SSOAR

Open Access Repository
www.ssoar.info

Diferenciales de ingreso entre trabajadores públicos y privados

Pariguana, Marco

Veröffentlichungsversion / Published Version
Forschungsbericht / research report

Empfohlene Zitierung / Suggested Citation:
Pariguana, M. (2013). *Diferenciales de ingreso entre trabajadores públicos y privados.* (Avances de Investigación, 10). Lima: GRADE Group for the Analysis of Development. https://nbn-resolving.org/urn:nbn:de:0168-ssoar-56514-7

Nutzungsbedingungen:
Dieser Text wird unter einer CC BY-NC Lizenz (Namensnennung-Nicht-kommerziell) zur Verfügung gestellt. Nähere Auskünfte zu den CC-Lizenzen finden Sie hier:
https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/deed.de

Terms of use:
This document is made available under a CC BY-NC Licence (Attribution-NonCommercial). For more Information see:
https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0

gesis
Leibniz-Institut
für Sozialwissenschaften

Mitglied der
Leibniz-Gemeinschaft

Avances de Investigación

Empleo, productividad e innovación

Diferenciales de ingreso entre trabajadores públicos y privados

Marco Pariguana

10

GRADE
Grupo de Análisis para el Desarrollo

Diferenciales de ingreso entre trabajadores públicos y privados

GRADE

Avances de Investigación 10

Diferenciales de ingreso entre trabajadores públicos y privados

Marco Pariguana*

* *Research Fellow* del Banco Interamericano de Desarrollo (BID). El autor agradece la valiosa asesoría de Juan José Díaz. Esta investigación fue realizada cuando el autor se desempeñaba como Investigador Asistente del Grupo de Análisis para el Desarrollo (GRADE) con el financiamiento de la beca otorgada a investigadores junior por Think Tank Initiative – International Development Research Center (IDRC) a través de GRADE. Las opiniones vertidas en este documento, así como cualquier error u omisión, son de responsabilidad exclusiva del autor. Información para contacto: marcopa@iadb.org

La serie Avances de Investigación impulsada por el Grupo de Análisis para el Desarrollo (GRADE) busca difundir los resultados en proceso de los estudios que realizan sus investigadores. En concordancia con los objetivos de la institución, su propósito es realizar investigación académica rigurosa con un alto grado de objetividad, para estimular y enriquecer el debate, el diseño y la implementación de políticas públicas.

Las opiniones y recomendaciones vertidas en estos documentos son responsabilidad de sus autores y no representan necesariamente los puntos de vista de GRADE ni de las instituciones auspiciadoras.

Esta publicación se realizó con la ayuda de una subvención del Centro Internacional de Investigaciones para el Desarrollo, Canadá, bajo la iniciativa Think Tank.

Lima, mayo del 2013

© Grupo de Análisis para el Desarrollo, GRADE
Av. Grau 915, Barranco, Lima, Perú
Teléfono: 2479988
Fax: 2471854
www.grade.org.pe

Directora de Investigación: Lorena Alcázar
Revisión de textos: Fortunata Barrios
Asistente de edición: Paula Pino V.
Diseño de carátula: Elena González
Diagramación e impresión: Impresiones y Ediciones Arteta E.I.R.L.
Cajamarca 239 C, Barranco, Lima, Perú. Teléfonos: 247-4305 / 265-5146

Índice

Resumen ejecutivo	7
1. Introducción	9
2. Marco conceptual	13
3. Revisión de la literatura	17
4. Metodología	25
5. Resultados	33
6. Conclusiones	39
7. Referencias bibliográficas	41
8. Anexo	45

RESUMEN EJECUTIVO

Actualmente, la reforma del servicio civil peruano se encuentra en debate y, en este contexto, el estudio de los diferenciales de ingreso entre el sector público y privado cobra relevancia. La presente investigación tiene como finalidad complementar la escasa literatura existente al respecto, proponiendo una nueva estrategia de identificación para lidiar con el sesgo debido a variables no observables. Asimismo, evalúa si los diferenciales varían según el nivel educativo alcanzado por los individuos. Para esto, se utiliza el panel de la Encuesta Nacional de Hogares (ENAHO) entre los años 2007-2010.

Los resultados muestran que, para el grupo de trabajadores bajo análisis, hay una prima por trabajar en el sector público y que esta es decreciente con el nivel educativo alcanzado. Este resultado se mantiene, aunque la prima se reduce, cuando se consideran los pagos en especie y los pagos extraordinarios.

1. INTRODUCCIÓN

Estudiar los diferenciales de ingreso entre trabajadores públicos y privados es de gran relevancia para el caso peruano considerando que actualmente se encuentra en el debate la reforma del servicio civil. Esta reforma fue iniciada por el gobierno previo y tuvo como institución responsable a la Autoridad Nacional del Servicio Civil (SERVIR), creada en el 2008. Incluso, por medio de la Ley 29615, se ordenó a esta institución la tarea de elaborar cinco propuestas normativas con la finalidad de cubrir la reforma, siendo una de estas justamente el Proyecto de ley del sistema de remuneraciones[1]. Actualmente, el nuevo gobierno también está interesado en esta reforma pues se espera que tener un mejor servicio civil ayudaría a mejorar la eficiencia del gasto público. En este contexto, los ingresos en el sector privado podrían ser un buen referente para los del sector público, como lo son en otros países (por ejemplo, Estados Unidos), por lo que es importante saber si estos se encuentran alineados o si acaso hay brechas importantes entre ambos sectores. Por ejemplo, podrían considerarse políticas de topes salariales o de incrementos según el sentido de la brecha, buscando así un equilibrio en el que se contrate en el sector público a trabajadores bien calificados sin que se esté creando un "paraíso de servicio civil".

1 Las propuestas normativas son: Proyecto de ley de carrera del servidor público, Proyecto de ley para funcionarios y empleados de confianza, Proyecto de ley del sistema de remuneraciones, Proyecto de ley de gestión del empleo y Proyecto de ley de incompatibilidades y responsabilidades. Esta información se encuentra disponible en la página web de SERVIR.

Por esto, es necesario contar con estimados precisos de las diferencias de ingresos entre sectores, pues estos contribuirían a la formulación de políticas basadas en evidencia empírica.

Un problema importante cuando se analizan los diferenciales de ingreso entre los trabajadores públicos y privados es que el hecho de pertenecer al sector público o privado puede estar relacionado con características del individuo y, por lo tanto, no es aleatorio entre la población ocupada. Una forma de solucionar este problema es mediante la incorporación de variables de control o el uso de métodos de emparejamiento (Gibson 2009, Mizala, Romaguera y Gallegos 2011), pero esta solo es una solución parcial pues solo lidia con la selección debido a variables observables.

Para dar solución a la selección por no observables, en la literatura previa se ha utilizado la estimación de modelos de selección en dos etapas (Coppola y Calvo-Gonzales 2011). En la primera etapa, se estiman los determinantes de pertenecer a alguno estos grupos y, en la segunda etapa, sobre la base de esta primera estimación, se agrega un término de selección (inversa del ratio de Mills) a ecuaciones de salarios separadas para trabadores públicos y privados. Luego, se procede a descomponer las diferencias en ingresos promedio entre trabajadores públicos y privados, en una parte explicada por características de los individuos y, en otra, por retornos diferentes a las características entre sectores, haciendo uso de la descomposición de Oaxaca-Blinder.

El problema con estas estimaciones es que para una correcta identificación del modelo requieren incorporar al menos una variable que afecte la decisión de participar en el sector público o privado sin afectar directamente los ingresos. Es muy difícil encontrar este tipo de variables cuando se hace uso de datos de corte transversal a partir de encuestas de hogares (Panizza y Quiang 2005). Esto cobra relevancia considerando que, en el caso de no tener estas variables o de

que estas no sean válidas, el sesgo en los estimados podría ser mayor que el sesgo ocasionado por no tener en cuenta la selección (Blau y Khan 1996, Manski 1989). Dentro de esta misma línea, Krueger (1987) señala sobre el uso de datos de corte transversal para estas estimaciones: "Estudios de las remuneraciones en el sector público que estiman funciones de ingreso y capital humano con datos de corte transversal no pueden controlar por diferencias no observables en la productividad de los trabajadores, tales como habilidad innata y motivación"[2].

