

# Analítica

Las brechas salariales  
público-privado e índices de  
bienestar: un análisis de  
microsimulación para Ecuador

Paúl Carrillo Maldonado; Edwin Buenaño;  
Ana Lucía López; Fernando Vásquez





# Las brechas salariales público-privado e índices de bienestar: un análisis de microsimulación para Ecuador<sup>\*</sup>

Paúl Carrillo Maldonado<sup>†</sup>; Edwin Buenaño<sup>‡</sup>; Ana Lucía López<sup>§</sup>;  
Fernando Vásquez<sup>§</sup>

<sup>†</sup> Banco Interamericano de Desarrollo; Facultad Latinoamericana de Ciencias Sociales

<sup>‡</sup> Pontificia Universidad Católica del Ecuador

<sup>§</sup> Escuela Politécnica Nacional

paulcar@iadb.org / evbuenano@puce.edu.ec

---

## Resumen

Varias investigaciones demuestran la existencia de diferencias salariales entre grupos laborales: sexo, etnia, público-privado, etc. Sin embargo, estos documentos no han tratado la incidencia de las mismas en la distribución del ingreso total o satisfacción de necesidades básicas de la sociedad. El presente documento tiene el objetivo de evidenciar como las brechas salariales entre el sector público y privado influyen en indicadores como el coeficiente de Gini y cobertura de la canasta básica en el Ecuador. Se utiliza las encuestas nacionales de empleo y desempleo de diciembre entre 2007 y 2014, el proceso de Blinder-Oaxaca y las técnicas de microsimulación para mostrar dicha incidencia. Los resultados muestran que la eliminación de esta brecha a favor de los trabajadores privados aumentaría la desigualdad del ingreso total, aunque también provocaría que más hogares tengan acceso a la canasta básica si todos los trabajadores ganasen como el sector público.

**Palabras clave:** Diferencias Salariales, Público-Privado, Desigualdad del Ingreso, Canasta Básica, Microsimulación, Ecuador.

---

\*Los autores agradecen los comentarios de Xavier Jara, Paul E. Carrillo y Victor Morales. Las opiniones, errores y omisiones son responsabilidad exclusiva de los autores. El código de Stata para reproducir esta investigación se puede encontrar en <https://sites.google.com/site/paulacarrillomaldonado/>

### Abstract

Several investigations show the existence of wage differences between labor group: sex, ethnicity, public-private, etc. However, these documents have not addressed the incidence of the same in the distribution of total income or basic needs of society. The propose of this document is evidence how the wage gap of public-private influence on indicators such as the Gini coefficient and coverage of the basic basket in Ecuador. We use the national employment and unemployment surveys of December 2007-2014, the Blinder-Oaxaca process and the microsimulation techniques to present the incidence. The results indicate that the eliminating this gap in favor of private workers would increase the total income inequality, although it would also cause more households to have access to the basic basket if everyone will earn as the public sector.

**Keywords:** Wage gap, Public-Private, Income Inequality, Basic Basket, Microsimulation, Ecuador.

**Clasificador JEL:** J31, J45, D31, C53.

## 1 Introducción

En los últimos años la teoría económica se ha preocupado en mayor medida sobre la desigualdad en los países. Una de las recientes referencias es el libro “El Capitalismo en el Siglo XXI” de Thomas Piketty, quien atribuye que el factor central para la concentración de la riqueza y, por ende, la distribución desigual de ésta se produce cuando la tasa de rendimiento del capital es mayor que la tasa de crecimiento económico (Piketty, 2013). Por parte del Fondo Monetario Internacional, dos investigaciones sostienen el supuesto que las economías menos desiguales y con mejor redistribución tienen crecimientos más estables (Dabla-Norris *et al.*, 2015; Ostry *et al.*, 2014). La corriente postkeynesiana también ha aportado a esta problemática, mencionando que la menor participación de los salarios en la distribución funcional del ingreso es uno de los determinantes para el menor crecimiento de las economías a nivel mundial en los últimos años (Lavoie y Stockhammer, 2013).

Ya desde antes, la Teoría del Capital Humano explica que la desigualdad en los ingresos laborales se debe a diferentes factores, entre estos la productividad y la educación. Desde la misma línea se explica que las habilidades y los conocimientos de los trabajadores influyen en la actividad económica de un país. Adam Smith ya había mencionado que la inversión en la educación sería esencial para explicar las diferencias salariales de las distintas ocupaciones, ya que una persona podrá recibir una compensación mayor al salario ordinario siempre que tenga un mayor grado de aprendizaje (Smith, 1958).

Becker (1962) aporta con conceptos de capital humano como las decisiones de inversión en educación, capacitación, experiencia laboral y oportunidades de conseguir empleo contribuirían al incremento de la productividad y, por ende, en la dinámica de las remuneraciones

e incluso en las condiciones de vida del individuo. Mincer (1974) identifica relaciones positivas entre la capacitación, productividad y el salario; y ratifica que la desigualdad en los ingresos se debe a la inversión en educación y experiencia laboral. En este sentido, el modelo de salarios basado en los supuestos neoclásicos (modelo minceriano) propone una función lineal entre el ingreso laboral y variables de productividad de los trabajadores; Mincer ya propone variables explicativas como la educación, la experiencia, la raza, el género.

A partir de la propuesta de Mincer se han realizado varios trabajos en los países desarrollados y emergentes, mismos que involucran el estudio de brechas salariales intersectoriales. Altonji y Blank (1999) y Blau y Kahn (2016) realizan una excelente recolección de documentos respecto a diferencias salariales de raza y género para países desarrollados.

Varias son las investigaciones que dan muestras de las diferencias salariales existentes entre los sectores público y privado a nivel mundial. Para ello se han utilizado modelos mincerianos junto con descomposiciones de Blinder-Oaxaca, las cuales han permitido profundizar sobre dicha problemática. Si bien no existe una generalidad sobre el sector que posee mayores rendimientos, si se ha comprobado que dichas brechas existen y las mismas estarían sujetas a la realidad de cada país, así como a un conjunto de variables determinantes del salario como el sexo, niveles de educación, actividad económica, entre otras (ver Amarante, 2001; Bender y Heywood, 2010; Bustos Muñoz, 2003; Giordano *et al.*, 2011; Heitmueller, 2004; Panizza *et al.*, 2001; Panizza y Qiang, 2005).

Ecuador no es ajeno a esta realidad, una primera investigación sobre la temática constituye la de Carrillo (2004) al evidenciar las brechas salariales en el país. El autor utiliza la Encuesta de Ingresos y Gastos de Hogares Urbanos de 2002-2003, sin considerar el sector informal, los trabajadores con menos de 30 horas laboradas, la actividad agrícola, de extracción de petróleo, manufactura y generación eléctrica. La principal razón para sólo considerar esta submuestra es tener individuos que sean comparables entre la administración pública y el sector privado. Los resultados muestran una diferencia salarial de 17,5 % a favor de los empleados públicos, en promedio. Además, se expone que la prima va disminuyendo al recorrer la distribución desde el primer decil (33 %) al noveno (no es estadísticamente significativo).

Un aporte con la descomposición de Blinder-Oaxaca para Ecuador es el documento de Guerrero (2013). La autora utiliza la ENEMDU de 2011 para mostrar las diferencias entre sector público y privado, y realiza una corrección por sesgo de selección al modelo minceriano. La investigación evidencia una brecha de 49,8 % a favor de los empleados públicos, con una repartición similar entre características individuales y discriminación.

Existe evidencia para Ecuador en otras áreas como género o etnia que también exponen dicha discriminación entre grupos sociodemográficos. Guerrero (2013) también evidencia diferencias en género. Corral (2017) muestra las brechas para los indígenas. Canelas y Salazar (2014) y Gallardo y Ñopo (2009) conjugan estas dos variables en un solo análisis para el país.

