

UNIVERSIDAD ANDINA SIMÓN BOLÍVAR
MAESTRÍA EN DESARROLLO ECONÓMICO



Tesis de grado
DIFERENCIAS DE LOS INGRESOS LABORALES
ENTRE EL SECTOR PÚBLICO Y PRIVADO EN BOLIVIA

PRESENTADA PARA LA OBTENCIÓN DEL GRADO EN
MAESTRÍA EN DESARROLLO ECONÓMICO

Postulante: Julio César Velasco Vaca

La Paz-Bolivia
2011

A mi familia

*Gracias a la Universidad Andina Simón Bolívar,
el soporte metodológico de Víctor Hugo
Echeverría Bruno, y los comentarios de Lykke Eg
Andersen y Carlos Armando Mollinedo Trujillo*

RESUMEN

El objetivo de esta investigación es establecer si los empleados públicos ganan más que sus pares en el sector privado sean estos asalariados formales, asalariados informales o auto-empleados. Descomponiendo la brecha de ingresos a partir de un modelo capital humano corregido por sesgo por selección, se estableció que, en promedio, los empleados públicos ganan más que sus pares en los otros sectores, debido principalmente a que el sector público retribuye mejor el logro educativo. Este premio, sin embargo, no es estadísticamente significativo respecto a la remuneración de los asalariados formales e informales y sólo es marginalmente significativo respecto a los ingresos de los auto-empleados. Empleando pareos de escores de propensión se confirmó que, en promedio, los empleados públicos ganan más que sus pares en los diferentes sectores privados, pero en esta oportunidad las brechas estimadas resultaron significativas. Este procedimiento también permitió establecer que este premio a favor de los empleados públicos no es uniforme a lo largo de la distribución de ingresos, llegando a ser insignificante en los segmentos de ingresos altos.

ÍNDICE GENERAL

Dedicatoria	i
Agradecimientos	ii
Resumen	iii
Índice general	iv
Índice de tablas	vi
Índice de figuras	vii
Introducción	viii
Capítulo I. Aspectos metodológicos	1
1.1. Planteamiento del problema	2
1.2. Formulación del problema	6
1.3. Justificación	6
1.4. Objetivos	8
<i>Objetivo general</i>	8
<i>Objetivos específicos</i>	8
1.5. Hipótesis	11
1.6. Metodología	11
<i>Método</i>	11
<i>Enfoque</i>	11
<i>Tipo</i>	12
<i>Diseño</i>	12

Capítulo II. Consideraciones empíricas y teóricas	13
2.1. Procedimientos estadísticos para evaluar brechas de ingreso	14
2.2. Regularidades empíricas	19
2.3. Consideraciones teóricas	19
Capítulo III. Modelo de capital humano corregidos por selección	22
3.1. Descripción del procedimiento estadístico	23
3.2. Fuente de información y variables empleadas	27
3.3. Modelos de selección	31
3.4. Ecuaciones de ingreso	35
3.5. Brechas de ingreso	39
Capítulo IV. Pareo de escores de propensión	41
4.1. Descripción del procedimiento estadístico	42
4.2. Estimación de los escores de propensión	47
4.3. Brechas de ingreso	50
Capítulo V. Conclusiones	54
Referencias	57

ÍNDICE DE TABLAS

Tabla I.1: Indicadores del ingreso por hora por sectores	4
Tabla I.2: Características socio-demográficas por segmentos laborales	5
Tabla III.1: Variables empleadas	28
Tabla III.2: Modelo logit multinomial	32
Tabla III.3: Probabilidades estimadas para diferentes perfiles se genero	34
Tabla III.4: Ecuaciones de ingresos sectoriales, simples y corregidas	37
Tabla III.5: Brecha de ingreso por sector y su descomposición	39
Tabla IV.1: Modelo de selección y balance de covariados	48
Tabla IV.2: Distribución de los escores de propensión	49
Tabla IV.3: Brecha relativa de ingreso promedio	50

ÍNDICE DE FIGURAS

Figura III.1: Probabilidades estimadas por rango de edad	33
Figura III.2: Probabilidades estimadas por logro educativo	33
Figura III.3: Curva experiencia-ingreso por sector	38
Figura III.4: Impacto de la educación sobre la remuneración	38
Figura IV.1: Distribución de los ingreso, antes y después del pareo	51
Figura IV.2: Brecha relativa de ingresos por cuantiles	53

INTRODUCCIÓN

Esta investigación busca establecer si los empleados públicos ganan más que sus pares en el sector privado distinguiendo dentro de este último a los asalariados formales, asalariados informales o auto-empleados debido a la elevada informalidad del mercado laboral boliviano. Si el sector público paga a sus empleados remuneraciones muy diferentes respecto a las que estos podrían obtener en el mercado, podría distorsionar el mercado laboral y la gestión pública. En efecto si el sector público paga salarios demasiado bajos no podrá competir en el mercado laboral y no podrá atraer personas con las cualificaciones necesarias para hacer una buena gestión pública. Por otro lado, si paga salarios demasiado altos el sector público estaría incurriendo en un costo innecesario mientras desplaza del mercado laboral al sector privado e impulsa el desempleo entre las personas más calificadas, al hacer más atractiva su opción de espera.

Este documento está dividido en cinco capítulos. El primer capítulo expone los aspectos metodológicos. El segundo hace una breve revisión de la literatura presentado los procedimientos estadísticos empleados para evaluar las diferencias de ingreso, y delineando las principales tendencias empíricas y teóricas relativas a las brechas entre los ingresos de los empleados públicos y privados. El tercero evalúa brecha de ingresos a partir de un modelo de capital humano corregido por el sesgo de selección. El cuarto muestra los resultados obtenidos a partir de la aplicación del pareo de escores de propensión. Finalmente, el quinto sintetiza las conclusiones y discute posibles ampliaciones a esta investigación.

Capítulo I. ASPECTOS METODOLÓGICOS

1.1. Planteamiento del problema

El mercado laboral boliviano presenta una paradoja respecto a los salarios del sector público. Por un lado, existen presiones políticas para acceder a empleos en la administración pública y para ingresar a los centros de formación docente, militar y policial que aseguran un empleo público. Sin embargo, cada año el gobierno afronta presiones para mayores incrementos salariales bajo el argumento que los salarios públicos son muy bajos. Es común, además, que la administración pública contrate consultores para hacer trabajos de línea con el fin de poder ofrecer retribuciones mayores a la que permite su política salarial y así atraer empleados con un costo de oportunidad mayor. En este sentido, se ha permitido que algunas empresas públicas, en particular Yacimientos Petrolíferos Fiscales Bolivianos, ofrezcan salarios más altos que el resto del sector público para que puedan atraer el personal necesario para realizar sus actividades.

Estas tendencias implican que los salarios y otros beneficios laborales ofrecidos por el sector público son los suficientemente atractivos como atraer grandes segmentos del mercado laboral. Empero, al mismo tiempo, las escalas salariales públicas existente no permite ofrecer salarios competitivos en algunos segmentos del mercado laboral.

Los sueldos y salarios han sido sujetos de diferentes medidas para contener el crecimiento del gasto en sueldos y salarios que representan la mitad del gasto público corriente. A principios de la década pasada se redujo significativamente los sueldos de los empleados de mayor jerarquía de la administración pública. A mediados de la misma década se dispuso que ningún empleado público pueda ganar más que el presidente de la república quien mantiene un salario simbólico mensual cercano a 15.000 bolivianos—luego se introdujeron algunas excepciones a esta norma para cargos jerárquicos en algunas empresas públicas.

Esto sucede en un contexto de administración del servicio civil casi inexistente debido al tradicional uso del empleo público para satisfacer las demandas de los seguidores de los partidos de oficialismo y administrar las presiones de los gremios de educación, salud y seguridad (PNUD, 2007). Esta debilidad se manifiesta en la alta rotación de funcionarios de la administración pública asociada con los frecuentes cambios de autoridades y en la práctica del gobierno de imponer aportes a los empleados públicos a favor de los partidos oficialistas (Banco Mundial y Banco Interamericano de Desarrollo, 2004). A pesar de que existe un marco regulatorio general para la administración del servicios civil, existe una amplia heterogeneidad de salarios para empleados con cualificaciones similares, los procesos de contratación no suelen ser competitivos ni transparentes y no existen mecanismos formales para evaluación y promoción. Para evadir las restrictivas escalar salariales existentes es común que los ministerios contraten consultores para hacer trabajo de línea.

Por otro lado, debido a su mayor poder de movilización, los empleados de salud, educación y seguridad suelen tener mayor estabilidad laboral y gozan de bonos e incentivos pecuniarios de diversa índole, incluyendo mayores incrementos salariales. Además, en estos sectores, prevalecen sistemas de incrementos salariales cuasi periódicos que consideran criterios como la ubicación geográfica y formación académica.

En este contexto, cabe preguntarse si los empleados públicos reciben una remuneración mayor a la que podrían obtener en el sector privado. Sin embargo, la comparación de los ingresos laborales de los empleados públicos y de los empleados privados puede estar sesgada por la alta informalidad del mercado laboral boliviano. El Banco Mundial (2008) mostró que Bolivia es uno de los países más informales del mundo independientemente de la definición operativa que se empleó para medir este fenómeno. Si se define como informal a todo aquel

individuo que trabaja en establecimientos con menos de cinco empleados, la informalidad alcanza a seis de cada diez trabajadores urbanos.

En este sentido, es más adecuado comparar el ingreso laboral de los empleados públicos respecto a los ingresos percibidos por los asalariados formales, asalariados informales y auto-empleados. Se define como empleados públicos a aquellos individuos que declararon trabajar en una entidad pública; los asalariados formales son los obreros, empleados y patronos que reciben salario que trabajan en establecimientos con más de cuatro empleados; los asalariados informales son los obreros, empleados y patronos que reciben salario que trabajan en unidades con menos de cuatro empleados, incluyendo empleados domésticos; y los trabajadores independientes o auto-empleados son los trabajadores por cuenta propia, patronos que no reciben salario y a los cooperativistas de producción.

El ingreso promedio por hora de los empleados públicos casi duplica el ingreso promedio de los asalariados formales y triplica de los asalariados informales (Tabla I.1)—la brecha respecto a los auto-empleados es engañosa debido a la muy alta dispersión de sus ingresos de este grupo. Además, la distribución de los ingresos en el sector público tiende a ser más compacta que en los sectores privados—los índices de Gini y Theil son menor en el sector público.

Tabla I.1: Indicadores del ingreso por hora por sectores

	Público	Formal	Informal	Independiente	Total
Media	13.49	7.98	4.25	7.86	7.98
Desviación estándar	12.46	11.18	5.82	21.75	16.78
Gini	0.42	0.50	0.41	0.61	0.56
Theil	0.31	0.49	0.38	0.86	0.66

Nota: Estimaciones obtenidas empleando los ponderadores muestrales.

Fuente: Encuesta de Hogares 2005

Sin embargo, estos patrones bien podrían estar justificados por diferencias en los atributos de los trabajadores. Por ejemplo, el sector público es más propenso a contratar a personas con mayor logro educativo (Tabla I.2). De manera similar, los indígenas, las mujeres, y las personas con mayor edad tienden a estar sobre representados entre los auto-empleados. Por ello, es necesario evaluar que parte de

estas brechas está justificada por diferencias en los atributos de los trabajadores y cual se debe a diferencias en los retornos ofrecidos por cada sector.

	Porcentaje del Grupo Demográfico					Porcentaje del Grupo Laboral				
	Total	Público	Formales	Informales	Independientes	Total	Público	Formales	Informales	Independientes
	Total	100	10.8	26.9	17.6	44.6	100	100	100	100
Edad										
15-25	100	4.7	40.5	32.8	22.0	17.9	7.8	26.9	33.3	8.8
25-35	100	11.3	32.7	20.2	35.9	27.8	29.0	33.7	31.8	22.4
35-45	100	10.7	22.6	14.8	51.9	24.0	23.7	20.2	20.2	28.0
45-55	100	17.6	18.4	10.4	53.6	18.1	29.3	12.4	10.7	21.7
55-65	100	11.4	17.2	5.9	65.4	8.8	9.3	5.6	3.0	12.9
65...	100	2.8	10.0	4.7	82.5	3.4	0.9	1.2	0.9	6.2
Educación										
Ninguno o primaria incompleta	100	2.9	18.1	17.7	61.3	33.2	8.8	22.4	33.4	45.6
Primaria completa	100	3.1	18.4	23.8	54.7	5.6	1.6	3.8	7.6	6.8
Secundaria incompleta	100	3.2	27.6	25.6	43.5	14.4	4.3	14.7	20.9	14.0
Secundaria completa	100	6.6	32.0	21.4	40.0	19.3	11.7	23.0	23.5	17.3
Superior incompleta o técnica	100	15.9	36.5	17.5	30.1	11.4	16.7	15.5	11.4	7.7
Superior completa	100	38.2	34.6	3.5	23.7	16.1	56.9	20.7	3.2	8.6
Sexo										
Hombre	100	9.6	33.9	17.6	38.8	58.0	51.6	73.0	58.1	50.4
Mujer	100	12.5	17.3	17.6	52.6	42.0	48.4	27.0	41.9	49.6
Origen étnico y lengua										
Indígena (auto identificación)	100	10.0	20.1	17.4	52.6	48.1	44.3	35.8	47.4	56.6
No habla lengua indígena	100	11.6	35.9	18.9	33.6	51.7	55.6	68.8	55.4	38.8
Habla lengua indígena	100	9.9	17.4	16.2	56.5	48.3	44.4	31.2	44.6	61.2
No lengua extranjera	100	10.4	25.5	18.4	45.7	94.6	90.9	89.7	98.9	96.8
Habla alguna lengua extranjera	100	18.3	51.7	3.6	26.4	5.4	9.1	10.3	1.1	3.2
Estado civil										
Soltero	100	11.5	36.4	29.3	22.8	24.3	25.8	32.8	40.3	12.4
Casado	100	10.9	24.2	13.7	51.2	66.7	67.3	59.8	52.1	76.5
Divorciado	100	8.2	22.2	14.8	54.8	9.0	6.9	7.4	7.6	11.1
Sector económico										
Primario	100	1.2	27.2	7.3	64.2	7.3	0.8	7.4	3.0	10.5
Secundario	100	2.6	42.8	16.4	38.2	26.1	6.3	41.4	24.3	22.3
Terciario	100	22.8	24.5	23.5	29.2	66.7	92.9	51.3	72.7	67.2
Quintiles del ingreso laboral										
1 quintil	100	1.3	13.4	20.5	64.8	20.0	2.4	10.0	23.3	29.1
2	100	4.3	30.2	28.7	36.7	20.0	8.0	22.4	32.6	16.4
3	100	6.6	33.0	24.9	35.6	20.0	12.1	24.4	28.3	15.9
4	100	16.1	26.6	10.7	46.6	20.0	29.7	19.8	12.2	20.9
5 quintil	100	25.9	31.5	3.2	39.4	20.0	47.7	23.4	3.6	17.6

Nota: Estimaciones obtenidas empleando los ponderadores muestrales.

Fuente: Encuesta de Hogares 2005.

1.2. Formulación del problema

¿Los empleados públicos, en Bolivia, reciben un ingreso laboral por hora de trabajo mayor que sus pares entre los asalariados formales, asalariados informales y auto-empleados, luego de tomar en cuenta las diferencias en sus atributos?

Esto es equivalente a preguntarse si el ser empleado público permite acceder a una remuneración por hora de trabajo mayor. Este documento compara la remuneración por hora de trabajo obtenida por los empleados en cada uno de los sectores independientemente de que esta sea sueldo, salario, pago por servicios de consultoría o el ingreso generado por auto-empleo. Sin embargo, para simplificar la exposición, se usa indistintamente el término salario, remuneración o ingreso para referirse a la remuneración por hora de trabajo.

Alternativamente, el problema de investigación equivale a preguntarse si el sector público retribuye mejor que los sectores privados los atributos de los trabajadores, tales como la educación, experiencia, género, origen étnico o ubicación geográfica entre otros.

