

Analítica

Heterogeneidad en los puestos de
trabajo y la reducción de la
desigualdad salarial en Ecuador

Drichelmo Tamayo;
Juan Carlos Palacios;
David Puebla



Heterogeneidad en los puestos de trabajo y la reducción de la desigualdad salarial en Ecuador

Drichelmo Tamayo; Juan Carlos Palacios; David Puebla

Comisión Económica para América Latina y el Caribe¹, Quito, Ecuador
dri_tamayo@hotmail.com / juan_c_p_m@hotmail.com / david.puebla@hotmail.com

Resumen

El presente trabajo analiza los factores que han incidido en la disminución de la desigualdad salarial en el Ecuador durante el periodo 2010-2015. La más reciente literatura sugiere que las firmas tienen un rol importante en la determinación de la dispersión de los salarios y, en consecuencia, del ingreso total (Barth *et al.*, 2016; Card *et al.*, 2013; Song *et al.*, 2016). Por este motivo, se utilizan datos enlazados entre trabajadores y empresas para medir la importancia de varios componentes sobre la disminución de la desigualdad; estos componentes son: heterogeneidad en las plazas de trabajo, heterogeneidad individual de los trabajadores, características variantes en el tiempo, y su correlación. Para este propósito, dividimos el periodo 2010-2015 en tres intervalos superpuestos y estimamos modelos lineales en cada caso con la inclusión de efectos fijos aditivos de personas y firmas, siguiendo la metodología de Abowd *et al.* (1999). Luego comparamos las estimaciones de cada componente entre los distintos intervalos, con el objetivo de determinar su evolución y aporte a la caída de la desigualdad salarial. Los resultados muestran que la reducción de la desigualdad salarial se debe en un 65.0% a la reducción en la heterogeneidad individual de los trabajadores y en un 45.0% a la reducción de la heterogeneidad de las firmas. No obstante, este patrón igualador que conjuntamente suma más del 100%, se mitiga con el aumento de la desigualdad provocado por la covarianza entre ambos componentes, lo cual está asociado a una reubicación de los trabajadores que inicialmente ganan más, desde trabajos que menos pagan a trabajos que pagan más.

Palabras clave: Desigualdad salarial, modelos de efectos fijos.

¹El presente trabajo se desarrolló bajo el marco de la cooperación entre la Comisión Económica para América Latina y el Caribe y el Instituto Nacional de Estadística y Censos para la conformación del Laboratorio de Dinámica Laboral y Empresarial. Al momento de realizar el trabajo, los autores fueron consultores externos de CEPAL.

Agradecemos por sus valiosos comentarios a Ana Rivadeneira, Markus Nabernegg y María Isabel García.

Abstract

This paper analyzes the factors that influenced the decline of wage inequality in Ecuador from 2010-2015. Recent literature suggest that firms have an important role in wage determination and therefore on total income (Barth *et al.*, 2016; Card *et al.*, 2013; Song *et al.*, 2016). Following this literature, we use administrative linked employee-employer data to measure the contribution of workplace heterogeneity, individual heterogeneity, time variant covariates and its correlation on the decline of wage inequality. We divide the period 2010-2015 into three overlapped intervals and estimate linear models with additive worker and firm fixed effects, following Abowd *et al.* (1999). Then we compare the estimates of each component between the three intervals to analyze how did they evolve over time and how much did they contribute to the decline of wage inequality. Our results show that the reduction of wage inequality was mainly driven by reduction of worker's individual heterogeneity, which account for 65% of the total decline; and 45% was accounted by reduction of firms' heterogeneity. Nonetheless, this equalizing pattern that together add up to more than 100%, is mitigated by an increase of inequality due to the covariance of these two components, which reflects evidence of sorting of workers into high wage paying firms.

Keywords: Wage inequality, fixed effects models.

Clasificador JEL: J00, J31, D22

1 Introducción

Ecuador ha experimentado una reducción de la desigualdad de ingresos entre 2010 y 2015 de aproximadamente 4 puntos del coeficiente de Gini, según datos del INEC. Desde el año 2006, el incremento de los precios de los *commodities* y del gasto público en programas de transferencias monetarias ha generado condiciones favorables para la reducción de la desigualdad del ingreso. A ello se debe añadir el efecto positivo de la política de salario mínimo promovida por el gobierno de Ecuador desde el año 2007 (Atuesta *et al.*, 2016; Wong, 2017).

Así como Ecuador, otros países de América Latina como Brasil, Bolivia y Uruguay, también han experimentado una reducción de los diferenciales salariales (CEPAL, 2015). Sin embargo, en países como Estados Unidos ha ocurrido lo contrario, evidenciándose un incremento sostenido de la desigualdad desde mediados de los años 90 (Atkinson y Bourguignon, 2015; Kopczuk *et al.*, 2010).

Varios estudios han explicado las variaciones de la desigualdad salarial como consecuencia de distintos equilibrios entre la oferta y demanda de trabajo. Katz y Murphy (1992) muestran que en Estados Unidos, durante el periodo 1962 y 1987, el aumento de la demanda relativa de mano de obra calificada provocó un aumento de la brecha salarial con respecto a los trabajadores no calificados. Este fenómeno ha sido atribuido mayormente a la revolución tecnológica que tuvo lugar en aquellos años. En este mismo sentido, Goldin y Katz (2008) analizan las ventajas que tuvo, para la economía estadounidense, el aumento de la demanda laboral sesgada hacia trabajadores calificados, en cuestiones como el crecimiento económico, el nivel de productividad y los efectos sobre la desigualdad salarial. En el contexto latinoamericano, utilizando este enfoque de análisis, Gasparini *et al.* (2011) muestran que la caída de la desigualdad en los 2000s se debe en gran parte a la desaceleración de la demanda relativa de mano de obra calificada con respecto a la década del 90, y al aumento gradual del acceso a la educación.

Otra corriente de estudios ha identificado que el salario de una persona puede diferir dependiendo del lugar de trabajo o de la industria en la que se encuentra (Krueger y Summers, 1988; Slichter, 1950), lo cual se desliga del enfoque de análisis de un agente representativo comúnmente empleado en la teoría económica clásica. Este tipo de heterogeneidades entre los puestos de trabajos han sido ampliamente estudiados durante los últimos años, destacándose principalmente el uso de metodologías de descomposición de la varianza para analizar la importancia relativa de este componente sobre la desigualdad total (Abowd *et al.*, 1999; Alvarez *et al.*, 2017; Barth *et al.*, 2016; Card *et al.*, 2013; Engbom y Moser, 2017; Gruetter y Lalive, 2009; Lopes de Melo, 2008). En general, los resultados indican que el componente específico de las empresas resultan ser importantes para explicar la desigualdad total, así como su evolución a lo largo del tiempo. Sin embargo, este tipo de análisis requieren de una estructura de datos longitudinal y enlazada entre empleados y empleadores, dado que con ello es posible aislar los componentes intrínsecos de las personas y de las firmas.

Dado el potencial analítico de la literatura expuesta y la disponibilidad de datos vinculados entre empleados y firmas, este trabajo tiene como objetivo analizar las fuentes o componentes de la disminución de la desigualdad en Ecuador, enfocándose principalmente en la importancia de la heterogeneidad del lugar de trabajo y de sus trabajadores.

Para identificar el impacto de la heterogeneidad de los pagos para empleados con diferentes características y la heterogeneidad de los pagos recibidos por empleados similares en diferentes empresas, se dividió al período 2010 - 2015 en tres intervalos superpuestos: 2010 - 2012, 2012 - 2014 y 2013 - 2015². Posteriormente, se estimaron modelos lineales para cada intervalo con efectos aditivos de personas y firmas siguiendo la estrategia de Abowd *et al.* (1999). Finalmente, se compararon los resultados de las estimaciones de los efectos de personas y firmas de los tres intervalos, para descomponer los cambios en la estructura de los salarios.

El resto del trabajo se organiza de la siguiente manera: en la sección 2 se realiza una revisión de la literatura; en la sección 3 se exponen los datos a utilizarse y la población de estudio; en la cuarta se efectúa un análisis descriptivo sobre la evolución de la desigualdad en Ecuador; en la quinta se expone la estrategia metodológica; en la sexta, los resultados y varias pruebas de robustez, y, finalmente, en la séptima, las principales conclusiones.

2 Revisión de literatura

Desde el enfoque estándar del modelo de mercado laboral, las firmas toman los salarios del mercado como dados y la heterogeneidad específica de las firmas determina quién es contratado, pero no el nivel de pago de ningún trabajador en particular (Mas-Colell *et al.*, 1995). Sin embargo, esta visión contrasta con la literatura de Organización Industrial, la cual generalmente modela a los mercados como imperfectamente competitivos³ (Tirole, 1988), y con otros análisis más detallados sobre la fijación de salarios (Ashenfelter y Card, 2011; Ashenfelter y Layard, 1986; Borjas, 2004).

Si bien, varios economistas aceptan que parte de la variación de los precios de determinado producto se debe a otros factores distintos al costo marginal, en el caso de los salarios aún resulta controversial dar importancia a otros aspectos ajenos a la habilidad de los trabajadores (Card *et al.*, 2016). En torno a esta temática, se ha desarrollado una amplia literatura que intenta aislar estas fuentes e identificar a los factores del mercado laboral que están estadísticamente relacionados con aspectos como los salarios o compensaciones que reciben

²Dado que no se dispone de un panel de datos con una longitud de tiempo mayor, no se establecieron intervalos excluyentes. Sin embargo, el hecho de considerar intervalos superpuestos no impide analizar la evolución de los componentes de la desigualdad, lo cual es justamente el objetivo del presente estudio.

³Los tipos de mercado que usualmente se estudian en microeconomía son los casos extremos de competencia perfecta y monopolio. A diferencia de ello, la rama de la Organización Industrial se enfoca, entre otros aspectos, al estudio del oligopolio, es decir, un caso intermedio entre competencia perfecta y monopolio, en el que existen varios competidores (Tirole, 1988).

los trabajadores.