El presente documento conjuga los análisis de brechas salariales con el impacto que estas tendrían en términos de bienestar para la población que posee un ingreso laboral. Esta evaluación se la puede realizar de forma *ex ante*, mediante técnicas de simulación estática,

lo cual permite observar si la eliminación de esta brecha provoca un cambio en indicadores de bienestar para el Ecuador. Para ello se utiliza el mismo modelo minceriano con el fin de estimar el retorno que paga el sector público y privado dadas un conjunto de características observables como: educación, edad, ubicación geográfica, etnia, género, etc. En función de dicha estimación se utiliza el proceso de la descomposición de Blinder-Oaxaca para simular el sueldo de los trabajadores sin dicha discriminación.

Como ya se indicó, existen factores externos e internos que impiden esa capacidad de generar los ingresos necesarios para alcanzar un nivel de bienestar de los individuos. En el presente estudio se escoge la brecha público-privado considerando que, bajo ciertas circunstancias, las personas pueden cambiar de trabajo entre estos dos sectores. Otras diferencias salariales serían intrínsecas a las personas como el sexo, etnia, origen, mismas que no se pueden modificar, por razones naturales evidentes. Ahora, también se podría simular con la ubicación geográfica o actividades económicas (industrias) pero no es realista para el caso de una economía emergente, ya que este costo (salario) es estructuralmente diferente en cada industria<sup>1</sup> y la producción prevalece en cada provincia (o región) para el caso ecuatoriano (por ejemplo, la pesca en la Costa o el petróleo en el Oriente).

El documento tiene la siguiente estructura: en la segunda sección se presenta una breve explicación de los datos utilizados y el detalle de metodología empleada; la tercera sección presenta los resultados y su discusión; y, la última sección expone las conclusiones del trabajo.

## 2 Datos y Metodología

Los datos utilizados en el presente estudio corresponden a la Encuesta Nacional de Empleo, Desempleo y Subempleo (ENEMDU) levantada por el Instituto Ecuatoriano de Estadísticas y Censos (INEC) de diciembre del periodo 2007-2014. Estos datos pasaron por un proceso de depuración a fin de tener estimaciones consistentes. Primero, se configuró a la base de datos de acuerdo con el diseño muestral bietápico para obtener estimadores poblacionales, sin la necesidad de realizar supuestos en la distribución en la población, como menciona Morales Oñate y Morales Oñate (2017). Después, en la estimación y simulación se consideraron los individuos que tengan una edad entre 15 y 65 años, trabajaron más de 30 horas a la semana, pertenecen al sector formal, no trabajan en los sectores de Agricultura, Petróleo, Manufactura y Electricidad.

Esta depuración se realiza con el afán de lograr tener trabajadores comparables entre el sector público y privado como lo hace Carrillo (2004) y Guerrero (2013). Además, se estima la prima salarial de los trabajadores que se identificaron como parte del sector público (o del gobierno) respecto a los que no se identificaron así (sector privado).

---

<sup>1</sup>Esto es evidente en Ecuador ya que los salarios mínimos se fijan de acuerdo a industrias, aunque no necesariamente a una clasificación internacional.

## 2.1 Modelo Minceriano

El modelo de Mincer ha sido ampliamente utilizado en la literatura para estimar los determinantes de los salarios. El modelo en cuestión tiene como objetivo explicar el logaritmo del salario de los trabajadores en función de la edad, el género, localización, educación, entre otras variables:

$$\ln Yl_i = \beta X_i + \delta P_i + \mu_i \quad (1)$$

Donde  $\ln Yl_i$  es el logaritmo natural del ingreso laboral del empleado  $i$ ,  $\beta$  es el vector de coeficientes (retornos) de las características  $X_i$ ,  $\delta$  es la brecha entre el sector público ( $P_i = 1$ ) y privado ( $P_i = 0$ ), y  $\mu_i$  es el término de error. Para esta investigación se incluyen características relevantes tales como la edad, los años de escolaridad, está casado, categorías de etnia, dummy de urbano, si vive en las provincias de Pichincha, Guayas o Azuay<sup>2</sup>. La ecuación (1) se estima con el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO).

Sin embargo, el modelo propuesto tiene ciertas limitaciones en su estimación. El sesgo de selección de Heckman es una de las principales desventajas ya que la muestra contiene una distorsión pues considera solo a los trabajadores activos, lo cual excluye los desempleados o individuos que no desean participar en el mercado laboral (población económica inactiva) y que tienen las mismas características de los ya empleados, provocando estimadores sesgados Panizza *et al.* (2001). Otra desventaja es que el MCO estima los mismos retornos para toda la distribución del ingreso; supuesto que ya lo desmiente Carrillo (2004).

Además, el modelo determina que variables como la educación, son exógenas al ingreso, sin considerar que las personas pueden incurrir en los costos para instruirse y en el futuro obtener mayores ingresos, lo que provocaría simultaneidad entre la variable dependiente e independiente. Además, los trabajadores podrían elegir, de manera endógena, el sector donde trabajar (público y privado) para tener mayores ingresos provocando que la brecha salarial esté sesgada (ver Dustmann y van Soest, 1998; Giordano *et al.*, 2011; Melly, 2006). Finalmente, existen características no observables, como el coeficiente intelectual o habilidades innatas, que se relacionan con el nivel de educación o la experiencia laboral. Todo lo anterior, en una ecuación minceriana genera el cálculo de estimadores sesgados (Álvarez y Seoane, 2010).

Para resolver el problema de selección se estima un modelo con la corrección de Heckman. La idea es obtener la probabilidad de ingresar en el mercado laboral mediante un vector de variables influyentes y corregir con esta estimación la ecuación (1). De manera formal se estima:

$$Prob(S_j = 1|Z_j) = \Phi(Z_j\gamma) \quad (2)$$

<sup>2</sup>Para mayor detalle sobre la construcción y la inclusión de las variables en el modelo minceriano se puede revisar el código en <https://sites.google.com/site/paulacarrillomaldonado/codigos-utiles>

Donde  $S_j$  es la probabilidad del individuo  $j$  de ingresar en el mercado laboral,  $Z_j$  es el vector de variables influyentes,  $\gamma$  es el vector de coeficientes y  $\Phi$  es la función acumulativa de una distribución normal estándar. Este modelo se estima mediante máxima verosimilitud como un probit y se modifica la ecuación (1) de la siguiente forma:

$$\ln Yl_i = \beta X_i + \delta P_i + \rho \lambda(Z_j \gamma) + \mu_i \quad (3)$$

Donde  $\lambda(Z_j \gamma)$  es el inverso del ratio de Mills cuando  $S_j = 1$ , el cual corrige el sesgo de selección siempre que  $\rho$  sea diferente de cero ( $H_0 : \rho = 0$ ). El ratio de Mills ( $m$ ) se estima a partir de la ecuación (2):

$$m_j = \frac{\Phi(Z_j \gamma)}{\phi(Z_j \gamma)} \quad (4)$$

Donde  $\phi(Z_j \gamma)$  es la distribución de densidad. Esta corrección permite evidenciar que el sesgo existe por omisión de variables. Para estimar la probabilidad de trabajar se considera las variables del modelo minceriano junto con si es líder de la familia y el número de dependientes (cargas) en el hogar.

El problema de endogeneidad, debido a la elección de los trabajadores para ingresar al sector público o privado, se puede solucionar con Variables Instrumentales (IV, por sus siglas en inglés). Siguiendo a Dustmann y van Soest (1998) y Melly (2006), se considera el empleo del jefe del hogar para mitigar el sesgo de la brecha salarial entre los sectores. También, se incluye el número de menores de edad y los años de permanencia en el lugar de trabajo.

El problema de endogeneidad sobre el resto de variables no tendría un impacto significativo en la estimación general de los retornos y en los indicadores de desigualdad general ya que las variables no observables que tendrían efecto sobre la productividad y el ingreso del individuo, como las habilidades innatas, serían parte del error del modelo. En la simulación, este término es fundamental porque permite explicar el ingreso que tendría cada individuo sin importar en que sector trabaje (público o privado); por lo tanto, el individuo tendrá el mismo coeficiente intelectual o proactividad.