1.3. Justificación

El empleo público representa un decimo del empleo total y un cuarto del empleo urbano formal en Bolivia. Los sueldos y salarios alcanzan cerca de la mitad del gasto corriente (Fondo Monetario Internacional, 2010) generando una fuerte y inflexible presión sobre las finanzas públicas. Además, el empleo público podría aumentar por la nacionalización de empresas estratégicas y la creación de nuevas empresas públicas realizadas por la presente administración (Ministerio de Planificación del Desarrollo, 2006) y el aún incierto proceso de descentralización que está afrontando este país.

En este contexto, el hecho de que los empleados públicos reciban remuneraciones diferentes a la que podrían recibir en el sector privado podría estar distorsionando el mercado laboral y la gestión pública. Si el sector público ofrece salarios demasiado elevados estaría incurriendo en un costo innecesario. Además, podría estar desplazando al sector privado del mercado laboral (Andersen y Christensen, 2006). Al hacer más atractiva la opción de espera, salarios públicos elevados podrían impulsar el desempleo entre las personas más propensas a pertenecer a este sector como aquellas que tiene un mayor logro educativo (Hyder y Reilly, 2005; Banco Mundial, 2006). Por otro lado, si el sector público ofrece salarios demasiado bajos no pondrá atraer a los trabajadores con las cualidades requeridas para hacer una buena gestión, dado que estos generalmente tienen un costo de oportunidad mayor.

El análisis de las diferencias salariales entre sector público y el sector privado en Bolivia ha sido abordado sólo marginalmente llegando a conclusiones contradictorias. En un análisis de la informalidad del mercado laboral Boliviano, Monsted (2000) mostró que el salario del sector público era 13.8 por ciento (17.4 por ciento) mayor que en el sector privado formal en 1989 (1993) empleando una ecuación de Mincer con una dummy que distingue a los empleados públicos del resto del resto de los empleados formales—el segundo capítulo contiene una descripción de los procedimiento estadísticos empleados para estimar diferencias salariales. Por otro lado, Panizza (2000) establece que los empleados públicos reciben 7 por ciento menos que pares en el sector privado formal, empleado un modelo regional que permite estimar retornos diferentes en cada sector, y 19 por ciento menos, empleado un modelo donde los empleados públicos son identificados sólo por una dummy. Finalmente, en otro estudio regional en el que se empleo pareo de escores de propensión, Mizala, Romaquera y Gallegos (2010) determinaron que en promedio los empleados públicos ganan entre 32 y 49 por ciento más que sus pares privado y que dicho premio cae monótonamente a lo

largo de la distribución de ingresos, desde de más 100 por ciento en los percentiles de ingreso inferiores hasta constituirse en una penalidad de cerca de 10 por ciento los de ingresos superiores.

Además, los procedimientos econométricos empleados en estos estudios podrían estar sesgando sus resultados. Las estimaciones de Monsted (2000) y Panizza (2000) no toman en cuenta que la decisión de trabajar en el sector público o privado es endógena—sesgo de selección. Por otro lado, los procedimientos empleados por Monsted y Mizala et al. (2010) no permiten descomponer el premio en favor del sector público como para poder identificar que atributos de los trabajadores públicos están siendo mejor retribuidos. Al comparar los ingresos de los empleados públicos respecto a los ingresos de los empleados privados como un todo, Monsted y Mizala et al. obvian la segmentación del mercado laboral Boliviano. Finalmente, Monsted y Panizza sólo evalúan la brecha de ingreso promedio sin poder establecer si esta brecha es o no constante a lo largo de la distribución de ingresos.

1.4. Objetivos

Objetivo general

Comparar los ingresos por hora de trabajo recibido por los empleados públicos respecto con los ingresos por hora de trabajo recibido por los asalariados formales, asalariados informales y auto-empleados luego de controlarse las diferencias en sus atributos.

Objetivos específicos

El primer objetivo específico es analizar la brecha promedio de ingresos descomponiéndola mediante un modelo de capital humano corregido por selección para establece si las diferencias de ingreso se deben a diferencias en los

atributos de los empleados o a diferencias en los retornos ofrecidos por cada sector.

La brecha asociada a la diferencia de los atributos de los empleados es la porción de la brecha de ingresos que se debe a que existen diferentes patrones de contratación de cada sector. Si los empleados públicos reciben una remuneración mayor debido únicamente a las diferencias en los atributos, querría decir que la brecha de ingresos se debe a que el sector público tiende a contratar individuos que son mejor retribuidos en el mercado como, por ejemplo, personas con formación profesional. La brecha asociada a la diferencia en los retornos, por otro lado, se debe a que cada sector pueden remunerar de manera diferentes los atributos de los trabajadores. Si los empleados públicos reciben una remuneración mayor debido únicamente a las diferencias en los retornos, querría decir que la brecha de ingresos se debe a que el sector público tiende a remunerar mejor los atributos de los trabajadores.

Este procedimiento, además, permite analizar la política salarial del sector público pues permite descomponer por atributo la brecha asociada con las diferencias en los retornos. Por ejemplo, si se identifica que los empleados públicos reciben una remuneración mayor debido a diferencias en los retornos, se puede establecer si esto se debe a que el sector público retribuye mejor el logro educativo, el origen étnico, la ubicación geográfica u otro atributo de los trabajadores.

Empero, al estar basado en una regresión clásica, este procedimiento sólo permite evaluar la brecha de ingresos promedio pero permite establecer la dinámica de esta brecha a lo largo de la distribución de ingresos. Por ello, los resultados obtenidos por este procedimiento son complementados mediante un procedimiento estadístico alternativo llamado pareo de escores de propensión.

El segundo objetivo específico de esta investigación es comparar los ingresos laborales por hora de los empleados públicos con los ingresos laborales por hora de los asalariados formales, asalariados informales y auto-empleados, mediante pareo de escores de propensión.

Este procedimiento aproxima dentro de los asalariados formales, asalariados informales y auto-empleados grupos de controles con los que se comparan los ingresos de los empleados públicos. De esta forma se establece si, en promedio, los empleados públicos ganan más que sus pares en los sectores privados. Este procedimiento, además, permite establecer las brechas en diferentes puntos de la distribución de ingreso para evaluar si ésta varía.

Estos dos procedimientos permiten estimar las brechas promedio de ingreso, distinguiendo cuatro sectores en el mercado laboral y corrigiendo el sesgo de selección—los procedimientos estadísticos existentes para estimar diferencias salariales son descritos en el segundo capítulo. Además, proveen información complementaria sobre las brechas de ingreso pues mientras el modelo corregido por selección permite entender las fuentes de las brechas, el pareo de escores de propensión permite evaluar su comportamiento a lo largo de la distribución de ingresos. El único procedimiento que podría proveer información sobre estas dos dimensiones de análisis de manera simultánea es el uso de regresiones por cuantiles corregidas por sesgo de selección, pero éste aun no ha sido extendido como para distinguir más de dos sectores.

Por otro lado, estos procedimientos permiten analizar la brecha de ingresos con la información disponible en la encuesta de hogares realizada por el Instituto Nacional de Estadística. La alta informalidad erosiona la representatividad de los registros administrativos empleados por el Instituto Nacional de Estadística para calcular los índices de remuneración. Así mismo, la información disponible no permite establecer las tasas de abandono y colas en las postulaciones como la que se podría indagar la existencia de brechas.

1.5. Hipótesis

No existe un criterio teórico o regularidad empírica definitiva que permita establecer que los empleados públicos en Bolivia deban recibir salarios mayores o menores que sus contrapartes en el sector privado—el segundo capítulo sintetiza los elementos teóricos y empíricos relativos a esta temática. Sin embargo, dado que en Bolivia existen presiones clientelares para acceder a un empleo público se plantea la siguiente hipótesis de investigación:

Los empleados públicos reciben una remuneración por hora de trabajo mayor que los asalariados formales, asalariados informales y auto-empleados luego de tomarse en cuenta las diferencias en sus atributos.

Esto equivale a decir que el sector público retribuye mejor los atributos de los trabajadores o, alternativamente, que el ser un empleado público permite acceder a una mejor retribución al trabajo.

1.6. Metodología

Método

En método empleado en esta investigación aplicada es el método de la medición. Este método empírico-analítico busca establecer, mediante procedimientos estadísticos, información numérica de una propiedad del objeto de estudio, en este caso, la diferencia entre los salarios públicos y las remuneraciones percibidas en el sector privado.

Enfoque

El enfoque es cuantitativo de tipo analítico debido a que emplea dos procedimientos estadísticos complementarios para establecer las diferencias de ingreso—un modelo de capital humano corregido por selección y un pareo de escores de propensión.

Tipo

El tipo de investigación es descriptiva debido a que pretende establecer si existe alguna relación entre el ser empleado público y el ingreso laboral. La investigación no busca establecer los factores de política económica o distorsiones de mercado que estarían tras las eventuales brechas de ingresos. De acuerdo con Hernández, Fernández y Batista (2003) “Los estudios descriptivos buscan especificar las propiedades, las características y los perfiles importantes de personas, grupos, comunidades o cualquier otro fenómeno que se someta a análisis”. Con mayor precisión Uma (2003) afirma que un estudio descriptivo se lleva a cabo con el fin de conocer y ser capaz de describir las características de las variables de interés en una situación.

Diseño

La investigación es no-experimental de corte transversal pues los procedimientos estadísticos empleados usan la información socio-demográfica y de ingresos, sobre las que no se tiene control, recolectada mediante su Encuesta de Hogares en 2005 por Instituto Nacional de Estadística.

Capítulo II. CONSIDERACIONES EMPÍRICAS Y TEÓRICAS

La existencia de un diferencial entre salarios del sector público y del sector privado se ha tratado principalmente desde una perspectiva empírica. Esto debido que la teoría sobre salarios del sector público está en un estado temprano de desarrollo pues aún no se ha logrado establecer una demanda por trabajo del sector público al no existir consenso sobre los móviles teóricos que persigue este sector. Por otro lado, la ausencia de una regularidad empírica sobre el sentido de los diferenciales de salarios, consolida el carácter empírico de esta problemática y dificulta la posibilidad de establecer una teoría sobre salarios del sector público. Por ello este capítulo inicia su discusión describiendo los procedimientos estadísticos empleados para estimar las diferencias salariales entre el sector público y privado. Luego sintetiza los resultados empíricos documentados en la experiencia internacional y, finalmente, detalla las explicaciones ad-hoc que se han usado para justificar estas diferencias.

2.1. Procedimientos estadísticos para evaluar brechas de ingreso

La discusión sobre las diferencias salariales entre el sector público y privado se inició en países desarrollados a principios los 1970, empleando diferentes fuentes de información. El uso de información macro, donde se genera, permite hacer un seguimiento de las diferencias salariales—en nivel o en tasas de crecimiento—a través del tiempo con algún grado de desagregación por género, origen étnico y ocupación (Bender, 1998). La desagregación por ocupación ha sido la más explotada por permitir comparar los salarios de empleos similares (Fogel y Lewin, 1974). Sin embargo, este enfoque se restringió a trabajos muy específicos debido a que los clasificadores de empleo no suelen ser lo suficientemente desagregados como para permitir una comparación precisa y porque existen empleos públicos que no tienen pares privados (Moore y Newman, 1991). Por otro lado, este enfoque obvia que las diferencias en los atributos de las personas bien pueden justificar las diferencias salariales (Bender, 1998). Finalmente, el uso de este procedimiento en los países en desarrollo fue restringido porque la elevada

informalidad erosiona la calidad y representatividad de los registros administrativos.

A medida que las encuestas proliferaron, también lo hicieron los estudios que las usan para evaluar brechas de ingreso. Unos de los primeros enfoques, infiere su existencia comparando las tasas de abandono (Long, 1982) y colas en la postulación para los empleos de los sectores público y privado (Heywood y Mohanty, 1995; Krueger, 1988)—el sector con mayor remuneración debería tener tasas de abandono más bajas y colas más largas. A pesar de que este procedimiento no permite evaluar la magnitud de las brechas de ingreso, permite inferir la existencia de diferencias en la retribución total, sea ésta pecuniaria o no. Sin embargo, este enfoque no se ha extendido mucho en los países en desarrollo debido en parte a que la información disponible en estos países no suele permitir este tipo de análisis.

Los modelos de capital humano iniciados por Mincer (1974) han dado lugar a un segundo enfoque micro para evaluar las diferencias salariales. Los primeros esfuerzos se hicieron regresando el logaritmo de los ingresos respecto a diferentes atributos de empleados, incluyendo una dummy para identificar a los empleados públicos. De ésta forma, la estimación de la brecha viene dada por el coeficiente de esta dummy. Algunas extensiones a este procedimiento consintieron en incluir dummies para diferentes niveles de gobierno o evaluar el diferencial separando las muestras por género u origen étnico. Sin embargo, al usar sólo una regresión, esta técnica obviaba que cada sector puede ofrecer retornos diferentes a los atributos de las personas (MacLean y Vicent, 2003).

Para superar este problema se emplearon las técnicas desarrolladas para estimar las diferencias de ingreso por etnia y género. En esta oportunidad se estiman ecuaciones de ingreso separadas para el sector público y para el sector privado, permitiendo aplicar la descomposición de las brechas de ingreso propuesta por Oaxaca (1973). Así se puede distinguir las disparidades de ingreso justificadas

por diferencias en los atributos de los empleados de aquellas asociadas a diferencias en los retornos ofrecidos por cada sector (Gurdenson, 1979). Esta técnica, sin embargo, no considera que la elección entre sectores es endógena y por lo tanto es susceptible a un sesgo potencial de selección (Venti, 1985).

Este último problema, empero, fue superado aplicando diferentes técnicas para corregir dicho sesgo. Cuando sólo se permiten dos opciones—trabajar en el sector público o privado—es suficiente el procedimiento en dos etapas propuesta por Heckman (1979). Es decir, en una primera etapa, se estima la probabilidad de que los sujetos en la muestra pertenezcan a uno u otro sector empleado un modelo de selección, logit o probit. Con estas probabilidades se estiman términos de selección que son incluidos como regresores en las ecuaciones de ingreso de cada sector, en una segunda etapa. Sin embargo, algunos autores optaron por otros métodos para corregir el sesgo de selección. Van der Gaag y Vijverberg (1988) y van Ophem (1993) usaron modelos de cambio de régimen para estimar simultáneamente la ecuación de selección y las ecuaciones de ingreso.

La corrección de sesgos de selección fue extendida a un ambiente multinominal para distinguir diferentes subsectores. En los estudios para Estados Unidos, por ejemplo, es común distinguir entre los empleados públicos de los gobiernos federal, estatal y local, o distinguir a los trabajadores sindicalizados (Gyourko y Tracy, 1988). En China y países en transición se distinguen a los empleados de la administración pública de los de las empresas públicas (Zhao, 2001; Zhang, 2004). Finalmente, en los países en desarrollo se suele dividir el sector privado en diferentes segmentos para tener en cuenta la informalidad (Gindling, 1991; Cohen y House, 1996; Anós y Seshan, 2006). En estos casos se emplearon diferentes extensiones del procedimiento en dos etapas introducido por Heckman usando, generalmente, modelos logísticos multinomiales por la simplicidad operativa que ofrecen. En este contexto se han empleado diferentes formas de corregir el sesgo de selección incluyendo aquellas propuestas por Lee

(1983), Dubin y McFadden (1984), y Bourguignon, Fournier y Gurgand (2007). Otros autores, sin embargo, han optado por obviar algunos sectores del mercado laboral para reducir su problema multinomial a uno binomial. Stelcner (1989), por ejemplo, restringió su análisis a los sectores público y privado formal arguyendo que estos sectores son sustitutos cercanos.