En este sentido, la motivación principal de este trabajo es proveer una estrategia empírica alternativa que permita lidiar con el problema de selección. Para esto, se utilizarán las transiciones que se dan en el mercado laboral evaluando si luego de un año la variación en ingresos de los trabajadores públicos que se pasaron al sector privado es mayor o menor que la de aquellos que se quedaron en el sector público. En busca de que aquellos trabajadores públicos que transitan al sector privado sean lo más parecidos posible a aquellos que se quedan en el sector público, se hará uso de técnicas de emparejamiento. Con esto, se está siguiendo la línea del trabajo de Krueger (1987), quien hace uso de datos longitudinales para eliminar el sesgo debido a características no observables invariantes en el tiempo y se está complementando dicha estrategia empírica con el uso de emparejamiento.

El texto está organizado de la siguiente manera. En la sección 2 de esta investigación, se presenta el marco conceptual. En la sección 3 , se realiza una amplia revisión de la literatura. En la sección 4 , se plantean la estrategia de identificación y la metodología de estimación. En la sección, 5 se presentan los resultados de la estimación. Por último, en la sección 6 , se presentan las conclusiones del estudio.

2 Traducción propia.

2. MARCO CONCEPTUAL

Si bien existen distintos marcos conceptuales con respecto a las brechas salariales público-privadas, estos en su mayoría tratan el tema solo a nivel de discusión sin llegar a la formalización. Llenando este vacío, Panizza (1998) busca dar sustento teórico formal a la evidencia mostrada en distintos trabajos empíricos a nivel internacional en los cuales se encuentra que existe una prima salarial por trabajar en el sector público (Blanchflower 1996, Poterba y Reuben 1994).

La idea central del modelo que desarrolla es que la seguridad laboral hace que los trabajadores no tengan incentivos para trabajar bien y, a la vez, fuerza a que el sector público pague salarios más elevados. El autor trabaja bajo un marco general de salarios de eficiencia (Shapiro y Stiglitz 1994) y muestra que el único supuesto requerido para que se dé una prima salarial a favor del sector público es que este tenga una mayor dificultad de despedir empleados que no hacen bien su trabajo. Esta dificultad de despedir trabajadores puede deberse a distintos factores como el nivel de sindicalización o la cantidad de procesos administrativos necesarios para hacerlo. Cabe destacar que el uso de la teoría de salarios de eficiencia como una explicación de la prima encontrada a favor de los trabajadores del sector público ya había sido mencionada de forma retórica en Krueger (1987), quien argumentaba sobre la base de evidencia que los costos de pagar mayores salarios en el sector público podían verse compensados por los beneficios de esta política, como tasas de rotación menores y un

aumento en el número y la calidad de trabajadores buscando empleos en el sector público.

Siguiendo a Panizza (1998), la mayor estabilidad laboral ofrecida por el sector público[3], en lugar de verse compensaba por menores salarios, es la mayor causa de que haya una prima salarial por trabajar en este sector, pues los empleados que no trabajan tampoco producen y , lo que es más grave aún, afectan el trabajo de otros (Kremer 1993). Sin embargo, dados los mayores costos de despido, lo que el empleador busca hacer es remunerar al empleado lo suficiente como para que la utilidad de esforzarse sea la misma que la de no trabajar,ocasionando así que en un sector con mayor dificultad de despedir trabajadores se acabe pagándoles más a estos para que trabajen.

En el equilibrio general, Panizza (1998) define la brecha a favor del sector público como un ratio entre el salario de equilibrio del sector público y el del sector privado.

$$\Omega = \frac{w^g}{w^p} = 1 + \frac{r\,(1 - \theta)\big(1 - L(r, \tau, \theta, q, b, n, E, H)\big)}{\theta\,[(q + r)\big(1 - L(r, \tau, \theta, q, b, n, E, H)\big) + b\,]} \geq 1$$

Donde:

r : Tasa de interés

θ : Dificultad de despedir trabajadores

τ : Tasa de impuesto

q : Probabilidad de ser detectado si es que no se trabaja

b : Tasa de despido exógena

n : Número de empresas

E : Desutilidad debido a esfuerzo

H : Capital humano por trabajador

3 Esta mayor estabilidad no solo puede deberse al mayor nivel de sindicalización sino también a las trabas administrativas para contratar nuevo personal, lo que hace más costoso el despido de aquellos que no hacen bien su trabajo.

De particular interés para este estudio es el efecto $\theta \epsilon [0,1]$ de sobre la brecha a favor del sector público. Esta variable captura las restricciones políticas que hacen difícil despedir trabajadores en el sector público, cuando $\theta=1$ no hay diferencias entre el sector público y privado. En este sentido, la interpretación de $(1-\theta)$ es el costo adicional de despedir trabajadores que enfrenta el sector público con respecto al sector privado. Nótese que en la ecuación de equilibrio general, si $\theta=1$, entonces $\Omega=1$, lo que implica que no hay brecha a favor del sector público ni del privado. Considerando que $\frac{\partial \Omega}{\partial \theta}<0$, lo que la ecuación nos indica es que mientras mayor sea la dificultad de despedir trabajadores para el sector público, mayor será la prima en ingresos en este sector. Adicionalmente, otra predicción interesante del modelo es que la prima salarial a favor del sector público tiene una relación negativa con el capital humano de los trabajadores ($\frac{\partial \Omega}{\partial H}<0$).

Entonces, siguiendo este marco conceptual, si el sector público enfrentara mayores dificultades para despedir empleados, sería de esperarse que el pago fuera mayor en este que en el sector privado para dos trabajadores idénticos; además, la prima a favor del sector público sería decreciente con el nivel de calificación de los trabajadores. Esta mayor dificultad de despido en el sector público parece ser un supuesto razonable para el caso de los países latinoamericanos, incluyendo el Perú. En el caso peruano, si bien existen diversas modalidades contractuales que rigen distintos mecanismos de despido para los trabajadores públicos (algunas más flexibles que otras), la mayor parte de trabajadores se encuentran bajo las modalidades contractuales más rígidas (SERVIR 2010). Un factor adicional causante de rigideces es la cantidad de procesos administrativos para despedir y contratar nuevos trabajadores. Se considera también la dificultad de contratar nuevos trabajadores porque es más fácil despedir trabajadores en un ambiente en el que el trabajador despedido podrá ser reemplazado en corto

tiempo; en caso contrario, el empleador podría preferir no despedir a un trabajador solamente por el hecho de que le sería muy complicado contratar un reemplazo.

3. REVISIÓN DE LA LITERATURA

En la literatura empírica en general, se ha encontrado una prima salarial para los trabajadores del sector público (Gregory y Borland 1999)[4]. Esta misma tiende a ser mayor para las mujeres que para los hombres y tiene una relación inversa con los niveles educativos o el quintil de ingresos al cual pertenece el trabajador. Un problema metodológico que se ha tratado de diferentes maneras es que el hecho de trabajar en el sector público o privado no se da de forma aleatoria en la población bajo estudio, lo que genera un sesgo en los estimados. El tratamiento de este problema es de especial interés en el análisis empírico, pues de ello depende la credibilidad de los resultados.

Controlando por variables observables

Una primera aproximación para dar solución al problema de selección ha sido utilizar variables de control. Así, tenemos los estudios realizados por Smith (1976), Smith (1977) y Blanchflower (1996). Este último utiliza esta metodología para quince países de la OECD encontrando una prima a favor de los trabajadores del sector público en 11 de ellos, que va entre el 3% y el 11%. Un problema importante con esta metodología es que solo se controla por la selección debido a variables observables y que si se deseara controlar por variables no observables,

4 Los autores revisaron un total de treinta y cuatro estudios sobre el tema.

se tendría que incluir una gran cantidad de variables de control de forma que se pudiera considerar que los términos de perturbación son ortogonales. Este no es el caso de ninguno de los estudios mencionados, por lo que es difícil argumentar que sus estimados de prima salarial no estén sesgados.