A pesar de que Carrillo (2004) ya muestra que la brecha entre el sector público y privado varía en la distribución del ingreso, también indica que su modelo puede estar sesgado por problemas de selección, lo cual se corrige en la presente investigación. Reciente literatura sobre descomposición, sesgo de selección y regresión por cuantiles ha permitido mostrar con mayor consistencia las brechas salariales y su descomposición a través de la distribución del ingreso Fortin *et al.* (2010). En esta investigación no se introduce este documento ya que se enfoca en evaluar el impacto en indicadores de desarrollo, pero se deja abierta la propuesta para aplicar este método en estudios laborales para Ecuador.

## 2.2 Indicadores de bienestar

Los indicadores de bienestar que se utilizan para medir el impacto de eliminar la brecha salarial, asumiendo que se toman los retornos del sector público o privado por separado, son el coeficiente de Gini y un índice propio que mide la cobertura de la canasta básica.

El coeficiente de Gini es un índice ampliamente utilizado en la literatura para medir desigualdades (Gasparini *et al.*, 2014). Existen varias formas de expresar el coeficiente de Gini, pero en el caso discreto su fórmula es:

$$G = 1 + \frac{1}{N} - \frac{2}{uN^2} \sum_i Y_i(N + 1 - i) \quad (5)$$

Donde  $i$  es el índice de las personas o grupo de personas,  $N$  es el número total de personas,  $u$  es el ingreso medio e  $Y_i$  es el ingreso total de la persona  $i$ . Si se desea conocer a mayor detalle sobre el índice y otros más se puede revisar Gasparini *et al.* (2014).

Por otro lado, se genera un indicador propio con el fin de medir la cobertura de la canasta básica; para ello se parte de la idea que el ingreso que poseen los hogares debería cubrir la canasta básica; en este sentido, se calcula el número de hogares que cubren el costo de la canasta en noviembre de cada año<sup>3</sup>. El INEC ha definido este costo de la canasta en función a los productos que considera imprescindibles para satisfacer las necesidades básicas del hogar: alimentos, bebidas, vivienda, indumentaria y misceláneos.

Con la finalidad de entender la determinación de la cobertura es necesario comprender los conceptos de ingreso familiar y canasta básica mensual. Por un lado, el costo de la canasta básica para una familia de 4 miembros depende de la cantidad de bienes multiplicados por los precios definidos del índice de precios al consumidor IPC<sup>4</sup>. Por otro lado, el ingreso familiar mensual es la suma de todos los rubros, por ejemplo, por trabajo, de capital, transferencias del gobierno, pensiones por jubilación, remesas y demás.

Para conocer el porcentaje de hogares que cubren el costo de canasta básica: primero, se obtiene el costo de la canasta para cada hogar, con la división del costo de la canasta básica estándar para 4 y multiplicando por el número de miembros de cada hogar; luego, se suman todos los ingresos de todos los miembros del hogar; por último, se suma el número de

<sup>3</sup>En la ENEMDU de diciembre se pregunta sobre el ingreso del mes anterior, por esta razón se utiliza el costo de la canasta básica de noviembre.

<sup>4</sup>El INEC ha definido al índice de Precios al Consumidor (IPC) como un indicador mensual, nacional y para nueve ciudades con año base en 2014=100, el cual permite medir los cambios en el tiempo del nivel general de los precios, correspondientes de consumo final de bienes y servicios de los hogares de estratos de ingreso: alto, medio y bajo, residentes en el área urbana del país.

hogares que cubren su canasta y se divide para el total de hogares. Formalmente, se podría expresar de la siguiente manera:

$$C_h = \begin{cases} 1 & \text{si } Y_h \geq \frac{Cb}{4}M_h \\ 0 & \text{caso contrario} \end{cases} \quad (6)$$

$$C = \frac{\sum_h C_h}{H} \quad (7)$$

Donde  $C_h$  es una variable dicotómica que indica si el hogar  $h$  puede cubrir su canasta ( $\frac{Cb}{4}M_h$ ) con su ingreso  $Y_h$ ,  $Cb$  es el costo de la canasta básica publicado por el INEC,  $M_h$  es el número de miembros del hogar,  $H$  es el número total de hogares, y  $C$  es el porcentaje de hogares que cubren su canasta básica. Esta última variable es la que evalúa en la simulación.

Podría existir críticas a esta propuesta ya que, por ejemplo, un niño no consume lo mismo que un adulto. Sin embargo, esta misma crítica se podría aplicar a la obtención de ingresos. Esta discusión no es aún concluyente en la literatura (Anyaeibu, 2010; Berges, 2011; Muñoz Conde, 2014) y se la conoce como escalas de equivalencia. En este documento no se realiza este ajuste (o se tiene una escala de equivalencia igual a 1 ya que el INEC realiza este proceso en el coeficiente de Gini).

## 2.3 Microsimulación

La simulación es una de las herramientas más utilizadas de la literatura para construir escenarios contrafactuales bajo ciertas condiciones. En el trabajo seminal de Orcutt (1957) se propone utilizar esta técnica, la cual tiene enfoque integral para evaluar escenarios ex ante. Esta perspectiva parte de reglas aritméticas, comportamiento económico o dinámica en un período, los cuales permiten obtener estadísticas descriptivas y simulaciones con incidencias de cambios normativos (Spadaro, 2007).

La premisa en esta técnica es preguntar ¿Qué pasaría sí?<sup>5</sup> En esta investigación se plantea recrear escenarios contrafactuales en el mercado laboral con la idea que no existe una brecha salarial entre los trabajadores de los sectores público y privado. En este sentido se plantea dos preguntas:

- ¿Qué pasaría si todos los trabajadores tienen los mismos retornos de las características de los empleados públicos?
- ¿Qué pasaría si todos los trabajadores tienen los mismos retornos de las características de los empleados privados?

---

<sup>5</sup>La literatura de descomposición, como Fortin *et al.* (2010), menciona a este proceso como la búsqueda de un contrafactual. Sin embargo, en este documento no se utiliza dicha terminología ya que no se utiliza por completo dicha técnica para buscar un contrafactual en toda la distribución, es decir, solamente la estimación de los retornos y no toda la descomposición.

Para cumplir con este objetivo se plantea utilizar el proceso de la descomposición de Blinder-Oaxaca para obtener los retornos de los trabajadores públicos y privados. Con dichas estimaciones ya se podrá utilizar estos coeficientes (privado o público) para simular el ingreso laboral que deberían tener todos los trabajadores si no existe una brecha salarial entre los dos grupos. Posteriormente, se podrá obtener los indicadores de bienestar propuestos en la anterior sección.

De manera sistemática, la simulación tiene los siguientes pasos:

1. Estimar la brecha salarial ( $\delta$ ) y la parte del ingreso que no se puede obtener con el modelo minceriano (residuo  $\mu_i$ ).
2. Estimar una ecuación de ingresos laborales para el sector público y el privado con las siguientes expresiones:

$$\ln Yl_{i,publico} = \beta_{publico} X_{i,publico} + \mu_{i,publico} \quad (8)$$

$$\ln Yl_{i,privado} = \beta_{privado} X_{i,privado} + \mu_{i,privado} \quad (9)$$

