

# Brechas salariales entre el sector público y privado en Chile: evidencia a partir de datos longitudinales

*Lucas Navarro y Javiera Selman*

## RESUMEN

A pesar de la relevancia del tema, la literatura sobre las diferencias de salarios entre empleados de los sectores público y privado en América Latina es escasa. En este trabajo se analiza la brecha salarial entre estos sectores en Chile a partir de datos mensuales longitudinales de la Encuesta de Protección Social (EPS) en el período 2002-2009. En el trabajo se aprovecha la estructura de panel de los datos para controlar por factores observables y no observables, invariantes en el tiempo, que determinan la autoselección de los trabajadores entre sectores y los salarios. Los resultados indican que, luego de controlar por estos factores, desaparece el diferencial de salarios entre los trabajadores de los sectores público y privado asalariados.

---

## PALABRAS CLAVES

Salarios, sector público, sector privado, movilidad de la mano de obra, análisis económico, datos estadísticos, modelos econométricos, Chile

## CLASIFICACIÓN JEL

J31, J45, D31

## AUTORES

Lucas Navarro es profesor de ILADES-Universidad Alberto Hurtado. lunavarr@uahurtado.cl  
Javiera Selman es investigadora asociada del Centre for New Development Thinking de la Facultad de Economía y Negocios de la Universidad de Chile. jselman@fen.uchile.cl

# I

## Introducción

Una fracción importante de la fuerza laboral en el mundo se desempeña en el sector público. De acuerdo con datos de la OCDE (2011), en países como Noruega y Dinamarca el empleo público representa el 30% del empleo total, en Francia el 22% y en los Estados Unidos de América el 16%. Por su parte, el empleo público en América Latina representa aproximadamente el 15% del empleo total y, específicamente en Chile, el 10% de los ocupados se desempeña en el sector público (Mizala, Romaguera y Gallegos, 2011). A pesar de su tamaño, el análisis del empleo y los salarios en el sector público en relación con el sector privado es escaso en la región. Este trabajo contribuye a la literatura correspondiente al hacer un análisis de la brecha salarial y de la movilidad entre el sector público y el sector privado asalariado en Chile, sobre la base de datos de panel de la Encuesta de Protección Social (EPS) con respecto al período comprendido entre los años 2002 y 2009.

El empleo en los sectores público y privado presenta particularidades que pueden afectar a las remuneraciones de cada sector: i) existen actividades productivas que son realizadas típicamente por los sectores público o privado; ii) la contratación en el sector público obedece muchas veces a reglas diferentes de las del sector privado (por ejemplo, decisiones políticas), y iii) el sector público es regulado por una legislación específica sobre las condiciones laborales y, además, en muchos países el grado de cumplimiento de la legislación laboral general es más estricto en el sector público que en el privado. Por otra parte, existe evidencia de que los trabajadores del sector público tienen más aversión al riesgo y mayor preferencia por el servicio público y las instituciones sin fines de lucro (Gregory y Borland, 1999).

La literatura sobre las diferencias salariales entre trabajadores de los sectores público y privado proviene principalmente de países desarrollados. En términos generales, en los estudios se evidencia que hay un premio por trabajar en el sector público, que es superior en el caso de las mujeres y decrece a lo largo de la distribución de salarios, pudiendo incluso llegar a ser

negativo<sup>1</sup>. La evidencia también permite constatar que la distribución de salarios del sector público, incluso controlando por características observables, tiene una menor dispersión que su contraparte del sector privado (Bender y Elliott, 1999).

Una preocupación metodológica relevante al analizar las diferencias de salarios entre sectores, es que entre los trabajadores existen características no observables (habilidades innatas, motivación, aversión al riesgo, y otras) que afectan a su salario y a la decisión de trabajar en el sector privado o público sesgando los resultados. Con datos de los Estados Unidos de América, Krueger (1988) encuentra que al usar datos longitudinales y corregir por sesgo de selección, la brecha salarial no explicada entre los sectores se reduce considerablemente con respecto a la obtenida a partir de estimaciones de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) con datos de corte transversal. En estudios más recientes, como el de Lee (2004) para los Estados Unidos de América, se encuentran resultados similares.

Entre los estudios más recientes, Bargain y Melly (2008) utilizan datos longitudinales para Francia y estiman la brecha salarial promedio con un modelo de efectos fijos y regresiones de cuantiles con efectos fijos (Koenker, 2004). Los resultados indican que la brecha promedio no es distinta de cero, que no existen diferencias entre hombres y mujeres y que tampoco hay heterogeneidad en la brecha a lo largo de la distribución de salarios. Los autores atribuyen la brecha observada en estudios previos y la menor dispersión de los salarios en el sector público exclusivamente a la selección de los individuos<sup>2</sup>. En otro estudio, Siminski (2013) investiga si existen

□ Investigación financiada mediante proyecto de iniciación en investigación N° 11100131 del Fondo Nacional de Desarrollo Científico y Tecnológico (FONDECYT). Se agradecen los comentarios de Claudio Agostini, Ramiro de Elejalde, Marcela Perticará y Rodolfo Stucchi.

<sup>1</sup> Lucifora y Meurs (2006), mediante regresiones por cuantiles, encuentran un premio por trabajar en el sector público en Francia, Italia e Inglaterra, que fluctúa entre un 8% y un 15% en los primeros deciles de la distribución de salarios, y luego decrece hasta desaparecer en el decil 9. Las mujeres siempre obtienen un premio positivo y los hombres enfrentan mayores retornos al trabajar en el sector privado en gran parte de la distribución. Melly (2005), con datos de Alemania y usando la descomposición de regresión por cuantiles de Machado y Mata (2005), observa que el premio en favor del sector público se transforma en castigo en el percentil 25 para los hombres y en el 75 en el caso de las mujeres.

<sup>2</sup> Estos resultados están en línea con lo encontrado por Disney y Gosling (2008) y Postel-Vinay y Turon (2007) para el Reino Unido de Gran Bretaña e Irlanda del Norte, respectivamente.

diferencias en el retorno a la habilidad entre sectores mediante un modelo de cuasi diferencias con el método generalizado de momentos (MGM), y encuentra que no existen premios (castigos) a lo largo de la distribución, sino que los mayores (menores) salarios observados en el sector público se explican por la selección de los individuos. El autor advierte que si el sector público atrae a los mejores trabajadores entre los menos calificados y a los peores entre los más calificados, el diferencial se relaciona con la productividad y no con la ineficiencia del Estado<sup>3</sup>.

Con respecto a América Latina, es escasa la evidencia de estudios en que se analiza la brecha salarial entre los sectores público y privado. En el trabajo de Mizala, Romaguera y Gallegos (2011) se utilizan datos de corte transversal respecto de 11 países de la región en el período 1992-2007, a fin de estimar la media y la distribución de la brecha salarial público-privado (para asalariados e independientes). En el estudio se constata que, luego de controlar por características observables mediante un procedimiento de emparejamiento (*matching*), la magnitud de la brecha disminuye aunque se mantiene positiva en todos los países. Los datos sobre Chile en Mizala, Romaguera y Gallegos (2011) denotan que la brecha salarial creció de un 3% en 1996 a un 13% en 2006, lo que es inferior a la estimación para el resto de los países de la región. Esta brecha positiva se explica principalmente por las diferencias de salarios entre trabajadores del sector público y del sector privado independiente, ya que al comparar a los trabajadores

del sector privado asalariado con los del sector público la brecha no explicada desaparece. Al analizar la brecha salarial público-privado a lo largo de la distribución, los autores observan que existe un premio en torno del 10% por trabajar en el sector público en los primeros deciles de la distribución, que se vuelve negativo en el percentil 75 y que alcanza un máximo castigo de 34% en el percentil 95.

En la presente investigación se aprovecha la estructura de panel de los datos para estimar la brecha salarial promedio en Chile entre empleados asalariados públicos y privados y caracterizar la movilidad entre sectores. Los datos longitudinales permiten controlar por factores observables y no observables invariantes en el tiempo, que afectan a los salarios y a la selección entre sectores de los trabajadores. Además, es posible considerar el efecto de variables de la historia laboral en los salarios que normalmente están omitidas en encuestas de corte transversal. En el trabajo se presentan estimaciones de la brecha salarial no explicada entre trabajadores de los sectores público y privado, con un modelo de efectos fijos combinado con técnicas de emparejamiento para controlar por selección. Los resultados indican que aun cuando los trabajadores del sector público tienen un mayor salario promedio observado que los del sector privado, esta brecha desaparece al controlar por factores observables y no observables constantes en el tiempo.

Este trabajo se estructura de la siguiente manera: en la sección II se presentan los datos utilizados y se realiza un análisis descriptivo de la brecha salarial y la movilidad entre los sectores público y privado. En la sección III se dan a conocer la metodología y los resultados econométricos y en la sección IV se entregan las conclusiones.