Con el fin de establecer como varía la brecha de ingresos a lo largo de la distribución de ingresos, muchas de estas técnicas han sido extendidas usando regresiones por cuantiles en la estimación de las ecuaciones de Mincer. El procedimiento más directo consiste en incluir una dummy que identifique a los empleados públicos dentro de una ecuación de Mincer (Reilly, 2005; Leping, 2005; Lucifora y Meurs, 2006). Sin embargo, el uso de regresiones por cuantiles en especificaciones más complejas no es obvio debido a que los procedimientos estándar para descomponer las brechas de ingreso y corregir el sesgo de selección no se pueden extender de manera inmediata a las regresiones por cuantiles. La media de atributos ya no puede ser usada como contra-factual para descomponer las brechas de ingreso como lo sugieren Oaxaca debido a que se requieren contra-factuales para diferentes puntos de la distribución. Para superar este problema, Machado y Mata (2005) sugieren estimar mediante re-muestreo la distribución contra-factual de los ingresos que recibirían los trabajadores si tuviera las características de los empleados de un sector pero recibirían los retornos de otro. La brecha de ingresos se descompone al comparar esta distribución contra-factual con la distribución estimada de ingresos de cada sector.

La corrección por selección usada en la tradición clásica tampoco puede ser empleada directamente en este contexto debido a que no es posible asumir una forma funcional específica para la distribución de los errores de las ecuaciones de ingreso y del modelo de selección. En un modelo con dos sectores, Buchinsky (1999) sugiere introducir en las regresiones por cuantiles un factor de especificación desconocido pero aproximado mediante una serie de orden mayor

de los factores de corrección sugeridos por Heckman para modelos de regresiones ordinarias. Este procedimiento, sin embargo, no permite distinguir la constante de la ecuación de Mincer de la constante de la serie dificultando la descomposición de la brecha—estos elementos sólo se pueden identificar al infinito estimando un modelo sin corrección para individuos con probabilidades de pertenecer a un sector próximas a uno. Por otro lado, este procedimiento aun no se ha generalizado a modelos con más de dos sectores debido en parte a que el número de términos de selección a incluirse en las ecuaciones de ingreso crecería rápidamente con el número de sectores y con uso de procedimientos de corrección más complejos. Así, Hyder y Reilly (2005) optaron por una solución ad-hoc consistente en incluir en las regresiones por cuantiles los factores de corrección sugeridos por Lee (1983) para modelos de regresiones ordinarias.

Recientemente, han proliferado estudios que usan el pareo de escores de propensión para estimar diferencias salariales, corrigiendo el sesgo de selección (Glinskaya y Lokshin, 2005; Mizala, 2010). Esta técnica no paramétrica se emplea debido a que los modelos en dos etapas antes expuestos pueden estar sesgados si los errores del modelo de selección y de las ecuaciones de ingresos no se distribuyen mediante una normal conjunta. El pareo de escores de propensión consiste en comparar los ingresos de individuos que están en diferentes sectores pero que por sus características tiene propensiones semejantes de pertenencia—propensión estimadas a partir de una modelo de selección discreta—y así estimar la brecha promedio de ingresos luego de controlarse las cualidades de los trabajadores. Los avances hechos por Imbens (2000) y Lechner (2002) han permitido extender el uso de esta técnica del usual escenario donde se compraron los ingresos de dos sectores a uno donde se pueden comparar los ingresos de varios sectores. Esta técnica, además, permite evaluar la evolución de la brecha de ingresos a los largo de la distribución de ingresos al comparar las distribuciones acumuladas de ingreso (Frölich, 2007 y Mizala et al. 2010).

2.2. Regularidades empíricas

Los resultados empíricos muestran que los empleados públicos ganan más que sus pares privados en la mayoría de los países desarrollados (Ehrenberg y Schawarz, 1986; Bender, 1998; y Gregory y Borland, 1999). Sin embargo, esta observación dista mucho de ser una regularidad empírica pues no ha podido ser verificada en algunos países desarrollados así como en muchos países en desarrollo y en transición (Adamchik y Bedi, 2000; Bender, 1998; Gorodnichenko y Sabirianova, 2006; Jovanovic y Lokshin, 2004; Paniza, 2000). En muchos de estos casos, se ha encontrado que el premio a los empleados públicos no es estadísticamente significativo o puede llegar incluso a ser negativo.

Una observación más consistente es que la distribución de los ingresos del sector público es más compacta que la del sector privado (Bender, 1998; Gregory y Borland, 1999). Esto está asociado con el hecho de que el sector público premia relativamente más a los grupos demográficos desfavorecidos en el sector privado como las mujeres, minorías étnicas y personas con menor cualificación (Melly, 2005). En consecuencia, el premio por trabajar en el sector público suele ser relativamente mayor en los segmentos bajos de la distribución de ingresos que en los segmentos altos (Azam y Prakash, 2010; Cai y Liu, 2008; Hyder y Reilly, 2005; Melly, 2005; Mizala, 2010). De hecho, en muchos estudios se ha identificado que para la parte superior de la distribución de ingreso los trabajadores públicos ganan menos que sus equivalentes en el sector privado (Gorodnichenko y Sabirianova, 2006; Lucifora y Meurs, 2006; Birch, 2006).

2.3. Consideraciones teóricas

Si bien los resultados empíricos no muestran ninguna generalidad sobre el sentido del premio otorgado a los trabajadores públicos, las explicaciones teóricas subyacente a estos resultados son aun más diversas. Esto se debe, en parte, a la inexistencia de una teoría sobre la formación de los salarios del sector público.

Ésta nunca fue del todo desarrollada por la imposibilidad de establecer una función objetivo estable que permita derivar una función de demanda pública por trabajo. Gregory y Borland (1999) señalan que el objetivo de maximización de los beneficios comúnmente aplicado para interpretar el comportamiento de las empresas privadas no se aplica al sector público donde las decisiones están influenciadas por factores políticos y presupuestarios. Además, no es posible valorar la productividad de los trabajadores públicos dado que los productos generados por esto, en muchos casos, no tienen precios de mercado.

La brecha de ingresos a favor de los empleados públicos es usualmente considerada como una renta (Bender, 1998) asociada a su capacidad de ejercer presión sobre los políticos. Este escenario es posible si se supone que los políticos sopesan la presión de dos grupos: los trabajadores públicos que quieren remuneraciones más elevadas, y tienen mayor información y poder de movilización; y el resto de la sociedad que desea menos impuestos y más servicios públicos pero que se encuentra relativamente distante de las decisiones políticas. Por otro lado, algunos segmentos del mercado laboral público puede estar en posición monopólica (MacLean y Vicent, 2003) debidos a que algunas actividades son intrincadamente públicas y la existencia de sindicatos.

Fogel and Lewin (1974) atribuyen la brecha a la forma en que se calculaba el salario de paridad establecido por ley en Estados Unidos, pues en este computo sólo se usaba información de empresas grandes y algunos segmentos del sector público no tiene contraparte privada. Así mismo, dado que la mayoría de los trabajos empíricos dejan de lado los beneficios no salariales, es posible justificar una brecha de ingresos como una compensación ante diferencias en los beneficios no salariales. En este contexto, Venti (1985) advierte que no hay forma de distinguir una compensación de igualación de una renta incluso con los modelos que controlan el sesgo de selección. Empero, al ser común—especialmente en los países en desarrollo—que el sector público ofrezca más beneficios no salariales

que el sector privado, la brecha de ingresos en favor de los empleados públicos estaría subestimando el diferencial en la beneficios totales.

La brecha de salarios en favor de los empleados públicos puede ser justificada en un contexto de salarios de eficiencia motivado por las mayores dificultades que podría tener el sector público para despedir y supervisar a sus empleados. Dificultades que pudieran deberse a la existencia de sindicatos, legislaciones que restringen el despido del sector público o falencias en los sistemas de administración de personal. Esta brecha también puede deberse a que algunas imperfecciones de mercado como la discriminación son menos latentes en el sector público. Asimismo, la existencia de diferencias salariales entre industrias sugieren que algunos sectores privados también pagan prima sobre el resto de los sectores que no se ha logrado eliminar por la fuerzas de la competencia. (MacLean y Vicent, 2003). En los países en desarrollo, esta problemática ha sido tradicionalmente enfocada como evidencia de una segmentación laboral que estaría impidiendo el arbitraje (Gindling, 1991). Los salarios más altos en el sector público también podrían estar asociados con el patrocinio político (Anós y Seshan, 2006) o la mayor sindicalización del sector público, allí donde sea el caso.

En aquellos casos donde los empleados públicos ganan menos que los privados, se suele resaltar que esto se debe a los desequilibrios generados por procesos de transición, inestabilidad macroeconómica y reformas de estabilización. Este diferencial negativo ha sido identificado como indicio de que los beneficios no salariales son más elevados en el sector público o que los de trabajadores públicos estarían compensando su baja remuneración con prácticas corruptas (Gorodnichenko y Sabirianova, 2006). También se ha argumentado que los empleados de algunos sectores públicos estarían dispuestos a trabajar por ingresos menores por una noción de servicios público (Heyes, 2005) o reputación.

Capítulo III. MODELO DE CAPITAL HUMANO CORREGIDOS POR SELECCIÓN

3.1. Descripción del procedimiento estadístico

El modelo propuesto está desarrollado en el marco de los modelos de capital humano propuesto por Mincer (1974). De manera específica, en cada sector j , el logaritmo del ingreso W es igual a una composición de los atributos de las personas que trabajan en dicho sector X más un término aleatorio:

$$\ln W_j = \beta_0 + \beta X_j + \mu_j$$

Donde β es el conjunto de parámetros a estimar incluyendo una constante β_0 que cuantifican el retorno pagado por cada sector a atributos de los trabajadores. Debido a que estos parámetros pueden ser diferentes en cada sector, esta especificación permite distinguir las brechas generadas por diferencias en los atributos de aquellas generadas por diferencias en los retornos.

Sin embargo, si se estima directamente estas ecuaciones, se puede estar incurriendo en un sesgo de selección porque la distribución de los trabajadores entre los sectores no es aleatoria, provocando que los estimadores sean inconsistentes. Algunas variables no observadas que podrían contribuir a explicar la selección. Por ejemplo las personas más emprendedoras podrían preferir ser independientes mientras que las personas más adversas al riesgo podrían preferir una posición de dependencia. Empero, este problema puede ser evitado formalizando el mecanismo de selección mediante un modelo logístico multinomial que permita obtener términos de selección a ser incluidos en las ecuaciones de ingreso.

Suponiendo que los individuos son racionales, este modelo puede ser derivado a partir de un enfoque de utilidades arguyendo que una persona decidirá trabajar en un sector específico j si la utilidad esperada de trabajar en dicho sector U_j es mayor a la utilidad que se podría obtener en los restantes sectores k :

$$U_j > U_k \quad \forall k \neq j$$

Esta ecuación se puede representar mediante una función de utilidad indirecta que depende linealmente de un vector de atributos Z afectados por un vector de coeficientes γ_j y una parte aleatoria n_j :

$$U_j = \gamma_j'Z + n_j$$

Sin embargo, como sólo se puede observar las decisiones efectivamente tomadas por los individuos, se opta por expresar este principio en términos de probabilidades. Es decir la probabilidad de que un sujeto escoja un sector específico P_j es igual a la probabilidad de que la utilidad que reporta este sector sea mayor a la reportada por otras alternativas:

$$P_j = P(U_j > U_k \forall k \neq j)$$

Es decir:

$$P_j = P(\gamma_j'Z + n_j > \gamma_k'Z + n_k \forall k \neq j) = P(n_j > \gamma_k'Z - \gamma_j'Z + n_k \forall k \neq j)$$

Este planteamiento, permite establecer diferentes modelos multinomiales dependiendo de la función de distribución asignada a los errores. Sin embargo, la práctica más común para obtener un modelo operativamente computable independientemente del número de opciones es suponer que los errores son independientes e idénticamente distribuidos con distribución de valores extremos tipo I. A partir de este supuesto, McFadden (1973) estableció que la probabilidad de que un sujeto escoja el sector j viene dada por una función de distribución logística:

$$P_j = \frac{\exp(\gamma_j'Z)}{\sum_{k=1}^4 \exp(\gamma_k'Z)}$$

Este modelo, sin embargo, tiene una indeterminación pues proporciona probabilidades para $k + 1$ alternativas. Para corregir este problema se opta por normalizar el modelo haciendo que los coeficientes de una de las alternativas, a la

que se le llamara base, sean iguales a cero. De esta forma la probabilidad un individuo escoja la categoría base es:

$$P_i = \frac{1}{1 + \sum_{\substack{k=1 \\ k \neq i}}^4 \exp(\gamma'_k Z)}$$

Mientras que las probabilidades que escoja las restantes alternativas viene dadas por:

$$P_{j \neq i} = \frac{\exp(\gamma'_j Z)}{1 + \sum_{\substack{k=1 \\ k \neq i}}^4 \exp(\gamma'_k Z)}$$

Esta última expresión es un modelo logístico multinomial que pueden ser estimados por el método de máxima verosimilitud. Estimados los coeficientes, las probabilidades que un sujeto participe en los diferentes sectores se pueden estimar de manera directa.

A partir de estas probabilidades se puede emplear diferentes procedimientos para calcular los términos de selección que serian incluidos en las ecuaciones de ingreso de cada sector. Estos procedimientos modelan la relación entre los errores del modelo de selección y de las ecuaciones de ingreso, para obtener estimadores consistentes.

La alternativa más simple y extendida es la extensión del enfoque de Heckman a un contexto multinomial realizada por Lee (1983) en el cual introduce un único termino de selección en cada una de las ecuación de ingreso. Sin embargo, este procedimiento se basa en supuestos muy restrictivos sobre la covarianza de los errores de los modelos de ingreso y el modelo de selección— sólo incorpora la correlación del error de la ecuación de ingreso de un sector con el error asociado con esta categoría en el modelo de selección.

Para superar este problema, Dubin y McFadden (1984) propusieron un procedimiento que se consideran todas las correlaciones entre el error de la

ecuación de ingreso en cuestión respecto a los errores asociados con las restantes categorías en el modelo de selección. Sin embargo, como este último procedimiento no aseguraba mejores resultados empíricos que el sugerido por Lee, Bourguignon et al. (2007) propusieron una generalización del procedimiento de Dubin y McFadden involucrando las correlaciones entre los error de cada ecuación de ingreso con los errores asociados a todas las categorías del modelo de selección, obteniendo mejores resultados empíricos. De acuerdo a esta última propuesta, la ecuación de ingreso a estimar es:

$$\ln W_j = \beta_o + \beta X_j + \sigma_j \left[\rho_j \cdot m(P_j) + \sum_{k \neq j} \rho_k \frac{P_k}{P_k - 1} m(P_k) \right] + w_j$$

donde:

$$m(P_j) = \int \Phi^{-1} \left(G(P_j) \right) g(u) du = \int \Phi^{-1} \left(G \left(u - \log (P_j) \right) \right) g(u) du$$

Donde $\Phi^{-1}(-)$ es la inversa de la normal estándar acumulada mientras que $G(-)$ y $g(-)$ son de la función acumulada y de densidad de Gumbel respetivamente. ρ_j es la correlación entre los errores de la ecuación de ingreso en cuestión y $\left[\Phi^{-1} \left(G(u_j) \right) \right]$. w_j es el error resultante de la corrección con media cero y ortogonal al resto de los términos de la regresión permitiendo que este modelos se pueda estimar mediante mínimos cuadrados ordinarios.

A partir de esta especificación, es posible descomponer la brecha total entre los ingresos promedio de dos sectores siguiendo los principios propuestos por Oaxaca (1973) pero incluyendo las diferencias asociadas al proceso de selección:

$$\begin{aligned}
 \overbrace{\ln \bar{W}_j - \ln \bar{W}_i}^{\text{Brecha promedio total}} &= \overbrace{\left[0.5(\beta_j + \beta_i)(\bar{X}_j - \bar{X}_i) \right]}^{\text{Brecha explicada}} + \overbrace{\left[(\beta_{oj} + \beta_{oi}) + 0.5(\bar{X}_j + \bar{X}_i)(\beta_j - \beta_i) \right]}^{\text{Brecha no explicada}} \\
 &+ \underbrace{\left[\sigma_j \left[\rho_j \cdot \overline{m(P_j)} + \sum_{k \neq j} \rho_k \frac{P_k}{P_k - 1} \overline{m(P_k)} \right] - \sigma_i \left[\rho_i \cdot \overline{m(P_i)} + \sum_{k \neq i} \rho_k \frac{P_k}{P_k - 1} \overline{m(P_k)} \right] \right]}_{\text{Brecha asociada al proceso de selección}}
 \end{aligned}$$

Donde la barras denota las medias de las variables. El primer componente es la brecha explicada por la diferencia en los atributos de los trabajadores. La segunda y tercera componentes son la brecha no explicada que es entendida como un premio o penalidad, dependiendo de su signo, que reciben los trabajadores del sector j en comparación a sus pares del sector i . Estas componentes están asociadas a las diferencias en los coeficientes de la ecuación de ingreso, es decir los retornos que cada sector retribuye los atributos de los trabajadores—la diferencia de constantes es interpretada como un premio puro. Finalmente, la cuarta componente es la parte de la brecha que se justifica por las diferencias en la selección. La primeras y tercera componentes están multiplicadas por 0.5 porque se supuso que en ausencia discriminación, la estructura salarial deberían estar dada por los promedios simple de los coeficientes de las ecuaciones de ingresos ($\beta^* = 0.5(\beta_j + \beta_i)$) en línea con Reimers (1983)—Jam (2008) presenta de las diferentes alternativas para descomponer las brechas de ingreso.