3. Simular los ingresos de todos los trabajadores con los retornos de cada sector, por separado, como se muestra a continuación:

$$Yl_i = \exp \beta_{publico} X_i \quad (10)$$

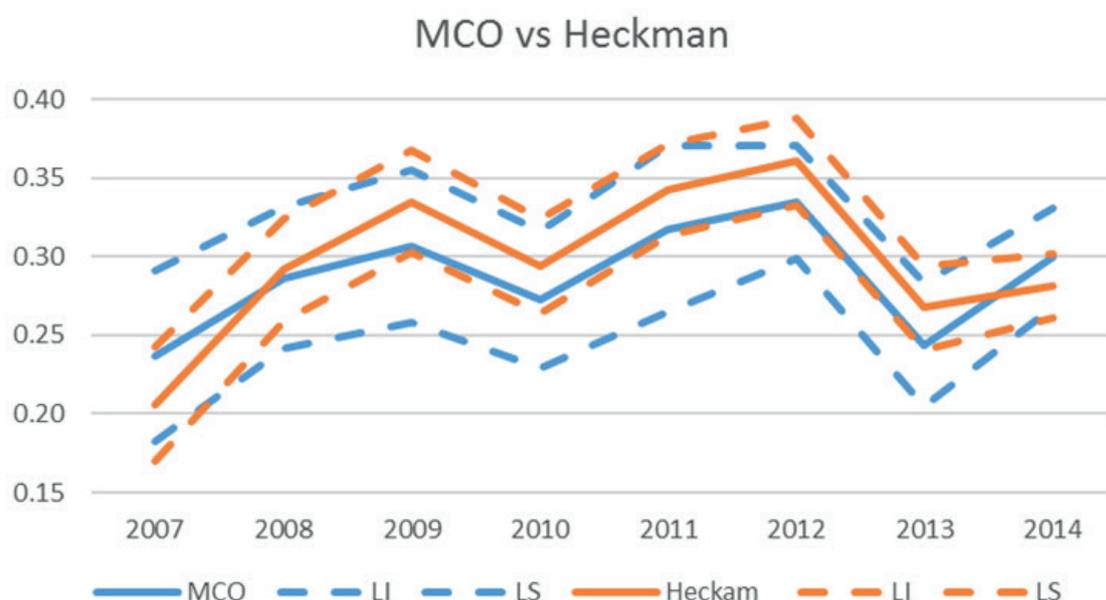
$$Yl_i = \exp \beta_{privado} X_i \quad (11)$$

4. Calcular los indicadores de bienestar mencionados en la sección anterior con los nuevos ingresos laborales de las ecuaciones (10) y (11). En este paso, para obtener los índices con el ingreso total de hogar per cápita se debe considerar los ingresos no laborales (de capital, transferencias, en especie, etc.). Además, se debe sumar el término de residuo  $\mu_i$ , el cual permite obtener la parte del ingreso que no se determinar por las características no observables, las cuales no dependen del sector donde trabaja (privado o público).

Con esta metodología se espera evaluar el impacto ex ante de la eliminación total de la brecha salarial entre los sectores público y privado. Se debe recalcar que en la simulación no se considera cambios de comportamiento en el mercado laboral debido a la medida, sino que solamente se ajusta los salarios de acuerdo con las características observables de los dos grupos. Además, es fundamental volver a mencionar que las estimaciones antes descritas se basan en la media de los datos y que la asimetría de las variables puede conllevar a resultados diferentes, pero esta es una pregunta que se deja abierta para posteriores investigaciones. Otra desventaja es que no se conoce las implicaciones de la simulación en el equilibrio general de la economía

### 3 Resultados y discusión

El gráfico 1 muestra la brecha salarial con la estimación MCO y Heckman entre 2007-2014. En ninguno se muestra una tendencia clara decreciente o creciente<sup>6</sup>. Se puede evidenciar que ambos coeficientes son similares y estadísticamente iguales. Además, la prueba de la corrección de Heckman evidencia que no es necesario realizar este ajuste (ver anexos), a pesar de que otros estudios para Ecuador indican que si se debería realizar; en la estimación de los modelos se utiliza los criterios de diseño muestral ya mencionados.



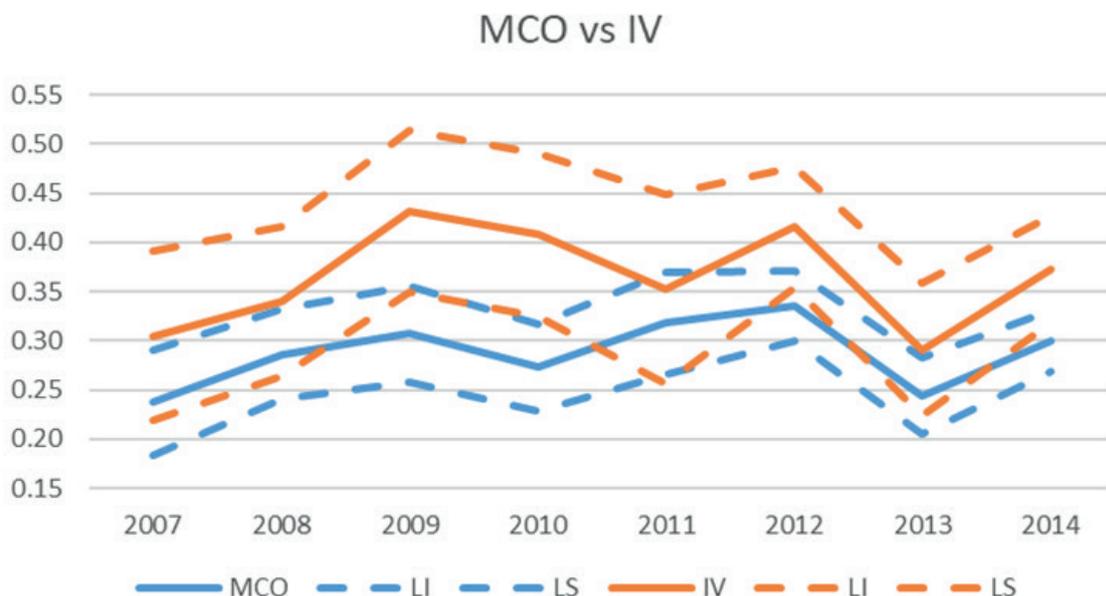
**Figura 1:** Brecha salarial público-privado estimada con MCO y la Corrección de Heckman. Fuente: Elaboración propia en base a la ENEMDU. Nota: Notas: LI y LS son los límites inferiores y superiores en las estimaciones

Además, se estimó la brecha salarial con variables instrumentales (IV) basado en el empleo del jefe del hogar y sus años de permanencia en el dicho lugar. También se incluyó al número de menores de edad, pero esta variable no fue significativa. La figura 2 expone los resultados de dicha estimación, con la evidencia que el valor promedio de IV es mayor que el MCO, aunque sin una marcada significancia estadística.

Con esta evidencia la estimación de los escenarios se realizó con MCO<sup>7</sup>. El gráfico 3 y

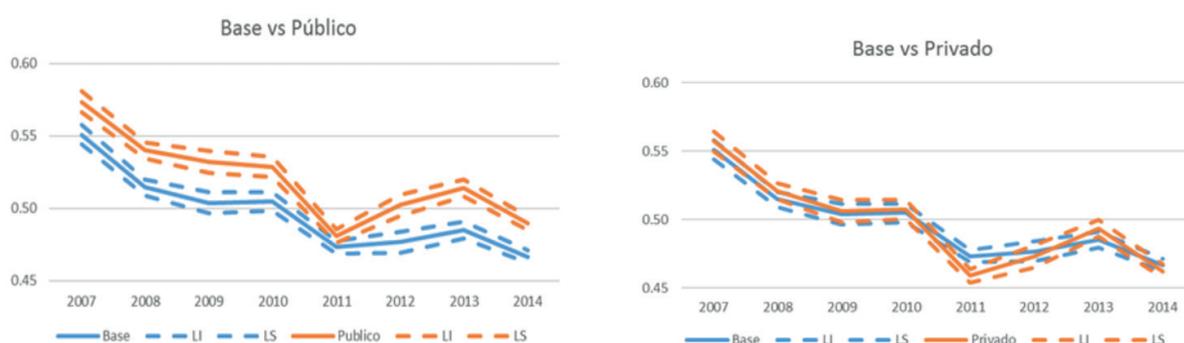
<sup>6</sup>No es el objetivo de esta investigación, pero se podría analizar la evolución de este coeficiente con la de variables fiscales como ingresos petroleros, tributarios, el precio del crudo ecuatoriano, gasto de salarios, empleo público, entre otras.