<sup>3</sup> La ineficiencia en el uso de los recursos se genera al otorgar un premio o castigo no relacionado con la calificación o productividad del trabajador.

## II

### Datos y estadísticas descriptivas

En este estudio se usan datos de la Encuesta de Protección Social (EPS) administrada por la Subsecretaría de Previsión Social del Ministerio del Trabajo y Previsión Social de Chile. La EPS es la encuesta longitudinal más importante del país debido a su tamaño y diseño muestral, representativo de la población mayor de 18 años, y a la gran cantidad de información que recopila de sus entrevistados. Ha sido aplicada en los años 2002, 2004, 2006, 2009 y 2012, aunque la información respecto de este último año aún no está disponible.

Para los objetivos de este estudio, sobre la base de la información de las historias laborales a partir de la EPS correspondiente a los años 2004, 2006 y 2009<sup>4</sup>, se construyó un panel mensual entre enero de

<sup>4</sup> En la encuesta de 2002 se preguntó sobre la historia laboral entre los años 1980 y 2002 a una muestra exclusiva de afiliados al sistema de pensiones. Por ello solo se utilizó esa base de datos para construir algunas variables de la historia laboral desde 1980, que para el resto de la muestra fueron obtenidas en la encuesta de 2004.

2002 y diciembre de 2009, a fin de analizar la brecha salarial entre los sectores público y privado asalariado y la movilidad de los trabajadores entre estos sectores. Inicialmente, el panel mensual contiene información sobre 12.225 individuos. No obstante, para efectuar el análisis se eliminan aquellos individuos que durante todo el período estuvieron cesantes, inactivos, o en ambos casos (2.739) y a 180 individuos por inconsistencia en sus datos. Por lo tanto, la base de datos final es un panel no balanceado con información sobre 9.306 individuos respecto de un período de 96 meses.

En este trabajo se define como trabajadores del sector público a aquellos individuos que laboran como empleados u obreros de dicho sector, con exclusión de las fuerzas armadas. Si bien sería interesante distinguir entre quienes trabajan en empresas públicas y aquellos que lo hacen en el gobierno central o municipal, los datos de la EPS no permiten hacer esta diferenciación.

En el cuadro 1 se presenta la composición sectorial de la mano de obra ocupada, distinguiendo entre trabajadores del sector privado asalariado e independientes. En términos generales, los datos muestran un aumento del tamaño

relativo del sector público del 10% al 12% del total de ocupados en detrimento del sector privado asalariado<sup>5</sup>.

Tal como se menciona en la Introducción, una de las ventajas de contar con datos longitudinales es que permite detectar la dinámica de las historias laborales de los individuos. En el cuadro 2 se muestra la matriz de transición de estados entre los años 2002 y 2009. Se consideran cinco estados en los que se puede encontrar un individuo en un momento del tiempo: empleado en el sector público, empleado en el sector privado asalariado, empleado en el sector privado independiente, desocupado o inactivo.

<sup>5</sup> Con el objetivo de validar los datos del cuadro 1, en el cuadro A.1 del anexo se presenta la distribución entre sectores a partir de la Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN) del Ministerio de Desarrollo Social para diversos años del período aquí analizado. Los datos muestran una estructura del empleo por sectores similar a la de la muestra de la EPS utilizada en este estudio; solo se aprecia una tendencia a una menor ponderación del trabajo privado asalariado y a una mayor ponderación del privado independiente en la EPS en relación con la encuesta CASEN en los últimos años.

CUADRO 1

### Distribución de la fuerza de trabajo ocupada por sectores

Año	N° de observaciones	Público			Privado asalariado			Privado independiente			Total
		<i>(en porcentajes)</i>									
2002	6 755	10,0			65,4			24,6		100	
2003	6 834	10,1			64,8			25,1		100	
2004	6 849	10,1			64,6			25,3		100	
2005	6 948	12,1			61,8			26,1		100	
2006	6 985	12,1			61,3			26,6		100	
2007	6 984	12,0			63,3			24,7		100	
2008	7 029	12,0			63,0			25,0		100	
2009	6 781	12,2			62,0			25,8		100	

Fuente: elaboración propia sobre la base de datos de la Encuesta de Protección Social (EPS).

CUADRO 2

### Movilidad laboral: matriz de transición con relación a 2002 y 2009

*(En porcentajes)*

2002	2009						Total
	Público	Privado asalariado	Independiente	Desocupado	Inactivo		
Público	64,5	18,1	3,9	3,9	9,6	100	
Privado asalariado	4,5	63,7	10,6	9,4	11,8	100	
Independiente	2,5	18,2	52,6	7,7	19,0	100	
Desocupado	5,6	41,7	15,6	16,4	20,7	100	
Inactivo	6,5	36,1	15,7	13,7	28,0	100	

Fuente: elaboración propia sobre la base de datos de la Encuesta de Protección Social (EPS).

Desde una perspectiva de largo plazo, considerando solo los años de inicio y término del período analizado, los datos reflejan que aproximadamente dos tercios de los ocupados del sector privado y una fracción similar de los empleados públicos permanecieron en dicho estado. El movimiento más común es en el interior del sector privado (entre privados asalariados e independientes); no obstante, la transición de empleo privado asalariado a empleo público no es despreciable dado el mayor número de empleados en el sector privado asalariado. Por su parte, entre quienes inicialmente estaban en el sector público, el 22% se encontraban en 2009 como empleados del sector privado, un 18% como asalariados y un 4% como independientes. Estos resultados sugieren que hay rotación de empleos entre los sectores público y privado, y además se observa una significativa menor probabilidad de pasar al desempleo o inactividad en el largo plazo desde el sector público que desde el privado.

En el cuadro 3 se entrega información sobre la movilidad anual entre estados de los individuos de la muestra. Los datos muestran cierta volatilidad temporal en los patrones de transición entre estados, que podría estar relacionada con el ciclo económico y político del país. Entre los períodos 2004-2005 y 2006-2007 hay una mayor movilidad entre sectores y hacia el desempleo o la inactividad. En el caso de los empleados en el sector público, que en su mayoría se mueven al sector privado asalariado, esto coincide con la implementación del Sistema de Alta Dirección Pública y la Ley de Nuevo Trato en 2004<sup>6</sup>, y con el cambio de gobierno en 2006.

El salario por hora mensual, la principal variable de interés en este estudio, se calculó a partir de los datos de horas trabajadas semanales de la encuesta y los ingresos mensuales por trabajo<sup>7</sup>. En el cuadro 4 se observa la evolución del salario real por hora promedio en los sectores público y privado asalariado en cada año, expresado a precios del año 2009 deflactados sobre la base del índice de precios al consumidor (IPC) del Instituto Nacional de Estadísticas (INE). Los datos muestran que la brecha salarial (salario público menos salario privado) se mantuvo entre el 31% y el 41% según el año y es estadísticamente significativa al 1%<sup>8</sup>.

<sup>6</sup> Con la Ley de Nuevo Trato se estableció un sistema de evaluación de desempeño grupal que incentiva a los funcionarios a cumplir con metas preestablecidas. Antes de esta ley la evaluación se basaba en el desempeño individual. El Sistema de Alta Dirección Pública establece que los más altos cargos públicos sean elegidos mediante concursos públicos y transparentes.

<sup>7</sup> Para el cálculo se considera que un mes tiene 4,2 semanas.

<sup>8</sup> Los datos de salarios por hora según la encuesta CASEN presentados en el cuadro A.2 del anexo muestran algunas diferencias en nivel con respecto a los del cuadro 2, pero una brecha salarial similar.