3.2. Fuente de información y variables empleadas

Se usó la Encuesta de Hogares de 2005 pero restringió el análisis al mercado laboral urbano debido a que el área rural está dominada por la economía campesina con pocas relaciones laborales formales. En este contexto, el análisis se restringe a los 3408 individuos mayores a 15 años que están efectivamente empleados y reciben una remuneración por esta actividad—los empleados familiares y aprendices sin remuneración fueron excluidos del análisis.

Tabla III.1: Variables empleadas

Dimensión	Variable	Detalle	Modelo	
			Selección	Ingresos
Variable dependiente				
	Grupos	0= Empleado público. Trabaja en una entidad pública. 1= Asalariado formal. Empleado, obrero o patrón que recibe salario en una empresa con hasta 4 empleados. 2= Asalariado informal. Empleado, obrero o patrón que recibe salario en una empresa con más de 4 empleados, o es un empleado doméstico. 3 = Independiente. Trabajador por cuenta propia, patrón que no recibe salario o cooperativista.		
	Logaritmo del ingreso laboral por hora	Ingreso por hora en la ocupación principal incluyendo salario líquido, bonos, primas y otros ingresos en efectivo o en especie. En el caso de los trabajadores independientes se estima del ingreso neto luego de descontar costos de la actividad.		
VARIABLES EXPLICATIVAS				
Experiencia	Experiencia	Experiencia potencial. Edad menos años de educación y menos 6.		
	Experiencia al cuadrado	Experiencia elevada al cuadrado y dividida entre 1000		
Edad	Edad entre [15-25)	1 si tiene entre 15 y 25 años - Categoría de referencia		
	Edad entre [25-35)	1 si tiene entre 25 y 35 años		
	Edad entre [35-45)	1 si tiene entre 35 y 45 años		
	Edad entre [45-55)	1 si tiene entre 45 y 55 años		
Educación	Edad entre [55-65]	1 si tiene entre 55 y 65 años		
	Primaria incompleta o ninguno	1 si no tiene educación formal o cursó algún curso de primaria pero no termino este ciclo. Bajo la curricular actual la primaria comprende los 8 primeros años de educación. Categoría de referencia		
	Primaria completa	1 si sólo termino primaria.		
	Secundaria incompleta	1 si curso algún curso de secundaria pero no termino el ciclo.		
	Secundaria completa	1 si solo termino secundaria		
	Superior incompleta	1 si cursó menos de cinco años de educación superior incluyendo educación universitaria, técnica o formación militar, policial o educativa.		
	Superior completa	1 si cursó cinco o más años tiene alguna educación superior incluyendo educación universitaria, técnica o formación militar, policial o educativa.		
Genero	Mujer	1 si es mujer		
Origen étnico e idiomas	Indígena por auto-identificación	1 si se auto-identifica como indígena		
	Habla idioma extranjero	1 si habla algún idioma extranjero		
Estado civil y familia	Soltera	1 si es mujer soltera - Categoría de referencia		
	Casada	1 si es mujer casada o conviviente		
	Divorciada	1 si es mujer divorciada, separada o viuda		
	Mujeres con niños	1 si hay niños menores de 7 años en el hogar de las mujeres		
	Mujer jefe de familia	1 si una mujer es jefe de familia		
Ocupación de los familiares	Familiar en el sector público	1 si tiene al menos un pariente que es empleado público		
	Familiar asalariado formal	1 si tiene al menos un pariente asalariado formal		
	Familiar asalariado informal	1 si tiene al menos un pariente asalariado informal		
	Familiar independiente	1 si tiene al menos un pariente independiente		
Ubicación	La Paz – El Alto	1 si vive en la ciudad de La Paz - Categoría de referencia		
	Cochabamba	1 si vive en la ciudad de Cochabamba		
	Santa Cruz	1 si vive en la ciudad de Santa Cruz		
	Otra área urbana	1 si vive en otra área urbana		

En línea con la definición operativa de informalidad generalmente empleada en Bolivia, se distinguen cuatro grupos laborales: empleo público, empleo asalariado formal, empleo asalariado no formal e independientes (Tabla III.1). Los empleados públicos son aquellos individuos que declararon trabajar en una entidad pública. Los asalariados formales son los obreros, empleados y patrones que reciben salario, y que trabajan en establecimientos con más de cuatro empleados. Los asalariados informales son los obreros, empleados y patrones que reciben salario, y que trabajan en unidades con menos de cuatro empleados, esta categoría incluye a los empleados domésticos. Se considera como trabajadores independientes a los trabajadores por cuenta propia, patrones que no reciben salario y a los cooperativistas de producción. En esta última categoría no se distingue entre formales e informales por que el grupo de auto-empleados formales es muy pequeño (Banco Mundial, 2008).

La variable dependiente de los modelos de Mincer es el ingreso laboral por hora de la ocupación principal. En el caso de los asalariados, se calculó a partir de la información sobre salario líquido, bonos o primas a la producción, aguinaldo, horas extras, comisiones y otros ingresos en efectivo o en especie. En el caso de los trabajadores independientes, el ingreso mensual fue estimado a partir de los ingresos netos declarados luego de excluir los gastos asociados a su actividad laboral como la compra de insumos, pagos a factores y pago de impuestos. Así se pudo calcular el ingreso laboral por hora, empleando el número de días trabajados por semana y el número de horas trabajadas por día.

Se incluyó la experiencia y su cuadrado en las ecuaciones de ingreso siguiendo la tradición de los modelos de capital humano. La experiencia fue aproximada restando a la edad los años de educación y seis años de la primera infancia debido a la falta de información que permita calcular los años de experiencia efectivos. Entretanto en el modelo de selección se incluyeron cinco dummies para identificar diferentes rangos de edad.

En el modelo de selección, además, se incluyeron otras variables que afectan la selección del sector pero tienen limitado impacto sobre la remuneración, asegurando así la identificación del modelo. Por otro lado, se incluyeron dummies para distinguir a las solteras (categoría de referencia), de las casadas y divorciadas toda vez que estudios previos demostraron que entre las mujeres el estado civil tiene un efecto importante sobre las probabilidades de pertenecer a uno u otro sector. Por razones similares se incluyeron dummies para identificar a las mujeres que viven en hogares con niños menores a 7 años y las mujeres que declararon ser jefes de familia. También se incluyeron dummies para distinguir a los sujetos que tienen por lo menos un familiar que sea empleado público, asalariado formal, asalariado informal, independientes para asimilar la influencia de las redes sociales en la selección.

Es común que en los estudios sobre el mercado laboral boliviano se incluya dummies para distinguir los sectores y la categoría laboral (Tannuri-Pianto, Pianto y Arias 2004). Sin embargo, en éste no se sigue esta práctica porque se considera que estas son otras dimensiones de la misma decisión, la selección del trabajo hecha por los individuos. En este contexto, la inclusión de estas variables como regresores no parece adecuada aunque tengan el potencial de mejorar el ajuste de los modelos a la muestra. Para afrontar un problema similar Gyourko y Tracy (1998) desarrollaron un modelo que permite una selección endógena del sector y de la afiliación de sindicatos mediante un modelo multinomial que permitía escoger entre todas las combinaciones posibles de estas dos dimensiones. Este procedimiento, sin embargo, es impracticable en este caso porque el número de opciones generadas al incluir una dimensión sectorial sería muy grande, fragmentando mucho la muestra.

3.3. Modelos de selección

La prueba de Small-Hsiao (1985) no es concluyente respecto a la hipótesis de independencia de alternativas irrelevantes (IAI) detrás de los modelos logísticos y la prueba de Hausman-McFadden (1984) no alcanza el supuesto asintótico requerido sugiriendo que esta hipótesis no es violada. Sin embargo, esta hipótesis no es indispensable en este contexto, pues Bourguignon et al. (2007) mostraron que la corrección de errores de selección basados en esta especificación puede arrojar resultados aceptables aunque dicha hipótesis no se cumpla. Por otro lado, Kropko (2008) mostró que los modelos logísticos multinomiales suelen arrojar resultados más precisos que los probit multinomiales, aun cuando la hipótesis de IAI no se cumple. Cheng y Long (2005) mostraron que las pruebas de Hausman-McFadden y de Small-Hsiao no son muy útiles para evaluar la hipótesis de IAI debido a que ambas tienen problemas con muestras pequeñas.

La probabilidad de ser empleado público o independiente aumenta con la edad (Tabla III.2 y Figura III.1). La probabilidad de ser empleado público aumenta de cinco por ciento entre los trabajadores de 15-25 años a un máximo de alrededor 14 por ciento entre los empleados 45-55 años. La probabilidad de que un trabajador de entre 15-25 años sea independiente es cercana al 30 por ciento pero aumenta hasta el 79 por ciento cuando tiene más de 65 años. Esto porque las personas optan por actividades independientes a medida que logran acumular capital financiero y humano para iniciar su propio emprendimiento (Banco Mundial, 2008). Además, la jubilación de actividades asalariadas formales induce un tránsito importante hacia el auto-empleo.

Tabla III.2: Modelo logit multinomial

	Público		Formal		Informal		Independiente	
	RRR	EM	RRR	EM	RRR	EM	RRR	EM
Edad 25-35	1.82	0.015	..	-0.094	1.05	-0.054	1.95	0.133
Edad 35-45	3.22	0.035	..	-0.154	0.93	-0.106	3.21	0.224
Edad 45-55	6.23	0.084	..	-0.181	0.83	-0.132	4.12	0.229
Edad 55-65	5.16	0.016	..	-0.208	0.78	-0.146	7.31	0.338
Edad 65...	3.89	-0.021	..	-0.210	0.63	-0.149	9.43	0.381
Primaria completa	1.34	0.020	..	-0.016	1.06	-0.002	1.07	-0.002
Secundaria incompleta	1.29	0.029	..	0.017	0.87	-0.011	0.87	-0.035
Secundaria completa	2.53	0.110	..	0.013	0.72	-0.040	0.80	-0.082
Superior incompleta	5.15	0.277	..	0.002	0.54	-0.075	0.61	-0.204
Superior completa	9.01	0.479	..	0.035	0.15	-0.153	0.29	-0.360
Mujer	1.73	0.018	..	-0.076	3.19	0.143	1.16	-0.09
Indígena por auto-identificación	1.45	0.008	..	-0.067	1.20	-0.014	1.51	0.072
Habla algún idioma extranjero	0.89	0.006	..	0.050	0.32	-0.101	0.90	0.045
Casada	1.98	-0.009	..	-0.158	0.60	-0.151	3.91	0.318
Divorciada	0.48	-0.041	..	0.014	0.64	-0.053	1.10	0.081
Mujer con niños	1.60	0.032	..	-0.028	0.97	-0.023	1.17	0.020
Mujer jefe de familia	2.21	0.039	..	-0.081	0.84	-0.072	1.79	0.114
Familiares en el sector público	2.33	0.095	..	-0.002	1.12	0.018	0.79	-0.111
Familiar asalariado formal	0.44	-0.013	..	0.192	0.55	0.009	0.34	-0.188
Familiar asalariado informal	0.73	-0.019	..	0.014	1.50	0.085	0.80	-0.080
Familiar independientes	0.96	-0.016	..	-0.039	1.25	0.010	1.28	0.045
Cochabamba	0.25	-0.057	..	0.091	0.68	-0.011	0.69	-0.023
Santa Cruz	0.45	-0.033	..	0.083	0.85	0.022	0.64	-0.072
Otra área urbana	1.79	0.037	..	-0.024	0.93	-0.026	1.13	0.013
Observaciones	3408				LR Chi2		1655.1	
Seudo R2	0.19				Prob.		0.00	

Nota: ***, **, * representa que las variables son significativas al 1%, 5% y 10% respectivamente. RRR son las razones relativas de riesgo y EM son los efectos marginales calculado para cada variable asumiendo que las restantes son iguales a sus promedios.

Figura III.1: Probabilidades estimadas por rango de edad

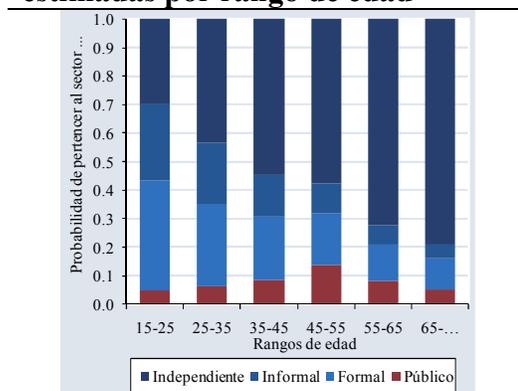
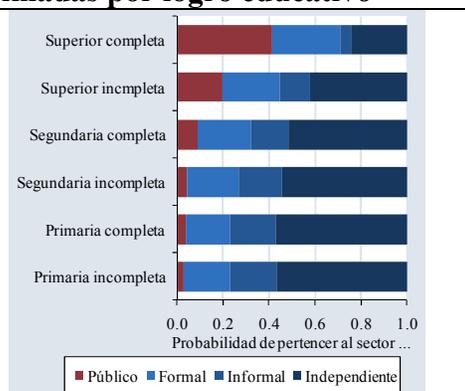


Figura III.2: Probabilidades estimadas por logro educativo



La probabilidad de ser empleado público una vez concluidos los estudios superiores alcanza al 42 por ciento, cuadruplicando la probabilidad de caer en esta categoría si sólo se terminó la educación secundaria (Figura III.2). La educación también aumenta la probabilidad de ser asalariado formal pero en menor proporción—la probabilidad de ser asalariado formal aumenta de 23 por ciento con educación secundaria completa a 30 por ciento con educación superior completa. Como contraparte, la educación superior reduce significativamente la probabilidad de ser un asalariado informal o independiente.

El ser mujer no afecta significativamente la probabilidad de ser empleado público (Tabla III.3). Esta probabilidad, empero, se reduce en el caso de las mujeres divorciadas y aumenta en el caso de las mujeres con niños o jefes de familia. Por otro lado, el estar casada o divorciada aumenta la probabilidad de ser independientes en desmedro de la probabilidad de ser asalariadas. La existencia de niños menores a 7 años en el hogar, no afecta de manera importante el perfil de probabilidades de las mujeres casadas o divorciadas mientras el ser jefe de familia incrementa en la probabilidad de ser independiente. Estos patrones se deben a que las mujeres encuentran en el auto-empleo la flexibilidad necesaria para conciliar el cumplimiento de sus labores reproductivas y la necesidad de complementar los ingresos familiares (Banco Mundial, 2008).

El auto-identificarse como indígena aumenta la probabilidad de ser empleado público o auto-empleado de manera significativa pero limitada y no tiene un impacto significativo sobre la probabilidad de ser asalariado formal o informal. El Banco Mundial (2007) mostró que el origen étnico tiene impacto limitado sobre la probabilidad de pertenecer a uno u a otro sector del mercado laboral en diferentes países de la región, incluyendo Bolivia. Por otro lado, el hablar alguna lengua extranjera no afecta de manera significativa la probabilidad del individuo de pertenecer a uno u a otro sector con excepción del asalariado informal—el hablar una lengua extranjera reduce la probabilidad de ser asalariado informal en cerca de 10 puntos porcentuales.