Otras metodologías alternativas son las que realizan la estimación por medio de métodos de emparejamiento en variables observables. Un ejemplo de esto es el estudio de Gibson (2009), quien hace uso de un *propensity score matching* para así emparejar a los trabajadores públicos y privados usando distintos grupos de características: características del trabajador, características del empleo y sindicalización. Los países que estudia son Canadá, Australia, Inglaterra y Estados Unidos. El autor encuentra que en todos los países bajo estudio hay una brecha a favor de los trabajadores del sector público y que esta sigue siendo positiva y significativa cuando se controla por características del trabajador y del empleo, pero que cuando se controla por sindicalización, se reduce y deja de ser significativa para Canadá.

También utilizando métodos de emparejamiento, Mizala, Romaguera y Gallegos (2011) estudian las brechas salariales en once países de Latinoamérica durante los años 1992-2007. Un aporte interesante de este estudio es que no solamente estudian la brecha promedio sino su distribución según percentiles de ingreso y, adicionalmente, para la comparación también incluyen dentro de los trabajadores del sector privado a los autoempleados. Para su estimación, utilizan *propensity score matching* y siguen el trabajo de Frolich (2007) y Ñopo (2008). Sus principales resultados son que existe una brecha a favor del sector público en Latinoamérica que se ha mantenido en el tiempo (incluso ha aumentado en algunos países) y que esta es alta en los menores percentiles de ingresos y va decreciendo en la distribución de ingresos, llegando incluso a ser negativa en los más altos (brecha a favor del sector privado).

Nuevamente, con el uso de técnicas de emparejamiento nos encontramos con un intento de controlar la selección que es incompleto. Al igual que en la regresión con variables de control, la única forma de que con el emparejamiento también se pueda controlar por no observables es que se empareje en una gran cantidad de características observables. Sin embargo, esto no es posible debido a que todos los estudios que usan emparejamiento trabajan con encuestas de hogares y estas no proveen suficientes variables para un emparejamiento adecuado. En este sentido, tampoco se puede considerar que estos estudios obtengan estimados insesgados.

Uso de modelos de selección

Otras metodologías usadas en la literatura para lidiar con los sesgos de selección fueron el uso de *switching regression models* (SRM) y de modelos de selección siguiendo a Heckman (1979). Si bien el uso de variables instrumentales es una propuesta interesante en este contexto, no se ha encontrado ningún estudio que utilice esta metodología. Una ventaja adicional de estas metodologías es que en su implementación se estiman ecuaciones de salarios separadas para trabajadores públicos y privados, de manera que no se está asumiendo que los retornos a características son iguales en ambos sectores. La dificultad principal en su implementación es que, para poder identificar el coeficiente de interés, es necesario contar un con al menos un instrumento que afecte la decisión de participar en el sector público o privado y que no afecte directamente las remuneraciones. En el caso de no contar ningún instrumento, la identificación se estaría dando solamente mediante el uso de un supuesto distribucional (que por definición no es verificable). Adicionalmente, la literatura ha señalado que, en caso de no contar con un buen instrumento, la cura podría ser peor que la enfermedad (Blau y Khan 1996, Manski 1989).

A pesar de esto, diversos estudios han hecho uso de esta metodología sin poner especial cuidado en la identificación, haciendo uso de instrumentos muy debatibles. En la práctica es casi imposible encontrar un buen instrumento si se trabaja con datos de corte transversal a partir de encuestas de hogares. Este punto ha sido señalado también por Panizza y Quiang (1999).

Un ejemplo de este tipo de estudios es el de Rees y Shah (1995) para el Reino Unido, quienes no toman en consideración el problema de identificación mencionado previamente. Los autores obtienen que la prima a favor sector público solo se da para las mujeres y es grande (superior a 20%), resultado que puede ser sesgado. Otro estudio que utiliza modelos de selección es Heitmueller (2006). En este, el autor busca no solamente corregir por la selección del sector de actividad sino también por la de decisión de participación en la fuerza laboral, lo que aumenta la complejidad para una correcta identificación. El problema es que, para la identificación, requiere encontrar variables que afecten las ecuaciones de selección y no afecten las de salarios y, adicionalmente, estas variables deben ser distintas en cada ecuación de selección pues es posible que ambas ecuaciones estén correlacionadas. Con este fin, el autor utiliza el número de hijos[5] en la ecuación de participación y la percepción con respecto a los sindicatos en la ecuación de sector. En ambos casos, es sencillo argumentar que estas variables no sirven para la identificación. Así por ejemplo, se puede considerar que el individuo tenga más hijos porque tiene un empleo más seguro en el sector público o que la percepción de los sindicatos tiene un efecto sobre los ingresos no solo a través del sector de actividad. Los resultados que obtiene usando datos para Escocia son que la brecha

5 Adicionalmente, el número de hijos se puede considerar un regresor endógeno. Por esto mismo, esta es una variable que en la literatura es usualmente instrumentalizada. Así por ejemplo, tenemos el estudio con mellizos de Angrist y Evans (1998).

salarial que incluye la parte explicada por características y la debida a retornos distintos es de cerca al 10% para los hombres y al 24% para las mujeres. Cuando se analiza la brecha debido a retornos distintos (lo que se considera la prima salarial), encuentra una prima a favor del sector privado para el caso de los hombres. No es posible argumentar que este resultado no esté sesgado, en especial el de la prima salarial, pues el sesgo por variables no observables justamente afecta los retornos a características al momento de hacer la descomposición.

Metodologías alternativas

Entre los estudios revisados, uno que trata el tema de la selección de forma más cuidadosa es el de Paniza y Quiang (1999). En este, los autores reconocen la dificultad de la identificación cuando se sigue el método de Heckman (1979) y que sus datos no les permiten encontrar una variable instrumental adecuada, por lo que optan por no utilizar ecuaciones de selección y, en cambio, implementan un análisis de sensibilidad de sus estimaciones por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO), simulando distintos valores para el parámetro de correlación entre la ecuación de salarios y la de sector de empleo. Con este análisis, los autores concluyen que controlar por selección endógena no altera mucho los resultados de las estimaciones por MCO. Su muestra incluye un total de trece países latinoamericanos, en la mayoría de los cuales encuentran una prima salarial a favor del sector público. Posteriormente, Panizza (2001), considerando el hallazgo previo en el análisis de sensibilidad de Panizza y Quiang (1999), realiza la estimación para diecisiete países latinoamericanos para el periodo 1981-1998 haciendo uso de la estimación más simple, utilizando variables dicotómicas y estimando por MCO. El autor encuentra que existe una prima a favor del sector público menor al

5% para los hombres pero bastante alta para las mujeres, por encima del 20%. Adicionalmente, encuentra que en la mayoría de países los trabajadores más calificados sufren una penalidad por trabajar en el sector público.

El estudio que da un mejor tratamiento al problema de sesgo debido a la omisión de variables no observables es el de Krueger (1987). En este, se muestra que una forma alternativa de lidiar con este problema es mediante el uso de datos longitudinales que permitan realizar una estimación en primeras diferencias para así eliminar las características no observables invariantes en el tiempo que sesgan los estimados. El autor utiliza datos longitudinales para Estados Unidos y lo que compara es el cambio en las remuneraciones cuando un trabajador transita de un sector a otro haciendo una estimación de efectos fijos. Lo que el autor encuentra es que tanto los coeficientes estimados de corte transversal como los de datos longitudinales arrojan una brecha salarial a favor del sector público, aunque estos estimados difieren en tamaño encontrándose una menor brecha con los datos longitudinales.

Estudios para el Perú

Para el caso peruano, la cantidad de estudios es muy limitada y adicionalmente la forma como se controló por el problema de selección no ha sido la más adecuada. En la actualidad, existen dos estudios bastante distantes en sus años de publicación: Stelcner y Van der Gaag (1989) y Coppola y Calvo-Gonzales (2011). En ambos casos, se utilizan modelos de selección sin poner especial cuidado en encontrar un instrumento que permita argumentar que la identificación del coeficiente de interés no solo se está dando por un supuesto del modelo respecto a la distribución de los términos de perturbación.