<sup>7</sup>Los resultados son similares con la estimación de variables instrumentales. Por motivos de espacio en el documento no se incluyen las estimaciones de la variable instrumental, pero se puede solicitar a los autores.



**Figura 2:** Brecha salarial público-privado estimada con MCO y Variables Instrumentales. Fuente: Elaboración propia en base a la ENEMDU. Nota: LI y LS son los límites inferiores y superiores en las estimaciones

la tabla 1 muestran los resultados de los escenarios base (cifras oficiales del INEC para el período 2007 - 2014), frente a las simulaciones de unificar los salarios de todos los empleados, en primer lugar con retornos del sector público; y, en segundo lugar con retornos del sector privado.. La tabla además incluye las diferencias entre los índices de desigualdad de cada escenario frente al escenario base, así como su significancia estadística (\*).



**Figura 3:** índice de Gini del Ingreso total en los Escenarios Base, Público y Privado. Fuente: Elaboración propia en base a la ENEMDU. Nota: LI y LS son los límites inferiores y superiores en las estimaciones

El primer escenario muestra que igualar el salario de los trabajadores (públicos y privados) a los retornos del sector público podría provocar un incremento del coeficiente de Gini para todo el período analizado con excepción del año 2011, para el cual la diferencia encontrada no es estadísticamente significativa. Dicho incremento del coeficiente Gini se encuentra por encima de dos puntos, con un promedio de 0.0255, para todo el período de análisis. Cabe mencionar que la tendencia decreciente que dicho índice presentó para el período base se mantiene en esta primera simulación.

Por otro lado, el segundo escenario muestra que igualar el salario de los trabajadores (públicos y privados) a los retornos del sector privado no evidencia que exista un cambio en la desigualdad del ingreso del hogar per cápita ya que las diferencias entre el escenario base y la segunda simulación no son estadísticamente significativas, excepto para el año 2011, donde la desigualdad disminuye en 0.0144 puntos.

Años	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
Escenario Base	0.551	0.515	0.504	0.505	0.4732	0.477	0.485	0.467
Escenario Ret. Pú.	0.574	0.54	0.532	0.529	0.4811	0.502	0.514	0.49
Escenario Ret. Pri.	0.557	0.52	0.506	0.507	0.4588	0.473	0.493	0.462
Base - Ret. Pub.	0.023*	0.026*	0.028*	0.024*	0.008	0.026*	0.029*	0.023*
Base - Ret. Pri.	0.006	0.006	0.002	0.002	-0.014*	-0.004	0.008	-0.004

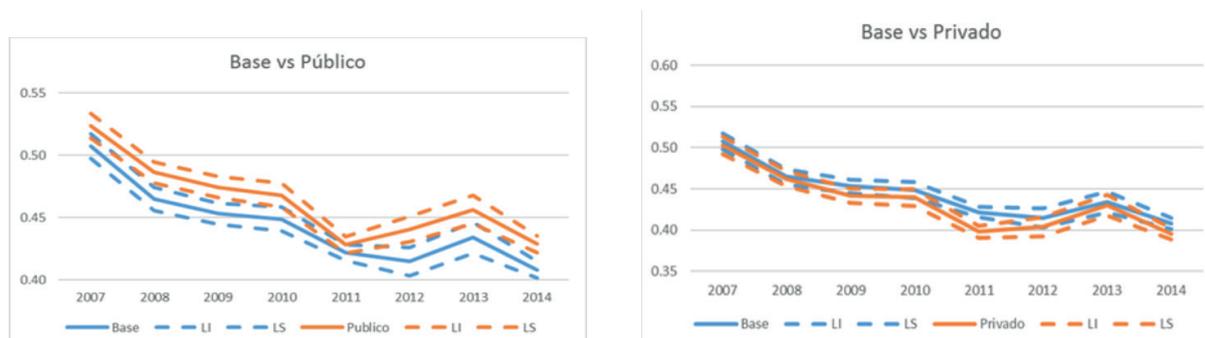
**Cuadro 1:** índice de Gini del Ingreso total en los Escenarios Base, Público y Privado. Fuente: Elaboración propia en base a la ENEMDU. Nota: \* Significancia estadística al 95 %

Un aporte adicional de la presente investigación es evidenciar la desigualdad en el mercado laboral (personas con ingresos laborales), ya que el INEC no estima el coeficiente de Gini para este segmento<sup>8</sup>. Para esto se consideró el ingreso laboral que tienen todas las personas del hogar y se obtuvo el ingreso del hogar por empleado (Gráfico 4 y Tabla 2). El Gini muestra también una tendencia decreciente como el del ingreso per cápita, aunque con una pendiente más grande (mayores variaciones).

Al analizar los escenarios, tanto público como privado, se evidencia una conclusión similar a la del coeficiente per cápita; es decir, los retornos del sector público provocarían que la desigualdad sea mayor, mientras que, los retornos del privado mantienen la desigualdad observada. Sin embargo, este incremento de la desigualdad por los retornos públicos no sería estadísticamente significativo para los años 2007, 2011 y 2013. Para el resto de años, el coeficiente de Gini aumentaría en 0.0217 puntos en promedio. Por otro lado, con la simulación de los retornos del sector privado, se observa una disminución de la desigualdad de 0.024 en 2011.

Al estimar la cobertura de la canasta básica con el ingreso total, se aprecia una tendencia creciente entre 2007 y 2014, pasando de 41.87 % de hogares que logran cubrir sus necesidades

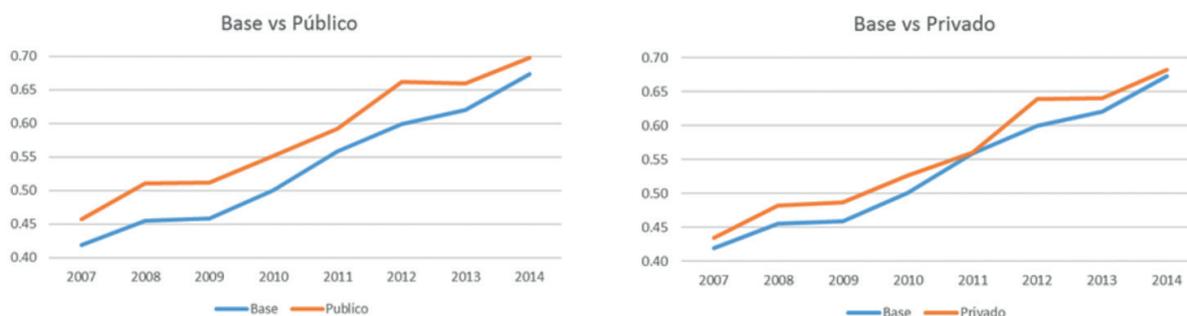
<sup>8</sup>El INEC publica este índice de desigualdad del total de ingresos del hogar per cápita (laborales, remesas, de capital, etc.), a partir de la encuesta ENEMDU.