Tabla III.3: Probabilidades estimadas para diferentes perfiles se genero

Mujer	Perfil del individuo			Probabilidad de pertenecer al sector ...			
	Estado civil	Niños menores de 7 años	Jefe de familia	Público	Formal	Informal	Independiente
No	Soltero	No	No	0.07	0.34	0.16	0.43
Si	Soltero	No	No	0.08	0.23	0.35	0.34
Si	Casado	No	No	0.08	0.12	0.11	0.69
Si	Divorciado	No	No	0.04	0.27	0.26	0.43
Si	Casado	Si	No	0.11	0.10	0.09	0.70
Si	Casado	Si	Si	0.14	0.06	0.05	0.75
Si	Divorciado	Si	No	0.06	0.24	0.23	0.47
Si	Divorciado	Si	Si	0.10	0.17	0.13	0.59

La probabilidad de pertenecer a un sector cualquiera aumenta de manera significativa e importante cuando se tiene familiares trabajando en dicho sector. Por ejemplo, la probabilidad de trabajar en el sector público aumenta en 9 puntos porcentuales si se tiene familiares que trabajan en este sector. Por otro lado, el sentido y significación del hecho de tener familiares en otros sectores difieren de sector a sector. Por ejemplo, que el hecho de convivir con un asalariado formal reduce significativamente la probabilidad de ser auto-empleado y, en menor medida, la de ser empleado público. En cuanto al conjunto de variables asociadas a la ubicación geográfica no se logró determinar patrones en las probabilidades a pesar que estas variables son significativas de manera conjunta.

3.4. Ecuaciones de ingreso

El ajuste de los modelos a la muestra dan cuenta que el ingreso de los trabajadores públicos es más predecible que en los sectores privados, especialmente entre los independientes (Tabla III.4). El R cuadro ajustado llega a 0.55 para el sector público, pero llega a tan solo 0.35 entre los asalariados formales, 0.18 entre los asalariados informales y sólo 0.13 entre los auto empleados. Esto se debe a las retribuciones a los empleados públicos en educación, salud y seguridad están basadas en variables observables como la experiencia y el logro educativo mientras que las del sector privado, en especial entre los independientes, valora otros atributos no observables como las habilidades comerciales, la perseverancia o autogestión. La alta heterogeneidad de salarios de la administración pública, no llega a reflejarse en estos resultados debido a su reducida participación en el empleo público total.

Aplicando la corrección del sesgo de selección sugerida por Bourguignon et al. (2007), los términos de selección no son insignificantes en la mayoría de los casos sugiriendo que la relación entre los errores de las ecuaciones de ingresos y el modelo de selección es débil. El modelo de los asalariados formales es la única excepción pues el término de selección con respecto a los asalariados informales es significativo y positivo sugiriendo que los asalariados formales son más productivos que los informales. Es decir, algunas características no observables que aumentan la probabilidad de trabajar como asalariados formales tienen un impacto positivo sobre los salarios. Se arribó a un resultado similares aplicando la corrección por selección de Lee (1983), pues todos los términos de selección resultaron insignificantes con expresión del coeficientes del termino de selección del modelo de los asalariados formales.

Esto no implica que la estimación por mínimos cuadrados ordinarios no tenga sesgo de selección y genere estimadores consistentes. La inclusión de los

términos de selección tiene un impacto importante sobre algunos coeficientes estimados llegando incluso a revertir su significación. Además, aplicando la prueba de máximo verosimilitud se logra establecer que los términos de selección son significativos de manera conjunta en el caso de los asalariados formales y los independientes, por los menos al 10 por ciento de significación. Por ello, el resto de esta sección se hace referencia al modelo corregido.

La experiencia tiene un impacto significativo sobre los ingresos y los signos de los coeficientes sugieren el efecto cuadrático esperado pues establecen que un aumento de la experiencia induce incrementos decrecientes de los ingresos hasta cierto pico para luego descender (Figura III.3). Sin embargo, en el caso de los asalariados informales curva ingreso-experiencia mantiene un perfil creciente durante casi toda la vida laboral pues alcanza su máximo teórico a los 45 años. En el caso de los empleados públicos, asalariados formales y auto-empleados, la curva ingreso-experiencia salario llegan a sus máximos a los 34, 35 y 28 años respectivamente. La curvatura del perfil salario-experiencia es más rápida en el caso del empleado público estableciendo que un año adicional de experiencia tiene un impacto mayor sobre la remuneración en el sector público que en los sectores privados—esta diferencia, empero, es sutil respecto a los asalariados formales.

Tabla III.4: Ecuaciones de ingresos sectoriales, simples y corregidas

	Público			Formal			Informal			Auto-empleado		
	Simple	Corregida	Simple	Corregida								
Experiencia	0.045 ***	0.037 ***	0.037 ***	0.034 ***	0.022 ***	0.022 ***	0.032 ***	0.031 ***	0.022 ***	0.032 ***	0.032 ***	0.031 ***
Experiencia al cuadrado	-0.662 ***	-0.609 ***	-0.531 ***	-0.540 ***	-0.241 **	-0.293 **	-0.557 ***	-0.585 ***	-0.293 **	-0.557 ***	-0.557 ***	-0.585 ***
Primaria completa	0.448 **	0.392 ***	0.147	0.138	0.249 **	0.243 **	0.129	0.144	0.243 **	0.129	0.129	0.144
Secundaria incompleta	0.570 ***	0.516 ***	0.234 ***	0.222 ***	0.339 ***	0.341 ***	0.281 ***	0.294 ***	0.339 ***	0.281 ***	0.281 ***	0.294 ***
Secundaria completa	0.870 ***	0.793 ***	0.273 ***	0.235 ***	0.296 ***	0.305 ***	0.312 ***	0.361 ***	0.296 ***	0.312 ***	0.312 ***	0.361 ***
Superior incompleta	1.112 ***	0.976 ***	0.649 ***	0.607 ***	0.498 ***	0.514 ***	0.567 ***	0.706 ***	0.498 ***	0.567 ***	0.567 ***	0.706 ***
Superior completa	1.656 ***	1.407 ***	1.216 ***	1.096 ***	0.853 ***	0.785 **	0.765 ***	0.986 ***	0.853 ***	0.765 ***	0.765 ***	0.986 ***
Mujer	-0.137 **	-0.235 ***	-0.211 ***	-0.162 *	-0.286 ***	-0.327 ***	-0.292 ***	-0.268 ***	-0.286 ***	-0.292 ***	-0.292 ***	-0.268 ***
Indígena por auto/identificación	-0.186 ***	-0.218 ***	-0.080	-0.077	-0.096 *	-0.110 *	-0.091	-0.091	-0.096 *	-0.091	-0.091	-0.091
Habla algún idioma extranjero	0.278 ***	0.273 **	0.443 ***	0.359 **	0.667 **	0.558	0.552 ***	0.494 ***	0.667 **	0.552 ***	0.552 ***	0.494 ***
Cochabamba	0.236	0.347 *	0.030	-0.021	-0.092	-0.087	0.141	0.048	-0.092	0.141	0.141	0.048
Santa Cruz	-0.037	0.036	0.151 *	0.131	0.212 **	0.229 **	0.613 ***	0.586 ***	0.212 **	0.613 ***	0.613 ***	0.586 ***
Otra área urbana	0.127 *	0.069	-0.087	-0.095	-0.089	-0.085	0.232 ***	0.253 ***	-0.089	0.232 ***	0.232 ***	0.253 ***
M.j. 1		-0.011		0.351		0.634		0.760		0.634		0.760
M.j. 2		0.638		0.021		0.739		-0.224		0.739		-0.224
M.j. 3		0.509		0.858 *		0.293		0.532		0.293		0.532
M.j. 4		0.321		0.131		0.685		-0.075		0.685		-0.075
Constante	0.565 ***	1.348 ***	0.943 ***	1.357 ***	0.864 ***	1.225 ***	0.800 ***	0.980 ***	0.864 ***	1.225 ***	0.800 ***	0.980 ***
Observaciones	422	422	826	826	572	572	1588	1588	572	572	1588	1588
R2	0.563	0.570	0.354	0.358	0.201	0.205	0.135	0.138	0.201	0.205	0.135	0.138
R2 ajustado	0.550	0.552	0.344	0.345	0.182	0.180	0.128	0.129	0.182	0.180	0.128	0.129

Nota: ***, **, * representa que las variables son significativas al 1%, 5% y 10% respectivamente. Los niveles de significación fueron obtenidos a partir de los errores estándar estimados 1000 repeticiones con diferentes muestras aleatoriamente definidas. A pesar de que las estimaciones son consistentes por la corrección del sesgo de selección introducida, sus errores estándar son ineficientes debido a que son resultado de un procedimiento en dos etapas.

En la mayoría de los casos, los ingresos aumentan a medida que se alcanza un mayor logro educativo (Figura III.4). Esto es particularmente cierto para los niveles más altos de educación, universitarios completo o incompleto. Por otro lado, el premio al logro educativo es mayor en el sector público con respecto a los sectores privados que mantiene retornos cercanos entre sí.

Figura III.3: Curva experiencia-ingreso por sector

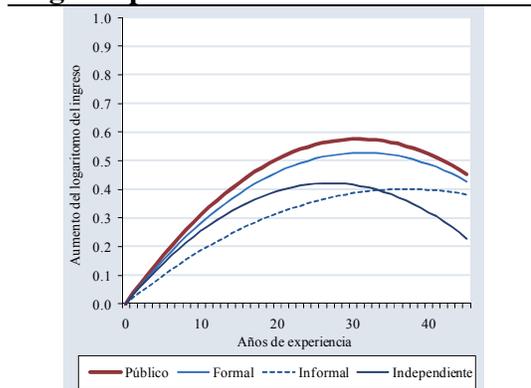
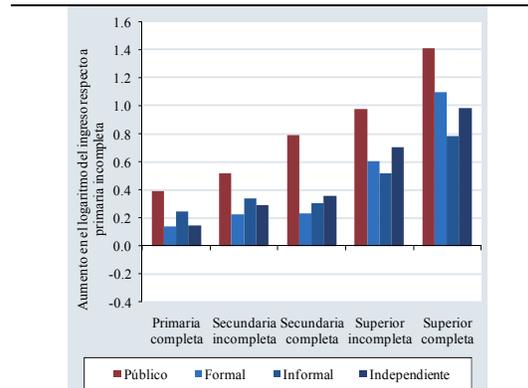


Figura III.4: Impacto de la educación sobre la remuneración



Ser mujer tiene un impacto negativo sobre la remuneración en todos los sectores. Luego de corregir el sesgo de selección, el sector público penaliza más a las mujeres que el sector formal aunque no tanto como el trabajo asalariado informal o el independiente. Por otro lado, el auto-identificarse como indígena no tiene un impacto en la remuneración de los asalariados formales e auto-empleados pero reduce de manera significativa los ingresos de los empleados públicos y asalariados informales—22 y 11 por ciento respectivamente.

El hablar una lengua extranjera tiene un impacto positivo sobre la remuneración en todos los casos pero no es significativo en el caso de los asalariados informales debido a que las pequeñas empresas tienen limitado contacto comercial con otros países. Es llamativo el elevado impacto que tiene el hablar una lengua extranjera entre los independientes y los asalariados formales pues incrementa los ingresos en cerca del 49 y 36 por ciento respectivamente. Entre tanto, el hablar una lengua extranjera, en el sector público incrementa los

salarios en sólo 27 por ciento debido a que la mayoría de las actividades públicas no requieren de este atributo. Si bien algunas de las dummies asociadas con la ubicación geográfica son significativas, no se identificó ningún patrón geográfico.

3.5. Brechas de ingreso

Los mejores ingresos públicos son explicados, por lo menos parcialmente, por los mejores atributos que tienen los empleados públicos, especialmente el mayor logro educativo (Tabla III.5). La porción de la brecha asociada con las diferencias en los retornos ofrecidos da cuenta de que, en promedio, los salarios públicos son 35 por ciento más que sus pares entre los asalariados formales. Empero, aunque importante, esta brecha no es estadísticamente significativa debido a que los mayores retornos a la educación en el sector público son neutralizados por las penalizaciones a otros atributos.

Tabla III.5: Brecha de ingreso por sector y su descomposición

	Público-Formal			Público-Informal			Público-Independiente		
	Dif log.	JB	NB	Dif log.	JB	NB	Dif log.	JB	NB
Total	0.63	***	***	1.14	***	***	0.95	***	***
Explicada	0.36	***	***	0.52	***	***	0.62	***	***
Experiencia	0.06	***	***	0.06	***	***	0.02		
Educación	0.36	***	***	0.45	***	***	0.56	***	***
Mujer	-0.04	***	***	-0.02	*	*	0.00		
Indígena	-0.01			0.00			0.02	***	***
Idioma extranjero	0.01			0.04	**		0.03	***	***
Ubicación	-0.02	*	*	-0.02	*	*	0.00		
No explicada	0.35			0.69			0.54	*	*
Experiencia	0.03			0.13			0.13		
Educación	0.30	*	*	0.36	**	**	0.25		
Mujer	-0.03			0.04			0.02		
Indígena	-0.06	*	*	-0.05			-0.06		
Idioma extranjero	-0.01			-0.02			-0.01		
Ubicación	0.12			0.11			-0.15	*	*
Constante	-0.01			0.12			0.37		
Selección	-0.08	-		-0.07	-		-0.20	-	

Nota: ***, ** y * representa que las variables son significativas al 1%, 5% y 10% respectivamente. (JB) Niveles de significación obtenidos a partir el procedimiento propuesto por Jann (2008) (NB) Niveles de significación obtenidos a partir de errores estándar basados en la normal obtenidos mediante de 1000 remuestros aleatoriamente definidos.

La brecha no explicada promedio respecto a los asalariados informales alcanza a 69 por ciento pero no es significativa. La diferencia en los retornos a la educación son los únicos estadísticamente significativos pero también existen diferencias importantes en los retornos a la experiencia y la ubicación geográfica. La brecha respecto de los de los auto-empleados alcanza al 54 por ciento pero es significativa sólo al 10 por ciento. En esta oportunidad, sin embargo, la única diferencia significativa en los retornos a favor a los empleados públicos son los retornos a la ubicación geográfica en tanto que las diferencias en los retornos a la educación y experiencia aunque importantes no son significativos.

Capítulo IV. PAREO DE ESCORES DE PROPENSIÓN

4.1. Descripción del procedimiento estadístico

El pareo es un procedimiento no paramétrico diseñado para identificar el efecto de un tratamiento sobre una variable de interés. Éste compara el resultado alcanzado por el grupo tratado respecto al logrado por los individuos no tratados que tiene características observables semejantes a los tratados, aproximando un grupo de control. Si consideramos a los empleados públicos como sujetos a un tratamiento, se puede usar este procedimiento para evaluar la brecha absoluta promedio (\bar{B}) de los ingresos—el efecto promedio del tratamiento—de los empleados públicos (y_i^0) respecto de los ingresos de aquellos empleados privados (y_j^1) que tengan atributos observables similares (X_i^0):

$$\bar{B} = E(y_i^0 - y_j^1 | X_i^0)$$

El segundo término es una aproximación del ingreso contra-factual que recibiría cada empleado público si trabajara en el sector privado. Se recurre a esta aproximación debido a que dicho valor no es observable pues cada individuo sólo puede pertenecer a un sector. Además, al existir un sesgo de selección, se emplea los ingresos privados condicionados a los atributos para asegurar que las distribuciones de covariados—atributos observables—de los empleados de ambos sectores sean semejantes, tal como sucedería si la distribución de los empleados en los sectores fuera estrictamente aleatoria—independencia condicional fuerte.