Stelcner y Van der Gaag (1989) buscan corregir la selección con el uso de un SRM. En este, las variables que incluyen en la ecuación de sector y no en las de salarios son: la edad, la edad al cuadrado y el número total de años de educación acreditados. En ningún momento se explica cómo así estas variables ayudan a la identificación o por qué estas no afectan las remuneraciones de manera directa. Aun así, lo que obtienen es que las estimaciones hechas por MCO difieren de las del SRM ampliamente, pasando de una prima a favor del sector público a que la prima vaya a favor del sector privado. Dados los problemas en su estimación, no es posible saber si los resultados del SRM son los correctos o se encuentran aún más sesgados que los de la estimación por MCO.

Dentro de una línea similar, Coppola y Calvo-Gonzales (2011) utilizan modelos de selección siguiendo a Heckman (1979). El problema con sus estimaciones es que la variable que utilizan para la identificación es muy poco creíble. Los autores incluyen una variable dicotómica que indica si la ciudad donde vive el individuo es grande o no (considerando grande aquella de más de 100 000 hogares). De por sí, es muy difícil de argumentar que el hecho de vivir en una ciudad grande no afecte los ingresos de los trabajadores de forma directa; adicionalmente, los autores incluyen en la ecuación de salarios una variable que separa los ámbitos urbano y rural que, por construcción, es similar a su variable de identificación. Aun así, un resultado interesante que obtienen –estimando por MCO, antes del uso del modelo de selección– es que cuando solo se consideran los salarios, la brecha va a favor de los trabajadores del sector público, pero cuando se consideran los ingresos totales, la brecha favorece a los trabajadores del sector privado. Los resultados finales, luego de corregir por selección y descomponer, señalan una prima salarial a favor del sector privado, que se concentra en los trabajadores con mayores niveles educativos.

Dados los problemas en su estrategia de identificación, es posible que este último resultado esté sesgado por omisión de variables no observables.

Resumen

A manera de resumen, se puede considerar que, en general, ignorando los problemas metodológicos, los estudios hasta el momento han venido encontrando que hay una brecha salarial a favor de los trabajadores del sector público. Respecto a la parte metodológica, se han probado distintas estimaciones para poder lidiar con el sesgo debido a la selección del sector de actividad, aunque estas no han sido del todo apropiadas. Los estudios que controlaron o emparejaron por variables observables descuidaron que para que el término de perturbación fuera ortogonal habrían requerido un gran número de variables observables para controlar o emparejar, lo cual es prácticamente imposible cuando se trabaja con datos de encuestas de hogar que no han sido especialmente diseñadas para este tipo de estudios. Los estudios que utilizaron modelos de selección no pusieron especial cuidado en contar con al menos un instrumento creíble que les permitiera una correcta identificación que no se basara solamente en un supuesto y el problema de encontrar estos instrumentos es que es una tarea casi imposible cuando se usan encuestas de hogares. Dos alternativas metodológicas son la realización de un análisis de sensibilidad simulando la correlación entre las perturbaciones de la ecuación de salarios y la de sector; y el uso de datos longitudinales, para así poder eliminar las características no observables invariantes en el tiempo que afectan la estimación.

4. METODOLOGÍA

Para identificar si existe una brecha de ingresos entre los empleos público y privado, se plantea utilizar las transiciones que se dan en el mercado laboral entre estos dos sectores de actividad. Para esto, se utiliza el panel de la Encuesta Nacional de Hogares (ENAHO) entre los años 2007 y 2010[6]. Los datos de este panel serán acomodados de forma que permitan identificar transiciones anuales del tipo 2007-2008, 2008-2009 y 2009-2010.

Considerando estas transiciones, se definirán un grupo tratamiento y un grupo de control. El grupo tratamiento lo conformaran aquellos individuos que transitaron de ser trabajadores públicos a ser trabajadores privados entre la primera y la segunda observación. El grupo de control lo conformarán aquellos individuos que se mantuvieron como trabajadores públicos. Para esto, solo se considerarán trabajadores ocupados tanto en su primera y segunda observación. En el Anexo 1 se muestra que más del 93% de trabajadores ocupados en la primera observación siguen ocupados en la segunda para cada grupo de transiciones bajo análisis. Dentro de los trabajadores privados, se incluirá tanto a los asalariados privados como a los trabajadores independientes pues, como se muestra en el Anexo 2, para todos los grupos de transición bajo estudio la mitad de las transiciones del sector público al privado

6 La ENAHO es una encuesta a nivel nacional que cuenta con paneles para distintos años: 1998-2002, 2002-2006 y 2007-2010. En este caso, solo trabajaremos con este último panel.

se dan hacia el trabajo independiente, por lo que ser asalariado privado no es el principal escenario alternativo en el que podrían encontrarse los asalariados del sector público al transitar.

De esta manera, lo que se busca analizar es si el cambio en ingresos de los trabajadores públicos que se trasladaron al sector privado fue mayor o menor que el cambio en ingresos de un grupo de trabajadores públicos de características similares que se quedaron en el sector público. Esta se considera una forma alternativa de estudiar la brecha de ingresos entre sectores, pues si el grupo de trabajadores públicos que transita es similar al que no transita, el cambio en ingresos de este primer grupo no debería ser significativamente distinto del segundo, salvo que en el sector privado se obtengan mayores ingresos por un mismo conjunto de características.

La ventaja de trabajar utilizando transiciones anuales es que no es de esperarse que haya muchas diferencias en cuanto a características observables (por ejemplo, nivel educativo) y características no observables (por ejemplo, habilidad) entre la primera y la segunda observación para cada individuo[7].

Un posible problema de esta estrategia de identificación es que los trabajadores públicos que transitan al sector privado no tienen por qué ser iguales a aquellos que deciden quedarse en el sector público, lo que podría generar un sesgo en el coeficiente que se busca estimar, que en este caso es el cambio de ingresos. Para evitar este posible sesgo, antes de la estimación, se utilizará un *propensity score matching*. De esta forma, se emparejará por características observables a aquellos trabajadores que transitaron de ser públicos a privados, con sus controles más similares que se quedaron en el sector público. Las

7 Una limitación del tipo de datos es que si podrían darse algunos cambios como la obtención de un diploma o el haber concretado los estudios superiores justo entre la primera y segunda entrevista.

características observables que se utilizarán serán las siguientes: sexo, edad, años de educación, horas de trabajo, estado civil y ámbito de residencia (urbano, rural). Se eligieron estas características porque están relacionadas con la productividad de los trabajadores o con pagos diferenciados debido a otros motivos. Adicionalmente, al usar transiciones y comparar el cambio en ingresos, es posible eliminar el sesgo debido a selección en no observables (efecto fijo). Esto no sería posible si se usaran datos de corte transversal por más que se hiciera emparejamiento en observables.

Otro posible problema debido a la estructura de los datos es que al provenir estos de un panel de cuatro años y al estar siendo utilizados como un panel de dos observaciones al momento de hacer el *propensity score matching*[8] se esté emparejando un individuo tratado consigo mismo como control[9]. Para evitar esto, el emparejamiento se realizará independientemente para cada grupo de transiciones anuales. Es decir, se emparejará por separado a los individuos de los siguientes grupos de transiciones: 2007-2008, 2008-2009 y 2009-2010. Todas las características del individuo que se utilizarán para el emparejamiento serán las que tenía en la primera entrevista para cada grupo de transiciones. En el Anexo 3, se presenta una comparación de medias entre los tratados y los controles antes y después del emparejamiento para cada grupo de transiciones. En esta comparación se puede apreciar que existen diferencias significativas entre los asalariados públicos que se pasan al sector privado y los que

8 Se utiliza el método de Nearest Neighbour con reposición y la estimación del p-score se realizó a través de un modelo logit. Se eligió este método de estimación pues se está trabajando con una muestra seleccionada y el p-score basado en un logit es proporcional a la ponderación de tratados/controles.

9 Este caso se daría, por ejemplo, si es que un individuo se quedó en el sector público en sus observaciones de los años 2007-2008 y 2008-2009 y para las de 2009-2010 se cambió al sector privado.

se quedan en el sector público. En general, los trabajadores públicos que transitan en comparación con los que no transitan son en mayor proporción hombres, son más jóvenes, tienen menor cantidad de años de educación, trabajan un mayor número de horas, son en menor proporción casados y un menor porcentaje de ellos vive en el ámbito urbano. Luego del emparejamiento, todas estas diferencias dejan de ser estadísticamente significativas.