CUADRO 3

**Matrices de transición anuales, 2002-2009**  
(En porcentajes)

		2003				
2002		Público	Privado	Independiente	Desocupado	Inactivo
Público		95,1	0,9	0,6	2,4	1,0
Privado		0,4	91,2	1,1	4,7	2,6
Independiente		0,0	1,1	96,7	1,1	1,1
Desocupado		1,2	16,8	3,8	76,9	1,3
Inactivo		1,0	9,4	1,1	1,7	86,8
		2004				
2003		Público	Privado	Independiente	Desocupado	Inactivo
Público		96,0	0,6	0,2	1,7	1,5
Privado		0,2	92,1	0,9	4,3	2,6
Independiente		0	1,8	95,6	1,3	1,3
Desocupado		1,4	18,8	3,5	74,9	1,3
Inactivo		0,6	8,2	1,0	1,3	88,9
		2005				
2004		Público	Privado	Independiente	Desocupado	Inactivo
Público		76,2	17,5	2,3	1,7	2,3
Privado		5,0	72,9	9,9	7,2	5,0
Independiente		2,0	16,2	57,5	10,8	13,5
Desocupado		2,9	36,3	14,2	27,3	19,3
Inactivo		2,1	20,9	14,7	19,8	42,5
		2006				
2005		Público	Privado	Independiente	Desocupado	Inactivo
Público		94,5	1,9	0,4	1,9	1,3
Privado		0,4	91,8	0,9	4,4	2,5
Independiente		0,1	1,8	95,9	1,4	0,8
Desocupado		1,7	18,5	4,2	74,6	1,0
Inactivo		1,1	7,0	2,9	1,6	87,4
		2007				
2006		Público	Privado	Independiente	Desocupado	Inactivo
Público		68,4	20,7	3,3	3,9	3,7
Privado		3,9	75,6	7,5	6,0	7,0
Independiente		1,8	21,6	55,9	5,7	15,0
Desocupado		3,0	35,2	14,5	23,8	23,5
Inactivo		2,1	18,8	14,2	12,9	52,0
		2008				
2007		Público	Privado	Independiente	Desocupado	Inactivo
Público		90,9	4,8	0,8	1,7	1,8
Privado		0,9	91,6	1,9	3,5	2,1
Independiente		0,3	4,1	92,6	1,3	1,7
Desocupado		2,8	21,6	3,7	67,8	4,1
Inactivo		1,1	6,0	2,5	1,3	89,1
		2009				
2008		Público	Privado	Independiente	Desocupado	Inactivo
Público		91,8	2,2	0,6	2,6	2,8
Privado		0,4	88,6	1,4	7,3	2,3
Independiente		0,2	2,2	93,3	2,4	1,9
Desocupado		3,5	20,8	3,9	70,5	1,3
Inactivo		0,8	7,0	1,7	1,3	89,2

Fuente: elaboración propia sobre la base de datos de la Encuesta de Protección Social (EPS).

CUADRO 4

**Salario real por hora promedio según sector**  
(En pesos de 2009)

Año	Sector		Diferencia porcentual entre el sector público y el privado
	Público	Privado asalariado	
2002	2 139	1 422	34
2003	2 150	1 423	34
2004	2 173	1 421	35
2005	2 536	1 509	41
2006	2 502	1 538	39
2007	2 221	1 540	31
2008	2 286	1 570	31
2009	2 366	1 593	33

Fuente: elaboración propia sobre la base de datos de la Encuesta de Protección Social (EPS).

Nota: en todos los años, las diferencias de salarios son estadísticamente significativas al 1%.

Cabe destacar que en el análisis de la brecha salarial no se incorpora a trabajadores independientes, debido a que la EPS presenta remuneraciones muy bajas para este sector en relación con lo que surge de la encuesta CASEN, lo que podría deberse a la forma en que se solicita la información sobre sus ingresos<sup>9</sup>. En efecto, mientras que según la EPS las remuneraciones de los independientes son menores que las de los trabajadores del sector público en todos los deciles de la distribución de salarios, según la encuesta CASEN existe una brecha

<sup>9</sup> En la EPS los independientes responden por su ingreso o sueldo líquido mensual y el valor de los "retiros de productos del negocio" para consumo personal en los últimos 12 meses, mientras que en la Encuesta CASEN se les pregunta por dinero y valor de los productos retirados del negocio en el mes de referencia y por las ganancias del negocio en los últimos 12 meses.

salarial importante en favor de los independientes a partir de los deciles medios.

Otro aspecto interesante de analizar es el crecimiento del salario por hora promedio respecto de distintos tipos de trabajadores. En las primeras dos columnas del cuadro 5 se aprecia el crecimiento en los salarios reales por hora que experimentaron quienes estaban en el sector público o el sector privado asalariado en el año 2002, y que en 2009 formaban parte del mismo sector o se habían cambiado al sector privado asalariado o al sector público, según corresponda. En la tercera y cuarta columnas se describe el incremento en las remuneraciones de quienes se mantuvieron todo el período (de enero de 2002 a diciembre de 2009) en el mismo sector (trabajadores sin movilidad). En las columnas quinta a octava se observa el aumento de salarios para trabajadores que transitaron entre diferentes estados de ocupación (trabajadores con movilidad) en el período 2002-2009. En las columnas quinta y sexta se presenta lo ocurrido con los trabajadores que rotaron entre sectores o estuvieron desocupados o inactivos algunos meses; y en las columnas séptima y octava se constata el crecimiento en los salarios de trabajadores con movilidad que estuvieron ocupados durante todo el período de análisis. Este último grupo hace referencia entonces a trabajadores que se movieron entre los sectores público y privado en algún momento entre los años 2002 y 2009.

En primer lugar, los datos del cuadro 5 muestran un menor crecimiento de los salarios de los trabajadores ocupados en el sector público en 2002 y 2009, en relación con los ocupados en el sector privado en ambos años o que transitaron entre sectores. Entre los trabajadores sin movilidad, las remuneraciones de quienes trabajaron en el sector privado durante todo el período de análisis aumentaron un 14% más (36% comparado con un 22%) que lo observado respecto de quienes se mantuvieron en el sector público. Esto pudiera relacionarse con

CUADRO 5

**Crecimiento de los salarios reales, 2002-2009**  
(En porcentajes)

Año	2009							
	Total trabajadores de la muestra		Trabajadores sin movilidad		Trabajadores con movilidad			
	Público	Privado	Público	Privado	Total		Ocupados todo el período	
	Público	Privado	Público	Privado	Público	Privado	Público	Privado
2002								
Público	23	39	22		50	38	25	39
Privado	38	38		36	51	44	38	44

Fuente: elaboración propia sobre la base de datos de la Encuesta de Protección Social (EPS).

la flexibilidad existente en el sector privado para la determinación de sueldos, lo que en el sector público se establece mediante la Escala Única de Remuneraciones<sup>10</sup>.

A partir del análisis del incremento salarial de los trabajadores con movilidad, se observa que el cambio de estado ocupacional pareciera vincularse a mayores aumentos de los salarios. Esto se refleja en el menor crecimiento observado entre quienes se mantuvieron ocupados todo el período, especialmente entre los que trabajaban en el sector público en el año 2009 (véanse las columnas 5 y 7 del cuadro 5). En efecto, quienes trabajaron todo el período y estaban en el sector público en los años 2002 y 2009, pero que durante esos años se

movieron entre sectores, tuvieron un aumento de sus salarios del 25%, la mitad de lo observado (50%) para el total de trabajadores del sector público en 2009, que en algún momento dejaron de estar empleados. Por lo tanto, este mayor incremento de salarios se observa entre aquellos que entraron y salieron del mercado laboral, los que de acuerdo con los datos (no reportados) son principalmente mujeres con menos años de educación y menor salario por hora. Lo anterior sugiere que gran parte del crecimiento de salarios podría deberse a efectos de composición y no necesariamente a incrementos de productividad de los trabajadores.

Como parte final de la descripción de los datos cabe analizar las diferentes características individuales de los trabajadores de los sectores público y privado, las que pudieran relacionarse con la decisión de los individuos con respecto al sector donde se emplean. En el cuadro 6 se presentan características de los empleados públicos y privados asalariados hacia el

<sup>10</sup> La Escala Única de Remuneraciones establece los pagos de los trabajadores del sector público acordes con su nivel jerárquico, que depende de la experiencia, la capacitación, la evaluación de desempeño y el conocimiento de estos.

CUADRO 6

**Características de los trabajadores de los sectores público y privado asalariado, 2009**

Característica	Sector público (individuos: 826)		Sector privado (individuos: 4 207)		Diferencia	
	Promedio	Desviación estándar	Promedio	Desviación estándar		
Edad	47,15	11,35	43,86	11,08	3,29	***
Hombre <sup>a</sup>	43	49	61	49	-18	***
Años de educación	13,25	3,74	10,88	3,66	2,37	***
Educación superior <sup>a</sup>	50	50	22	41	28	***
Casado o conviviente <sup>a</sup>	63	48	61	49	2	
Nº de hijos	1,64	1,20	1,60	1,29	0,04	
Nº de meses ocupado (desde 1980)	160,21	107,34	127,00	84,70	33,21	***
Nº de meses desocupado (desde 1980)	5,54	20,54	7,94	20,83	-2,40	***
Nº de meses inactivo (desde 1980)	13	43,62	14,82	47,30	-1,82	
Antigüedad	89,99	108,80	54,37	68,28	35,62	***
Contrato firmado <sup>a</sup>	91	29	83	37	7	***
Cotiza <sup>a</sup>	90	29	84	36	6	***
Afiliación a sindicato	42	49	16	37	26	***
Tamaño de empresa (1 a 3 trabajadores) <sup>a</sup>	3	18	16	36	-12	***
Tamaño de empresa (4 a 9 trabajadores) <sup>a</sup>	4	19	9	29	-6	***
Tamaño de empresa (10 a 24 trabajadores) <sup>a</sup>	10	31	11	31	0	
Tamaño de empresa (25 a 59 trabajadores) <sup>a</sup>	13	33	11	32	1	
Tamaño de empresa (60 a 119 trabajadores) <sup>a</sup>	9	28	7	26	1	
Tamaño de empresa (120 o más trabajadores) <sup>a</sup>	61	49	46	50	16	***
Agricultura, caza, silvicultura y pesca <sup>a</sup>	3	16	11	32	-9	***
Explotación de minas y canteras <sup>a</sup>	2	14	2	14	0	
Industrias manufactureras <sup>a</sup>	1	11	13	34	-12	***
Construcción <sup>a</sup>	4	18	11	32	-8	***
Comercio, restaurantes y hoteles <sup>a</sup>	1	12	18	39	-17	***
Transporte, almacenamiento y comunicaciones <sup>a</sup>	2	15	9	28	-7	***
Establecimientos financieros, seguros <sup>a</sup>	3	16	9	29	-7	***
Servicios comunales, sociales y personales <sup>a</sup>	82	38	23	42	59	***
Sector económico: no sabe/no responde <sup>a</sup>	2	13	2	13	0	