Por construcción, este procedimiento exige comparar a los empleados públicos con los privados para identificar el mejor grupo de control posible. Sin embargo, el pareo por covariados puede ser impracticable cuando se emplean varias dimensiones, más aun si estas incluyen variables continuas. Esto exige condensar la información de estas dimensiones en un sólo escalar. Rosenbaum y Rubin (1983) sugieren emplear, los scores de propensión definidos como la probabilidad de pertenecer al sector público—grupo tratado—condicionada a los covariados (\tilde{P}_i^0). Probabilidad que puede ser estimada mediante un modelo de

logit o probit de manera que la probabilidad de pertenecer al sector público dependa de los atributos observables de los individuos que no se vean afectados por la selección. Así, la brecha absoluta de ingresos viene dada por:

$$\bar{B} = E(y_i^0 - y_j^1 | \tilde{P}_i^0)$$

La idea principal es comparar los ingresos de los empleados públicos con los ingresos de los empleados privados que en base a sus cualidades tiene scores similares a los empleados públicos. Este procedimiento es posible gracias a que cuando la asignación entre los sectores es condicionalmente independiente sobre los covariados también lo es sobre el score de propensión (Rosenbaum y Rubin, 1983). Para que se cumpla esta última condición, este procedimiento exige los scores de propensión resulten de un modelo de selección donde la distribución de los covariados en los diferentes sectores sean semejantes—los covariados deben estar balanceados. De esta forma, dos individuos con scores idénticos estarán en sectores diferentes, debido sólo al error de la ecuación de scores. Es decir, una vez considerado el efecto de los observables sobre la asignación de los empleados en los sectores, los ingresos son independientes del proceso de selección.

Este procedimiento exige que la distribución de los scores de propensión de los participantes y los no participantes se traslapen. Sólo en el rango de scores donde se puedan encontrar empleados públicos y privados—región de soporte común—será posible hacer una comparación. De hecho, este procedimiento hace una evaluación de la brecha sólo para la región de soporte común.

Operativamente, brecha absoluta promedio de los ingresos (\bar{B}) se mide como el promedio de las diferencias entre el ingreso de cada empleado público (y_i^0) y el promedio ponderado (ω_{ij}) de los ingresos de aquellos empleados privados definidos como control (y_j^1) debido a que sus score se encuentran en la vecindad del score del empleado público en cuestión ($c(\tilde{P}_i^0)$):

$$\bar{B} = \sum_{\substack{i \in \text{P\u00fablico} \\ i \in \text{Soporte com\u00fan}}} \frac{1}{N} \left(y_i^0 - \sum_{\substack{j \in c(\bar{P}_i^0) \\ j \in \text{Soporte com\u00fan}}} \omega_{ij} y_j^1 \right) \text{ donde } \sum_{j \in c(\bar{P}_i^0)} \omega_{ij} = 1$$

La forma en que se definan la extensión de la vecindad y las ponderaciones asignadas a cada empleado privado dentro de esta vecindad permite definir varios de métodos de pareo, que arrojan resultados convergentes en muestras grandes (Calindo y Kopeinig, 2008; Vinha, 2006). El vecino más cercano es el procedimiento más directo, pues para el ingreso de cada empleado público con el promedio de los ingresos de un número predeterminado de los empleados privados con escores más cercanos. Este procedimiento generalmente es empleado como promedio simple y permitiendo remplazo pero también se puede ponderar los controles por su distancia o, alternativamente, aplicar el procedimiento sin remplazo de forma que cada empleado privado pueda ser control sólo de un empleado público. También se puede limitar a priori la máxima diferencia de scores tolerada para mejorar la calidad del pareo.

Por otro lado, el pareo radial usa el promedio simple o ponderado de los ingresos de todos los empleados privados que tienen escores dentro de una distancia previamente definida respecto del escore del empleado público en cuestión. El pareo por intervalos, dividir el área de soporte común en varios intervalos, generalmente cinco, y estima la brecha como el promedio ponderado por el número de empleados de las brechas de ingreso de cada intervalo. Es posible comparar el ingreso de cada empleado público con el promedio de los ingresos de varios empleados privados ponderando mejor a los sujetos más cercanos en base una función Kernel. En este caso la función de distribución que se emplee y el ancho de banda de la misma determinaran los ponderadores asignados a los controles y el número de controles usados.

No existe un criterio que determine la superioridad de alguno de estos procedimientos. Sin embargo, a medida que se usan más observaciones como control se está mejorando la precisión del estimador pero se está agravando el sesgo por incluir observaciones más distantes. Por otro lado, el introducir restricciones, como establecer una máxima distancia de scores o reducir el ancho de banda de la función Kernel, dificulta la comparación en rango de scores donde hay pocos controles potenciales. Empero, en ausencia de restricciones algunas observaciones pueden ser sobre-ponderadas, incrementando la varianza.

Sin embargo, el pareo por scores de propensión no se puede aplicar de manera directa en este estudio pues esta técnica sólo permite comparar el ingreso de dos sectores y esta investigación distingue cuatro. Sin embargo, Imbens (2000) y Lechner (2002) mostraron que el pareo de scores de propensión podía ser extendido a un contexto de múltiples tratamientos. Imbens propuso hacer el pareo empleando los scores generalizados de propensión definidos como la probabilidad condicionada de recibir un tratamiento luego de controlarse las variables previas al tratamiento y estimados mediante un modelo multinomial.

Lechner (2002) plantea dos procedimientos alternativos. El enfoque estructural consiste en estimar las probabilidades de pertenecer a cada sectores a partir de un modelo de multinomial y a partir de estas estimar el score de propensiones generalizado por pareja de sectores. Esto es la razón entre la probabilidad de pertenecer a uno de los sectores y la probabilidad de pertenecer a uno de los dos sectores considerados. Por otro lado, en el enfoque reducido, los scores de propensión son estimados a partir de modelos selección binarios. Las probabilidades obtenidas por estos dos métodos están altamente correlacionadas pero en el enfoque estructural, los errores de especificación se transmiten a todas las probabilidades condicionadas porque todas las probabilidades son estimadas a partir de un mismo modelo.

Estimadas los escores condicionados, la brecha absoluta promedio entre los ingresos de los empleados públicos y el de los de empleados de un sector alternativo α (\overline{B}_α) es la diferencia promedio entre el ingreso que obtiene cada empleado del sector de interés (y_i^0) y el promedio ponderado (ω_{ij}) de los ingresos de los empleados del sector alternativo y_j^α cuyos escores generalizados de propensión se encuentren en la vecindad del score del empleado público en cuestión $c(P_i^0)$:

$$\overline{B}_\alpha = \sum_{\substack{i \in \text{P\u00fablico} \\ i \in \text{Soporte com\u00fan}}} \frac{1}{N} \left(y_i^0 - \sum_{\substack{j \in c(P_i^0) \\ j \in \text{Soporte com\u00fan}}} \omega_{ij} y_j^\alpha \right) \text{ donde } \sum_{j \in c(P_i^0)} \omega_{ij} = 1$$

Especificación en la que se puede usar los procedimientos de pareo ya mencionados. Alternativamente, si se usa un modelo de selección multinomial, se puede usar las probabilidades marginales de pertenecer al sector de interés y al alternativo, P_i^0 y P_i^α respectivamente, pareando las observaciones más cercanas en ambas dimensiones (Blundell, Costas Dias y Van Reenen 2004). Sin embargo, este último procedimiento no ofrece ventajas respecto al pareo en base a probabilidades condicionadas (Lechner, 2002).

La brecha absoluta, sin embargo, es sensible a la unidad de medida, en este caso bolivianos de 2005. Para superar este problema se usa la brecha relativa promedio de ingresos ($\overline{b}_{\alpha,\gamma}$) definida como la brecha absoluta promedio medida como porcentaje del ingreso promedio del sector alternativo resultante del pareo— existen múltiples formas de definir la brecha relativa de ingresos (Foguel, Gill, Mendonça y Paes de Barros, 2000):

$$\overline{b}_\alpha = \frac{\overline{B}_\alpha}{\sum_{\substack{i \in \alpha \\ i \in \text{Soporte com\u00fan}}} \frac{1}{N} \left(\sum_{\substack{j \in c(P_i^0) \\ j \in \text{Soporte com\u00fan}}} \omega_{ij} y_j^\alpha \right)}$$

Por otro lado, aunque el pareo por escores de propensión habitualmente se usa para estimar la brecha promedio de ingresos, Frölich (2007) mostró que esta técnica también puede ser empleada para estimar las brechas absolutas o relativas para diferentes cuantiles de la distribución. La brecha absoluta ($\bar{B}_{q;\alpha}$) para cada cuantil q , es la distancia horizontal entre la función de distribución de ingresos de los empleados del sector de interés y la función de distribución de ingresos de los empleados del sector alternativo resultante del pareo. Es decir, la diferencia entre el cuantil q de los ingresos de los empleados del sector de interés y el cuantil q de los ingresos de los empleados del sector alternativo luego del pareo:

$$\bar{B}_{q;\alpha} = Q_q(y_i^0) - Q_q(y_j^\alpha | \tilde{P}_i^0)$$

Análogamente, la brecha relativa ($\bar{b}_{q;\alpha}$) de ingresos en el cuantil q , puede definirse como la brecha absoluta en este cuantil como porcentaje del cuantil q de los ingreso de los empleados del sector alternativo resultantes del pareo:

$$\bar{b}_{q;\alpha} = \frac{Q_q(y_i^0) - Q_q(y_j^\alpha | \tilde{P}_i^0)}{Q_q(y_j^\alpha | \tilde{P}_i^0)} = \frac{\bar{B}_{q;\alpha}}{Q_q(y_j^\alpha | \tilde{P}_i^0)}$$

4.2. Estimación de los escores de propensión

Empleado el enfoque reducido plateado por Lechner (2002), los escores de propensión fueron estimados mediante modelos logísticos binomiales. Se usaron las mismas variables empleados en el modelo de selección del capítulo anterior con dos excepciones que simplifican el balance de la distribución de los covariados: (i) En vez de usar dummies para diferentes rangos de edades se empleo la edad y su cuadrado; y (ii) En vez de usar valores discretos del logro educativo se usó los años de escolaridad y su cuadrado. Por otro lado, en cada modelo se emplearon sólo las variables que resultaron significativas al menos al 10 por ciento y se incluyeron combinaciones de variables que a pesar de no ser significativas permiten balancear los covariados.

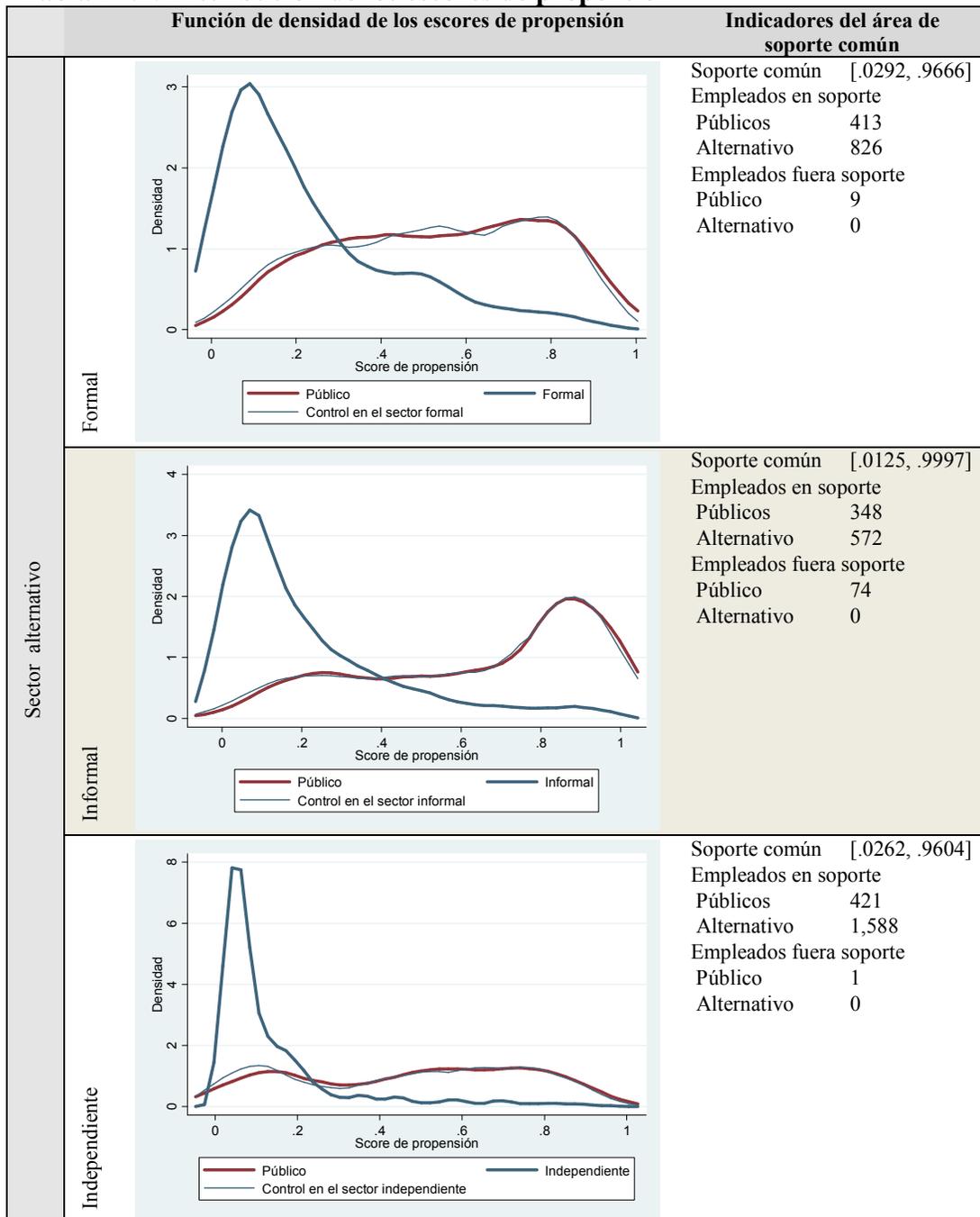
Tabla IV.1: Modelo de selección y balance de covariados

	Significación de del modelo logístico	Balance		Significación de del modelo logístico	Balance		Significación de del modelo logístico	Balance	
		Diferencia de medias antes del pareo	Diferencia de medias antes del pareo		Diferencia de medias antes del pareo	Diferencia de medias antes del pareo		Diferencia de medias antes del pareo	Diferencia de medias antes del pareo
Prueba t-Rosenbaum y Rubin									
Edad	***	***		***	***		**	***	
Edad al cuadrado	**	***			***		**	***	
Escolaridad		***			***		**	***	
Escolaridad al cuadrado	***	***		***	***		***	***	
Escolaridad*mujer	-			**	***		-		
Escolaridad al cuadrado*mujer	-			**	***		-		
Mujer		***			*				
Ind. por auto-identificación	*	*						***	
Habla idioma extranjera		*		**	***			***	
Soltera				-			-		
Casada	**	***		***	***		*		
Divorciada	-			-					
Mujer con niños	**	***		-			-		
Mujer jefe de familia		***		**	***		-		
Familiares en el sector público	***	***		***	***		***	***	
Familiar asalariado formal	***	***		-			-		
Familiar asalariado informal	-			***	***		-		
Familiar independientes	-			-			**		
Cochabamba	***	***		*	***	*	***		
Santa Cruz	**	***		**			**		
Otra área urbana	***	***		**			**		
Cochabamba *mujer	-						-		
Pseudo R2-Sianesi									
Pseudo R2	0.27	0.27	0.00	0.43	0.43	0.01	0.30	0.30	0.01
LR chi2	-429	429	5	-582	582	10	-626	626	6
p>chi2	***	***		***	***		***	***	

Nota: ***, **, * representa que las variables son significativas al 1%, 5% y 10% respectivamente y - representa que la variable no fue incluida en el modelo de selección correspondiente. La prueba de Rosenbaum y Rubin exige que las diferencias entre medias ponderadas de cada covariado del sector de interés y al del grupo de control establecido con pareo sean insignificantes. La prueba de Sianesi requiere que el pseudo R2 del modelo de selección re-estimado con las observaciones incluidas en el pareo ponderadas sea insignificante.