Por último, también se consideró el caso de que se pueda estar utilizando dos veces al mismo individuo como parte del grupo tratamiento[10]. Para evitar esto, solamente nos quedamos con la primera transición público-privada del individuo.

De esta forma, la base final con la que se trabaja es una en la que se tienen 554 individuos en el grupo de tratamiento y 554 individuos en el grupo de control. Esta muestra final, dado el proceso de construcción de la base, es una muestra seleccionada. Esto se puede ver en el Anexo 4, donde se comparan las diferencias en características observables de los trabajadores públicos incluidos en las muestras finales para cada año de primera entrevista (2007, 2008 y 2009) con las características de los trabajadores públicos no incluidos en la muestra final[11]. Los trabajadores de la muestra final perciben menores ingresos, son en mayor proporción hombres, son más jóvenes, tienen menos años de educación, son en mayor proporción solteros y residen en mayor proporción en el ámbito rural que los trabajadores no incluidos en la muestra final. Estas diferencias son estadísticamente significativas. Esto tendrá una implicancia en la interpretación de los resultados de la estimación, pues estos no pueden ser generalizados

10 Por ejemplo, aquellos individuos que transitaron: público-privado-público-privado. Al tener dos transiciones del sector público al privado, aparecerían dos veces en el grupo de tratamiento.

11 Esto es posible de ver utilizando los respectivos cortes transversales para los años 2007, 2008 y 2009.

al total de trabajadores públicos, sino que los coeficientes estimados solamente serán válidos para trabajadores públicos con características similares a las de la muestra final.

Las estimaciones se realizarán por el método de diferencias en diferencias, asegurándonos eliminar de esta forma cualquier posible sesgo no solo debido a variables observables sino también el ocasionado por variables no observables invariantes en el tiempo. El efecto del tratamiento estimado bajo esta metodología indica cuánto más o menos es el ingreso de quienes transitan de un empleo público a uno privado con respecto al que hubiese sido su ingreso en caso de continuar en el empleo público.

En primer lugar, se realizará una estimación general para analizar si el tratamiento tiene un efecto sobre las remuneraciones, es decir, si el sector privado paga más o menos que el público a un trabajador con las mismas características. La especificación econométrica será la siguiente:

$$\ln(Y_{it}) = \beta_0 + \beta_1 T_{it} * post + \beta_2 T_{it} + \beta_3 * post + \beta_4 \sum_{2}^{3} anio_{i1} + \varepsilon_{it}$$

Donde:
(Y_{it}) : Ingreso por hora
(T_{it}) : Tratados (empleo privado en t y empleo público en t-1)
$(post)$: Segunda entrevista
$(anio_{i1})$: Año de la primera entrevista

El coeficiente de interés en esta estimación será β_1, que corresponde al estimador de doble diferencia. La estimación de doble diferencia consiste en comparar el cambio en la variable dependiente del grupo tratado con respecto a este mismo cambio para el grupo control. Con ello, bajo el supuesto de tendencia común, se estaría

comparando el cambio en la variable dependiente del grupo tratado con el cambio que hubiese experimentado este mismo grupo en caso de no recibir el tratamiento. Para el presente caso, el coeficiente nos indicará si en promedio un trabajador de características iguales gana más pasándose al sector privado que lo que hubiese ganado si se quedaba en el sector público. Considerando el marco conceptual desarrollado por Panizza (2009), lo que se espera encontrar es que este coeficiente tenga signo negativo, indicando que el pago es mayor en el sector público.

Como variables de control solo se incluirán aquellas que buscan controlar por la estacionalidad de los datos; otro tipo de controles sería innecesario debido la estructura de datos con la que se trabaja. En este sentido, solamente se incluirá un grupo de *dummies* que indican el año de la primera entrevista para cada individuo que aparece en la base.

Adicionalmente, se realizará una estimación de triple diferencia pues esta permite calcular efectos diferenciados del tratamiento en subgrupos de la muestra usada en la estimación. De esta manera, se busca diferenciar el efecto del tratamiento por niveles educativos dividiendo a los trabajadores en dos grupos. En el primer grupo (e_1) estarán los trabajadores que tienen hasta secundaria completa[12]. En el segundo grupo (e_2) estarán los trabajadores con nivel educativo de superior completa o más. Se realizan las divisiones de educación de esta forma pues es interesante capturar si el diferencial de ingresos entre trabajadores con características similares varía según el nivel educativo.

12 Dentro de este grupo también se considerarán a aquellos que tienen superior no universitaria incompleta o superior universitaria incompleta, pues el último nivel educativo completo alcanzado en estos casos también sería el de secundaria.

La nueva especificación del modelo será[13]:

$$\ln(Y_{it}) = \alpha_0 + \alpha_1 T_{it} * post * e_1 + \alpha_2\ T_{it} * post * e_2 + \alpha_3\ T_{it} * e_1 + \alpha_4\ post * e_1 + \alpha_5 T_{it} * e_2 + \alpha_6\ post * e_2 + \alpha_7 e_1 + \alpha_8 e_2 + \alpha_9 T_{it}\ + \alpha_{10}\ post + \alpha_{11} \sum_{2}^{3} anio_{i1} + \mu_{it}$$

Los coeficientes de interés en esta estimación serán: (α_1) y (α_2). El primero nos indicará el efecto del tratamiento para el grupo que tiene nivel educativo hasta secundaria completa. El segundo nos indicará el efecto del tratamiento para quienes tienen educación superior completa.

Se utilizarán dos especificaciones de la variable dependiente. La primera (*ingresos*) considerara solo los ingresos salariales para los trabajadores privados y públicos y las ganancias para los trabajadores independientes. La segunda (*ingresos totales*) considerará los ingresos salariales, los pagos en especie y los ingresos extraordinarios para los trabajadores públicos y privados, así como las ganancias para los trabajadores independientes. En ambos casos, solo se consideran ingresos por ocupación primaria.

13 Es importante considerar que la especificación que se le está dando al modelo, omitiendo la interacción entre el tiempo y el tratamiento, permite interpretar los coeficientes de manera más directa. Así, el coeficiente de cada triple interacción es el mismo que se hubiese obtenido partiendo la muestra según las características educativas y estimando un modelo de doble diferencia en cada subgrupo, pero con errores estándar diferentes.

5. RESULTADOS

Considerando que la variable dependiente es el logaritmo natural de los ingresos por hora, las estimaciones nos indicarán cuántos puntos porcentuales mayor o menor es la variación porcentual del ingreso por hora para los tratados con respecto a esta misma variación para los controles. Esto se muestra a continuación:

$$DD = E(T_1 - T_0) - E(C_1 - C_0)$$

$$DD = E[\ln(y_1^t) - \ln(y_0^t)] - E[\ln(y_1^o) - \ln(y_0^o)]$$

$$DD = E\left[\ln\left(\frac{y_1^t}{y_0^t}\right)\right] - E\left[\ln\left(\frac{y_1^o}{y_0^o}\right)\right]$$

$$DD = E[\Delta\%y^t] - E[\Delta\%y^c]$$

En la Tabla 1, se presenta el resultado de la estimación de doble diferencia. El coeficiente de interés (significativo al 99% de confianza) nos indica que para los trabajadores del sector público, con características similares a las de la muestra final, la variación porcentual de los ingresos entre un año y otro por transitar del sector público al privado es 53 puntos porcentuales menor que el cambio en ingresos que hubiesen experimentado en caso de no transitar y de permanecer en el sector público.

Tabla 1
Resultados del modelo de doble diferencia

	Dep: Ingresos	Dep: Ingresos totales
Post*Tratados	-0,53***	-0,49***
	(0,11)	(0,11)
Post	0,11	0,11
	(0,08)	(0,08)
Tratados	-0,16**	-0,19**
	(0,08)	(0,08)
Año 2009	0,21***	0,21***
	(0,06)	(0,07)
Año 2010	0,26***	0,28***
	(0,06)	(0,07)
Constante	1,49***	1,54***
	(0,06)	(0,06)
N	1108	1108

Errores estándar en paréntesis.
* p<0,10, ** p<0,05, *** p<0,01.