**Figura 4:** índice de Gini del Ingreso laboral en los Escenarios Base, Público y Privado. Fuente: Elaboración propia en base a la ENEMDU. Nota: LI y LS son los límites inferiores y superiores en las estimaciones

Años	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
Escenario Base	0.508	0.465	0.453	0.449	0.4219	0.415	0.434	0.408
Escenario Ret. Púb.	0.524	0.486	0.474	0.468	0.4281	0.44	0.456	0.429
Escenario Ret. Pri.	0.503	0.463	0.442	0.44	0.3979	0.404	0.43	0.395
Base - Ret. Pub.	0.016	0.021*	0.021*	0.019*	0.006	0.026*	0.022	0.021*
Base - Ret. Pri.	-0.005	-0.002	-0.011	-0.009	-0.024*	-0.011	-0.004	-0.013

**Cuadro 2:** índice de Gini del Ingreso laboral en los Escenarios Base, Público y Privado. Fuente: Elaboración propia en base a la ENEMDU. Nota: \* Significancia estadística al 95 %



**Figura 5:** Porcentaje de hogares que cubren la canasta básica con el ingreso total en los Escenarios Base, Público y Privado. Fuente: Elaboración propia en base a la ENEMDU. Nota: Notas: LI y LS son los límites inferiores y superiores en las estimaciones

básicas a 67.30% (Gráfico 5 y Tabla 3). Hay que destacar que con ambas simulaciones el porcentaje de hogares que cubren la canasta básica se incrementa; además, este incremento resulta ser estadísticamente significativo para todos los años (con excepción del 2011 para retornos del sector privado)<sup>9</sup>. En el caso de los retornos del sector público, la cobertura de

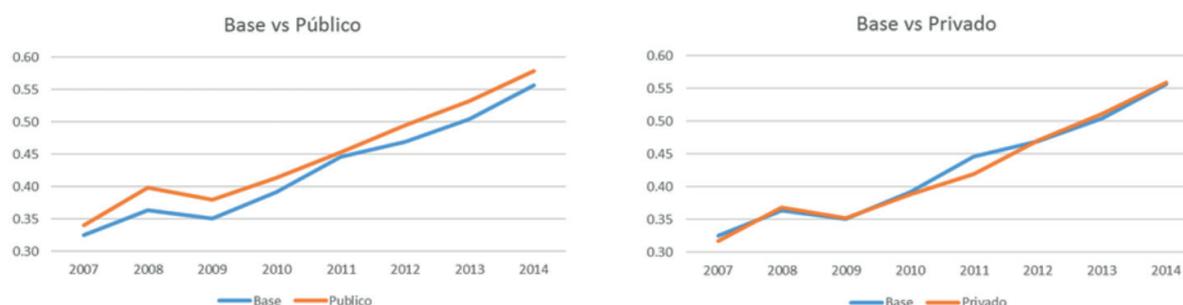
<sup>9</sup>En los gráficos de cobertura de canasta básica no se incluyó los intervalos de confianza ya que no se

la canasta básica aumentaría en 4.51 puntos porcentuales en promedio; mientras que, en el caso de los retornos del sector privado también el incremento es menor, ya que alcanza los 3.37 puntos porcentuales en promedio.

Años	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
Escenario Base	41.87	45.48	45.86	50.04	55.82	59.96	61.98	67.30
Escenario Ret. Púb.	45.69	51.08	51.23	55.17	59.27	66.15	65.94	69.84
Escenario Ret. Pri.	43.44	48.20	48.67	52.64	56.02	63.94	63.96	68.24
Base - Ret. Pub.	3.82*	5.6*	5.37*	5.13*	3.45*	6.19*	3.96*	2.54*
Base - Ret. Pri.	1.57*	2.72*	2.81*	2.6*	0.2	3.98*	1.97*	0.94*

**Cuadro 3:** Porcentaje de hogares que cubren la canasta básica con el ingreso total en los Escenarios Base, Público y Privado. Fuente: Elaboración propia en base a la ENEMDU. Nota: \* Significancia estadística al 95 %

Al evaluar si solo se cubre la canasta básica con el ingreso laboral se evidencia que aún existe una tendencia creciente, pero con porcentajes menores; en el escenario base, la cobertura pasó de 32.51 % de hogares a 55.65 % (Gráfico 4 y Tabla 2). Ya en las simulaciones se encuentra que tanto los retornos públicos y privados incrementarían el porcentaje. Con mayor medida y significancia estadística, los retornos de los trabajadores del gobierno aumentan la cobertura en 2.28 puntos porcentuales, en promedio; mientras que, del privado sería un incremento de 0.07 puntos, pero sin significancia estadística. Solamente en 2011 se evidencia que la cobertura disminuiría en 2.7 puntos con los retornos de los empleados privados.



**Figura 6:** Porcentaje de hogares que cubren la canasta básica con el ingreso laboral en los Escenarios Base, Público y Privado. Fuente: Elaboración propia en base a la ENEMDU. Nota: Notas: LI y LS son los límites inferiores y superiores en las estimaciones

En general, las simulaciones muestran que los retornos de los empleados públicos si provocarían cambios en la distribución del ingreso, lo cual generaría una mayor desigualdad, pero con una mayor cobertura de la canasta básica. Esta evidencia se observa considerando podían observar, pero se puede poner en contacto con autores.

Años	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
Escenario Base	32.51	36.38	35.06	39.10	44.63	46.95	50.46	55.65
Escenario Ret. Púb	33.97	39.87	37.97	41.38	45.31	49.46	53.23	57.80
Escenario Ret. Pri.	31.70	36.78	35.22	38.79	41.93	47.04	51.15	55.93
Base - Ret. Pub.	1.46*	3.5*	2.91*	2.28*	0.68*	2.51*	2.77*	2.16*
Base - Ret. Pri.	-0.81	0.4	0.16	-0.32	-2.7*	0.09	0.69	0.29

**Cuadro 4:** Porcentaje de hogares que cubren la canasta básica con el ingreso laboral en los Escenarios Base, Público y Privado. Fuente: Elaboración propia en base a la ENEMDU. Nota: \* Significancia estadística al 95 %

tanto en los ingresos totales como sólo los laborales. Sin embargo, es importante recordar que la estimación econométrica se realiza sobre una media condicionada; y, que el coeficiente es un indicador de ranking entre los ingresos de los individuos, mientras que, el porcentaje de cobertura solamente buscar determinar si un hogar puede o no satisfacer una canasta básica.

## 4 Conclusiones

El presente estudio tiene el objetivo de simular el impacto en indicadores de bienestar frente a una eliminación de la brecha salarial entre el sector público y privado. Para esto se utilizaron los modelos mincerianos de ingresos para cada sector y la microsimulación estática.

Con el fin de obtener la brecha salarial entre el sector público y privado por tipo de trabajador, se estiman modelos mincerianos mediante MCO sin llevar a cabo una Corrección de Heckman, pues no se encuentra evidencia robusta para efectuar tal corrección. Los coeficientes obtenidos permitieron realizar las simulaciones para tener el ingreso de los empleados, tanto con los retornos público como privados.

Las simulaciones muestran que la eliminación de la brecha salarial a favor de los trabajadores privados, con retornos públicos, incrementaría la desigualdad medida a través del coeficiente de Gini; además, aumentaría el porcentaje de hogares que cubren su canasta básica. Por otro lado, con los retornos de los empleados privados, no se encuentra evidencia de un cambio en desigualdad medido a través del Gini, pero si se observa que incremento en la cobertura de la canasta básica.

La eliminación en las brechas salariales entre sectores público y privado tendrían consecuencias importantes en temas de desigualdad; sin embargo, los resultados obtenidos están sujetos a la estimación de MCO utilizada en este estudio. En ese sentido, una recomendación para seguir profundizando en el análisis sería el uso de regresiones cuantílicas, las cuales darían mayor flexibilidad a los modelos estimados.