Los resultados no son presentados debido a que estos son consistentes con los resultados del modelo de selección del capítulo anterior y porque el objetivo de estos modelos es estimar los scores de propensión. De acuerdo a las pruebas sugerida por Rosenbaum y Rubin (1985), y Sianesi (2004), las especificaciones planteadas logran balancear los covariados satisfactoriamente (Tabla IV.1).

Tabla IV.2: Distribución de los escores de propensión



Nota: Se usaron las observaciones dentro del área de soporte común establecido excluyendo a los empleados públicos cuyos escores de propensión son mayores al máximo o menores al mínimo score del sector alternativo. El pareo se hizo mediante un kernel gaussiano con un ancho de banda de 0.06, luego de haber ordenado la muestra a partir de un número aleatorio generado a partir del número 777.

4.3. Brechas de ingreso

Empleando un pareo por kernel-gausiano, la brecha de ingreso también favorece a los empleados públicos, pero a diferencia del sucedido con el capítulo anterior, la brecha son significativa por lo menos al cinco por ciento (Tabla IV.3). En promedio los empleados públicos ganan 18 por ciento más que los asalariados formales, 61 por ciento más que los asalariados informales y 29 por ciento más que los auto-empleados. Estos resultados son robustos a diferentes procedimientos del pareo. Por ejemplo, usando los cinco vecinos más cercanos, los empleados públicos ganan 20 por ciento más que los asalariados formales, 63 por ciento más que los asalariados informales y 32 por ciento más que los auto-empleados.

Tabla IV.3: Brecha relativa de ingreso promedio

Porcentaje del ingresos por hora del sector alternativo

	Formal			Informal			Independiente					
	Brecha	Significación			Brecha	Significación			Brecha	Significación		
		N	P	CS		N	P	CS		N	P	CS
Ante del pareo	0.67	*	*	*	1.73	*	*	*	0.72	*	*	*
Después del pareo												
Kernel – gausiano	0.18	*	*	*	0.61	*	*	*	0.29	*	*	*
Kernel – epanechnikov	0.16			*	0.57			*	0.27	*	*	*
5 vecinos con remplazo	0.20	*		*	0.63	*		*	0.32	*	*	*

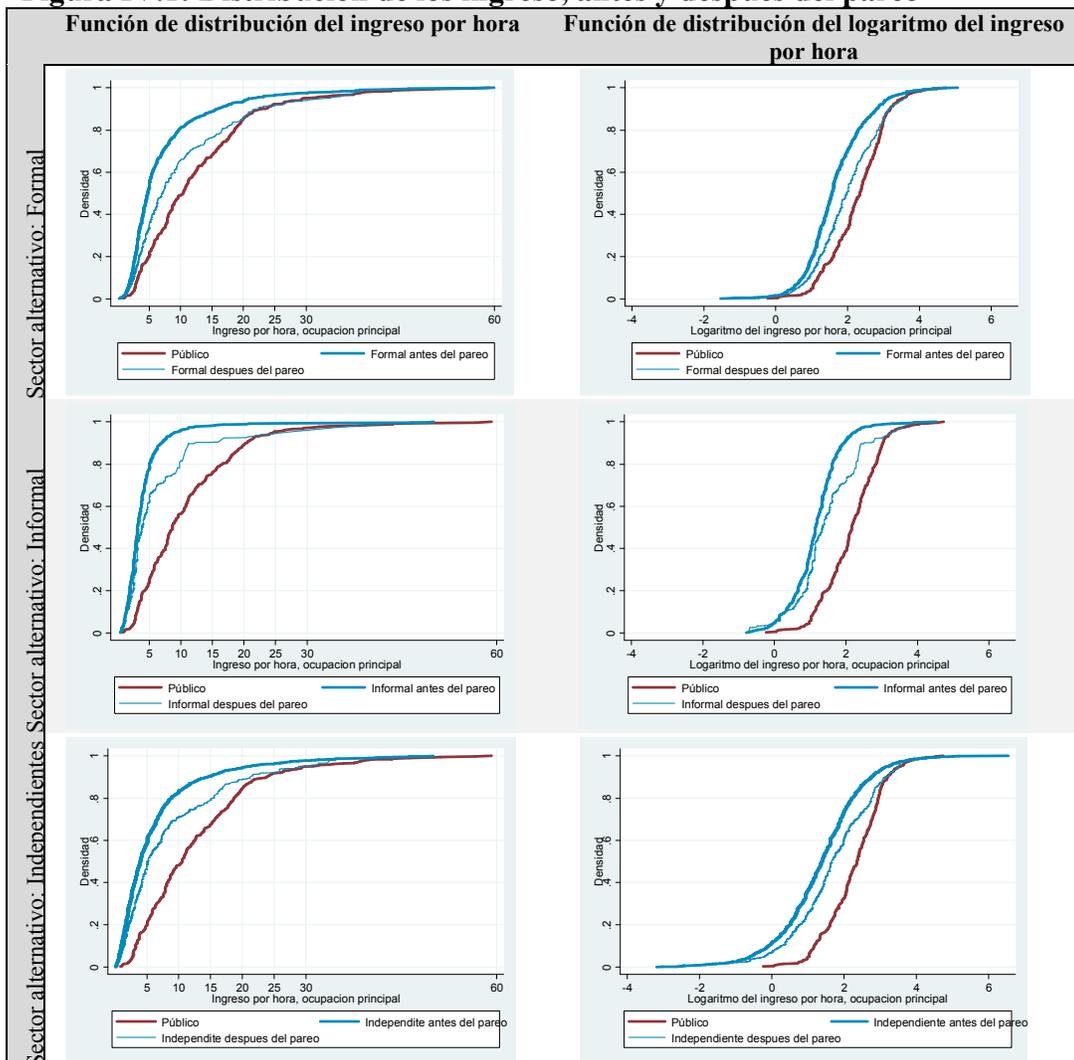
Notas: * representa que la brecha es significativa al cinco por ciento de significación en base a los intervalos de de confianza normal (N), percentil (P) y corregido por sesgo (CS) definidos mediante 1000 muestreos repetidos, usando como semilla el número 777. El orden de la muestra fue modificado en cada iteración debido a algunos métodos de pareo son sensibles al orden de la muestra cuando hay observaciones con escores del propensión idénticos. Si bien el uso de re-muestreo es una práctica extendida para establecer la significación estadística de las brechas estimadas mediante pareo de escores de propensión, los niveles así obtenidos deben ser tomados sólo como referencia debido a que no hay una justificación formal para el uso de re-muestreo en este contexto. Imbens y Abadie (2006) mostraron que el re-muestreo no genera errores estándar suficientemente precisos cuando el pareo se hace con el vecino más cercano debido quizá este algoritmo de pareo no suaviza la comparación—otros algoritmos más suaves como el pareo por kernel podrían no tener de este problema.

La brecha difiere de la información derivada de la Tabla I.1 debido a que en esta oportunidad se está usando sólo las observaciones que están en el área de soporte común.

Esta brechas difieren respecto de las del capítulo anterior debido a que el este procedimiento no impone restricciones a los datos debido a que no requiere estimar una ecuaciones de ingresos ni hacer supuesto sobre la estructura de los errores. Por otro lado, el pareo sólo se usa las observaciones las observaciones dentro del área de soporte común. Esta última explicación, sin embargo, es válida

sólo para la brecha entre los ingresos de los empleados públicos y los asalariados informales pues sólo en este caso se excluyó un número importante de empleados públicos—un quinto—al definir el área de soporte común. Finalmente, las brechas aquí presentadas están expresadas como porcentajes de los ingresos de los sectores alternativos mientras que las brechas del capítulo anterior son diferencias logarítmicas que aproximan una diferencia porcentual con base indeterminada.

Figura IV.1: Distribución de los ingreso, antes y después del pareo



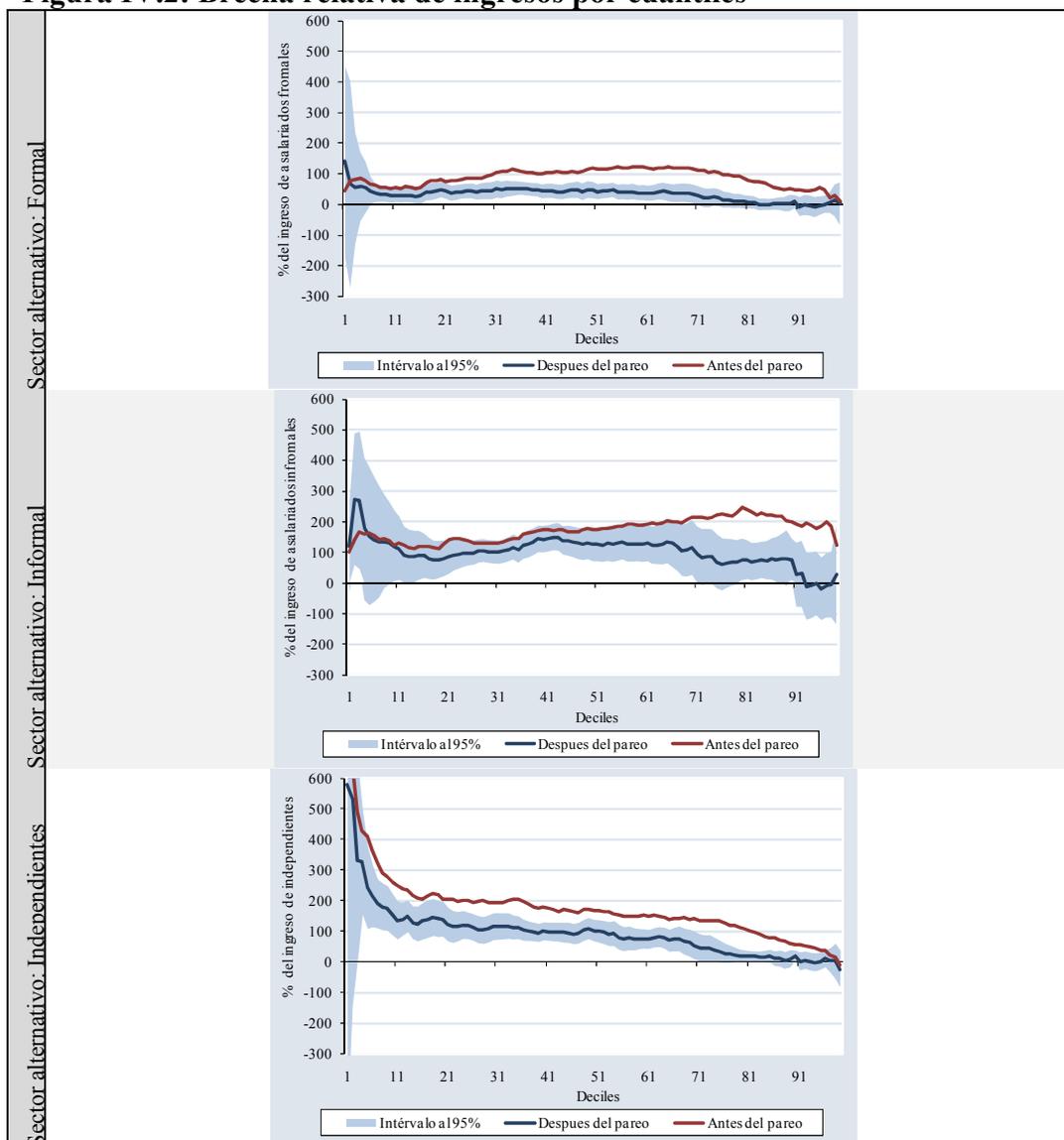
Nota: Se usaron las observaciones dentro del área de soporte común establecido excluyendo a los empleados públicos cuyos escores de propensión son mayores al máximo o menores al mínimo score del sector alternativo. El pareo se hizo mediante un kernel gaussiano con un ancho de banda de 0.06, luego de haber ordenado la muestra a partir de un número aleatorio generado a partir del número 777.

Por otro lado, el pareo logra cerrar la brecha total de ingresos debido a que una parte de ésta se debe a que los empleados públicos tienen atributos que son mejor remunerados en el mercado. Por ejemplo, antes del pareo los empleados públicos ganan 67 por ciento más que los asalariados formales, pero luego del pareo esta brecha se reduce a sólo 18 por ciento. Esto se debe a que el pareo acerca la distribución de ingresos de los sectores alternativos a la distribución del sector público (Figura IV.1) reduciendo tanto las brechas absoluta y relativas de ingresos—la brecha absoluta es distancia horizontal entre las funciones de distribución de los ingresos y la brecha relativa es aproximada por la distancia horizontal entre las funciones de distribución del logaritmo de los ingresos.

Este proceso, sin embargo, no es uniforme a lo largo de la distribución pues las brechas relativas se cierran menos en los segmentos de ingresos bajos y medios pero se desvanece progresivamente en los segmentos altos sin llegar a constituirse en una penalidad (Figura IV.2). En efecto, luego del pareo, la brecha relativa entre los ingresos de los empleados públicos y los asalariados formales aumenta de 27 por ciento en el decimo cuantil diez a 53 por ciento en trigésimo quinto cuantil para luego decrecer progresivamente aproximándose a cero en los últimos cuantiles, dejando de ser significativa al cinco por ciento en los últimos treinta cuantiles.

Algo similar sucede con la brecha relativa de los ingresos de los empleados públicos respecto a los ingreso de los asalariados informales. Esta brecha relativa aumenta de 73 por ciento en el decimoctavo cuantil a 153 por ciento en el cuadragésimo tercero para luego decrecer aproximándose a cero en los últimos cuantiles, perdiendo su significación estadística en los últimos treinta cuantiles. Por otro parte, la brecha relativa entre los ingresos de los empleados públicos y de los auto-empleados cae progresivamente a lo largo de la distribución aproximándose a cero en los últimos cuantiles, perdiendo significación en la mayoría de los últimos treinta cuantiles.

Figura IV.2: Brecha relativa de ingresos por cuantiles



Nota: Intervalos de confianza basados en la normal al 95 por ciento obtenidos a partir de 1000 re-muestreo aleatoriamente definidos aplicando un pareo por kernel-gausiano con un ancho de banda de 0.06 y usando como semilla inicial el número 777. En cada iteración se re-ordenanó la muestra a partir de un número aleatorio uniformemente distribuido debido a que el pareo puede ser sensible al orden de la muestra cuando existen individuos con propensiones idénticas. Si bien el uso de re-muestreo es una práctica extendida para establecer la significación estadística de las brechas estimadas mediante pareo de escores de propensión, los niveles así obtenidos deben ser tomados sólo como referencia debido a que no hay una justificación formal para el uso de re-muestreo en este contexto. Imbens y Abadie (2008) mostraron que el re-muestreo no genera errores estándar suficientemente precisos cuando el pareo se hace con el vecino más cercano debido quizá este algoritmo de pareo no suaviza la comparación—otros algoritmos más suaves como el pareo por kernel podrían no tener de este problema. Además, no existe referencia de los usos de re-muestreo al estimar las brechas de ingreso por cuantiles presentadas en esta figura.

Capítulo V. CONCLUSIONES

Los resultados alcanzados verifican la hipótesis de investigación para el empleado promedio. En efectos luego de controlar los atributos de los empleados, ambos procedimientos estadísticos permite establecer que, en promedio, los empleados del sector público gana más que sus pares en los sectores privados. Sin embargo, al análisis de las diferencias salariales a lo largo de la distribución de ingresos, da cuenta que la hipótesis se cumple sólo en los rangos de ingresos bajos y medios donde prevalece una diferencia a favor de los empleados públicos.

Los empleados públicos, en promedio, reciben salarios más altos que los que reciben los empleados de los sectores privados. De acuerdo a los resultados alcanzados mediante el modelo de capital humano corregido por selección, esta diferencia está parcialmente justificada por el hecho de que el sector público es más propenso a contratar personas con mayor logro educativo. Sin embargo, los ingresos laborales de los empleados públicos son mayores que los de sus pares en los sectores privados aún luego de tomar en cuenta las diferencias en los atributos, debido principalmente a que el sector público retribuye mejor la educación. Las brechas respecto a los ingresos de los asalariados formales e informales, empero, no es significativa a pesar alcanzar 35 y 69 por ciento, respectivamente. Además, la brecha no justificada respecto a los auto-empleados es sólo marginalmente significativa a pesar de alcanzar 54 por ciento.