Este coeficiente es producto de que los controles experimentan una variación porcentual del 11% (coeficiente de *Post*) en sus ingresos por hora y los tratados, una variación del -42%. Si bien este castigo por transitar es cualitativamente grande, es importante considerar dos cosas. En primer lugar, se está trabajando con una muestra seleccionada que, como se muestra en el Anexo 4, en promedio percibe menos ingresos y es menos calificada que el resto de trabajadores que no se incluyen. En este sentido, el castigo de -42% es para una muestra seleccionada de trabajadores públicos con bajo nivel educativo. En segundo lugar, se debe tener en consideración que, en general, en el mercado laboral peruano hay un castigo por transitar. Así, Yamada (2008) encuentra, por ejemplo, castigos por reinserción laboral de hasta del 41% en las remuneraciones para el caso de la población laboral femenina.

Cuando se consideran el pago en especies y los ingresos extraordinarios se encuentra que el resultado es similar, solo que en este caso la variación porcentual de ingresos producto de transitar es solo 49 puntos porcentuales menor que la variación que se hubiese tenido en caso de no transitar.

En los Anexos 5 y 6 se muestran estas mismas estimaciones pero separando la muestra final entre los trabajadores públicos que transitan a ser asalariados privados y los que transitan a ser trabajadores independientes, respectivamente. A partir de estas estimaciones, se puede ver que quienes sufren un mayor castigo al pasarse del sector público al privado son los trabajadores que transitan a ser independientes. Incluso cuando se consideran los ingresos totales, el coeficiente de interés deja de ser significativo en las transiciones del sector asalariado público al sector asalariado privado.

En el Anexo 7, se presentan los resultados de la estimación cuando esta se realiza sin hacer el emparejamiento, es decir, el coeficiente calculado estimando solo por diferencias en diferencias. En este caso, los coeficientes de interés tienen los mismos signos aunque son ligeramente menores que cuando se realiza el emparejamiento, -50 puntos porcentuales cuando se consideran los ingresos y -45 puntos porcentuales cuando se consideran los ingresos totales. Esto nos indica que al no realizar el emparejamiento se estaría subestimando el castigo encontrado.

Los resultados principales, mostrados en la Tabla 1, respaldan los obtenidos previamente por Panizza y Qiang (1999), quienes haciendo uso de otra metodología encuentran que para el caso peruano hay una prima a favor del sector público. Asimismo, los resultados son consistentes con la predicción del modelo teórico desarrollado por Panizza (1998).

Además de estos primeros resultados, en la Tabla 2 se presentan los de la estimación por triple diferencia que permite conocer los

Tabla 2
Resultados del modelo de triple diferencia

	Dep: Ingresos	Dep: Ingresos totales
Post*Tratados*Secundaria	-0,59***	-0,54***
	(0,13)	(0,13)
Post*Tratados*Superior	-0,43***	-0,41**
	(0,16)	(0,17)
Post*Secundaria	0,11	0,11
	(0,15)	(0,15)
Tratados*Secundaria	-0,08	-0,06
	(0,15)	(0,15)
Secundaria completa	-0,62***	-0,64***
	(0,10)	(0,11)
Tratados	-0,12	-0,15
	(0,12)	(0,12)
Post	0,04	0,04
	(0,12)	(0,12)
Año 2009	0,21***	0,22***
	(0,06)	(0,06)
Año 2010	0,23***	0,25***
	(0,06)	(0,06)
Constante	1,89***	1,95***
	(0,09)	(0,09)
N	1108	1108

Errores estándar en paréntesis.
* p<0,10, ** p<0,05, *** p<0,01.

efectos del tratamiento para grupos específicos según nivel educativo: hasta secundaria completa y superior completa o más. El coeficiente obtenido para los trabajadores públicos con nivel educativo de hasta secundaria completa que transitan hacia el sector privado nos indica que estos experimentan una variación porcentual en sus ingresos 59 puntos porcentuales menor que la variación que hubiesen experimentado en caso de quedarse en el sector público. Para el caso de

los trabajadores públicos con educación superior completa o más, esta variación es solo 43 puntos porcentuales menor. En ambos casos, los coeficientes son estadísticamente significativos. Cuando se consideran los ingresos totales, los coeficientes son ligeramente menores (54 y 41 puntos porcentuales) y también son estadísticamente significativos.

Estos resultados muestran que existe una prima de ingresos a favor de los trabadores del sector público bajo estudio y que esta tiene una relación negativa con el nivel de calificación: mientras más calificados los trabajadores, menor es la prima que experimentan. Los resultados cualitativos del modelo de triple diferencia van en el mismo sentido que los resultados obtenidos por Katz y Krueger (1991) para Estados Unidos. Estos autores encontraron que los trabajadores con menor educación obtienen una prima por trabajar en el sector público, aunque en su estudio obtuvieron que los trabajadores con estudios universitarios sufren una penalidad por trabajar en este.

En los Anexos 8, 9 y 10, se presentan los resultados al estimar la brecha salarial usando distintas metodologías. En el Anexo 8, se muestra una estimación usando un corte transversal de datos con observaciones para los años 2007-2010. En los Anexos 9 y 10, se realizan estimaciones por efectos fijos usando el panel 2007-2010; en el primero se trabaja con un panel balanceado, mientras que en el segundo se usa un panel no balanceado. En todos los casos, se encuentra una prima a favor de trabajar en el sector público, tanto cuando se consideran los ingresos como los ingresos totales. La prima encontrada en las estimaciones por efectos fijos (60%) es menor que la encontrada en la estimación por MCO (70%) utilizando los cortes transversales. Esto se debe a que cuando se utilizan cortes transversales no se están controlando por variables no observables que puedan estar afectando el coeficiente de interés; en cambio, en la estimación de efectos fijos se está eliminando el sesgo por características no observables invariantes en el tiempo.

Por último, también se realizan estimaciones de triple diferencia para distintos subgrupos dentro de la muestra final según género, según ámbito de residencia y según grupo etario (Anexos 11, 12 y 13, respectivamente). En estos, podemos ver que los hombres experimentan un mayor castigo por transitar que las mujeres y que quienes viven en el ámbito rural experimentan un mayor castigo por transitar en comparación con quienes viven en el ámbito urbano. Para los grupos etarios, cuando se consideran solo los ingresos, el mayor castigo lo experimentan quienes tienen hasta 30 años; en cambio, cuando se consideran los ingresos totales, el mayor castigo lo experimentan quienes tienen más de 30 años.

6. CONCLUSIONES

La presente investigación presenta estimaciones de la brecha de ingresos entre los trabajadores públicos y privados (asalariados e independientes) para el caso peruano. Con una estrategia de doble diferencia y emparejamiento, se evaluó si el hecho de transitar del sector público hacia el sector privado genera una pérdida de ingresos en comparación con el escenario contrafactual de permanecer en el sector público. Para asegurar la comparabilidad en las características observables, se emparejó a los trabajadores que transitaron con los que no lo hicieron y, para eliminar el sesgo por no observables invariantes en el tiempo, se comparó el cambio en ingresos de quienes transitaron con el cambio en ingresos de quienes no lo hicieron (diferencias en diferencias). De esta manera, al comparar trabajadores equivalentes en características observables, se buscó estimar la brecha como el pago mayor o menor que recibiría un trabajador público que se pasa al sector privado frente al pago que hubiese recibido si no transitaba. Adicionalmente, se analizó la heterogeneidad de resultados según el nivel educativo de los individuos.

Los resultados obtenidos muestran que para el grupo de trabajadores bajo análisis hay una prima por trabajar en el sector público y que esta se reduce cuando aumenta el nivel de calificación. Este resultado se mantiene, aunque se encuentra una prima menor cuando adicionalmente se consideran los pagos en especie y los ingresos extraordinarios como parte de los ingresos. Cuando se realiza

la estimación por otras metodologías estándares (MCO y efectos fijos), se encuentra también que en promedio existe una brecha de ingresos a favor de los trabajadores del sector público.