La disponibilidad de datos enlazados entre firmas y empleados ha permitido investigar con mayor profundidad los efectos de la heterogeneidad de los trabajadores y de las firmas en la desigualdad de los salarios (Abowd *et al.*, 1999; Alvarez *et al.*, 2017; Barth *et al.*, 2016; Card *et al.*, 2013; Engbom y Moser, 2017; Gruetter y Lalive, 2009; Lopes de Melo, 2008). Firmas con características observables similares presentan una amplia heterogeneidad en cuanto a su productividad, por lo que es válido cuestionar si una parte de estas diferencias en la productividad se transmiten a los salarios. Existe un gran número de estudios recientes que muestran que las tendencias de la dispersión agregada de los salarios sigue muy de cerca la tendencia de la dispersión de la productividad, a través de los lugares de trabajo (Dunne *et al.*, 2004) (Barth *et al.*, 2016; Faggio *et al.*, 2010). Sin embargo, estas relaciones agregadas se deben en buena parte a cambios en la composición de los trabajadores.

Card *et al.* (2016) identifican dos corrientes de literatura que permiten aislar el problema de la composición de las nóminas de los trabajadores, utilizando datos enlazados entre empleados y firmas. La primera estudia el impacto de las diferencias de la productividad de las firmas en los salarios de los trabajadores. Los resultados de las estimaciones son generalmente expresados como elasticidades de participación de las rentas. La segunda corriente utiliza datos de los salarios que los trabajadores obtienen a medida que se mueven entre firmas, lo cual permite estimar la prima salarial específica para cada firma. Esta última estrategia ha permitido identificar que las firmas juegan un rol importante en la determinación y la desigualdad salarial y es justamente la que se sigue en este trabajo.

Con respecto a esta corriente de literatura, se ha realizado un importante esfuerzo metodológico para su ejecución y comprobación. La metodología base, diseñada por Abowd *et al.* (1999) (AKM), parte de modelos lineales con la inclusión de efectos fijos. Esta metodología estima una regresión de dos efectos fijos (firma y persona) para identificar los componentes intrínsecos de las personas y de las firmas, permitiendo cuantificar sus contribuciones respecto a la evolución de la dispersión de ingresos. El método AKM ha sido ampliamente empleado en tópicos de economía laboral, y a continuación se presentan varios estudios empíricos que han aplicado esta metodología para estudiar la dinámica de la desigualdad salarial.

Abowd *et al.* (1999) fueron los primeros en estudiar el rol de la heterogeneidad de los trabajadores y firmas en la determinación de la desigualdad salarial. Para ello, analizan una muestra longitudinal con más de un millón de trabajadores franceses y más de cien mil firmas en el periodo 1976-1987; y descomponen los salarios anuales totales de los trabajadores entre los componentes relacionados a las características observables de los trabajadores, la heterogeneidad de los trabajadores, la heterogeneidad de las firmas y la variación de los residuos. Con ello encuentran que tanto la heterogeneidad de las personas como de las firmas son importantes en la determinación de los salarios, aunque con una dominancia de la primera.

Por otra parte, Card *et al.* (2013) estudian el rol que tienen las firmas en el incremento de la desigualdad en Alemania del Oeste en el periodo 1985-2009. Los autores encuentran

que el incremento de la dispersión salarial se debe a una combinación del incremento de la heterogeneidad de los trabajadores, incremento de las primas salariales en diferentes establecimientos y a una reubicación de los trabajadores que más ganan hacia firmas que más pagan. Al descomponer los cambios de la media de los ingresos entre distintos grupos de trabajadores según educación, ocupación e industrias, hallan que en el periodo de análisis la heterogeneidad dentro del lugar de trabajo explica un 25 % del incremento de la desigualdad, mientras que la heterogeneidad entre personas explica el 40 %.

En el caso de Estados Unidos, Song *et al.* (2016) muestran que el aumento en la diferencia de las remuneraciones entre firmas explica dos tercios del aumento de la desigualdad total entre 1981 y 2013, como consecuencia de una reasignación de los trabajadores mejor pagados hacia las firmas que más pagan. De modo similar, Barth *et al.* (2016) encuentran que la diferencia salarial de los trabajadores se explica en mayor parte por la diferencia entre firmas. Engbom y Moser (2017) encuentran que para el periodo 2003-2012, las firmas constituyen un factor importante en la determinación de los retornos a la educación, con la particularidad de que existe una concentración importante de los trabajadores más calificados en las empresas que más pagan.

En un trabajo aplicado al caso italiano para el periodo 1981-1997, Iranzo *et al.* (2008) hallan que la dispersión salarial está relacionada principalmente con la diferencia dentro de las firmas, lo cual asocian a la jerarquización existente dentro de las firmas analizadas.

Asimismo, en Brasil, Alvarez *et al.* (2017) documentan que los efectos firma representan el 45 % de la reducción de la desigualdad entre 1996 y 2012, mientras que el efecto de las personas representa el 24 % de dicha disminución. Los autores además concluyen que fueron los cambios en la política de salarios, y no los cambios en las características de las empresas y trabajadores, lo que jugó un rol significativo en la reducción de la desigualdad.

Gruetter y Lalive (2009), empleado una versión modificada del AKM implementada por Abowd *et al.* (2002), encuentran que en el periodo 1990-1997, las remuneraciones de las empresas austriacas explican tres cuartas partes de la varianza de los salarios medios sectoriales y solo un cuarto de los salarios individuales.

3 Datos

Para el presente trabajo se emplearon datos de registros administrativos del Laboratorio de Dinámica Laboral y Empresarial (LDLE) del INEC, correspondientes al periodo 2010-2015. Las dos principales fuentes de información son la base de afiliados al Instituto Ecuatoriano de Seguridad Social (IESS) y el Directorio de Empresas y Establecimientos (DIEE). Adicionalmente, se empleó la información de las personas con títulos de educación superior registrados en la Secretaría de Educación Superior, Ciencia, Tecnología e Innovación (SENESCYT) y la información del Registro Civil.

Dado que estas bases cuentan con identificadores seudonomizados (tanto para RUC (em-

presas) como para cédulas de identidad (personas)), fue posible construir un panel de empresas con sus respectivos trabajadores registrados en la Seguridad Social, de los cuales se puede conocer su salario, edad, sexo y si cuenta con un título de educación superior. En cuanto a características de las empresas, estas se clasifican por ramas de actividad según la CIIU Rev.4 a un dígito.

El IESS genera una base de datos mensual de todos los afiliados a la Seguridad Social. Los datos utilizados corresponden al mes de abril por ser un mes que no presenta estacionalidad (García et al., 2018). Por tal razón, se considera que el mercado laboral de ese mes es una buena representación del estado promedio del mercado laboral ecuatoriano de todo el año (INEC, 2016). Adicionalmente, dado que en un mes determinado, una persona puede mantener más de una relación laboral, se considera únicamente la relación laboral en la que el empleado recibe el salario más alto.

Una particularidad de la población de estudio es que solamente corresponde al mercado laboral registrado en la seguridad social⁴. Por lo tanto, las conclusiones del presente trabajo no van a ser representativas del mercado laboral en general, siendo esto una limitante más evidente en actividades altamente informales, como la agricultura y la construcción.

3.1 Selección del universo de estudio

El análisis fue realizado para trabajadores hombres asalariados⁵ que se encuentran entre los 18 y 65 años de edad y que trabajan a tiempo completo⁶ en una firma económicamente activa⁷ del sector privado o en una institución del sector público.

Se excluyeron a los trabajadores domésticos debido a que el DIEE no permite identificar adecuadamente a sus empleadores; además, los empleados domésticos en general realizan sus labores en hogares y no en firmas, lo cual no está acorde a los objetivos del presente estudio. Adicionalmente, se descartaron a las empresas que están bajo el Régimen Impositivo Simplificado Ecuatoriano (RISE), pues se trata de personas naturales con actividades económicas pequeñas⁸ y empresas que forman parte de la Economía Popular y Solidaria. Esto último se debe a que estas empresas, al ser parte de formas institucionales que no tienen obligación de

⁴Según la ENEMDU, en diciembre de 2016 la proporción de ocupados afiliados/cubiertos al IESS seguro general fue de 32,5 %

⁵Esta delimitación se realiza también en estudios como los de Card *et al.* (2013) y Alvarez *et al.* (2017), debido a que la oferta laboral de las mujeres puede no presentar un patrón estable en cuanto al nivel de formalidad y las horas trabajadas, dificultando así el estudio de la estructura salarial de las empresas.

⁶Si bien el IESS no cuenta con información del número de horas trabajadas, si posee información de los días trabajados, por lo que se considera como trabajador a tiempo completo a aquel que haya trabajado 20 días o más en un determinado mes.

⁷Se considera como firma activa a aquellas empresas (del sector privado) que para un año determinado registran información de ventas y empleo y tienen una rama de actividad CIIU Rev.4 a 4 dígitos válida. Una institución pública se considera como activa cuando tiene empleo registrado.

⁸El RISE es un régimen de tributación al cual se pueden acoger solamente las personas naturales con ingresos anuales inferiores a US\$ 60.000.

llevar registros validados de su funcionamiento, podrían causar un sesgo en las estimaciones debido a la imprecisión de sus datos.

Adicionalmente, para realizar comparaciones adecuadas entre los salarios de distintos años, todos fueron transformados a valores constantes de 2012. Finalmente, se eliminaron *outliers* que podrían sesgar las estimaciones, descartando a personas con salarios cinco veces por encima del percentil 99 del salario correspondiente a cada año.

4 Tendencias de la desigualdad de ingresos en Ecuador

En esta sección se presentan los principales estadísticos y las tendencias en la desigualdad salarial.

Desde el año 2006, Ecuador experimentó una disminución de la desigualdad de ingresos. Esto después de que el país vivió una profunda crisis económica y social a finales de la década de 1990 e inicios del 2000. Para ilustrar la reducción de la desigualdad, en la Tabla 1 se presenta la evolución del salario diario real promedio, la desviación estándar del logaritmo del salario, el percentil 10, el percentil 90 y el ratio entre estos dos.