## Referencias

- Altonji, J. G. y Blank, R. M. (1999). Race and gender in the labor market. *Handbook of labor economics*, 3:3143–3259.
- Álvarez, M. T. y Seoane, M. J. F. (2010). Las ecuaciones de Mincer y las tasas de rendimiento de la educación en Galicia. En Mancebón-Torrubia, M. J., De-Embún, D. P. X., Gómez-Sancho, J. M., y Esteban, G. G., editores, *Investigaciones de Economía de la Educación* 5, pp. 285–304.
- Amarante, V. (2001). Diferencias Salariales entre Trabajadores del Sector Público y Privado. *Serie Documentos de Trabajo*, (2).
- Anyagbu, G. (2010). Using the OECD equivalence scale in taxes and benefits analysis. *Economic & Labour Market Review*, 4(1):49–54.
- Becker, G. S. (1962). Investment in Human Capital: A Theoretical Analysis. *Journal of Political Economy*, 70(5, Part 2):9–49.
- Bender, K. A. y Heywood, J. S. (2010). Out of Balance? Comparing Public and Private Sector Compensation over 20 Years. Technical report, Center for State & Local Government Excellence, National Institute on Retirement Security.
- Berges, M. (2011). Escalas de Equivalencia y Cambios en el Nivel de Bienestar de los hogares de la Ciudad de Buenos Aires. *Revista de Economía Política de Buenos Aires*, 5(9):41–90.
- Blau, F. y Kahn, L. (2016). The Gender Wage Gap: Extent, Trends, and Explanations. Technical report, National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA.
- Bustos Muñoz, P. D. (2003). *Diferencias salariales entre empleados del sector público y privado de Chile en los años 1990 y 2000*. Tesis doctoral, Universidad de Chile.
- Canelas, C. y Salazar, S. (2014). Gender and ethnic inequalities in LAC countries. *IZA Journal of Labor & Development*, 3(1):18.
- Carrillo, P. E. (2004). Las diferencias salariales entre el sector público y privado en el Ecuador. *Cuestiones Económicas*, 20(2):165–174.
- Corral, R. (2017). Decomposing the Indigenous Wage Gap in Ecuador 2007-2016. En *APPAM DC Regional Student Conference*.
- Dabla-Norris, E., Kochhar, K., Ricka, F., Suphaphiphat, N., y Tsounta, E. (2015). Causes and Consequences of Income Inequality: A Global Perspective.

- Dustmann, C. y van Soest, A. (1998). Public and private sector wages of male workers in Germany. *European Economic Review*, 42(8):1417–1441.
- Fortin, N., Lemieux, T., y Firpo, S. (2010). Decomposition Methods in Economics. Technical report, National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA.
- Gallardo, L. y Ñopo, H. (2009). Ethnic and gender wage gaps in Ecuador.
- Gasparini, L., Cicowiez, M., y Sosa Escudero, W. (2014). *Pobreza y desigualdad en América Latina: conceptos, herramientas y aplicaciones*.
- Giordano, R., Depalo, D., Coutinho Pereira, M., Eugène, B., Papapetrou, E., Pérez, J. J., Reiss, L., y Roter, M. (2011). The public sector pay gap in a selection of Euro area countries.
- Guerrero, E. M. (2013). *Determinantes observables y no observables de los diferenciales salariales entre el sector público y privado en el Ecuador período 2011: un análisis empírico de descomposición de los ingresos*. Tesis doctoral, Escuela Politécnica Nacional.
- Heitmueller, A. (2004). Public-Private Sector Wage Differentials in Scotland: An Endogenous Switching Model. IZA Discussion Papers 992, Institute for the Study of Labor (IZA).
- Lavoie, M. y Stockhammer, E., editores (2013). *Wage-led Growth*. Palgrave Macmillan UK, London.
- Melly, B. (2006). Public and private sector wage distributions controlling for endogenous sector choice. Discussion paper.
- Mincer, J. A. (1974). *Schooling, Experience, and Earnings*. Nmero minc74-1 en NBER Books. National Bureau of Economic Research, Inc.
- Morales Oñate, V. y Morales Oñate, B. (2017). Regresión lineal bajo diseños muestrales complejos: un enfoque aplicado. *Analítica: Revista de análisis estadístico*.
- Muñoz Conde, M. (2014). Estimación de Equivalencias de Escala. *Revista de Economía Institucional*, 16(30):99–130.
- Orcutt, G. H. (1957). A new type of socio-economic system. *Review of Economics and Statistics*, 39(2):116–123.
- Ostry, J. D., Berg, A., y Tsangarides, C. G. (2014). Redistribution, Inequality, and Growth.
- Panizza, U., di Tella, R., y Rijckeghem, C. V. (2001). Public Sector Wages and Bureaucratic Quality: Evidence from Latin America [with Comments]. *Economía*, 2(1):pp. 97–151.

Panizza, U. y Qiang, C. Z.-W. (2005). Public-private wage differential and gender gap in Latin America: Spoiled bureaucrats and exploited women? *Journal of Socio-Economics*, 34(6):810–833.

Piketty, T. (2013). *Le capital au xxi<sup>e</sup> siècle*. Seuil, Paris.

Smith, A. (1958). *Investigación sobre la naturaleza y causas de la riqueza de las naciones*.

Spadaro, A. (2007). *Microsimulation as Tool for the Evaluation of Public Policies: Methods and Applications*. Fundacion BBVA.

## ANEXOS

## A Estimación MCO de la brecha salarial entre empleados públicos y privados

VARIABLES	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
Sector Público	0.2370*** (0.0000)	0.2864*** (0.0000)	0.3067*** (0.0000)	0.2727*** (0.0000)	0.3176*** (0.0000)	0.3349*** (0.0000)	0.2440*** (0.0000)	0.2993*** (0.0000)
Edad	0.0448*** (0.0000)	0.0386*** (0.0000)	0.0373*** (0.0000)	0.0301*** (0.0000)	0.0380*** (0.0000)	0.0277*** (0.0000)	0.0282*** (0.0000)	0.0364*** (0.0000)
Edad al cuadrado	-0.0004*** (0.0000)	-0.0003*** (0.0000)	-0.0003*** (0.0000)	-0.0002*** (0.0033)	-0.0003*** (0.0002)	-0.0002*** (0.0003)	-0.0002*** (0.0000)	-0.0003*** (0.0000)
Años de educación	0.0648*** (0.0000)	0.0583*** (0.0000)	0.0565*** (0.0000)	0.0537*** (0.0000)	0.0521*** (0.0000)	0.0529*** (0.0000)	0.0583*** (0.0000)	0.0479*** (0.0000)
Mujer	-0.2641*** (0.0000)	-0.2847*** (0.0000)	-0.2163*** (0.0000)	-0.2000*** (0.0000)	-0.2048*** (0.0000)	-0.1590*** (0.0000)	-0.1922*** (0.0000)	-0.1896*** (0.0000)
Indígena	-0.1613*** (0.0092)	-0.2336*** (0.0019)	-0.2160*** (0.0013)	-0.0995** (0.0355)	0.0570 (0.4652)	-0.0444 (0.3118)	-0.0065 (0.8497)	-0.0378 (0.2997)
Afroecuatoriano/a	-0.1642** (0.0135)	-0.2048*** (0.0017)	-0.0935 (0.1248)	0.0259 (0.4279)	-0.0466 (0.1514)	0.0165 (0.6322)	-0.0073 (0.8493)	-0.0546 (0.1016)
Montubio/a	-0.0937* (0.0508)	-0.1451*** (0.0001)	-0.1109** (0.0274)	-0.1404*** (0.0050)	-0.0875* (0.0793)	-0.0460 (0.3207)	-0.0598 (0.3277)	0.0157 (0.7723)
Casado/a	0.1468*** (0.0000)	0.1688*** (0.0000)	0.1003*** (0.0000)	0.1057*** (0.0000)	0.1178*** (0.0000)	0.1010*** (0.0000)	0.1155*** (0.0000)	0.1339*** (0.0000)
Urbano	0.1209*** (0.0000)	0.1210*** (0.0000)	0.0998*** (0.0000)	0.0867*** (0.0001)	0.0963*** (0.0000)	0.1055*** (0.0000)	0.0699*** (0.0005)	0.0303 (0.1239)
Azuay	0.1255*** (0.0002)	0.1539*** (0.0000)	0.1500*** (0.0000)	0.1029*** (0.0000)	0.0679*** (0.0092)	0.0925*** (0.0005)	0.0504* (0.0976)	0.0665*** (0.0054)
Guayas	0.1106*** (0.0004)	0.0760*** (0.0015)	0.0636*** (0.0080)	0.0636*** (0.0048)	0.0740*** (0.0003)	0.0359** (0.0483)	0.0102 (0.6307)	-0.0126 (0.4463)
Pichincha	0.3192*** (0.0000)	0.2474*** (0.0000)	0.2816*** (0.0000)	0.2611*** (0.0000)	0.0602** (0.0371)	0.1386*** (0.0000)	0.1327*** (0.0000)	0.1646*** (0.0000)
Constante	3.7825*** (0.0000)	4.0971*** (0.0000)	4.2038*** (0.0000)	4.3106*** (0.0000)	4.3311*** (0.0000)	4.6001*** (0.0000)	4.7134*** (0.0000)	4.7915*** (0.0000)