Fuente: elaboración propia sobre la base de datos de la Encuesta de Protección Social (EPS).

\*\*\* Significativo al 1%.

<sup>a</sup> En porcentajes.

año 2009, muchas de las cuales se considerarán en el análisis econométrico de la sección III. Para los fines de comprobar la significancia estadística de las diferencias, en la última columna se muestra una prueba de diferencia de medias para cada variable entre los sectores público y privado asalariados.

Los datos denotan que los trabajadores del sector público presentan diferencias estadísticamente significativas con respecto a los trabajadores privados asalariados en la mayoría de las variables del cuadro 6. Los empleados públicos se caracterizan por ser en su mayoría mujeres, tener educación superior, contribuir a la seguridad social y trabajar en unidades productivas de mayor tamaño. El 82% de los empleados públicos se desempeñan en el sector de servicios comunales, sociales y personales. Por su parte, los trabajadores privados

asalariados tienen un menor nivel educacional que los del sector público y en 2009 se desempeñaban principalmente en los sectores manufacturero (13%), comercial (18%), construcción (11%) y de servicios comunales, sociales y personales (23%). Además, un mayor porcentaje de empleados públicos que de privados asalariados tienen contrato, participan en un sindicato y registran menor rotación laboral. Esto último surge al considerar los meses de antigüedad del trabajo y el número de meses ocupado, desocupado o inactivo desde 1980, variables que inciden en la dinámica salarial y que es posible incorporar en el análisis por medio de la estructura longitudinal de los datos. Se destaca que los trabajadores del sector público presentan mayor antigüedad, mayor número de meses ocupados y menor número de meses desocupados que los asalariados privados.

### III

## Análisis econométrico

### 1. Metodología

Los datos presentados en la sección anterior muestran que existe una brecha salarial promedio positiva entre trabajadores públicos y privados asalariados, aunque también se describen diferencias importantes en sus características observables. Además, podrían existir diferencias no observables (en habilidades innatas, motivación, aversión al riesgo, entre otras) que inciden en la brecha. Por ejemplo, dado que en el sector público la transición hacia el desempleo de los trabajadores es menor que en el sector privado, es probable que los individuos con mayor aversión al riesgo de quedar desempleados se autoseleccionen en el sector público.

Una correcta estimación de la brecha salarial debiera ser capaz de aislar el efecto de factores observables y no observables que explican las remuneraciones y la selección de los trabajadores entre sectores<sup>11</sup>. Para esto, se aprovecha la estructura longitudinal de los datos y se presenta la estimación de la brecha salarial promedio entre los sectores público y privado asalariados mediante un modelo de efectos fijos, que permite controlar por la

heterogeneidad no observada que no varía en el tiempo entre los individuos<sup>12</sup>.

De acuerdo con la literatura en que se estudia la brecha de salarios entre los sectores público y privado, se estima la siguiente especificación:

$$w_{it} = \alpha_i + \lambda_t + \beta \text{Público}_{it} + \gamma X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

donde  $w_{it}$  es el logaritmo del salario mensual por hora del trabajador “i” en la fecha “t”;  $\alpha_i$  captura factores individuales invariables en el tiempo que afectan al salario;  $\lambda_t$  considera factores temporales por año; “Público” es una variable ficticia igual a 1 si el trabajador “i” en “t” está ocupado en el sector público e igual a 0 si lo está en el sector privado;  $X_{it}$  es una matriz de controles individuales típicamente usados en la literatura, que hacen referencia a características demográficas y otras relacionadas con la productividad del trabajador<sup>13</sup>. Finalmente,  $\varepsilon_{it}$  es el

<sup>11</sup> Ya sea la decisión de trabajar en el sector público o en el privado o de cambiarse de uno a otro.

<sup>12</sup> En términos de la validez de la especificación, la prueba de Hausman rechaza la hipótesis nula de ausencia de correlación entre  $\alpha_i$  y  $\varepsilon_{it}$ , por lo que el modelo de efectos fijos permite la estimación consistente de los parámetros y no así el modelo de efectos aleatorios.

<sup>13</sup> Específicamente, se consideraron como controles individuales la edad, el nivel educativo, el estado civil, la composición familiar, la experiencia laboral real y la antigüedad en el empleo, esta última calculada como el número de meses que la persona aparece en la base

término de error que si no está correlacionado con el resto de las variables incluidas, el modelo por efectos fijos resulta en estimaciones consistentes de los coeficientes.

Según estimaciones con datos de corte transversal, si los trabajadores del sector público son más productivos que los del sector privado debido a características no observables, y son premiados por estas características, los factores no observables afectarían al coeficiente de la variable dicotómica “Público” y, por lo tanto, se estaría sobrestimando la brecha de salarios entre los sectores. No obstante, trabajar con datos longitudinales permite controlar por efectos no observables constantes en el tiempo. Así, la especificación (1) se identifica al comparar el ingreso de individuos que cambian de sector controlando por características observables antes y después de dicho cambio y asumiendo que sus características no observables (por ejemplo, creatividad, inteligencia y preferencias) no varían en el tiempo.

La especificación de la ecuación (1) estimada con efectos fijos asume que los factores no observables son constantes en el tiempo. Si bien este supuesto es técnicamente imposible de comprobar, su validez se relaciona estrechamente con cuán similares son los individuos que se cambiaron de sector con respecto a los que no lo hicieron. Entonces, se debiera comprobar que la variable “Público” es independiente del salario y que por lo tanto no hay selección entre quienes deciden cambiarse de sector. En concreto, se debe verificar si se cumple la siguiente condición:

$$E(w_{0,it} | \alpha_i, \text{Público}, X_{it}) = E(w_{0,it} | \alpha_i, X_{it}) \quad (2)$$

esto es, que el valor esperado del salario antes del cambio de sector habría sido el mismo entre quienes hicieron dicho cambio y quienes no lo hicieron. Este supuesto es difícil de sostener cuando el grupo de trabajadores que se cambian de sector tiene características muy distintas a las de los trabajadores sin movilidad entre sectores<sup>14</sup>, lo que señala la existencia de un problema de selección.

de datos en el mismo empleo. Entre las características vinculadas a las condiciones de trabajo se considera si el individuo cotiza a la seguridad social, si tiene contrato, si emite boletas de honorarios, si es miembro de un sindicato y el tamaño de la empresa en que se desempeña.

<sup>14</sup> El cuadro 7, que se presenta más adelante, permite apreciar las diferencias en características observables entre trabajadores que se cambian del sector privado al público y aquellos que permanecen en el sector privado durante todo el período de análisis. Se observa que en la mayoría de las características estudiadas, estos dos grupos presentan diferencias estadísticamente significativas. Un comportamiento similar se constata entre quienes se cambian del sector público al privado y quienes permanecen en el sector público. Estos últimos resultados no se muestran en este documento porque no serán considerados en el procedimiento de emparejamiento, pero se pueden solicitar a los autores.

Una forma efectiva de enfrentar el problema de selección descrito requiere controlar por las diferencias en la distribución de las características individuales de trabajadores de los sectores público y privado. Con ese fin se aplica un procedimiento de emparejamiento de PSM (*propensity score matching*), combinado con una técnica de diferencias en diferencias (DID), y a partir de esto se estima la ecuación (1) usando el soporte común de las distribuciones de características individuales, es decir, se utiliza una muestra de trabajadores con características similares entre quienes se movieron de sector y quienes permanecieron en este, controlando además por los factores no observables que no varían en el tiempo<sup>15</sup>.