El universo considerado contiene entre 0,81 y 1,15 millones de trabajadores hombres a tiempo completo para cada año. En la columna (2) de la tabla se puede notar que el promedio del salario diario real de los trabajadores hombres a tiempo completo incrementó en 13,6% entre 2010 y 2015, mientras que la desviación estándar del logaritmo del salario cayó en -9,2%. Adicionalmente, la columna (7) muestra que el ratio entre los percentiles 90 y 10 disminuyó en -9,8%.

Tabla 1: Estadísticos descriptivos de la muestra.

Año	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
			Salario diario real (w)				
	Número de trabajadores	Promedio	Desviación estándar $\ln(w)$	Salario básico unificado*	P(10)	P(90)	Ratio P90/P10
2010	815.244	22,38	0,65	8	8,74	42,98	4,92
2011	909.678	23,68	0,63	8,8	9,23	45,57	4,94
2012	1.002.712	24,07	0,63	9,73	9,75	45,99	4,72
2013	1.076.103	24,98	0,61	10,6	10,37	45,69	4,41
2014	1.128.787	25,38	0,60	11,33	10,86	46,94	4,32
2015	1.152.418	25,42	0,59	11,8	10,82	48,05	4,44

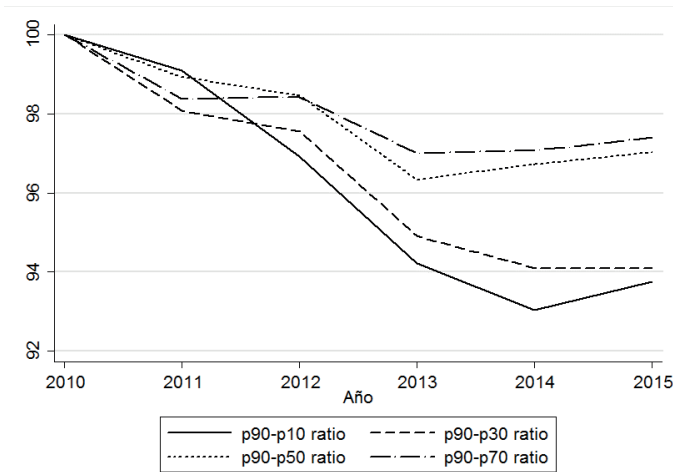
Fuente: Laboratorio de Dinámica Laboral y Empresarial (LDLE) - INEC.

Nota: *El salario básico unificado diario se calcula considerando 30 días de trabajo al mes.

Para entender de mejor manera la dinámica de la reducción de la desigualdad salarial, en la Figura 1 se grafican los ratios entre distintos percentiles del salario. Para hacer las comparaciones más simples, se normalizaron todas estas medidas a 100 en 2010. Independientemente de la medida de desigualdad, la diferencia de los salarios entre los trabajadores

asalariados se ha reducido desde 2010. Además, se puede destacar que el proceso de una mayor igualdad entre trabajadores asalariados ha beneficiado principalmente a los trabajadores de la parte baja de la distribución; esto debido a que la brecha que más ha caído es la que compara al percentil 90 y 10.

Figura 1: Tendencias en la desigualdad de ingresos



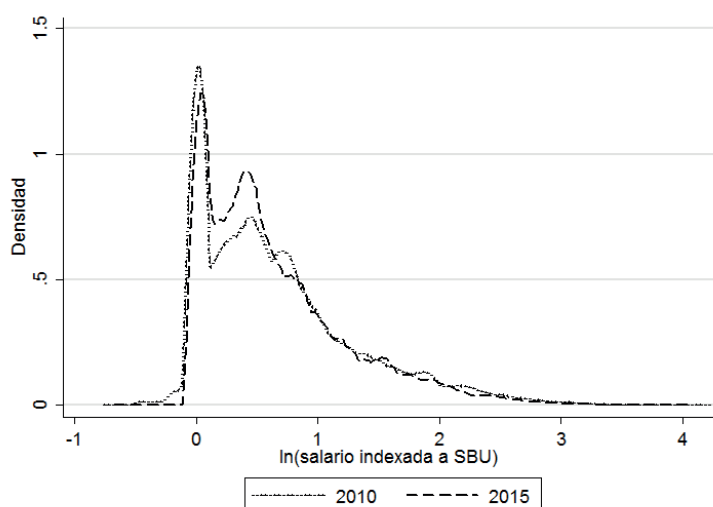
Fuente: Laboratorio de Dinámica Laboral y Empresarial (LDLE) - INEC

La caída de la desigualdad también puede observarse cuando se analiza la distribución del logaritmo del salario indexado al Salario Básico Unificado (SBU) como se presenta en la Figura 2. Se observa en primer lugar una concentración importante de trabajadores que ganan el salario básico, lo cual puede deberse a la política de salarios mínimos implementada en Ecuador en la última década -el SBU aumentó 121,25% entre 2006 y 2015-, y a la obligatoriedad de la afiliación a la seguridad social de los trabajadores por parte de sus empleadores⁹.

Otro aspecto que se puede destacar de la Figura 2 es que entre 2010 y 2015 hay una cantidad menor de personas que ganan el salario básico, lo cual parece compensarse con una mayor proporción de personas que ganan un salario por encima de este. Nuevamente, esto refleja que la mayor igualdad de los salarios ha beneficiado principalmente a los trabajadores que perciben un salario inferior al resto.

⁹Otra razón para esta concentración puede deberse a afiliaciones de personas que en realidad no trabajan con el empleador, pero que son registrados por este para acceder a los beneficios de ley. Dado que en estos casos, la intención es acceder a los beneficios de la seguridad social, existiría un incentivo para afiliarse con el salario mínimo.

Figura 2: Salario indexado al SBU



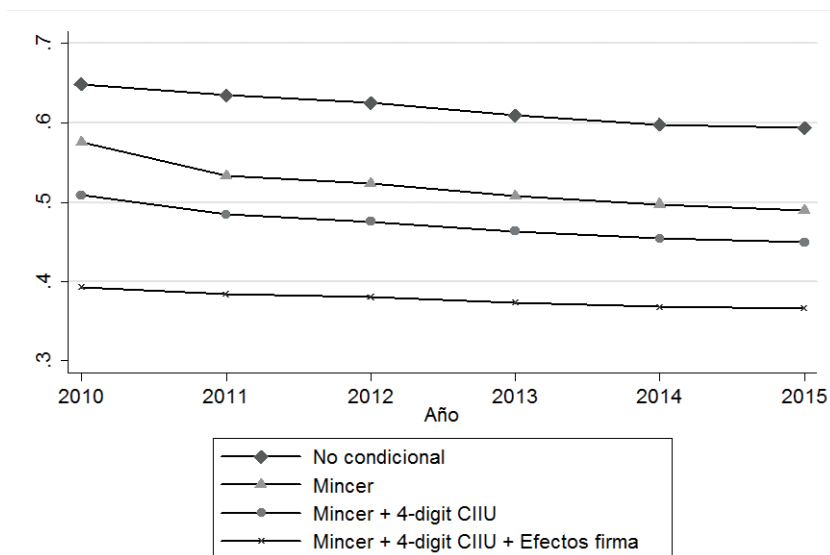
Fuente: Laboratorio de Dinámica Laboral y Empresarial (LDLE) - INEC

Para identificar cuál ha sido la contribución relativa de las características de las personas y de las firmas sobre la caída de la desigualdad salarial, se estimaron tres modelos de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) para cada año. El primer modelo es una función de Mincer, donde se incluyen *dummies* por cada nivel de estudio y una función cuadrática de la edad. En el segundo modelo se añade una *dummy* por cada rama CIIU Rev.4 a cuatro dígitos. En el tercer modelo se añaden *dummies* por cada firma.

A partir de los modelos estimados se obtiene las desviaciones estándar de los residuos predichos, las cuales se grafican en la Figura 3. La idea detrás de esta figura es que, en caso de encontrar un modelo en el que las desviaciones estándar de los residuos sean constantes, las variables que conforman al modelo estarían absorbiendo la tendencia decreciente de la desigualdad observada en el periodo analizado.

Con esto en consideración, en primer lugar se puede observar que la caída en la desigualdad observada es de 0,055 puntos (0,648 a 0,594). Al controlar por las características de las personas, la caída de la desviación estándar es de 0,086 puntos (0,576 a 0,490), y cuando además se controla por diferencias sectoriales, la caída es de 0,059 puntos (0,509 a 0,450). Finalmente, cuando se añaden los efectos propios de las firmas, el desvío estándar de los residuos cae en 0,027 puntos (0,393 a 0,366), lo cual muestra que la tendencia decreciente de la desigualdad de los salarios se absorbe, en gran parte, por las características propias de las firmas, hipótesis que será analizada en profundidad más adelante.

Figura 3: Desviación estándar de datos no condicionales y desviación estándar de residuos de modelos alternativos de salarios



Fuente: Laboratorio de Dinámica Laboral y Empresarial (LDLE) - INEC

Adicionalmente, se realiza un ejercicio para identificar si las personas que más salarios perciben, se concentran en las empresas que pagan mayores salarios en promedio. Si las personas que tienden a ganar más en cualquier empleo no se concentran en establecimientos que pagan salarios promedio mayores para todos sus empleados, habría otro indicio de que la desigualdad entre firmas se ha reducido.

Para ello, se define a los “mejor pagados” como aquellos trabajadores que ganan sobre el percentil 90 de los ingresos diarios; y se identifica, en cada año, a las empresas que pagan mejores salarios como aquellas que pagan un salario promedio sobre el percentil 90 de los salarios pagados por las firmas. La Tabla 2 muestra cuál ha sido la evolución de la concentración de los trabajadores según su nivel de ingreso en empresas clasificadas según los pagos promedio que realizan a sus trabajadores. De este modo se evidencia que, entre 2010 y 2015, se ha reducido el porcentaje de trabajadores mejor pagados que trabajaban en empresas que ofrecían mejores salarios y se identifica un incremento de trabajadores que perciben los salarios más altos en empresas que no pagan los salarios más altos.

