *Quarterly Journal of Economics* 105(4): 1003-15.
- Campbell, C. y K. Kamlani (1997). "The Reasons for Wage Rigidity: Evidence from a Survey of Firms." *Quarterly Journal of Economics* 112(3):759-89.
- Caputo, R., J.P. Medina y C. Soto (2006). "Nominal Rigidities, Indexation and Inflation Persistence in Chile: A Structural Investigation." Mimeo, Banco Central de Chile
- Card, D. y D. Hyslop (1997) "Does Inflation Grease the Wheels of the Labor Market?" NBER Chapters. En: *Reducing Inflation: Motivation and Strategy*. National Bureau of Economic Research, Inc.
- Castellanos, S., R. García-Verdú y D. Kaplan (2004). "Nominal Wage Rigidities in Mexico: Evidence from Social Security Records." NBER Working Paper N°10383.
- Cowan, K., A. Micco, A. Mizala, C. Pagés y P. Romaguera (2005). *A Diagnostics Unemployment in Chile*. Universidad de Chile.
- Dwyer, J. y K. Leong (2000) "Nominal Wage Rigidity in Australia." RBA Research Discussion Papers rdp2000-08, Reserve Bank of Australia.
- Farès, J. y T. Lemieux (2001). "Downward Nominal Wage-Rigidity: A Critical Assessment and Some New Evidence for Canada." En *Proceedings of the Bank of Canada Conference on Price Stability and the Long Run Target for Monetary Policy*, editado por A. Crawford. Banco de Canadá.
- Faruqui, U. (2000). "Employment Effects of Rated-Wage Rigidity: An Examination Using Wage-Settlements Data." Bank of Canada Working Paper N°2000-14.
- Fehr, E. y L. Goette (2005). "Robustness and Real Consequences of Nominal Wage Rigidity." *Journal of Monetary Economics* 52(4): 779-804.
- Fortin, P. y K. Dumont (2000). "The Shape of the Long-Run Phillips Curve: Evidence from Canadian Macro, 1956-97." Working Paper, Département des Sciences Économiques, Université du Québec à Montréal.
- Franz, W. y F. Pfeiffer (2006). "Reasons for Wage Rigidity in Germany." Discussion Papers N°2017, IZA Institute for the Study of Labor.
- Gottschalk, P. (2005). "Downward Nominal Wage-Flexibility: Real or Measurement Error?" *The Review of Economic and Statistics* 87(3): 556-68.
- Hall, R. (2005). "Employment Fluctuations with Equilibrium Wage Stickiness." *American Economic Review* 95(1): 50-65.
- Jadresic, E. (1992). "Dynamics of Wages and Contracts in Chile." *Colección de Estudios Cieplan* 34: 5-30.
- Kahn, S. (1997) "Evidence of Nominal Wage Stickiness from Microdata." *The American Economic Review* 87(5): 993-1008.
- McLaughlin, K.J. (1994). "Rigid Wages?" *Journal of Monetary Economics* 34(3): 383-414.

McLaughlin, K.J. (1999). "Are Nominal Wage Changes Skewed Away from Wage Cuts?" *Federal Reserve Bank of St. Louis Review* 81(3): 117-32.

Messina J., P. Du Caja, C. Duarte, M. Izquierdo y N. Hansen (2008). "The Causes and Consequences of Nominal and Real Wage Rigidity: A Sectoral Approach." Presentado en Wage Dynamic Network Conference, Frankfurt, Junio 2008.

Papke, L. y M. Wooldridge (1996). "Econometric Methods for Fractional Response Variables with an Application to 401(k) Plan Participation Rates." *Journal of Applied Econometrics* 11(6): 619-32.

Sapelli, C. (2007). "Algunas Reflexiones sobre los Problemas que Presenta el Funcionamiento del Mercado Laboral." Punto de Referencia # 289, Centro de Estudios Públicos, noviembre.

## APÉNDICE A

### Metodología Bai-Perron (2003)

Este apéndice presenta una descripción del contraste de quiebre estructural utilizado para determinar los cambios de salarios. Bai y Perron (2003) hacen una presentación formal del contraste.

Definimos  $T$  como el número de períodos para los que se observa el salario de un trabajador en particular, con  $m$  siendo el número de quiebres que se observan en los períodos  $T_1, T_2, \dots, T_m$ . El salario de cualquier período es igual a una constante más un error de medición de la forma en que se especifica a continuación:

$$\begin{aligned} w_t &= \beta_1 + \mu_t; & t &= [1, T_1] \\ w_t &= \beta_2 + \mu_t; & t &= [T_1 + 1, T_2] \\ &\vdots & & \\ w_t &= \beta_{m+1} + \mu_t; & t &= [T_m + 1, T] \end{aligned} \quad (\text{A.1})$$

Bai y Perron (2003) proponen un estimador MCO para los  $\beta$  y  $T$ . Para dicho propósito, se supone que el número de quiebres es conocido e igual a  $m$ . En este caso, la idea es estimar los  $\beta$  y los  $T$  que minimizan la suma de cuadrados residuales (SSR) del sistema A.1. Sin embargo, este cálculo puede ser muy exigente en términos informáticos, dado que la duración entre

quiebres es desconocida y por lo tanto hay un gran número de combinaciones de  $T$ . Bai y Perron (2003) muestran que el problema puede reducirse a través de programación dinámica, de la siguiente forma:

$$S\tilde{S}R(\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_m) = S\tilde{S}R(\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_{m-1}) + \min_{T_m} SSR(\hat{T}_m) \quad (\text{A.2})$$

El algoritmo se resuelve recursivamente de acuerdo con el siguiente procedimiento. Se calcula la SSR para  $T - 2h$  quiebres potenciales que dividen las  $T$  observaciones en dos segmentos de un largo mínimo de  $h$ . Se elige el punto de quiebre con la mínima SSR entre los  $T - 2h$  puntos de quiebre potenciales. Se toman los dos segmentos derivados del paso anterior y se repite el procedimiento hasta que se tienen  $m$  segmentos. De allí se obtiene la mínima SSR de todas las posibles combinaciones de  $m$  quiebres con un largo de segmento mínimo de  $h$ .

Para determinar el  $m$  óptimo, se usa un procedimiento secuencial. Primero, al dividir la muestra en dos se contrasta la hipótesis nula de inexistencia de quiebre estructural usando la SSR con y sin quiebre estructural en un contraste F. En el evento de que se rechace la hipótesis nula, se realiza el contraste para los segmentos provenientes de la etapa anterior. El proceso se repite hasta que no se pueda rechazar la hipótesis nula.