El procedimiento de PSM requiere definir un grupo de tratamiento y un grupo de control. El grupo de tratamiento se define como el de aquellos trabajadores que transitaron desde el sector privado al sector público, y como grupo de control se consideraron aquellos trabajadores que permanecieron ocupados en el sector privado durante todo el período de análisis, es decir, que nunca cambiaron de sector<sup>16</sup>. Básicamente, el interés consiste en analizar en qué medida el pasar a trabajar en el sector público para un trabajador del sector privado involucra cambios de salarios que no obedecen a características del individuo<sup>17</sup>.

A continuación se presentan las estimaciones con efectos fijos y se explican y se discuten los resultados del procedimiento de emparejamiento implementado.

## 2. Resultados

Las estimaciones que se presentan a continuación se basan en una muestra reducida, que excluye a individuos que hayan sido trabajadores independientes en algún momento del período analizado, debido al problema de medición descrito en la variable dependiente “ingreso” y a que son muy pocos los trabajadores del sector público que han trabajado como independientes<sup>18</sup>. Además, de acuerdo con Panizza y Qiang (2005), todos los modelos son estimados para hombres (mujeres) que inicialmente

<sup>15</sup> Procedimientos de emparejamiento similares se han utilizado en estudios en otros ámbitos. Véanse por ejemplo Arráiz, Henríquez y Stucchi (2013); Castillo y otros (2013).

<sup>16</sup> Se realizó también el procedimiento de PSM definiendo el grupo de tratamiento entre quienes se cambian del sector público al privado, y el grupo de control entre quienes permanecen sin movilidad en el sector público. No se muestran los resultados debido a que con las características observables disponibles no es posible eliminar la heterogeneidad previa al tratamiento entre los grupos. En parte, esto se explica por el reducido número de observaciones del grupo de control.

<sup>17</sup> Pratap y Quintin (2006) implementan técnicas de emparejamiento para estimar la brecha salarial entre los sectores formal e informal en la Argentina.

<sup>18</sup> Con esto se elimina de la muestra a 3.329 personas.

tienen entre 18 y 65 (60) años, ya que en el sector público es menos común que las personas trabajen más allá de la edad de jubilación<sup>19</sup>.

La muestra utilizada corresponde a un panel no balanceado de 5.478 individuos para el período comprendido entre enero de 2002 y diciembre de 2009. Las estadísticas descriptivas para la muestra completa (9.306 observaciones) y la muestra reducida (5.478 observaciones) se presentan en el cuadro A.3 del anexo. En términos generales, la muestra reducida es bastante similar a la muestra completa en cuanto a las características personales; no obstante, los trabajadores de la muestra reducida tienen más antigüedad en el mismo empleo y una mayor proporción de ellos cotizan, tienen contrato, participan en un sindicato y trabajan en empresas más grandes, lo que está en línea con las características de los trabajadores del sector público mostradas en el cuadro 6.

En las columnas 1 y 2 del cuadro 9 se presentan los resultados de las estimaciones de la brecha salarial con el modelo de efectos fijos para dos especificaciones. La primera corresponde a la estimación de la ecuación (1) con las variables descritas anteriormente, y la segunda incluye además la interacción entre los años y el sector público para ver si la brecha promedio ha cambiado en el período analizado. Los datos indican que la brecha salarial promedio desaparece una vez que se controla por características observables y no observables<sup>20</sup>. Este resultado es consistente con los hallazgos de Bargain y Melly (2008) para Francia, quienes usan datos longitudinales, y está en línea con lo encontrado por Mizala, Romaguera y Gallegos (2011) para Chile al comparar a empleados públicos y privados, excluyendo a los trabajadores independientes. Asimismo, la brecha salarial promedio estimada no parece haber variado en el período analizado, lo que se refleja en el efecto marginal de la variable “sector público” por año, que no es estadísticamente distinto de cero (0).

Finalmente, una de las ventajas de utilizar datos longitudinales es la mayor disponibilidad de información de la historia laboral que determina los salarios. Así, la antigüedad (número de meses) en el empleo, la experiencia laboral, tener contrato firmado, emitir boletas de honorarios y participar en un sindicato afectan positivamente al salario. Esto último es consistente con los típicos mecanismos de extracción de renta de los sindicatos.

Como se comentó al inicio de esta sección, el modelo de efectos fijos se estima mediante una muestra con personas de características observables distintas, lo que podría estar sesgando las estimaciones a través de la selección de los trabajadores en los sectores público y privado. A fin de atenuar este problema, se implementa un procedimiento de emparejamiento de PSM, que se describe a continuación, para calcular el impacto promedio entre una submuestra de individuos emparejados de acuerdo con sus características observables y, además, se utiliza a los individuos del soporte común del PSM para estimar el modelo de efectos fijos reduciendo aun más el sesgo de selección. En el marco de este ejercicio, el tratamiento se entiende como el cambio de estado entre estar empleado en el sector privado y estarlo en el sector público. La aplicación del procedimiento de PSM, combinado con una técnica de diferencias en diferencias (DID), permite controlar por características observables y no observables de los trabajadores que afectarían su decisión de cambiarse del sector privado al público (*propensity score*) y la evolución de la variable de resultado (en este caso el salario) en ausencia de tratamiento (Heckman y Hotz, 1989; Blundell y Costa Dias, 2000).

En efecto, el principal supuesto de identificación del estimador DID es que en ausencia de tratamiento no existen diferencias de salario entre los trabajadores del grupo de control y tratamiento, es decir, no existen diferencias de salarios entre los que se cambian del sector privado al público y los que se mantienen en el privado. Por lo tanto, el PSM restringe la muestra de estimación al soporte común de la distribución de las características observables de ambos grupos.

El método aplicado consiste en una primera instancia en estimar la probabilidad de cambiarse de empleo del sector privado al sector público. En una etapa siguiente, se emparejan las observaciones del grupo de tratados (quienes se cambiaron de sector) y del grupo de control, de manera que tengan una probabilidad predicha lo más similar posible de cambiarse de sector. Existen distintas formas de implementar el método de PSM y, en general, los resultados podrán depender de la modalidad de emparejamiento utilizada y de las variables consideradas en la estimación de la probabilidad de cambiarse del sector privado al público. En este trabajo se emparejaron las observaciones sobre la base del método del vecino más cercano<sup>21</sup>. Según Caliendo y Kopeinig (2008), este

<sup>19</sup> Con esto se elimina de la muestra a 499 personas.

<sup>20</sup> A modo de comparación, se estimó el mismo modelo mediante MCO agrupados encontrándose un premio significativo de 0,4% en favor de los trabajadores públicos.

<sup>21</sup> Como ejercicio de robustez, se realizó el emparejamiento utilizando cinco vecinos más cercanos y también a partir de la minimización de la distancia de Mahalanobis. Los resultados fueron muy similares a los obtenidos a partir del emparejamiento sobre la base de un vecino más cercano.

método es el más conservador y apropiado cuando es grande el número de observaciones candidatas a ser parte del grupo de control, tal como es el caso en este estudio<sup>22</sup>. De todos modos, cabe acotar que si bien en términos de reducción de sesgos el método del vecino más cercano es el más apropiado, ello ocurre al costo de una menor eficiencia debido a que utiliza un grupo de control de igual tamaño que el del grupo de tratados. Finalmente, con las observaciones emparejadas se estima el efecto de cambiarse de un empleo privado a uno público en el salario promedio. A continuación se describirán en detalle los resultados de las distintas etapas.

Usando la base de individuos siempre ocupados en los sectores público o privado durante todo el período de la muestra, se estimó la probabilidad de cambiarse del sector privado al público a partir de características personales no afectadas por el tratamiento y variables ficticias por año. En el cuadro A.4 del anexo se revelan los resultados de la estimación *Probit* para la probabilidad de transición de empleo desde el sector privado al público. Los resultados indican una menor probabilidad de cambio de sector para los hombres, lo que es consistente con la mayor proporción de mujeres que se desempeñan en

el sector público. También hay un efecto positivo de la variable años de educación, y del hecho de que el padre o madre trabaje y tenga educación superior<sup>23</sup>.