Si bien es un ejercicio no condicionado, al perfilar quiénes son los trabajadores mejor pagados, el 65,4 % corresponde a trabajadores calificados con títulos de educación superior, principalmente de tercer y cuarto nivel¹⁰; y el restante corresponde a trabajadores sin educación superior, que principalmente están entre los 32 y 51 años de edad, y probablemente son quienes han acumulado experiencia específica. Esto último no puede ser comprobado,

¹⁰El grupo de personas que cuentan con un título de educación superior, pero que no se encuentran entre los trabajadores mejor pagados son Técnicos y Tecnólogos.

debido a que no existe una base de datos detallada que cuente con el historial laboral de los trabajadores o, en su defecto, con los años de escolaridad de los mismos para construir a partir de allí y su edad una *proxy* de experiencia.

Tabla 2: Empleados mejor pagados vs empresas con mejores pagos

Año	Resto de trabajadores/ Resto de empresas	Resto de trabajadores/ 10 % mejores pagos	10 % mejor pagados/ Resto de empresas	10 % mejor pagados/ 10 % mejores pagos
2010	73,49 %	16,51 %	2,22 %	7,78 %
2011	73,48 %	16,52 %	2,39 %	7,61 %
2012	73,27 %	16,73 %	2,52 %	7,48 %
2013	73,69 %	15,80 %	2,90 %	7,62 %
2014	73,81 %	15,93 %	2,83 %	7,42 %
2015	74,25 %	15,75 %	2,68 %	7,32 %

Fuente: Laboratorio de Dinámica Laboral y Empresarial (LDLE) - INEC.

Nota: El grupo del resto de trabajadores está conformado por el 90 % de personas que poseen los salarios más bajos. De modo similar, el resto de empresas está conformado por el 90 % de aquellas que pagan los salarios más bajos.

Dispersión de salarios entre y dentro de las empresas.

Como se mencionó en la revisión de literatura, varios economistas han reconocido que las características observables de los trabajadores han fallado en explicar completamente la evolución de la varianza de los ingresos. La reciente literatura ha enfatizado en analizar el rol que juegan las empresas con respecto a los pagos que ofrecen, por lo que a continuación se investiga la evolución de la varianza de los ingresos entre y dentro de las firmas.

La desigualdad entre firmas es grande cuando existen amplias brechas entre el promedio de salarios pagados por diferentes firmas. En ese caso, el salario del trabajador depende más de donde trabaja. La desigualdad dentro de las firmas es mayor cuando en cada firma existen grandes diferenciales en los salarios entre los individuos de diferentes posiciones jerárquicas. De este modo, la varianza total de los ingresos puede descomponerse en la varianza del promedio del logaritmo de los ingresos de cada firma a través de las firmas y la varianza de la diferencia entre el logaritmo de los ingresos del trabajador y el promedio del logaritmo de los ingresos en su firma.

Se podría imaginar dos escenarios hipotéticos completamente opuestos. En primer lugar, si el promedio del ingreso fuese igual entre las firmas, la desigualdad de ingresos se explicaría completamente por la varianza existente dentro de las firmas. En segundo lugar, si todos los trabajadores ganaran el mismo salario dentro de la empresa, la desigualdad variaría debido únicamente a las diferencias en los pagos entre firmas. Por este motivo, se realiza un ejercicio para identificar cuál de estos dos componentes es cuantitativamente más importante¹¹.

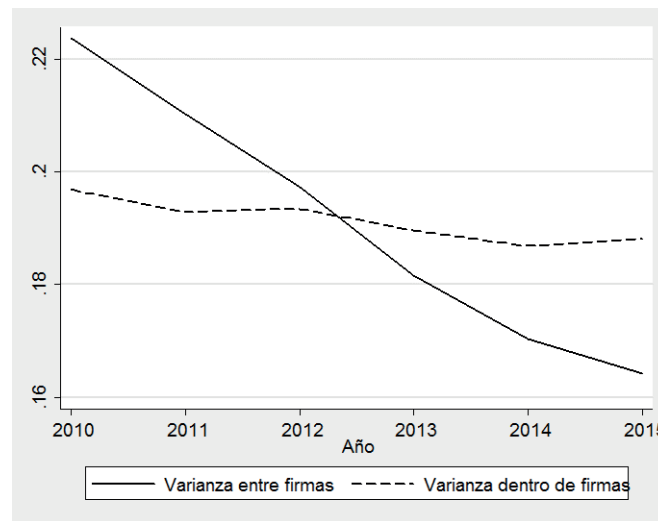
¹¹Este ejercicio puede desarrollarse de la siguiente manera:

$$y_{ijt} = y_t + (\bar{y}_t^j - \bar{y}_t) + (y_{ijt} - \bar{y}_t^j)$$

Tomando la varianza en los dos términos:

La Figura 4 muestra la descomposición de la varianza de los ingresos durante el periodo de estudio. Se puede identificar que la varianza entre firmas presenta la mayor disminución en el periodo de análisis (26,5%), mientras que la desigualdad dentro de las empresas se reduce solamente en un 4,4%. Estas tendencias hicieron que a partir del 2013 el componente de mayor importancia sobre la varianza total pase a ser aquel que capta las diferencias dentro de las firmas.

Figura 4: Varianza del log de salarios entre y dentro de las empresas



Fuente: Laboratorio de Dinámica Laboral y Empresarial (LDLE) - INEC

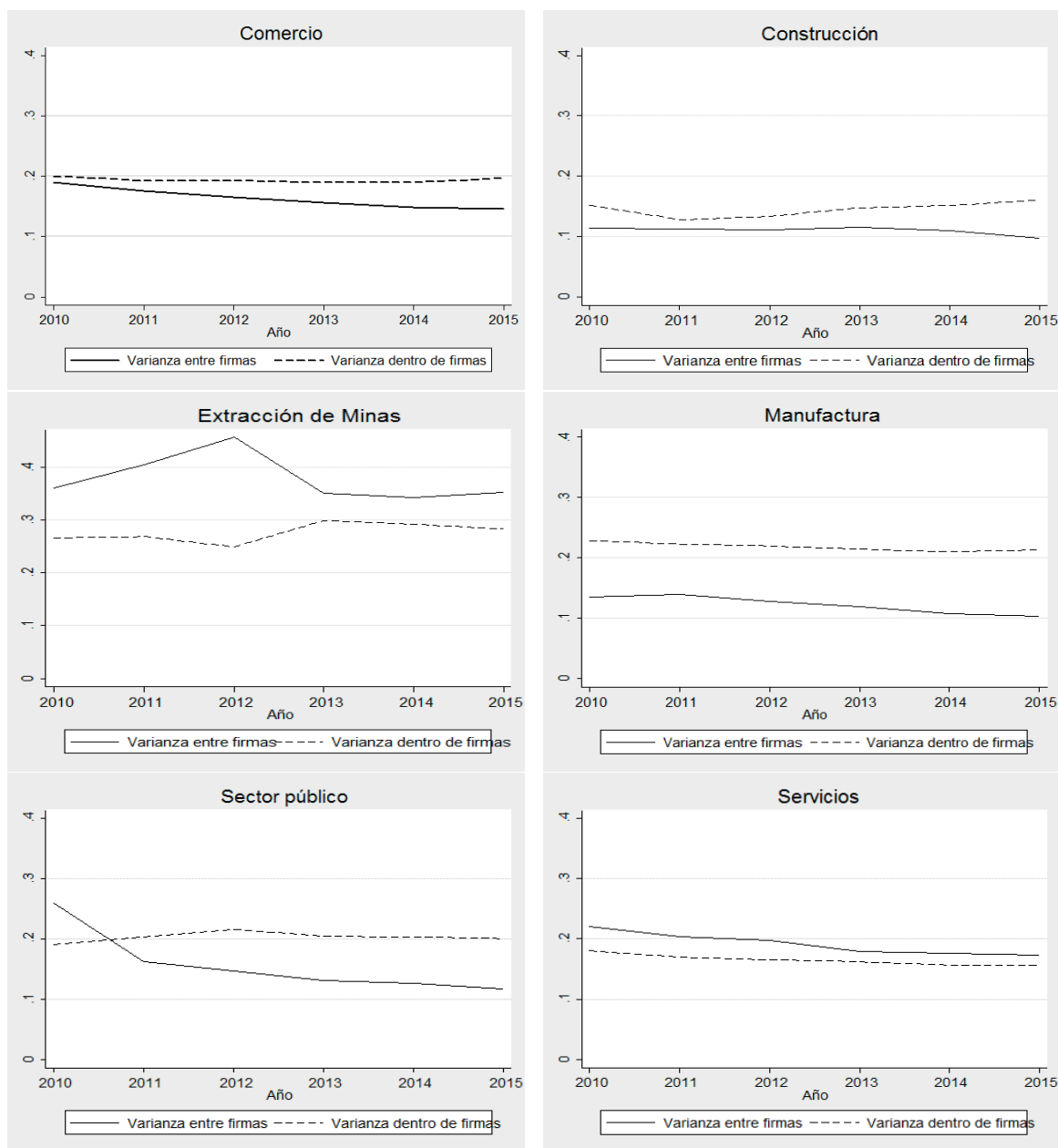
A priori podría suponerse que esta caída en la desigualdad entre empresas se debe a que en ciertos sectores económicos, las empresas se volvieron más similares entre sí que en otros. Sin embargo, en la Figura 6 se puede notar que la disminución de las diferencias salariales entre empresas ocurrió en todos los sectores, aunque con un patrón menos claro en el caso de Extracción de minas.

$$Var(y_{ijt}) = Var(\bar{y}_t^j - \bar{y}_t) + Var(y_{ijt} - \bar{y}_t^j) + 2Cov(\bar{y}_t^j - \bar{y}_t, y_{ijt} - \bar{y}_t^j)$$

Simplificando términos, y considerando que $2Cov(\bar{y}_t^j - \bar{y}_t, y_{ijt} - \bar{y}_t^j) = 0$ por construcción, se obtiene:

$$Var(y_{ijt}) = Var(\bar{y}_t^j) + \overline{Var(y_{ijt} | t \in J)}$$

Figura 5: Varianza del log de salarios entre y dentro de las empresas por sector económico.