Los salarios en el sector público están asociados de manera más cercana a variables observables como la educación y la experiencia que en el sector privado donde otras variables no observables parecen jugar un papel más importante. Esto se debe a que el grueso de los empleados públicos se encuentran empleados en los sectores de salud, educación y seguridad donde las escalas salariales están basadas en variables observables como el logro educativo, formación específica, la ubicación geográfica y edad.

Por otro lado, el pareo de escores de propensión establece que, en promedio, los empleados públicos ganan 18 por ciento más que los asalariados

formales con cualidades similares, 61 por ciento más que los asalariados informales y 29 por ciento más que los auto-empleados. En esta oportunidad, sin embargo, las diferencias de ingreso a favor de los empleados públicos son significativas. El pareo de escores de propensión también establecen que las brechas de ingresos a favor de los empleados públicos suele ser positiva en los rangos bajos y medios de ingresos pero se torna insignificante en los rangos alto.

Estos resultados, permite explicar parcialmente las presiones para acceder a empleos públicos. Sin embargo, para entender con más precisión dichas presiones es necesario un mayor análisis de las brechas de los beneficios no salariales ofrecidas por el empleo público. Por ejemplo, el CEDLA (2009) muestra la precariedad del empleo en el sector público es significativamente menor que en los sectores privados. Banco Mundial (2008) ha mostrado que la cobertura social de largo plazo es más alta en el sector público que en el privado, incluso el formal. Por otro lado, la posibilidad de acceder a ingresos generados por coimas podría explicar las presiones políticas por empleo público, por lo menos en los sectores más propensos a esta práctica.

Desde la perspectiva metodológica es deseable el uso de regresiones por cuantiles, debido a que este procedimiento paramétrico tiene el potencial de descomponer la brecha de ingresos a lo largo de la distribución de ingresos. Sin embargo, este procedimiento aún no fue ampliado para distinguir diferentes sectores y corregir el error de selección simultáneamente. Por otro lado, una muestra de mayor tamaño que identifique diferentes tipos de empleados públicos puede permitir una mejor segregación de las actividades al interior de empleo público para analizar las diferencias salariales que afrontan sectores con alto poder de movilización como salud, educación y seguridad frente a las que afrontan los empleados de la administración pública.

REFERENCIAS

- Abadie, A. & Imbens, G. W. (2006). *On the Failure of the Bootstrap for Matching Estimators*. *Econometrica*, Econometric Society, 76(6), 1537-1557.
- Adamchik, V. A. & Bedi, A. S. (2000). *Wage Differentials between the Public and the Private Sectors: Evidence from an economy in transition*. *Labour Economics*, 7(2), 203-224.
- Andersen, L. E. & Christensen, B. J. (2006). *Labor Mobility in Bolivia: On the Job Search Behavior of Private and Public Sector Employees*. Institute for Advanced Development Studies. Development Research Working Paper Series, 01/2006.
- Anós, P. & Seshan G. (2006). *Public-Private Sector Wage Differentials and Return to Education in Djibouti*. World Bank. Policy Research Working Paper, 3923.
- Azam, M. & Prakesh, N. (2010). *A Distributional Analysis of the Public-Private Wage Differential in India*. Institute for the Study of Labor. Institute for the Study of Labor Discussion Papers, 5132.
- Banco Mundial. (2006). *World Development Report 2007: Development and the Next Generation*. Banco Mundial.
- Banco Mundial. (2007). *Informality. Exit and Exclusion*. Banco Mundial.
- Banco Mundial. (2008). *Bolivia - Policies for Increasing Firm's Formality and Productivity*. Banco Mundial.
- Banco Mundial & Banco Interamericano de Desarrollo. (2004). *Bolivia - Public Expenditure Management for Fiscal Sustainability and Equitable and Efficient Public Services*. Banco Mundial.

- Bender, K. A. (1998). *The Central Government-Private Sector Wage Differential*. Journal of Economic Surveys, 12(2), 177-220.
- Birch, E. R. (2006). *The Public-Private Sector Earnings Gap in Australia: A Quantile Regression Approach*. Australian Journal of Labor Economics, 9(2), 99-123.
- Blundell, R., Costas Dias, M. & Van Reenen, J. (2004). *Evaluating the Employment Impact of a Mandatory Job Search Program*. Journal of the European Economic Association, 2(4), 569-606
- Bourguignon, F., Fournier, M. & Gurgand, M. (2007). *Selection Bias Corrections Based on the Multinomial Logit Model: Monte-Carlo Comparisons*. Journal of Economic Surveys, 21,174-205.
- Cai, L. & Liu, A. (2008). *Public-Private Wage Gap in Australia: Variation Along the Distribution*. The Australian National University. Research School of Economics. Centre for Economic Policy Research. Discussion Paper, 581.
- Calindo, M. & Kopeinig, S. (2008). *Some Practical Guidance for the Implementation of Propensity Score Matching*. Journal of Economic Surveys, 22(1), 31-72.
- Centro de Estudios para el Desarrollo Laboral y Agrícola (CEDLA). (2009). *Empleo Insuficiente y Precario. Bolivia, Cifras de Cinco Ciudades. Boletín de Seguimiento a Políticas Públicas*. Segunda Época, VI(11).
- Cheng, S. & Long J. S. (2005). *Testing for IIA in the Multinomial Logit Model*. Industrial and Corporate Change, 19(4), 1109–1139.
- Cohen, B. & House, W. (1996). *Labor Market Choices, Earnings, and Informal Networks in Khartoum, Sudan*. Economic Development and Cultural Change, 44(3), 589-618.

- Disney, R. & Gosling, A. (1998). *Does It Pay to Work in the Public Sector?* Fiscal Studies, Institute for Fiscal Studies, 19(4), 347-374.
- Dubin J. & McFadden D. (1984). *An Econometric Analysis of Residential Electric Appliance Holdings and Consumption*. *Econometrica*, 52(2), 345-362.
- Ehrenberg, R. & Schawarz, J. (1986). *Public Sector Labor Market*. En: Ashenfelter, O. & Layard, R. (eds). *Handbook of Labor Economics*. North Holland.
- Fogel, W. & Lewin, D. (1974). *Wage Determination in the Public Sector*. *Industrial and Labor Relations Review*, 27(3), 410-431.
- Foguel, M. N., Gill, I., Mendonça, R. y Paes de Barros, R. (2000). *The Public-Private Wage Gap in Brazil*. Instituto de Pesquisa Economica Aplicada. Texto para Discussão, 754.
- Fondo Monetario Internacional. (2010). *Bolivia: 2009 Article IV Consultation*. Fondo Monetario Internacional. Country Report, 10/27
- Frölich, M. (2007). *Propensity Score Matching without Conditional Independence Assumption-with an Application to Gender Wage Gap in the United Kingdom*. *Econometric Journal*, 10, 359-407.
- Gindling, T. H. (1991). *Labor Market Segmentation and the Determination of Wages in the Public, Private-Formal, and Informal Sectors in San Jose, Costa Rica*. *Economic Development and Cultural Change*, 39(3), 584-605.
- Glinskaya, E. & Lokshin, M. (2005). *Wage Differentials between the Public and Private sectors in India*. The World Bank. Policy Research Working Paper, 3574.
- Gorodnichenko, Y. & Sabirianova, K. (2006). *Public Sector pay and Corruption: Measuring Bribery from Micro Data*. CEPR Discussion Papers, 5585.

- Gregory, R. & Borland J. (1999). *Recent Development in Public Sector Labor Markets*. En: Ashenfelter, O. & Layard R. (eds). *Handbook of Labor Economics*. North Holland.
- Gunderson, M. (1979). *Earnings Differentials between the Public and Private Sectors*. *Canadian Journal of Economics*, 12(2), 228-242.
- Gyourko, J. & Tracy, J. (1988). *An Analysis of Public- and Private-Sector Wages Allowing for Endogenous Choices of Both Government and Union Status*. *Journal of Labor Economics*, 6(2), 229-253.
- Hausman, J. & McFadden D. (1984). *Specification Tests for the Multinomial Logit Model*. *Econometrica*, 52(5), 1219-1240.
- Heckman, J. J. (1979). *Sample Selection Bias as Specification Error*. *Econometrica*. 47(1), 153-161.
- Hernández, R., Fernández, C. & Batista, P. (2003). *Metodología de la investigación*. 4ta edición. McGraw Hill.
- Heyes, A. (2005). *The Economics of Vocation or why is a badly Paid Nurse a Good Nurse?* *Journal of Health Economics*, 24(3), 561-569.
- Heywood, J. S. & Mohanty, M. S. (1995). *Estimation of the U.S. Federal Job Queue in the Presence of an Endogenous Union Queue*. *Econometrica*, 62(248), 479-493.
- Hundley, G. (1991). *Public- and Private- Sector Occupational Pay Structures*. *Industrial Relations*, 30(3), 417-434.
- Hyder, A. & Reilly, B. (2005). *The Public Sector Pay Gap in Pakistan: A Quantile Regression Analysis*. *The Pakistan Development Review*, Pakistan Institute of Development Economics, 44(3), 271-306.
- Idson, T. & D. Feaster. (1990). *A Selectivity Model of Employer-Size Wage Differentials*. *Journal of Labor Economics*, 8(1), 99-122.

- Imbens, G. W. (2000). *The Role of the Propensity Score in Estimating Dose-Response Functions*. *Biometrika*, 87(3), 706-710.
- Jam, B. (2008). A Stata implementation of the Blinder-Oaxaca decomposition. ETH Zurich Sociology. Working Paper, 5.
- Jovanovic, B. & Lokshin, M. M. (2004). *Wage Differentials between the State and Private Sectors in Moscow*. *Review of Income and Wealth*, 50(1), 107-123.
- Kropko, J. (2008). *Choosing between Multinomial Logit and Multinomial Probit Models for Analysis of Unordered Choice Data*. University of North Carolina, Chapel Hill.
- Krueger, A. B. (1988). *Are Public Sector Workers Paid more than their Alternative Wage? Evidence from Longitudinal Data and Job Queues*. National Bureau of Economic Research. Working Paper, 2500.
- Lay, J. (2003). *Informality and Segmentation in the Bolivian Labour Market: Empirical Evidence and Policy Implications*. Instituto de Investigaciones Socio-económicas. Universidad Católica de Bolivia.
- Lechner, M. (2002). *Program Heterogeneity and Propensity Score Matching: An Application to the Evaluation of Active Labor Market Policies*. *Review of Economics and Statistics*, 84(2), 205-220.
- Lee, L. (1983). *Generalized Econometric Models with Selectivity*. *Econometrica*, 51(2), 507-512.
- Leping, K. (2005). *Public-Private Sector Wage Differential in Estonia: Evidence from Quantile Regression*. University of Tartu. Faculty of Economics and Business Administration. Working Paper, 39.
- Long, J. (1982). *Are Government Workers Overpaid? Alternative Evidence*. *Journal of Human Resources*, 17, 123-131.

- Lucifora, C. & Meurs, D. (2006). *The Public Sector Pay Gap in France, Great Britain and Italy*. *Review of Income and Wealth*, 52(1), 43-59.
- Machado, J. A. F. & Mata, J. (2005). *Counterfactual Decomposition of Changes in Wage Distributions Using Quantile Regression*. *Journal of Applied Econometrics*, 20(4), 445-465.
- MacLean, B. & Vincent, C. (2003). *Are Estimates of a Public-Sector Wage Premium Reliable?* Departamento de Economía. Laurentian University.
- McFadden, D. (1973). *Conditional Logit Analysis of Qualitative Choice Behavior*. En: Zarembka, P. (Ed.). *Frontiers in Econometrics*. Academic Press.
- Melly, B. (2005). *Public-Private Sector Wage Differentials in Germany: Evidence from Quantile regression*. *Empirical Economics*, 30(2), 505-520.
- Mincer, J. (1974). *Schooling, Experience, and Earnings*. Columbia University Press: New York.
- Ministerio de Planificación del Desarrollo. (2006). *Plan Nacional de Desarrollo*. Ministerio de Planificación del Desarrollo
- Mizala, A., Romaquera, P. & Gallegos, S. (2010). *Public-Private Wage Gap. In Latin America (1999-2007): A Matching Approach*. Universidad de Chile. Centro de Economía Aplicada. Documento de Trabajo, 268.
- Monsted, T. (2000). *Wage Differentials between the Formal and the Informal Sector in Urban Bolivia*. Instituto de Investigaciones Socio-Económicas. Universidad Católica Boliviana. Documento de Trabajo, 02/2000.
- Moore, W. J. & Newman, R. J. (1991). *Government Wage Differentials in a Municipal Labor Market: The case of Houston Metropolitan Transit Workers*. *Industrial and Labor Relations Review*, 45(1), 145-153.
- Oaxaca, R. L. (1973). *Male-Female Age Differentials in Urban Labor Markets*. *International Economic Review*, 14(3), 693-709.

- Panizza, U. (2000). *The Public Sector Premium and the Gender Gap in Latin America: Evidence for the 1980s and 1990s*. Banco Inter-Americano de Desarrollo. RES Working Paper, 431.
- Poterba, J. M. & Rueben, K. S. (1994). *The Distribution of Public Sector Wage Premia: New evidence Using Quantile Regression Methods*. National Bureau of Economic Research. Working Paper, 4734.
- Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo. (2007). *El Estado del Estado en Bolivia. Informe Nacional sobre Desarrollo Humano 2007*. Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo.
- Reilly, B. (2005). *The Private Sector Wage Premium in Serbia (1995 – 2000): A Quantile Regression Approach*. University of Sussex. Discussion Papers in Economic, 98.
- Reimers, C. W. (1983). *Labor Market Discrimination Against Hispanic and Black Men*. The Review of Economics and Statistics, 65(4), 570–579.
- Rosenbaum, P. R. & Rubin, D. B. (1983). *The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects*. Biometrika, 70(1), 41-55.
- Rosenbaum, P. R. & Rubin, D. B. (1985). *Constructing a Control Group Using Multivariate Matched Sampling Methods that Incorporate the Propensity Score*. American Statistician, 39(1), 33-38.
- Schmertmann C. P. (1994). *Selectivity Bias Correction Methods in Polychotomous Sample Selection Models*. Journal of Econometrics, 60 60(1-2), 101-132.
- Sianesi, B. (2004). *An Evaluation of the Active Labor Market Programmes in Sweden*. Review of Economics and Statistics. 86(1), 133-155.
- Small, K. A. & Hsiao, C. (1985). *Multinomial Logit Specification Tests*. International Economic Review, 26(3), 619-27.

- Stelcner, M, van der Gaag, J. & Vijverberg W. (1989). *A Switching Regression Model of Public-Private Sector Wage Differentials in Peru: 1985-86*. The Journal of Human Resources, 24(3), 545-559.
- Tannuri-Pianto, M., Pianto, D. & Arias O. (2004). *Informal Employment in Bolivia: A Lost Proposition?* 2004 Latin American Meetings 149, Econometric Society.
- Uma Sekaran. (2006). *Research Methods for Business: A Skill Building Approach*. 4ta. edición. Wiley edition.
- Van der Gaag, J. & Vijverberg W. (1988). *A Switching Regression Model for Wage Determinants in the Public and Private Sectors of a Developing Country*. Review of Economics and Statistics, 70(2), 244-52.
- Van Ophem, H. (1993). *A Modified Switching Regression Model for Earnings Differentials between the Public and Private Sectors in the Netherlands*. The Review of Economics and Statistics, 75(2), 215-224.
- Venti, S. F. (1985). *Wages in the Federal and Private Sectors*. National Bureau of Economic Research. Working Paper, 1641.
- Vinha, K. (2006). *A Prime on Propensity Score Matching Estimators*. Universidad de los Andes. Documento Cede, 2006-13.
- Zhang, H. (2004). *Self-selection and Wage Differential in Urban China: A Polychotomous Model with Selectivity*. Department of Urban Studies and Planning. Massachusetts Institute of Technology.
- Zhao, Y. (2001). *Earnings Differentials between State and Non-State Enterprises in Urban China*. China Center for Economic Research. Working Paper, E2001001.