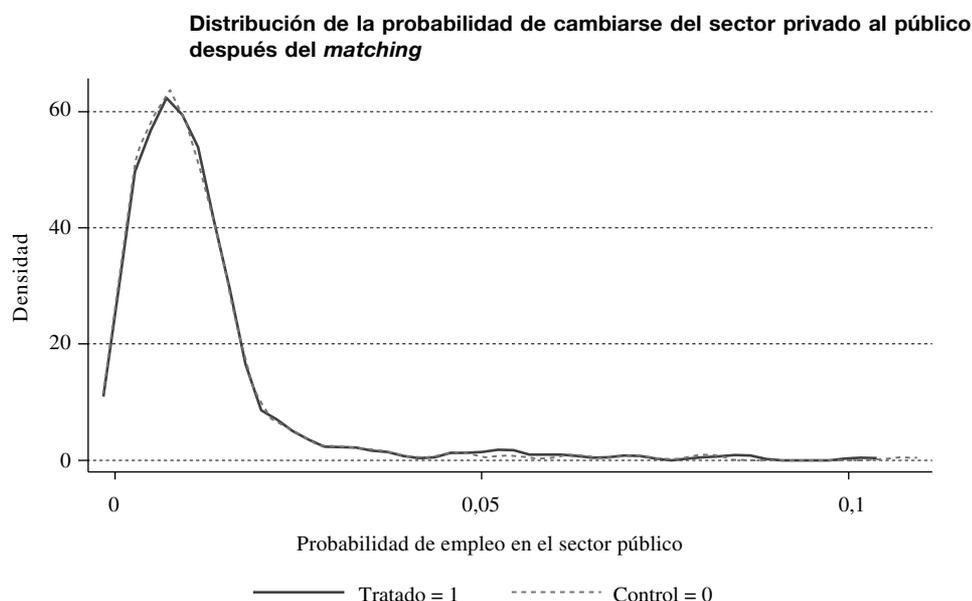
En el gráfico 1 se muestra la distribución de la probabilidad de cambiarse del sector privado al público para el grupo de control y de tratados en el soporte común. Como puede notarse en el gráfico 1, después del emparejamiento las distribuciones son muy similares. Con el objetivo de probar la calidad general del emparejamiento, se utilizó el pseudo  $R^2$  del modelo *Probit* —que cae de 0,1296 antes del emparejamiento a 0,01 en la muestra emparejada— y la prueba de razón de verosimilitud, que rechaza la hipótesis nula de insignificancia conjunta de las variables explicativas del *Probit* en la muestra original al 1% de confianza, pero no rechaza dicha hipótesis en la muestra emparejada.

Como prueba adicional de la calidad del emparejamiento, también es necesario verificar si las características incluidas en la estimación *Probit* del cuadro A.4 del anexo son similares entre el grupo de tratados y el de controles después del procedimiento de PSM. A esta prueba se la denomina típicamente “prueba de equilibrio”. En el cuadro 7 se presenta el valor promedio

<sup>22</sup> Con un gran número de observaciones en el grupo de control existen más posibilidades de encontrar observaciones con probabilidad de cambio de sector similar entre las muestras de tratados y controles.

<sup>23</sup> Estas últimas dos variables no se incluyen en la estimación del modelo de efectos fijos, ya que no varían por individuo en el tiempo.

GRÁFICO 1



Fuente: elaboración propia.

Matching: emparejamiento.

CUADRO 7

Diferencias de media observables antes y después del *matching*

Variable	Muestra	Media		Prueba-t	p> t
		Tratado	Control		
Hombre	Original	0,536	0,678	-6,21	0,00
	Emparejada	0,536	0,567	-0,90	0,37
Edad	Original	41,552	42,245	-1,36	0,18
	Emparejada	41,552	41,717	-0,22	0,83
Casado o conviviente	Original	0,590	0,668	-3,39	0,00
	Emparejada	0,590	0,598	-0,21	0,83
Años de escolaridad	Original	12,043	10,631	7,96	0,00
	Emparejada	12,043	11,831	0,87	0,39
N° de personas en el hogar	Original	5,231	4,894	3,23	0,00
	Emparejada	5,231	5,102	0,80	0,43
Niños entre 0 y 2 años	Original	0,157	0,145	0,68	0,50
	Emparejada	0,157	0,195	-1,45	0,15
Niños entre 3 y 5 años	Original	0,181	0,175	0,31	0,75
	Emparejada	0,181	0,181	0,00	1,00
Padre/madre trabaja	Original	0,102	0,024	10,29	0,00
	Emparejada	0,102	0,102	0,00	1,00
Padre/madre con educación superior	Original	0,021	0,002	8,69	0,00
	Emparejada	0,021	0,031	-0,86	0,39
Año 2002	Original	0,007	0,131	-7,52	0,00
	Emparejada	0,007	0,017	-1,27	0,20
Año 2003	Original	0,021	0,133	-6,74	0,00
	Emparejada	0,021	0,017	0,50	0,61
Año 2004	Original	0,019	0,133	-6,88	0,00
	Emparejada	0,019	0,014	0,54	0,59
Año 2005	Original	0,464	0,133	19,93	0,00
	Emparejada	0,464	0,469	-0,14	0,89
Año 2006	Original	0,126	0,133	-0,41	0,68
	Emparejada	0,126	0,107	0,86	0,39
Año 2007	Original	0,317	0,132	11,10	0,00
	Emparejada	0,317	0,343	-0,81	0,42
Año 2008	Original	0,021	0,132	-6,71	0,00
	Emparejada	0,021	0,019	0,24	0,81
N° de individuos en el soporte común					
Tratados			416		
Controles			1 522		

Fuente: elaboración propia.

Matching: emparejamiento.

de cada variable para cada grupo y el resultado de una prueba de diferencia de medias en la muestra original (o muestra reducida descrita anteriormente) y en la muestra emparejada. Como puede verse, si bien existen diferencias importantes en muchas de las variables antes del emparejamiento, luego de este no es posible rechazar la hipótesis nula de igualdad de media en ninguna de las variables consideradas, que en su mayoría presentan diferencias significativas en la muestra original. Todo lo anterior sugiere que la calidad del procedimiento de emparejamiento implementado es aceptable.

Una vez realizado el procedimiento de PSM y habiendo asegurado que la muestra emparejada contiene trabajadores similares en ambos grupos, el siguiente paso es probar el supuesto fundamental del método DID de que en ausencia de tratamiento (o sea, de movilidad del sector privado al público en este caso) el salario sería igual en el grupo

de control y en el de tratamiento. Si bien este resultado contrafactual no puede comprobarse, Heckman y Hotz (1989) sugieren evaluar el efecto del tratamiento en la variable de resultado antes de efectuarse. Si los salarios son iguales para ambos grupos antes del tratamiento, se puede asumir entonces que en la eventual ausencia de tratamiento los salarios de ambos grupos permanecerían iguales. Por último, se calcula el estimador del efecto promedio a partir del método DID<sup>24</sup>.

En el cuadro 8 se observan dos resultados. Por una parte, se reporta una prueba de diferencia de media en salarios entre los grupos antes del tratamiento (t-1) en la

<sup>24</sup> El impacto promedio se calcula a través de la siguiente fórmula  $E(Y_{T,1} - Y_{T,0} | T_1=1) - E(Y_{C,1} - Y_{C,0} | T_1=0)$ , donde  $T_1$  denota la variable de tratamiento (en este caso, moverse del sector privado asalariado al sector público).

CUADRO 8

**Prueba de igualdad de salarios antes del tratamiento  
y efecto de este en los tratados**

Logaritmo del salario horario mensual	Muestra	Media			Prueba-t	p> t
		Tratado	Control	Diferencia		
Antes del tratamiento (t-1)	Original	3 133	3 118	0,015	0,80	0,43
	Emparejada	3 133	3 157	-0,024	-0,90	0,37
Mes de tratamiento (t)	Original	3 165	3 119	0,046	3,20	0,00
	Emparejada	3 165	3 165	0,000	0,00	1,00
1 mes después del tratamiento (t+1)	Original	3 172	3 119	0,053	3,43	0,00
	Emparejada	3 172	3 168	0,003	0,16	0,87
6 meses después del tratamiento (t+6)	Original	3 168	3 118	0,050	3,03	0,00
	Emparejada	3 168	3 172	-0,004	-0,17	0,86

Fuente: elaboración propia.

muestra antes y después del emparejamiento. Finalmente, se reporta el efecto promedio del tratamiento en los tratados en el mes del tratamiento (t), en el mes siguiente (t+1) y seis meses después de este (t+6).

En la prueba de igualdad de medias ex-ante, los resultados permiten ver que tanto en la muestra original como en la emparejada no hay diferencias de salarios entre el grupo de control y de quienes se movieron del sector privado al público. Este resultado le otorga mayor validez al procedimiento de PSM presentado, ya que sugiere que se cumple el supuesto de la ecuación (2) expuesto anteriormente. En términos del efecto de la movilidad de empleo hacia el sector público, los resultados indican que en la muestra original hay una ganancia de salarios de alrededor del 5% por parte de empleados del sector privado que toman un empleo en el sector público, pero que esa ganancia se reduce a cero (0) en la muestra emparejada.