Fuente: Laboratorio de Dinámica Laboral y Empresarial (LDLE) - INEC

A pesar de ser un ejercicio informativo, este tipo de descomposiciones con datos de ingresos en bruto no pueden ser interpretados en el sentido de que las firmas difieren fundamentalmente en el modo en el que pagan a sus trabajadores. La razón es que algunas firmas pueden contratar trabajadores con ciertas características que siempre tienen salarios más al-

tos, independientemente de donde trabajen. En ese caso, las diferencias entre firmas pueden darse como resultado de políticas de reclutamiento (e.g. incentivos salariales acordes a las habilidades del individuo) y no como políticas de pagos (e.g. políticas salariales que pueden depender de factores institucionales). Con ello se da paso a la siguiente sección, donde se presenta la estrategia metodológica para identificar la importancia de las políticas de pago de las empresas en la reducción de la desigualdad.

5 Estrategia metodológica

La metodología empleada en el presente trabajo se basa en la descomposición AKM. Esta técnica permite descomponer la variabilidad de los salarios en características que varían en el tiempo, y en componentes propios de las empresas y firmas a través de la inclusión de efectos fijos. Para analizar cómo estos componentes varían en el tiempo, se puede trabajar con distintos paneles de datos. En cada intervalo de tiempo, el cual contiene N^* observaciones persona-año, N trabajadores y J firmas, se modela el logaritmo de los salarios de la siguiente forma:

$$y_{it} = \alpha_i + \Psi_{J(i,t)} + x'_{it}\beta + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Dónde:

- y_{it} es el logaritmo del salario de la persona i en el periodo t .
- α_i es el efecto de las personas y representa una combinación de habilidades y otros factores que son premiados igualmente entre los empleadores.
- $\Psi_{J(i,t)}$ es el efecto de las empresas y representa el premio de pago proporcional que es pagado por cada firma j a todos los empleados; la función $J(i,t)$ identifica la firma que emplea al trabajador i en el año t .
- $x'_{it}\beta$ es una combinación de factores agregados y del ciclo de vida que afectan a la productividad del trabajador i en todos sus trabajos. El vector de características x'_{it} incluye *dummies* por cada año, *dummies* de edad, *dummies* por nivel educativo y el número de trabajadores de cada empresa.
- ε_{it} es el término error que puede ser descompuesto de la siguiente forma:

$$\varepsilon_{it} = \eta_{iJ(i,t)} + \xi_{it} + \mu_{it} \quad (2)$$

Donde:

- $\eta_{iJ(i,t)}$ es el componente *match* que representa una prima (o descuento) del salario base, dado por las características propias de las personas y las firmas $\alpha_i + \Psi_j$.

- ξ_{it} es un componente evolutivo que captura el poder de negociación que el individuo va adquiriendo con el tiempo; esto puede deberse principalmente a la acumulación de experiencia específica del individuo en el tiempo, lo cual lo hace más valioso frente a los empleadores.
- μ_{it} es un error transitorio con media 0 para cada persona en todos los intervalos considerados.

Para que se pueda estimar la relación de interés con MCO, es necesario cumplir el supuesto de ortogonalidad entre el término de error (ε) y el resto de componentes: efectos fijos de personas (d^i), efectos fijos empresariales (f^j), y características variantes en el tiempo (x^k).

$$E[d^i \varepsilon] = 0 \forall i, \quad E[f^j \varepsilon] = 0 \forall j, \quad E[x^k \varepsilon] = 0 \forall k$$

En los dos últimos casos, este supuesto se cumple debido a que los componentes del error poseen una media cero (los componentes del error, las características variantes en el tiempo y los efectos persona están a nivel individual). Para constatar la ortogonalidad con el efecto firma, es necesario analizar los tres componentes que conforman el término de error.

El componente *match* es relevante en modelos en los cuales existe una productividad idiosincrática asociada con cada unión de trabajo potencial (unión firma-trabajador), y donde los trabajadores reciben cierto porcentaje de rentas en caso de que ocurra una unión (o *match*) exitosa (Card *et al.*, 2013; Mortensen y Pissarides, 1994).

El componente ξ_{it} , que captura el poder de negociación que se deriva del aprendizaje específico que adquiere un trabajador en el tiempo, tendría relevancia si se constata que el salario de los trabajadores aumenta a lo largo del tiempo con el mismo empleador, o si al cambiar de empleador es capaz de conseguir un salario mayor que el anterior.

Finalmente, el término de error transitorio μ_{it} presentaría problemas en el caso de que el cambio salarial que se da por un cambio de trabajo, sea absorbido por una variación sistemática en el término de error.

Con el fin de probar el supuesto de ortogonalidad, más adelante se presentan los resultados de un análisis de eventos que permite verificar si los patrones salariales de un conjunto de trabajadores que se mueven hacia distintos trabajos, muestran un comportamiento que pueda invalidar dicho supuesto. La conclusión que se obtiene es que no hay evidencia que invalide el supuesto mencionado.

La identificación de los efectos firma y persona es posible solamente cuando se cuenta con grupos conectados de personas y firmas. Para que las firmas y personas estén conectadas, se requiere que los individuos de la muestra hayan sido empleados por distintos empleadores. De este modo, el grupo conectado queda compuesto por todos los trabajadores que trabajaron en más de una firma y por todas las firmas de donde algún trabajador rotó hacia otra. Desde una perspectiva económica, los grupos conectados de trabajadores y firmas muestran la red de movilidad de trabajadores hacia distintas empresas. Desde un punto de vista estadístico, los grupos conectados de trabajadores y firmas permiten la identificación de los efectos firma

y persona, ya que sin movilidad, estos componentes serían nulos (Abowd *et al.*, 2002). Para efectos de la estimación, solamente se considera el conjunto conectado más grande, el cual abarca entre el 92,2 % y 92,8 % de empresas, y entre el 99,1 % y 99,2 % de personas¹².

Posteriormente, al estimar los parámetros de interés se puede recuperar tanto el efecto fijo empresarial como el efecto fijo de las personas. De este modo, conforme a la ecuación (1), la varianza de los salarios observados de los trabajadores puede ser descompuesta en efectos fijos de los trabajadores, efectos fijos de las firmas, características del trabajador variantes en el tiempo, y las covarianzas entre estos términos:

$$\begin{aligned} Var(y_{it}) &= Var(\alpha_i + \Psi_{J(i,t)} + x'_{it}\beta + \varepsilon_{it}) \\ Var(y_{it}) &= Var(\alpha_i) + Var(\Psi_{J(i,t)}) + Var(x'_{it}\beta) + 2Cov(\alpha_i, \Psi_{J(i,t)}) \\ &\quad + 2Cov(\Psi_{J(i,t)}, x'_{it}\beta) + 2Cov(\alpha_i, x'_{it}\beta) + Var(\varepsilon_{it}) \end{aligned} \quad (3)$$

La comparación de estos términos entre los distintos intervalos de tiempo permite analizar cómo ha variado su importancia sobre la varianza total y cuál ha sido su contribución a la caída de la desigualdad salarial.

6 Resultados

6.1 Estimaciones del modelo AKM

Con el objetivo de descomponer los cambios en la dispersión de los salarios entre efectos fijos individuales, efectos fijos empresariales y efectos variantes en el tiempo, se fijaron tres intervalos de tiempo superpuestos: 2010 - 2012, 2012 - 2014 y 2013 - 2015. Con ello se pretende ver qué aporte tuvo cada componente sobre la disminución de la desigualdad en el periodo analizado, empleando el modelo AKM.

La Tabla 3 resume los resultados de la estimación para la población de trabajadores hombres a tiempo completo en el sector público y privado, para cada uno de los intervalos de análisis¹³. Se reportan las desviaciones estándar de los efectos estimados de personas y empresas, de las variables variantes en el tiempo y las correlaciones entre estos componentes. Adicionalmente, se presentan dos estadísticos de poder de ajuste: R^2 ajustado y RMSE (raíz del error cuadrado medio), los cuales toman en cuenta el número elevado de parámetros

¹²Las empresas que se descartan son principalmente pequeñas que concentran una pequeña participación del empleo. Al no estar dentro del conjunto conectado más grande que abarca el 99,2 % de empleo, se trataría de empresas que en su momento funcionaron de una forma aislada, en la que ninguno de sus trabajadores (posiblemente el único) trabajó en una empresa del conjunto conectado más grande.

¹³Las estimaciones del modelo AKM fueron obtenidas siguiendo la programación realizada en Matlab por Card *et al.* (2013) y modificándola para adecuarla a la información y variables consideradas en el presente estudio.

estimados en los modelos. En este sentido, se puede notar que los modelos incluyen entre 0,8 y 1,0 millón de efectos fijos de personas, y entre 33 y 43 mil efectos firma en cada intervalo considerado.

Los resultados en la Tabla 3 permiten realizar varias conclusiones. En primer lugar, se nota la reducción de la desigualdad salarial: la desviación estándar del logaritmo de los salarios diarios reales se redujo de 0,648 a 0,599. Por su parte, los efectos persona y firma se vuelven menos variantes a través del tiempo, pues sus desviaciones estándar caen en 0,032 (de 0,539 a 0,507) y 0,047 (de 0,269 a 0,222), respectivamente; al igual que las covariables variantes en el tiempo. En lo que respecta a la correlación entre los efectos firma y persona, se observa un aumento de 0,064 (de -0,051 a 0,013), lo cual, como se ve en la Figura 6, se debe a una reubicación de los trabajadores mejor pagados desde las empresas que menos pagan a las que más pagan. Es importante recordar que este componente no necesariamente corresponde a la correlación entre la productividad del trabajador y la firma (Eeckhout y Kricher, 2011; Lentz y Mortensen, 2010; Lopes de Melo, 2008). En cuanto al poder explicativo se puede notar, por una parte, que la desviación estándar del residuo, a pesar de que inicialmente era relativamente baja, presenta una disminución, y que el R^2 se sitúa entre 0,90 y 0,92.