Una recomendación que se desprende de este estudio para la reforma del servicio civil en el Perú es que es importante considerar la gran heterogeneidad en cuanto a niveles de calificación existente en el sector público. En este caso, se ha estudiado un grupo particular de trabajadores que en promedio no están muy calificados y se ha encontrado que para estos existe una prima por trabajar en el sector público, ya que si se fuesen al sector privado ganarían menos. En este sentido, no se puede afirmar que los trabajadores del sector público estén mal remunerados en general. Por ello, la solución a los problemas de recursos humanos del Estado no pasa necesariamente por incrementos remunerativos indiscriminados a todos los trabajadores del sector público.

7. REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

Angrist, J. y W. Evans (1998).
"Children and their parents' labor supply: Evidence from exogenous variation in family size". *The American Economic Review* 88, No. 3: 450-77.

Blanchflower, D. (1996).
"The role and influence of trade unions in the OECD". Documento de Discusión No. 310.Londres: Centre of Economic Performance, London School of Economics.

Blau, F. y L. Kahn (1996).
"International differences in male wage inequality: Institutions versus market forces". Documento de Trabajo No. 4678. Cambridge, MA: NBER.

Blinder, A. (1973).
"Wage discrimination, reduced form and structural estimates". *Journal of Human Resources* No. 8, 4: 436-455.

Coppola, A. y O. Calvo-Gonzales (2011).
"Higher wages, lower pay: Public vs. Private sector compensation in Peru". Documento de Trabajo No. 5858. Washington D. C.: World Bank Policy Research.

Frölich, M. (2007).
"Propensity score matching without conditional independence assumption with an application to the gender wage gap in the United Kingdom". *The Econometrics Journal* 10:359-407.

Gibson, J. (2009).
"The public sector pay premium, compensating differentials and unions: propensity score matching evidence from Australia, Canada, Great Britain and the United States". *Economics Bulletin* 29, No. 3: 2325-2332.

Gregory, R. y J. Borland(1999).
"Recent developments in public sector labor markets". *Handbook of Labor Economics*, Volume 3, Part C: 3573-3630.

Heckman, J. (1979).
"Sample selection bias as a specification error". *Econometrica* 47: 153-161.

Heitmueller, A. (2006).
"Public-Private Sector Pay Differentials in a Devolved Scotland". *Journal of Applied Economics* 9, No. 2: 295-323.

Katz, L. y A. Krueger (1991).
"Changes in the structure of wages in the public and private sectors". Documento de Trabajo No. 3667. Cambridge, MA: NBER.

Kremer, M. (1993).
"The O-Ring theory of economic development". *Quarterly Journal of Economica* 107: 551-576.

Krueger, A. (1987).
"Are public sector workers paid more than their alternative wage? Evidence from longitudinal data and job queues". Documento de

Trabajo No. 225. Princeton: Industrial Relations Section Princeton University.

Manski, C. (1989).
"Anatomy of the selection problem". *Journal of Human Resources* 24: 343-360.

Mizala, A., Romaguera. P. y S. Gallegos (2011).
"Public–private wage gap in Latin America (1992–2007): A matching approach". *Labour Economics* 18: S115-S131.

Ñopo, H. (2008).
"Matching as a tool to decompose wage gaps". *The Review of Economics and Statistics* 90, No. 2: 290-299.

Oaxaca, R. (1973).
"Male-female wage differentials in urban labor markets". *International Economic Review* 9: 693-709.

Panizza, U. (1998).
"Why do lazy people make more money?". Washington D. C.: Inter-American Development Bank (IDB). Documento sin publicar.

Panizza, U. y Z. Qiang (1999).
"Public-private wage differentials and gender gap in Latin America: Spoiled bureaucrats and exploited women?". Washington D. C.: Inter-American Development Bank (IDB). Documento sin publicar.

Panizza, U. (2001).
"Public sector wages and bureaucratic quality: Evidence from Latin America". Journal of Lacea Economia, Fall Volume 2: 97-151.

Poterba, J. y K. Rueben (1994).
"The distribution of public sector wage premia; new evidence using

quantile regression methods". Documento de Trabajo No. 4734. Cambridge MA: NBER.

Rees, H. y A. Shah (1995).
"Public-Private sector wage differential in the UK". *The Manchester School* 63, No.1: 52-68.

SERVIR (2010).
"El servicio civil peruano: Antecedentes, marco normativo actual y desafíos para la reforma". Gerencia de políticas de gestión de recursos humanos. Documento sin publicar.

Shapiro, C. y J. Stiglitz (1984).
"Equilibrium unemployment as a discipline device". *American Economic Review* 74: 433-444.

Smith, S.P. (1976).
"Pay differentials between federal government and private sector workers". Industrial and Labor Relations Review 29: 179-197.

——. (1977).
"Government wage differentials". Journal of Urban Economics 4: 248-271.

Yamada, G. (2008).
"Reinserción laboral adecuada: Dificultadas e implicancias de política". Documento de Trabajo No. 08-01. Lima: Universidad del Pacífico.

Van der Gaag, J., Stelcner, M. y Vijverberg, W.P.M. (1989).
"A Switching Regression Model of Public-Private Sector Wage Differentials in Peru: 1985-86". *The Journal of Human Resources* 24, No. 3: 545-559.

ANEXOS

ANEXO 1

Tabla A1
Transiciones de trabajadores públicos a categorías de ocupación

	Ocupado	Desocupado abierto	Desocupado oculto	No PEA
2007-2008	94,1	1,9	0,4	3,7
2008-2009	93,7	2,0	0,5	3,7
2009-2010	93,8	2,0	0,8	3,4

Fuente: ENAHO panel 2007-2010.

ANEXO 2

Tabla A2
Transiciones de trabajadores públicos a sectores de empleo (%)

	Público	Privado	Independiente
2007-2008	84,0	7,2	8,8
2008-2009	83,5	9,4	7,2
2009-2010	85,6	7,3	7,2

Fuente: ENAHO panel 2007-2010.

ANEXO 3

Tabla A3
Comparación de características pre y post emparejamiento*

	Pre emparejamiento				Post emparejamiento			
	Tratados	Controles	Dif	P-value	Tratados	Controles	Dif	P-value
2007-2008								
Hombre	0,64	0,56	-0,09	0,06	0,65	0,62	-0,02	0,70
Edad	37,9	42,26	4,36	0,00	38,11	40,21	2,10	0,14
Educación	10,99	14,1	3,11	0,00	11,09	10,58	-0,51	0,36
Horas	38,43	36,82	-1,61	0,35	38,42	38,83	0,41	0,84
Casado	0,63	0,76	0,13	0,00	0,64	0,65	0,02	0,80
Urbano	0,66	0,87	0,21	0,00	0,67	0,67	0,00	1,00
2008-2009								
Hombre	0,65	0,56	-0,08	0,13	0,63	0,63	0	1,00
Edad	36,46	41,98	5,52	0,00	37,2	37,72	0,53	0,76
Educación	11,42	14,06	2,64	0,00	11,82	11,52	-0,3	0,65
Horas	35,85	35,86	0,01	1,00	36,48	37,1	0,62	0,81
Casado	0,65	0,73	0,09	0,08	0,67	0,7	0,03	0,63
Urbano	0,68	0,84	0,16	0,00	0,71	0,78	0,07	0,30
2009-2010								
Hombre	0,59	0,54	-0,05	0,41	0,59	0,67	0,09	0,26
Edad	33,74	42,44	8,7	0,00	33,74	34,61	0,87	0,62
Educación	12,16	14,3	2,15	0,00	12,16	11,93	-0,23	0,72
Horas	38,55	35,05	-3,5	0,09	38,55	40,11	1,56	0,57
Casado	0,55	0,74	0,19	0,00	0,55	0,55	0,00	1,00
Urbano	0,72	0,86	0,14	0,00	0,72	0,74	0,02	0,73

Fuente: ENAHO Panel 2007-2010.

*Se utilizó el método de Nearest Neighbour con reposición y la estimación del p-score se realizó por medio de un modelo logit.