Finalmente, en el cuadro 9 se utilizan los resultados del modelo de emparejamiento y en las columnas 3 y 4 se presentan los resultados de la estimación de la ecuación (1) en la muestra del soporte común, obtenida mediante la estimación de la probabilidad de cambiarse del sector privado al público<sup>25</sup>. En las columnas 1 y 2 se aprecian los

<sup>25</sup> No corresponde a las observaciones emparejadas, sino a todas las observaciones en el soporte común.

resultados del modelo en la muestra original, comentados anteriormente. En líneas generales, los resultados para las distintas variables explicativas son similares en ambas muestras. Respecto de la brecha salarial público-privada, los resultados en la muestra del soporte común continúan evidenciando que la diferencia promedio de salarios entre los trabajadores en el grupo de tratados y en el de control no es distinta de cero (0) al controlar por selección y por características no observables fijas en el tiempo<sup>26</sup>.

En síntesis, los diferentes ejercicios presentados en esta sección sugieren de manera consistente que la brecha salarial no explicada entre trabajadores de los sectores público y privado, luego de controlar por el efecto de factores observables y no observables constantes en el tiempo y selección, no es estadísticamente distinta de cero (0).

<sup>26</sup> No obstante, para los años 2005 y 2006 aparece una brecha significativa al 90% y 95% de confianza en torno del 2,5% en favor del sector público, respectivamente. Como ya fue comentado, durante esos años las transiciones entre los sectores público y privado asalariado aumentaron considerablemente y ello podría relacionarse con la implementación de la Ley de Alta Dirección Pública y el cambio de gobierno. Desde esa perspectiva, los resultados encontrados sugieren la existencia de una brecha salarial significativa en favor del sector público entre quienes se cambiaron de sector en esos años en particular, pero no son concluyentes de la existencia de un brecha salarial promedio entre los sectores.

CUADRO 9

## Efectos marginales de los modelos de efectos fijos

	Muestra original		Soporte común	
	(1)	(2)	(1)	(2)
Sector público (modelo base)	0,0082 (0,0080)		0,0154 (0,0125)	
Sector público año 2002		0,0136 (0,0117)		0,0154 (0,0363)
Sector público año 2003		0,0109 (0,0120)		0,0170 (0,0273)
Sector público año 2004		0,0138 (0,0111)		0,0258 (0,0183)
Sector público año 2005		0,0083 (0,0097)		0,0248* (0,0136)
Sector público año 2006		0,0059 (0,0098)		0,0284** (0,0138)
Sector público año 2007		0,0053 (0,0086)		0,0021 (0,0119)
Sector público año 2008		0,0061 (0,0089)		0,0060 (0,0124)
Sector público año 2009		0,0052 (0,0088)		0,0077 (0,0126)
Edad	0,0160*** (0,0021)	0,0159*** (0,0020)	0,0122*** (0,0031)	0,0121*** (0,0036)
Edad <sup>2</sup>	-0,0002*** (0,0000)	-0,0002*** (0,0000)	-0,0001*** (0,0000)	-0,0001*** (0,0000)
Casado o conviviente	-0,0009 (0,0060)	-0,0008 (0,0061)	0,0076 (0,0097)	0,0077 (0,0094)
Años de escolaridad	0,0064*** (0,0023)	0,0065*** (0,0024)	0,0065** (0,0028)	0,0065*** (0,0026)
Nº de personas en el hogar	0,0033 (0,0025)	0,0032 (0,0027)	-0,0007 (0,0041)	-0,0008 (0,0035)
Niños entre 0 y 2 años	0,0094* (0,0051)	0,0093 (0,0063)	0,0181** (0,0086)	0,0181*** (0,0068)
Niños entre 3 y 5 años	0,0037 (0,0044)	0,0036 (0,0049)	0,0065 (0,0079)	0,0064 (0,0080)
Experiencia laboral (desde 1980)	0,0087*** (0,0011)	0,0088*** (0,0012)	0,0090*** (0,0021)	0,0093*** (0,0016)
Experiencia laboral (desde 1980) <sup>2</sup>	-0,0001** (0,0000)	-0,0001** (0,0000)	-0,0001 (0,0001)	-0,0001** (0,0001)
Antigüedad del empleo	0,0046*** (0,0013)	0,0046*** (0,0014)	0,0022 (0,0019)	0,0023 (0,0022)
Antigüedad del empleo <sup>2</sup>	-0,0002*** (0,0001)	-0,0002*** (0,0001)	-0,0001 (0,0001)	-0,0001 (0,0001)
Cotiza	0,0124 (0,0078)	0,0124 (0,0095)	0,0149 (0,0148)	0,0151 (0,0127)
Contrato firmado	0,0303*** (0,0085)	0,0303*** (0,0097)	0,0194 (0,0150)	0,0192 (0,0122)
Honorarios	0,0228** (0,0089)	0,0228** (0,0089)	0,0223* (0,0123)	0,0225* (0,0127)
Afiliación a sindicato	0,0210*** (0,0074)	0,0213*** (0,0056)	0,0246*** (0,0091)	0,0244** (0,0103)
Nº de observaciones	351 277	351 277	161 796	161 796
Nº de individuos	5 417	5 417	1 934	1 934
R <sup>2</sup>	0,1828	0,1829	0,1697	0,1715

Fuente: elaboración propia.

Nota: errores estándar obtenidos por el método de *bootstrap* entre paréntesis. Todas las especificaciones incluyen efectos por año y por tamaño de empresa. Las especificaciones de las columnas 2 y 4 incluyen interacciones de la variable "sector público" y las variables ficticias anuales. En el cuadro se reportan únicamente los efectos marginales de la variable "sector público" en cada especificación, no los coeficientes de interacciones.

\* p<0,10; \*\* p<0,05; \*\*\* p<0,01.

## IV

### Conclusiones

El principal objetivo de este trabajo fue estudiar las diferencias salariales y la movilidad de los trabajadores de los sectores público y privado asalariados en Chile, a partir de datos de corte longitudinal provenientes de la Encuesta de Protección Social (EPS) para el período comprendido entre los años 2002 y 2009.

El examen descriptivo de los datos señala que durante el período de análisis entre el 10% y 12% de los trabajadores ocupados se desempeñaban en el sector público y que, según el año considerado, el salario horario promedio del sector público era entre un 31% y un 41% mayor que el del sector privado asalariado. Además, se observa que la rotación más común de los trabajadores se da en el interior del sector privado (entre privados asalariados e independientes); no obstante, entre un 5% y un 30% de los trabajadores públicos en un año en particular cambian de estado, moviéndose principalmente al sector privado asalariado. También se advierte una significativa menor probabilidad de pasar al desempleo o inactividad en el largo plazo desde el sector público que desde el privado.

Aprovechando la estructura longitudinal de los datos, se estimó la brecha salarial promedio entre el sector público y el privado asalariado por medio de un modelo de efectos fijos y se incluyeron variables

de la historia laboral que normalmente están omitidas en bases de datos de corte transversal. Asimismo, se implementó una técnica de emparejamiento entre trabajadores públicos y privados, a partir de la cual se estimó el modelo de efectos fijos en una muestra de individuos con una distribución de características observables similares, a objeto de reducir el sesgo de selección que pudiera estar presente en la estimación de efectos fijos original. Los resultados muestran que la brecha salarial promedio observada en la estadística descriptiva se debe a la selección de los trabajadores en el sector privado o público, ya que cuando se restringe la comparación a una submuestra con características similares, el premio desaparece. Estos resultados son consistentes con lo encontrado en otros estudios internacionales en que se utilizan datos de panel y resaltan la importancia de corregir la selección en observables y no observables (fijos en el tiempo) para medir la brecha salarial entre sectores.

Como extensión del análisis aquí presentado, a futuro resultará interesante utilizar estos datos de panel para estimar la distribución de la brecha salarial entre los sectores público y privado en Chile, controlando por características observables y no observables de los trabajadores.

## ANEXO

CUADRO A.1

**Distribución de la fuerza de trabajo ocupada por sector, 2000-2009**  
(En porcentajes)

Año	Sector			Total
	Público	Privado asalariado	Privado independiente	
2000	12,0	63,8	24,2	100
2003	10,8	64,8	24,4	100
2006	9,9	66,5	23,6	100
2009	11,7	65,0	23,3	100

*Fuente:* elaboración propia sobre la base de datos de la Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN) del Ministerio de Desarrollo Social de Chile.

CUADRO A.2

**Salario horario real promedio por sector, 2000-2009**  
(En pesos de 2009)

Año	Sector		Diferencia porcentual entre el sector público y el privado
	Público	Privado asalariado	
2000	2 526	1 717	32
2003	2 704	1 695	37
2006	2 481	1 600	35
2009	3 175	2 019	36

*Fuente:* elaboración propia sobre la base de datos de la Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN) del Ministerio de Desarrollo Social de Chile.