Tabla 3: Resultados de la estimación AKM para cada intervalo de tiempo

	(1)	(2)	(3)
	Intervalo 1	Intervalo 2	Intervalo 3
	2010-2012	2012-2014	2013-2015
Parámetros de persona y establecimiento			
Número de efectos fijos por persona	816.229	977.255	1.026.390
Número de efectos fijos por firma	33,800	41,571	43,206
Resumen de parámetros estimados			
Desv. Est. De efectos persona	0,539	0,522	0,507
Desv. Est. De efectos firma	0,269	0,231	0,222
Desv. Est. De variables variantes en el tiempo (Xb)	0,119	0,124	0,101
Desv. Est. De error predicho	0,162	0,137	0,134
Correlación de efectos persona/firma	-0,051	-0,004	0,013
Correlación de efectos persona/Xb	0,197	0,146	0,229
Correlación de efectos firma/Xb	0,100	0,110	0,178
Información adicional			
Desviación estándar de ln ingresos reales	0,648	0,621	0,599
<i>RMSE</i>	0,206	0,175	0,160
R^2 ajustado	0,90	0,92	0,92
Tamaño de la muestra	2.201.483	2.630.687	2.762.581

Fuente: Laboratorio de Dinámica Laboral y Empresarial (LDLE) - INEC.

Una vez analizada la evolución de cada componente del modelo estimado, a continuación se analizan las contribuciones de cada uno a la caída de la desigualdad salarial total. Para ello se realizó una descomposición de la varianza basada en la ecuación (3) en cada intervalo, las cuales se presentan en la Tabla 4. En la última columna de la misma tabla se muestra

cómo ha variado la contribución de cada componente para explicar la desigualdad salarial entre los intervalos extremos.

Dos resultados importantes surgen del análisis. Primero, la heterogeneidad intrínseca entre trabajadores es lo que más incide para explicar el nivel de desigualdad salarial en todos los intervalos (entre 69,1 % y 70,8 %). Esto representa aproximadamente cinco veces más que la importancia del efecto de las firmas, las cuales explican entre el 13,4 % y 17,3 % de la desigualdad salarial. Al analizar la covarianza entre los efectos persona y firma, se puede observar que, en el primer intervalo, esta incidía negativamente en la desigualdad salarial, lo cual quiere decir que los trabajadores que más ganaban no necesariamente estaban trabajando en las empresas que más pagaban, o viceversa. Al contrario, el sentido negativo muestra que las personas que más ganaban se ubicaron en empresas que pagaban menos que el resto. Sin embargo, este patrón se revierte a lo largo del tiempo, llegando a ser positivo en el último intervalo.

El segundo resultado a destacar es lo que ocurre con la importancia de cada componente sobre la caída de la varianza del logaritmo de los salarios reales. En este sentido, lo que más permite explicar la caída de -0,0502 en el logaritmo de los salarios entre los intervalos de tiempo extremos, es el efecto de las personas con un 65,0 %; seguido del componente de las firmas que explica un 46,0 %. Aunque el aporte de este último componente es menor, cabe destacar que ha disminuido en 31,9 % (de 0,0725 a 0,0494), en comparación con la caída de 11,22 % (de 0,2900 a 0,2574) del componente de las personas.

Si bien, la suma de ambos componentes supera el 100 %, cabe notar que la covarianza entre ambos factores actúa en un sentido opuesto (-35,6 %), lo cual quiere decir que este componente ha contribuido de forma positiva a la evolución de la desigualdad, aunque no de forma suficiente como para compensar lo logrado con la homogeneización de los efectos firma y persona.

Tabla 4: Descomposición de varianza

	(1) Panel 1 (2010-2012)		(2) Panel 2 (2012-2014)		(3) Panel 3 (2013-2015)		(4) Diferencia Panel 3 y Panel 1	
	Componente Var.	%	Componente Var.	%	Componente Var.	%	Componente Var.	%
Varianza total del ln de los ingresos reales	0,4198	100,00	0,3850	100,00	0,3697	100	-0,0502	100,00
Componentes de la varianza:								
Varianza de efecto persona	0,2900	69,09	0,2728	70,84	0,2574	69,64	-0,0326	65,04
Varianza de efecto firma	0,0725	17,26	0,0537	13,96	0,0494	13,37	-0,0230	45,95
Varianza de efecto de Xb	0,0142	3,39	0,0155	4,02	0,0102	2,76	-0,0040	8,03
Varianza del residuo	0,0261	6,22	0,0187	4,85	0,0181	4,89	-0,0080	16,00
2 cov(persona,firma)	-0,0148	-3,53	-0,0010	-0,25	0,0030	0,82	0,0179	-35,60
2 cov(Xb,persona)	0,0254	6,04	0,0190	4,94	0,0235	6,36	-0,0018	3,68
2 cov(Xb,firma)	0,0064	1,53	0,0063	1,64	0,0080	2,16	0,0016	-3,12

Fuente: Laboratorio de Dinámica Laboral y Empresarial (LDLE) - INEC.

Para ilustrar de forma gráfica lo que ocurre con la covarianza entre los componentes firma y persona, en la Figura 6 se ilustra la distribución conjunta de cada componente clasificado

en deciles, para cada intervalo. En el primer intervalo se puede observar que, si bien es importante la cantidad de personas que más ganan y que trabajan en las empresas que más pagan (alta concentración en los deciles 10 de ambos componentes), también hay una cantidad importante de personas que ganan más que el resto pero que trabajan en firmas que pagan salarios relativamente bajos, y viceversa, lo cual predomina y permite explicar la covarianza negativa en este primer caso. No obstante, en el intervalo intermedio, este último comportamiento se disipa parcialmente, y termina siendo aún menos importante en el periodo 2013-2015. En este último intervalo la distribución conjunta tiende a ser plana con respecto a los anteriores casos, pero sigue predominando la alta concentración en los deciles 10 de los efectos persona y firma, lo cual permite explicar que la covarianza sea positiva.

Figura 6: Varianza del log de salarios entre y dentro de las empresas por sector económico.



Fuente: Laboratorio de Dinámica Laboral y Empresarial (LDLE) - INEC

6.2 Pruebas de robustez

En la presente sección se presentan varias pruebas de robustez para apoyar los resultados obtenidos con la regresión AKM. En primer lugar, se presentan los resultados con el subuniverso de mujeres, con el fin de comprobar que las conclusiones obtenidas son similares al caso de hombres. En segundo lugar se realiza el mismo ejercicio sin considerar al sector público para analizar si el resultado general se debe básicamente a este conjunto de la población. En tercer lugar se presenta un estudio de eventos, con el fin de probar que los componentes del término de error *-match*, evolutivo y transitorio- no influyen sobre las estimaciones obtenidas.

6.2.1 Descomposición AKM con el subuniverso de mujeres

Los resultados hasta acá mostrados han sido delimitados solamente para el caso de hombres. Esto debido a que el mercado laboral de las mujeres puede presentar patrones inestables en cuanto a su formalización y a la cantidad de horas trabajadas, lo cual podría afectar las estimaciones y por lo tanto las conclusiones halladas¹⁴.

Sin embargo, con el fin de verificar las conclusiones halladas en el caso de hombres, se estimó el modelo AKM para el caso de mujeres empleadas a tiempo completo, bajo los mismos criterios de selección de la muestra que en el caso de hombres (ver sección 3.2). Al realizar la descomposición de la varianza del logaritmo de los salarios, se pudo constatar que las conclusiones son similares a las obtenidas en el caso inicial (Tabla A1). En general, se observa una reducción de la varianza del logaritmo de los salarios de 0,065. El componente más importante que explica esta disminución es la reducción de la heterogeneidad individual (77,2%), seguida de la reducción de la heterogeneidad entre firmas (50,3%). Igualmente, la covarianza entre estos dos factores ha provocado más bien que la desigualdad aumente, aunque no en un grado suficiente como para revertir el patrón general de la desigualdad.

6.2.2 Descomposición AKM sin sector público

En el análisis realizado en la sección 6.1 se incluyó al sector público y privado. En principio, y de acuerdo a la Figura 6, se puede pensar que el sector público estaría explicando los resultados hallados para el total de la economía. Para analizar si este es el caso, se realizó el mismo ejercicio de descomposición de la varianza considerando únicamente al sector privado. En la Tabla A3 se puede notar que el tamaño total de la muestra se reduce en aproximadamente 26% y que los estadísticos de ajuste R^2 y raíz del error cuadrado medio son similares con respecto al caso inicial. Adicionalmente, la desviación estándar del logaritmo de los ingresos cae en 0,025 entre los intervalos extremos (0,633 a 0,608), siendo esta caída la mitad a la hallada inicialmente que fue de 0.049 (0,648 a 0,599). En relación a los desvíos estándar de los distintos componentes y sus correlaciones, en todos los casos se conservan las conclusiones del

¹⁴Esta estrategia también ha sido empleada en otros estudios como el de Card *et al.* (2013) por las mismas razones expuestas.

caso base; la única excepción es la correlación hallada entre los efectos firma y características, ya que al excluir el sector público, su magnitud se reduce en lugar de aumentar.

Al analizar los componentes que más explican la varianza de los ingresos, se puede destacar que los resultados con respecto al caso que toma en cuenta al sector público y privado son similares. En primer lugar se puede destacar que el componente más importante es el correspondiente a las personas (entre 69,0 % y 70,6 %), seguido del componente de las firmas (entre 13,0 % y 14,5 %), con lo cual en conjunto explican aproximadamente el 84 % de la varianza de los ingresos en todos los intervalos de tiempo. Sin embargo, a pesar de que los componentes más importantes conservan su participación en comparación al caso base, existen ciertas diferencias en el resto de los componentes, pudiéndose resaltar el caso de la covarianza entre los efectos persona y firma, en el cual se deja de observar una relación negativa en el primer intervalo.