pvalor en paréntesis

\*\*\*p&lt;0.01, \*\*p&lt;0.05, \*p&lt;0.1

## B Estimación MCO de la ecuación de ingresos de los empleados públicos

VARIABLES	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
Edad	0.0405*** (0.0002)	0.0206** (0.0348)	0.0275*** (0.0054)	0.0244*** (0.0025)	0.0467** (0.0222)	0.0131* (0.0907)	0.0286*** (0.0017)	0.0113** (0.0487)
Edad al cuadrado	-0.0003** (0.0165)	-0.0001 (0.3615)	-0.0002 (0.1614)	-0.0001 (0.2527)	-0.0004* (0.0971)	-0.0000 (0.7006)	-0.0002** (0.0174)	-0.0001 (0.3147)
Años de educación	0.0569*** (0.0000)	0.0481*** (0.0000)	0.0602*** (0.0000)	0.0553*** (0.0000)	0.0526*** (0.0000)	0.0552*** (0.0000)	0.0575*** (0.0000)	0.0570*** (0.0000)
Mujer	-0.2387*** (0.0000)	-0.2302*** (0.0000)	-0.2903*** (0.0000)	-0.2749*** (0.0000)	-0.2254*** (0.0000)	-0.1729*** (0.0000)	-0.1916*** (0.0000)	-0.2190*** (0.0000)
Indígena	-0.1169 (0.1293)	-0.3328*** (0.0003)	-0.2490** (0.0214)	-0.0795 (0.2258)	0.1128 (0.3083)	-0.0700 (0.1637)	-0.0870 (0.1032)	-0.1063*** (0.0023)
Afroecuatoriano/a	-0.0743 (0.3611)	-0.1658* (0.0675)	-0.0550 (0.6231)	0.0368 (0.4418)	-0.0434 (0.3925)	-0.0121 (0.8059)	0.0237 (0.6148)	-0.0107 (0.8391)
Montubio/a	-0.0489 (0.3939)	-0.0707 (0.2512)	-0.0772 (0.3821)	-0.0232 (0.7785)	-0.1393 (0.1605)	0.0537 (0.5060)	0.0584 (0.5546)	0.0276 (0.7182)
Casado/a	0.1491*** (0.0000)	0.1303*** (0.0000)	0.0566* (0.0948)	0.0397 (0.1323)	0.1197*** (0.0000)	0.0914*** (0.0001)	0.1081*** (0.0000)	0.1099*** (0.0000)
Urbano	0.1992*** (0.0000)	0.1191*** (0.0008)	0.1181*** (0.0007)	0.1511*** (0.0000)	0.1208*** (0.0005)	0.1621*** (0.0000)	0.0767*** (0.0094)	0.0537** (0.0284)
Azuay	0.1522*** (0.0025)	0.1716*** (0.0001)	0.1135*** (0.0057)	0.1255*** (0.0022)	0.0902* (0.0528)	0.1255*** (0.0098)	0.0453 (0.2138)	0.0300 (0.4233)
Guayas	0.2027*** (0.0003)	0.1015** (0.0156)	0.0142 (0.7705)	0.0500 (0.2557)	0.0276 (0.4501)	-0.0095 (0.7962)	-0.0020 (0.9564)	-0.0344 (0.1855)
Pichincha	0.3163*** (0.0000)	0.3180*** (0.0000)	0.2709*** (0.0000)	0.2424*** (0.0000)	0.0104 (0.8643)	0.0937*** (0.0030)	0.0971*** (0.0091)	0.1679*** (0.0000)
Constante	4.0322*** (0.0000)	4.8454*** (0.0000)	4.6093*** (0.0000)	4.6595*** (0.0000)	4.4228*** (0.0000)	5.1653*** (0.0000)	4.9845*** (0.0000)	5.4920*** (0.0000)

pvalor en paréntesis

\*\*\*p<0.01, \*\*p<0.05, \*p<0.1

## C Estimación MCO de la ecuación de ingresos de los empleados privados

VARIABLES	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
Edad	0.0504*** (0.0000)	0.0417*** (0.0000)	0.0459*** (0.0000)	0.0345*** (0.0000)	0.0386*** (0.0000)	0.0336*** (0.0000)	0.0270*** (0.0000)	0.0429*** (0.0000)
Edad al cuadrado	-0.0005*** (0.0003)	-0.0003*** (0.0011)	-0.0004*** (0.0000)	-0.0003*** (0.0097)	-0.0003*** (0.0002)	-0.0003*** (0.0005)	-0.0002*** (0.0054)	-0.0004*** (0.0000)
Años de educación	0.0672*** (0.0000)	0.0622*** (0.0000)	0.0545*** (0.0000)	0.0529*** (0.0000)	0.0510*** (0.0000)	0.0517*** (0.0000)	0.0587*** (0.0000)	0.0452*** (0.0000)
Mujer	-0.2769*** (0.0000)	-0.3099*** (0.0000)	-0.1832*** (0.0000)	-0.1611*** (0.0000)	-0.1956*** (0.0000)	-0.1514*** (0.0000)	-0.1927*** (0.0000)	-0.1728*** (0.0000)
Indígena	-0.1536* (0.0758)	-0.1443 (0.1672)	-0.1721** (0.0459)	-0.0966 (0.1420)	-0.0389 (0.5027)	0.0077 (0.9186)	0.0630 (0.1934)	0.0257 (0.6681)
Afroecuatoriano/a	-0.2086** (0.0204)	-0.2130** (0.0112)	-0.1092 (0.1348)	0.0201 (0.6510)	-0.0488 (0.2483)	0.0345 (0.4660)	-0.0230 (0.6612)	-0.0888** (0.0320)
Montubio/a	-0.1134* (0.0759)	-0.1714*** (0.0003)	-0.1262** (0.0400)	-0.2242*** (0.0001)	-0.0743 (0.1788)	-0.0983* (0.0622)	-0.1304* (0.0851)	0.0165 (0.8100)
Casado/a	0.1418*** (0.0001)	0.1899*** (0.0000)	0.1198*** (0.0000)	0.1425*** (0.0000)	0.1154*** (0.0000)	0.1052*** (0.0000)	0.1184*** (0.0000)	0.1491*** (0.0000)
Urbano	0.0670* (0.0739)	0.1255*** (0.0000)	0.0819*** (0.0047)	0.0229 (0.4710)	0.0800*** (0.0068)	0.0565* (0.0550)	0.0672** (0.0137)	0.0095 (0.7391)
Azuay	0.1008** (0.0159)	0.1348*** (0.0001)	0.1651*** (0.0000)	0.0835*** (0.0063)	0.0612* (0.0516)	0.0784** (0.0127)	0.0565 (0.1840)	0.0845*** (0.0058)
Guayas	0.0774** (0.0409)	0.0602** (0.0408)	0.0832*** (0.0026)	0.0738*** (0.0048)	0.0951*** (0.0001)	0.0572*** (0.0065)	0.0206 (0.4357)	-0.0016 (0.9370)
Pichincha	0.3112*** (0.0000)	0.2131*** (0.0000)	0.2851*** (0.0000)	0.2658*** (0.0000)	0.0917*** (0.0008)	0.1611*** (0.0000)	0.1497*** (0.0000)	0.1584*** (0.0000)
Constante	3.7619*** (0.0000)	4.0180*** (0.0000)	4.1034*** (0.0000)	4.2837*** (0.0000)	4.3622*** (0.0000)	4.5391*** (0.0000)	4.7189*** (0.0000) (0.0000)	4.6938***

pvalor en paréntesis

\*\*\*p&lt;0.01, \*\*p&lt;0.05, \*p&lt;0.1