Nota: en todos los años, las diferencias de salarios son estadísticamente significativas al 1%.

CUADRO A.3

**Estadísticas descriptivas: muestra completa y muestra reducida**

	Muestra completa (N° de observaciones: 9 306)		Muestra reducida (N° de observaciones: 5 748)	
	Promedio	Desviación estándar	Promedio	Desviación estándar
Edad	43,53	13,12	41,34	11,65
Hombre <sup>a</sup>	56	50	50	50
Años de educación	10,08	4,02	10,63	3,88
Educación superior <sup>a</sup>	19	39	22	42
Casado o conviviente <sup>a</sup>	62	49	61	49
N° de hijos	1,55	1,30	1,57	1,27
Sector público <sup>a</sup>	8	28	13	33
Sector privado <sup>a</sup>	47	50	63	48
Sector independiente <sup>a</sup>	19	39	0	0
Desocupado <sup>a</sup>	10	30	11	31
Inactivo <sup>a</sup>	15	36	14	35
N° de meses ocupado (desde 1980)	125,16	98,19	122,78	94,58
N° de meses desocupado (desde 1980)	10,65	25,85	11,14	25,49
N° de meses inactivo (desde 1980)	25,64	59,69	23,82	56,92
Antigüedad	78,63	89,01	85,16	90,23
Contrato firmado <sup>a</sup>	62	48	86	34
Logaritmo de salario por hora	3,06	0,32	3,09	0,29
Cotiza <sup>a</sup>	53	50	66	47
Afiliación sindical <sup>a</sup>	15	36	20	40
Tamaño de empresa (1 a 3 trabajadores) <sup>a</sup>	22	42	10	30
Tamaño de empresa (4 a 9 trabajadores) <sup>a</sup>	7	25	6	25
Tamaño de empresa (10 a 24 trabajadores) <sup>a</sup>	7	25	8	28
Tamaño de empresa (25 a 59 trabajadores) <sup>a</sup>	7	26	9	29
Tamaño de empresa (60 a 119 trabajadores) <sup>a</sup>	5	21	6	24
Tamaño de empresa (120 o más trabajadores) <sup>a</sup>	20	40	26	44
Agricultura, caza, silvicultura y pesca <sup>a</sup>	13	33	11	31
Explotación de minas y canteras <sup>a</sup>	1	12	2	13
Industrias manufactureras <sup>a</sup>	13	33	13	34
Electricidad, gas y agua <sup>a</sup>	1	8	1	9
Construcción <sup>a</sup>	10	30	8	28
Comercio, restaurantes y hoteles <sup>a</sup>	20	40	16	36
Transporte, almacenamiento y comunicaciones <sup>a</sup>	8	26	7	25
Establecimientos financieros, seguros <sup>a</sup>	6	25	7	26
Servicios comunales, sociales y personales <sup>a</sup>	27	45	34	47
Sector económico: no sabe/no responde <sup>a</sup>	1	10	1	10

Fuente: elaboración propia.

<sup>a</sup> En porcentajes.

CUADRO A.4

**Probit de la probabilidad de cambiarse de empleo  
del sector privado al sector público**

	Coefficiente	Error estándar	z	P> z
Hombre	-0,1600	0,0378	-4,23	0,00
Edad	0,0023	0,0019	1,22	0,22
Casado o conviviente	-0,0589	0,0392	-1,50	0,13
Años de escolaridad	0,0378	0,0054	6,99	0,00
Nº de personas en el hogar	0,0264	0,0083	3,17	0,00
Niños entre 0 y 2 años	0,0149	0,0517	0,29	0,77
Niños entre 3 y 5 años	0,0169	0,0480	0,35	0,73
Padre/madre trabaja	0,5623	0,0738	7,61	0,00
Padre/madre con educación superior	0,3352	0,1741	1,93	0,05
Año 2002	-0,4480	0,1804	-2,48	0,01
Año 2003	-0,1725	0,1379	-1,25	0,21
Año 2004	-0,2048	0,1406	-1,46	0,15
Año 2005	0,8332	0,1007	8,27	0,00
Año 2006	0,3541	0,1071	3,31	0,00
Año 2007	0,6658	0,1017	6,55	0,00
Año 2008	-0,1955	0,1354	-1,44	0,15
Constante	-3,6835	0,1683	-21,88	0,00
Nº de observaciones			137 613	
Pseudo R <sup>2</sup>			0,1296	

Fuente: elaboración propia.

Nota: la variable dependiente es una variable ficticia que asume un valor igual a 1 si el individuo se cambia del sector privado al público y a 0 si no lo hace. La muestra incluye trabajadores empleados que se cambian del sector privado al público y empleados durante todo el período de la muestra que no cambian de sector.

*Bibliografía*

- Arráiz, I., F. Henríquez y R. Stucchi (2013), "Supplier development programs and firm performance: evidence from Chile", *Small Business Economics*, vol. 41, N° 1, Springer.
- Bargain, O. y B. Melly (2008), "Public sector pay gap in France: new evidence using panel data", *IZA Discussion Papers*, N° 3427, Bonn, Institute for the Study of Labor.
- Bender, K.A. y R.F. Elliott (1999), "Relative earnings in the UK public sector: the impact of pay reform on pay structure", *Public Sector Pay Determination in the European Union*, R. Elliott, C. Lucifora y D. Meurs, Houndmills, Macmillan Press.
- Blundell, R. y M. Costa Dias (2000), "Evaluation methods for non-experimental data", *Fiscal Studies*, vol. 21, N° 4, Wiley.
- Caliendo, M. y S. Kopeinig (2008), "Some practical guide for the implementation of propensity score matching", *Journal of Economic Surveys*, vol. 22, N° 1, Wiley.
- Castillo, V. y otros (2013), "The effect of innovation policy on SMEs' employment and wages in Argentina", *Small Business Economics*, Springer, abril.
- Disney, R. y A. Gosling (2008), "Changing public sector wage differentials in the UK", *IFS Working Paper*, N° 08/02, Londres, Institute for Fiscal Studies.
- Gregory, R. y J. Borland (1999), "Recent development in public sector labor markets", *Handbook of Labor Economics*, O. Ashenfelter y R. Layard, Amsterdam, North Holland.
- Heckman, J. y V. Hotz (1989), "Choosing among alternative non-experimental methods for estimating the impact of social programs: the case of manpower training", *Journal of the American Statistical Association*, vol. 84, N° 408, Taylor & Francis.
- Koenker, R. (2004), "Quantile regression for longitudinal data", *Journal of Multivariate Analysis*, vol. 91, N° 1, Amsterdam, Elsevier.
- Krueger, A. (1988), "Are public sector workers paid more than their alternative wage? Evidence from longitudinal data and job queues", *When Public Sector Workers Unionize*, R. Freeman y C. Ichniowski, Chicago, University of Chicago Press.
- Lee, S.-H. (2004), "A reexamination of public-sector wage differentials in the United States: evidence from the NLSY with geocode", *Industrial Relations*, vol. 43, N° 2, Berkeley, Universidad de California.
- Lucifora, C. y D. Meurs (2006), "The public sector pay gap in France, Great Britain and Italy", *Review of Income and Wealth*, vol. 52, N° 1, International Association for Research in Income and Wealth.
- Machado, J. y J. Mata (2005), "Counterfactual decomposition of changes in wage distributions using quantile regression", *Journal of Applied Econometrics*, vol. 20, N° 4, John Wiley & Sons.
- Melly, B. (2005), "Public-private sector wage differentials in Germany: evidence from quantile regression", *Empirical Economics*, vol. 30, N° 2, Springer.
- Mizalata, A., P. Romaguera y S. Gallegos (2011), "Public-private wage gap in Latin America (1992-2007): a matching approach", *Labour Economics*, 18, N° S1, Amsterdam, Elsevier.
- OCDE (Organización de Cooperación y Desarrollo Económicos) (2011), *Government at a Glance 2011*, París.
- Panizza, U. y C. Qiang (2005), "Public-private wage differential and gender gap in Latin America: spoiled bureaucrats and exploited women?", *The Journal of Socio-Economics*, vol. 34, N° 6, Amsterdam, Elsevier.
- Postel-Vinay, F. y H. Turon (2007), "The public pay gap in Britain: small differences that (don't?) matter", *The Economic Journal*, vol. 117, N° 523, St. Andrews, Royal Economic Society.
- Pratap, S.E. Quintin (2006), "Are labor markets segmented in developing countries? A semiparametric approach", *European Economic Review*, vol. 50, N° 7, Amsterdam, Elsevier.
- Siminski, P. (2013), "Are low-skill public sector workers really overpaid? A quasi-differenced panel data analysis", *Applied Economics*, vol. 45, N° 14, Taylor & Francis.