En segundo lugar, la descomposición de la caída de la desigualdad presentada en la columna (4) muestra que el componente de las personas explica el 63,0 % de la caída de la varianza de los ingresos, siendo este valor similar al 65,0 % hallado al incluir el sector público. Sin embargo, se observa un poder explicativo menor del efecto de las firmas, el cual se sitúa en 31,7 % frente al 46,0 % del caso inicial. De este modo, si bien, las entidades del sector público de cierto modo estarían pagando de forma más homogénea a sus trabajadores en relación a las empresas privadas, es importante también destacar que las empresas del sector privado explican una porción importante de la caída de la desigualdad salarial. Finalmente, otro hecho a destacar es lo que ocurre con el factor que relaciona a los componentes persona y firma, ya que inicialmente la contribución de este factor era de -36,5 %, mientras que al excluir el sector público, la contribución desciende a -9,7 %. Esto significaría que si bien el fenómeno de desplazamiento de los trabajadores mejor pagados hacia lugares de trabajo que mejor pagan, también se da en el sector privado, este fenómeno fue más acentuado en el sector público, posiblemente por una mayor facilidad de movimiento.

Tabla 5: Descomposición de varianza - AKM sin sector público.

	(1)		(2)		(3)		(4)	
	Panel 1 (2010-2012)		Panel 2 (2012-2014)		Panel 3 (2013-2015)		Diferencia Panel 3 y Panel 1	
	Componente	%	Componente	%	Componente	%	Componente	%
Varianza total del ln de los ingresos reales	0,4010	100,00	0,3850	100,00	0,3691	100,00	-0,0319	100,00
Componentes de la varianza:								
Varianza de efecto persona	0,2808	70,02	0,2657	69,01	0,2607	70,63	-0,0201	63,01
Varianza de efecto firma	0,0581	14,49	0,0502	13,04	0,0480	13,00	-0,0101	31,66
Varianza de efecto de Xb	0,0160	3,99	0,0171	4,44	0,0143	3,87	-0,0017	5,33
Varianza del residuo	0,0224	5,59	0,0203	5,27	0,0190	5,15	-0,0034	10,66
2 cov(persona,firma)	0,0010	0,25	0,0060	1,56	0,0041	1,11	0,0031	-9,72
2 cov(Xb,persona)	0,0155	3,87	0,0145	3,77	0,0173	4,69	0,0018	-5,64
2 cov(Xb,firma)	0,0071	1,77	0,0050	1,30	0,0056	1,52	-0,0015	4,70

Fuente: Laboratorio de Dinámica Laboral y Empresarial (LDLE) - INEC.

6.2.3 Estudio de eventos sobre el efecto de los cambios de trabajo en los salarios

Una gran parte del análisis en el presente documento está basado en resultados de estimaciones de varias aplicaciones de la metodología AKM. Aunque los modelos poseen un poder explicativo alto (el R^2 ajustado se encuentra entre 0,90 y 0,92), los resultados podrían estar sesgados si no se cumple el supuesto de exogeneidad del término de error.

Para investigar esta posibilidad, se sigue una estrategia similar a la propuesta por Card *et al.* (2013). Si la variación de los salarios entre establecimientos se debe principalmente a cómo se clasifican las personas, entonces las personas que cambian de empleos no deberían experimentar cambios sistemáticos en sus salarios. Por otro lado, si diferentes empresas pagan en promedio distintos premios salariales, entonces los individuos que se vinculan a una firma que paga mejores salarios, en promedio deberían experimentar un aumento de salario; mientras que aquellos que se vinculan a firmas que pagan salarios muy bajos, deberían experimentar una caída en sus salarios.

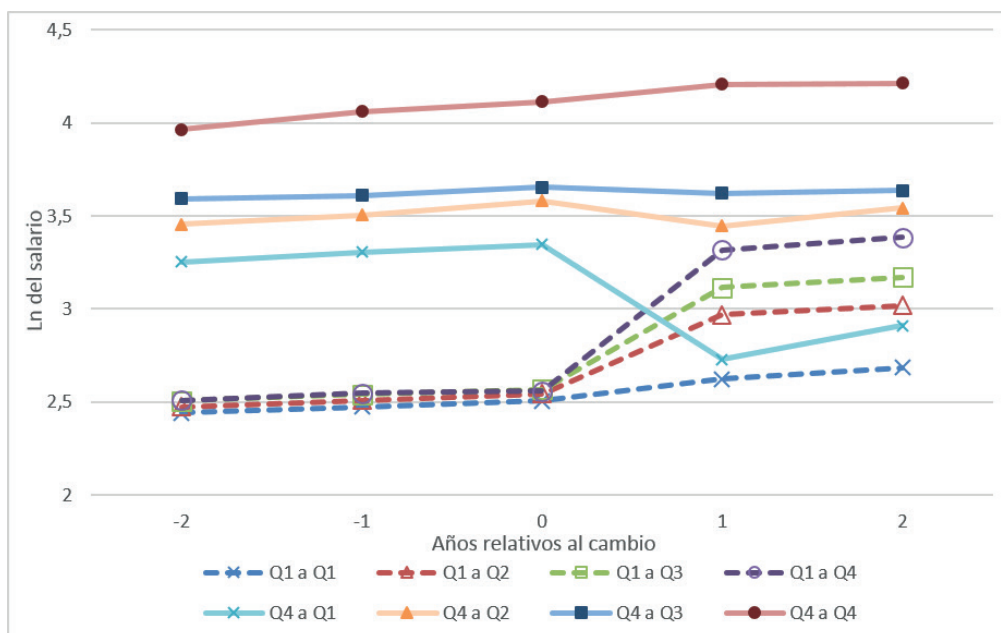
La Figura 7 muestra el ingreso promedio de los trabajadores que cambiaron de empleo, que estaban en su empleo previo por al menos 2 años y que se mantuvieron por al menos 2 años en su nuevo empleo¹⁵. Para efectos de presentación, solo se grafican los perfiles de salarios de los trabajadores que dejan el cuartil 1 y 4, es decir, aquellos que trabajaban en las empresas que peor y mejor pagaban, respectivamente¹⁶.

Consistente con la especificación AKM, las ganancias de los cambios hacia arriba son similares a las pérdidas de quienes hacen el cambio en sentido contrario. Esta simetría sugiere, por un lado, que el modelo especificado con efectos aditivos de trabajadores y empresas es una caracterización apropiada para los fines del estudio. Por otro lado, se puede notar que no existe evidencia de que se produzca un efecto *match*, ya que los trabajadores que pasan de un trabajo con salario promedio alto a uno con salario promedio bajo, no obtienen un aumento del salario como se esperaría en el caso de que la unión haya sido exitosa. Finalmente, cuando se analiza el salario promedio del trabajador en el mismo trabajo, antes o después del cambio, su evolución muestra un patrón estable, con lo cual se descarta una posible influencia del componente evolutivo del error.

¹⁵Se considera una estabilidad de dos años en el mismo puesto de trabajo, con el fin de verificar la ausencia del componente evolutivo del error.

¹⁶El cuadro con los resultados completos se presenta en la Tabla A2.

Figura 7: Cambios promedio en ingreso de trabajadores que cambian de empleador



Fuente: Laboratorio de Dinámica Laboral y Empresarial (LDLE) - INEC

Nota: La figura muestra los salarios promedio de los trabajadores que cambiaron de trabajo entre 2010 y 2015, y que estuvieron en su anterior trabajo por al menos 2 años y 2 años en su nuevo trabajo. Cada trabajo es clasificado en cuartiles basado en el promedio del logaritmo natural del ingreso de los trabajadores en las empresas.

7 Conclusiones

El objetivo de este trabajo fue realizar un análisis de la disminución de la desigualdad salarial en Ecuador entre 2010 y 2015. Si bien este periodo es corto para analizar a profundidad este fenómeno socioeconómico, el presente documento representa un esfuerzo técnico y metodológico que permite comprender las fuentes de este fenómeno.

Mediante una estructura de datos de panel a nivel de empresas y trabajadores, y empleando la metodología AKM, se analiza la desigualdad desde una perspectiva de descomposición, con la finalidad de determinar cuánto de la reducción de la desigualdad evidenciada en el periodo analizado, se debe a la variación del componente del pago individual basado en las características propias de los trabajadores (efectos persona), a la disminución de la variación en los pagos de las primas ofrecidas por diferentes empleadores (efectos firma), a las características que pueden variar en el tiempo, como el nivel de educación, y a la interrelación entre ellos.

Los resultados muestran que la reducción de la desigualdad salarial se explica por los componentes persona y firma. No obstante, la reducción en la heterogeneidad de los tra-

bajadores es la que mayor participación tiene en la disminución de la desigualdad salarial, llegando a explicar el 65,0% de esta. Esto sugiere que las características propias de los trabajadores se han vuelto más homogéneas en el tiempo o que los trabajadores, a pesar de tener distintas características, han sido remunerados de forma más igualitaria por las firmas.

Los resultados también muestran que el 46,0% de la reducción en la desigualdad observada se debe a una disminución de la heterogeneidad de las firmas, lo cual no deja de ser importante si se considera que este componente disminuyó en 31,9% (de 0,0725 a 0,0494). Esta caída en la dispersión de las primas salariales ofertadas por las empresas, puede explicarse más por la política de salario mínimo impuesta por el Gobierno, que por una reestructuración propia de los salarios por parte de las firmas. Sin embargo, esta hipótesis no se evaluó dado el alcance de la presente investigación, aunque existen otros estudios que analizan cómo las políticas de salario mínimo pueden haber afectado a la pobreza, desigualdad (Atuesta *et al.*, 2016; Wong, 2017).

Finalmente, cabe destacar que el componente que interrelaciona a los efectos persona y firma contribuyó a un aumento de la desigualdad, aunque no de una manera suficiente como para revertir el patrón general observado de reducción. El hecho de que este componente haya aumentado en el tiempo, se debe a que cada vez fueron menos los trabajadores mejor pagados que trabajaban en empresas que pagaban primas salariales bajas, y viceversa.