ANEXO 4

Tabla A4
Diferencias entre muestra final y trabajadores públicos no incluidos

	Muestra final	No incluidos en muestra final	Dif	P-value
2007				
Ingreso por hora	5,69	8,34	2,65	0,00
Ingreso total por hora	5,94	8,92	2,98	0,00
Hombre	0,62	0,58	-0,04	0,20
Edad	38,04	40,53	2,49	0,00
Educación	11,04	13,79	2,75	0,00
Casado	0,62	0,70	0,08	0,01
Urbano	0,62	0,84	0,22	0,00
2008				
Ingreso por hora	7,05	8,57	1,52	0,06
Ingreso total por hora	7,46	9,17	1,71	0,05
Hombre	0,69	0,58	-0,11	0,00
Edad	36,80	40,33	3,53	0,00
Educación	11,46	13,58	2,13	0,00
Casado	0,72	0,68	-0,03	0,39
Urbano	0,75	0,81	0,07	0,04
2009				
Ingreso por hora	6,83	9,34	2,51	0,03
Ingreso total por hora	7,24	9,99	2,76	0,02
Hombre	0,62	0,57	-0,05	0,23
Edad	33,77	40,82	7,05	0,00
Educación	11,82	13,78	1,96	0,00
Casado	0,54	0,68	0,15	0,00
Urbano	0,72	0,82	0,09	0,00

ANEXO 5

Tabla A5
Estimación solo considerando transiciones hacia empleo asalariado

	Dep: Ingresos	Dep: Ingresos totales
Post*Tratados	-0,23*	-0,13
	(0,13)	(0,13)
Post	0,12	0,12
	(0,09)	(0,09)
Tratados	-0,13	-0,14
	(0,09)	(0,09)
Año 2009	0,23***	0,23***
	(0,08)	(0,08)
Año 2010	0,01	0,04
	(0,08)	(0,08)
Constante	1,56***	1,61***
	(0,08)	(0,08)
N	566	566

Errores estándar en paréntesis.
* p<0,10, ** p<0,05, *** p<0,01.

ANEXO 6

Tabla A6
Estimación solo considerando transiciones hacia empleo independiente

	Dep: Ingresos	Dep: Ingresos totales
Post*Tratados	-0,89***	-0,90***
	(0,17)	(0,17)
Post	0,14	0,14
	(0,12)	(0,12)
Tratados	-0,20	-0,24**
	(0,12)	(0,12)
Año 2009	0,22**	0,23**
	(0,10)	(0,11)
Año 2010	0,55***	0,56***
	(0,11)	(0,11)
Constante	1,43***	1,48***
	(0,10)	(0,10)
N	514	514

Errores estándar en paréntesis.
* p<0,10, ** p<0,05, *** p<0,01.

ANEXO 7

Tabla A7
Estimación sin emparejamiento

	Dep: Ingresos	Dep: Ingresos totales
Post*Tratados	-0,50***	-0,45***
	(0,06)	(0,06)
Post	0,08***	0,08***
	(0,02)	(0,02)
Tratados	-0,52***	-0,55***
	(0,05)	(0,05)
Año 2009	0,08***	0,08***
	(0,03)	(0,03)
Año 2010	0,15***	0,16***
	(0,03)	(0,03)
Constante	1,90***	1,96***
	(0,02)	(0,02)
N	3974	3974

Errores estándar en paréntesis.
* p<0,10, ** p<0,05, *** p<0,01.

ANEXO 8

Tabla A8
Estimación por MCO
(pool de cortes trasversales 2007-2010)

	Dep: Ingresos	Dep: Ingresos totales
Público	0,69***	0,68***
	(0,01)	(0,01)
Años de educación	0,09***	0,09***
	(0,00)	(0,00)
Edad	0,00***	-0,00***
	(0,00)	(0,00)
Hombre	0,40***	0,42***
	(0,01)	(0,01)
Casado	0,14***	0,11***
	(0,01)	(0,01)
Urbano	0,65***	0,64***
	(0,01)	(0,01)
Constante	-0,96***	-0,80***
	(0,01)	(0,01)
N	132167	132167

Errores estándar en paréntesis.
* p<0,10, ** p<0,05, *** p<0,01.

ANEXO 9

Tabla A9
Estimación por efectos fijos (panel 2007-2010)

	Dep: Ingresos	Dep: Ingresos totales
Público	0,60***	0,57***
	(0,06)	(0,06)
Constante	0,64***	0,70***
	(0,01)	(0,01)
N	13659	13659

Errores estándar en paréntesis.
* p<0,10, ** p<0,05, *** p<0,01

ANEXO 10

Tabla 10
Estimación por efectos fijos
(panel no balanceado)

	Dep: Ingresos	Dep: Ingresos totales
Público	0,57***	0,53***
	(0,04)	(0,04)
Constante	0,70***	0,77***
	(0,01)	(0,01)
N	41982	41982

Errores estándar en paréntesis.
* p<0,10, ** p<0,05, *** p<0,01

ANEXO 11

Tabla A11
Estimación de triple diferencia por género

	Dep: Ingresos	Dep: Ingresos totales
Post*Tratados*Mujer	-0,40**	-0,34*
	(0,18)	(0,18)
Post*Tratados*Hombre	-0,61***	-0,57***
	(0,13)	(0,13)
Post*Mujer	-0,09	-0,11
	(0,16)	(0,16)
Tratados*Hombre	0,37**	0,38**
	(0,16)	(0,16)
Mujer	0,15	0,16
	(0,11)	(0,11)
Tratados	-0,40***	-0,43***
	(0,13)	(0,13)
Post	0,14	0,15
	(0,09)	(0,10)
Año 2009	0,21***	0,22***
	(0,06)	(0,07)
Año 2010	0,27***	0,29***
	(0,06)	(0,07)
Constante	1,44***	1,48***
	(0,07)	(0,08)
N	1108	1108

Errores estándar en paréntesis.
* p<0,10, ** p<0,05, *** p<0,01.

ANEXO 12

Tabla A12
Estimación de triple diferencia por ámbitos

	Dep: Ingresos	Dep: Ingresos totales
Post*Tratados*Rural	-1,26***	-1,19***
	(0,18)	(0,18)
Post*Tratados*Urbano	-0,21*	-0,18
	(0,12)	(0,12)
Post*Urbano	-0,11	-0,10
	(0,15)	(0,16)
Tratados*Rural	-0,06	-0,05
	(0,15)	(0,16)
Rural	-0,22**	-0,25**
	(0,11)	(0,11)
Tratados	-0,15*	-0,18**
	(0,09)	(0,09)
Post	0,18	0,18
	(0,13)	(0,13)
Año 2009	0,17***	0,17***
	(0,06)	(0,06)
Año 2010	0,23***	0,25***
	(0,06)	(0,06)
Constante	1,59***	1,64***
	(0,07)	(0,07)
N	1108	1108

Errores estándar en paréntesis.
* p<0,10, ** p<0,05, *** p<0,01.

ANEXO 13

Tabla A13
Estimación de triple diferencia en grupos de edad

	Dep: Ingresos	Dep: Ingresos totales
Post*Tratados*Hasta30	-0,58***	-0,46**
	(0,19)	(0,19)
Post*Tratados*Mayor30	-0,52***	-0,52***
	(0,13)	(0,13)
Post*Mayor30	-0,13	-0,11
	(0,17)	(0,17)
Tratados*Mayor30	0,10	0,11
	(0,16)	(0,16)
Hasta30	-0,17	-0,18
	(0,12)	(0,12)
Tratados	-0,22	-0,24*
	(0,13)	(0,13)
Post	0,20	0,19
	(0,14)	(0,14)
Año 2009	0,21***	0,22***
	(0,06)	(0,07)
Año 2010	0,29***	0,31***
	(0,07)	(0,07)
Constante	1,53***	1,58***
	(0,07)	(0,07)
N	1108	1108

Errores estándar en paréntesis.
* p<0,10, ** p<0,05, *** p<0,01.

DIFERENCIALES DE INGRESO ENTRE
TRABAJADORES PÚBLICOS Y PRIVADOS
se terminó de editar en el
mes de mayo de 2013