En conclusión, la caída de la desigualdad salarial observada en el periodo de estudio, se puede explicar por una menor diferenciación en las características propias de las personas y de las firmas. Sin embargo, no es posible determinar con exactitud las características que se están volviendo más homogéneas, las mismas que pueden ir desde un orden económico como la productividad, hasta institucional como la política de salarios mínimos. Esto abre un abanico de posibilidades que deben ser indagadas en futuros estudios.

Referencias

- Abowd, J., Creecy, R., y Kramarz, F. (2002). Computing person and firm effects using linked longitudinal employer - employee data.
- Abowd, J., Kramarz, F., y Margolis, D. (1999). High wage workers and high wage firms. *Econometrica*, Vol. 67(No.2):pp. 251–333.
- Alvarez, J., Benguria, F., Niklas, E., y Moser, C. (2017). Firms and the decline in Earnings Inequality in Brazil. *Columbia Business School Research*, (17-47).
- Ashenfelter, O. y Card, D. (2011). Handbook of labor economics. *Elsevier - North Holland.*, Vol. 4.
- Ashenfelter, O. y Layard, R. (1986). Handbook of labor economics. *Elsevier - North Holland.*, Vol. 1.
- Atkinson, A. y Bourguignon, F. (2015). Handbook of income distribution. *North Holland.*
- Atuesta, B., Cuevas, F., y Zambonino, D. (2016). ¿Qué impulsó la reducción de la pobreza y la desigualdad en Ecuador en la década pasada? una historia del mercado laboral urbano. *Reporte de pobreza por consumo del Ecuador 2006-2014*, INEC.
- Barth, E., Bryson, A., Davis, C., y Freeman, R. (2016). It's where you work: Increases in earnings dispersion across establishments and individuals in the US. *Journal of Labor Economics*, Vol. 34(No. 2):pp. S67–S97.
- Borjas, G. (2004). *Labor economics*. McGraw-Hill Irwin, Third edition.
- Card, D., Cardoso, A., Heining, J., y Kline, P. (2016). Firms and labor market inequality: Evidence and some theory. *NBER Working Paper*, (22850).
- Card, D., Heining, J., y Kline, P. (2013). Workplace heterogeneity and the Rise of West German Wage Inequality. *The Quarterly Journal of Economics*, 128, Issue 3:pp. 967–1015.
- CEPAL (2015). Desigualdad, concentración del ingreso y tributación sobre las altas rentas de América Latina.
- Dunne, T., Foster, L., Haltiwanger, J., y Troske, K. (2004). Wage and productivity dispersion in United States Manufacturing: The role of compute investment. *Journal of Labor Economics*, Vol. 22(No. 2):pp. 397–906.
- Eeckhout, J. y Kricher, P. (2011). Identifying sorting - in theory. *The Review of Economic Studies*, Vol. 78(No. 3):pp. 872–906.

- Engbom, N. y Moser, C. (2017). Returns to Education through Access to Higher-Paying Firms: Evidence from US Matched Employer-Employee Data. *American Economic Review: Papers & Proceedings*, Vol. 107(No. 5):pp. 374–378.
- Faggio, G., Salvanes, K., y Van Reenen, J. (2010). The evolution of inequality in productivity and wages: panel data evidence. *Industrial and Corporate Change*, Vol. 19, Issue 6-1:pp. 1919–1951.
- García, M., Garzón, N., Palacios, J., y Puebla, D. (2018). Desestacionalización del empleo asalariado registrado en la seguridad social, 2009-2016. *Cuaderno de trabajo*, INEC.
- Gasparini, L., Galiani, S., Cruces, G., y Acosta, P. (2011). Educational Upgrading and Returns to skills in Latin America: Evidence from a Supply-Demand Framework, 1990-2010. *IZA Discussion Paper*, (No. 6244).
- Goldin, C. y Katz, L. (2008). The race between education and technology. *The Belknap Press of Harvard University Press*.
- Gruetter, M. y Lalive, R. (2009). The importance of Firms in Wage Determination. *Labour Economics*, Vol. 16, Issue 2:pp. 149–160.
- INEC (2016). *Panorama Laboral y Empresarial 2016*.
- Iranzo, S., Schivardi, F., y Tosetti, E. (2008). Skill dispersion and firm productivity: An analysis with employer employee matched data. *Journal of Labor Economics*, Vol. 26(No. 2):pp. 247–285.
- Katz, L. y Murphy, K. (1992). Changes in relative wages, 1963-1987: Supply and demand factors. *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 107(No. 1):pp. 35–78.
- Kopczuk, W., Saez, E., y J., S. (2010). Earnings inequality and mobility in the United States: Evidence from Social Security Data since 1937. *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 125, Issue 1-1:pp. 91–128.
- Krueger, A. y Summers, L. (1988). Efficiency Wages and the Inter-Industry Wage Structure. *Econometrica*, Vol. 56(No. 2):pp. 259–293.
- Lentz, R. y Mortensen, D. (2010). Labor market models of worker and firm heterogeneity. *Annual Review of Economics*, Vol. 2:pp. 577–602.
- Lopes de Melo, R. (2008). Sorting in the Labor Market: Theory and Measurement. *Yale University, Dissertations Publishing*.
- Mas-Colell, A., Whinston, M., y Green, J. (1995). *Microeconomic theory*. Nueva York: Oxford University.

- Mortensen, D. y Pissarides, A. (1994). Job Creation and Job Destruction in the Theory of Unemployment. *Review of Economic Studies*, Vol. 61(No. 3):pp. 397–415.
- Slichter, S. (1950). Notes on the Structure of Wages. *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 32(No. 1):pp. 80–91.
- Song, J., Price, D., Guvenen, F., Bloom, N., y Wachter, T. (2016). Firming up inequality. Working paper.
- Tirole, J. (1988). *The theory of Industrial Organization*. The MIT Press.
- Wong, S. (2017). Minimum wage impacts on wages and hours worked of low-income workers in Ecuador. *Partnership for economic policy*, Working paper 2017-14.

Anexos

Tabla A1.- Descomposición de varianza - AKM muestra mujeres

	(1)		(2)		(3)		(4)	
	Intervalo 1 2010-2012		Intervalo 2 2012-2014		Intervalo 3 2013-2015		Cambio de intervalo 1 a 3	
	Componente	%	Componente	%	Componente	%	Componente	%
Varianza total del ln de los ingresos reales	0,3916	100,00	0,3426	100,00	0,3271	100	-0,0645	100
Componentes de la varianza:								
Varianza de efecto persona	0,2720	69,47	0,2404	70,18	0,2223	67,95	-0,0498	77,19
Varianza de efecto firma	0,0905	23,10	0,0630	18,40	0,0580	17,74	-0,0324	50,29
Varianza de efecto de Xb	0,0204	5,22	0,0124	3,63	0,0077	2,35	-0,0127	19,76
Varianza del residuo	0,0328	8,39	0,0163	4,77	0,0154	4,70	-0,0175	27,08
2 cov(persona,firma)	-0,0318	-8,12	-0,0084	-2,45	-0,0007	-0,20	0,0311	-48,25
2 cov(Xb,persona)	0,0038	0,98	0,0082	2,40	0,0133	4,07	0,0095	-14,73
2 cov(Xb,firma)	0,0038	0,96	0,0105	3,07	0,0111	3,39	0,0073	-11,34

Fuente: Laboratorio de Dinámica Laboral y Empresarial (LDLE) - INEC.

Tabla A2.- Salarios de cambios de trabajo

Cuartil de origen/Destino	Promedio de salario real de quienes cambian de trabajo			
	2 años antes	1 año antes	1 año después	2 años después
Q1 a Q1	2,33	2,37	2,49	2,55
Q1 a Q2	2,40	2,43	2,76	2,80
Q1 a Q3	2,39	2,43	2,90	2,95
Q1 a Q4	2,45	2,49	3,04	3,13
Q2 a Q1	2,54	2,58	2,56	2,62
Q2 a Q2	2,64	2,68	2,85	2,87
Q2 a Q3	2,67	2,71	3,01	3,06
Q2 a Q4	2,82	2,86	3,30	3,35
Q3 a Q1	2,74	2,77	2,54	2,69
Q3 a Q2	2,91	2,94	2,93	3,07
Q3 a Q3	2,93	3,02	3,18	3,19
Q3 a Q4	3,08	3,13	3,55	3,59
Q4 a Q1	2,87	2,98	2,61	2,78
Q4 a Q2	3,09	3,17	3,11	3,21
Q4 a Q3	3,24	3,31	3,42	3,48
Q4 a Q4	3,59	3,74	3,93	3,96

Fuente: Laboratorio de Dinámica Laboral y Empresarial (LDLE) - INEC.

Tabla A3.- Resultados de la estimación AKM para cada intervalo de tiempo, sin sector público

	(1)	(2)	(3)
	Intervalo 1	Intervalo 2	Intervalo 3
	2010-2012	2012-2014	2013-2015
Parámetros de persona y establecimiento			
Número de efectos fijos por persona	602.700	735.560	773.571
Número de efectos fijos por firma	28.149	35.278	35.888
Resumen de parámetros estimados			
Desv. Est. De efectos persona	0,530	0,515	0,511
Desv. Est. De efectos firma	0,241	0,224	0,219
Desv. Est. De variables variantes en el tiempo (Xb)	0,126	0,131	0,120
Desv. Est. De error predicho	0,150	0,142	0,138
Correlación de efectos persona/firma	0,004	0,026	0,018
Correlación de efectos persona/Xb	0,116	0,108	0,142
Correlación de efectos firma/Xb	0,116	0,085	0,107
Información adicional			
Desviación estándar de ln ingresos reales	0,633	0,620	0,608
<i>RMSE</i>	0,192	0,183	0,177
R^2 ajustado	0,91	0,91	0,92
Tamaño de la muestra	1.600.629	1.954.583	2.057.043

Fuente: Laboratorio de Dinámica Laboral y Empresarial (LDLE) - INEC.