



Ensayos sobre POLÍTICA ECONÓMICA

www.elsevier.es/espe



La incidencia de la migración sobre las diferencias salariales de género en Colombia



Ricardo José Salas Díaz

Fedesarrollo, Bogotá, Colombia

INFORMACIÓN DEL ARTÍCULO

Historia del artículo:

Recibido el 8 de julio de 2014
Aceptado el 28 de noviembre de 2014
On-line el 7 de febrero de 2015

Códigos JEL:

J31
J71
R23
C1

Palabras clave:

Migración
Género
Brecha salarial
Regresión por percentiles
Características no observables

JEL classification:

J31
J71
R23
C1

Keywords:

Migration
Gender
Wage gap
Quantile regression
Unobservable characteristics

R E S U M E N

En este artículo se muestra que en las ciudades colombianas la brecha salarial entre hombres y mujeres varía al tener en cuenta el lugar de origen de las mujeres. En particular, el estudio evidencia que el diferencial salarial es mayor entre los hombres que siempre han residido en la ciudad y las mujeres que provienen de zonas rurales, en comparación con el presentado cuando se compara a hombres y a mujeres que han vivido desde su nacimiento en una ciudad. Lo anterior sugiere que las remuneraciones al trabajo de las mujeres rurales en los núcleos urbanos son fruto de una doble penalidad por parte del mercado laboral: una por ser mujeres y otra por provenir de un municipio rural. Un resultado adicional del documento se obtiene al dividir la población por nivel de ingreso, pues allí se observa que las diferencias salariales se profundizan en los percentiles de ingresos bajos, afectando en mayor medida a las mujeres migrantes.

© 2014 Banco de la República de Colombia. Publicado por Elsevier España, S.L.U. Todos los derechos reservados.

Incidence of migration on urban gender wage gap in Colombia

A B S T R A C T

This paper analyzes the gender wage gap among rural-urban migrants in 13 cities and their metropolitan areas in Colombia. In particular, it is demonstrated that the difference between male and female wages are wider when the comparison is made exclusively with the rural-born women. This suggests that wages paid to rural women are consequence of a double penalty; one for being women and another one for coming from a rural district. An additional observation in the article is obtained from taking a centile approach, in which it is observed that gender wage gap is not uniform across the population income, with higher differentials at the bottom.

© 2014 Banco de la República de Colombia. Published by Elsevier España, S.L.U. All rights reserved.

1. Introducción

Una característica fundamental del desarrollo latinoamericano es la acelerada migración del campo a la ciudad y como parte del proceso de urbanización (Kemper, 1971; Dufour y Piperata, 2004;

Rodríguez y Busso, 2009). En particular, las migraciones internas en Colombia han sido una parte fundamental de su conformación como Estado Nación; un ejemplo de ello son las colonizaciones de Antioquia, Valle y Santander en el siglo xix que determinaron el desarrollo de 3 de los centros productivos más importantes del país; asimismo, las migraciones causadas por las bajas condiciones económicas en el campo de mediados del siglo xx que condujeron a dar la forma actual de las principales ciudades del país, y también los procesos de desplazamiento forzado que se profundizaron en

Correos electrónicos: jssalas@gmail.com, rj.salas81@uniandes.edu.co

<http://dx.doi.org/10.1016/j.espe.2014.11.002>

0120-4483/© 2014 Banco de la República de Colombia. Publicado por Elsevier España, S.L.U. Todos los derechos reservados.

las vísperas del cambio de siglo (Acción Social, 2010; Gaviria, 2010; Ibañez y Velez, 2005; PNUD, 2011).

En la teoría económica los movimientos de población del campo a la ciudad son explicados por modelos de desarrollo dual¹. Específicamente, la migración se ve como una herramienta para mitigar la pobreza o mejorar las condiciones de vida (Lewis, 1954; Harris y Todaro, 1970), y en el caso de las mujeres un cambio de residencia implicaría una liberación de los roles sociales asignados en su lugar de nacimiento (Schultz, 1971; Ibañez y Velez, 2005). En Colombia debe hacerse una consideración adicional sobre la decisión de desplazarse a áreas urbanas, dado que esta también ha estado influenciada por la falta de un imperio de la ley en las zonas rurales más apartadas, lo que ha incidido en migraciones que no tienen como resultado mayores niveles en la vida material (Calderón, Gáfaró e Ibañez, 2011; Centro de Memoria Histórica, 2012; Ibañez y Velez, 2005).

Sin embargo, la ciudad no solo representa mejoras sobre los niveles de vida de los migrantes; de hecho, la migración del campo a la ciudad también puede implicar una desmejora en el bienestar de las personas. En cuanto a la posibilidad de emplearse, los diferenciales en la educación formal y en las habilidades, así como la pérdida de sus redes sociales, hacen que las personas inmigrantes tengan mayores dificultades para obtener un empleo en un nuevo entorno (Friedberg, 2000). Incluso los inmigrantes que consiguen un empleo no necesariamente lo hacen en las mismas condiciones que los residentes, pues entran en una nueva dinámica de segmentación de mercado, ya no basada necesariamente en el destino económico y la dependencia de los recursos naturales, sino en la insuficiencia de los sectores formales para absorber esta nueva mano de obra (Fields, 2007; Murad, 2003).

Los anteriores efectos son mucho más marcados en la población de ingresos bajos, ya que las habilidades otorgadas por los roles tradicionales en el campo a las mujeres, como cocinar o cuidar niños, les facilitan a estas su inserción a la economía urbana (Crummett, 1986; Arias, Ibañez y Peña, 2013; Calderón et al., 2011). A pesar de ello, las mayores posibilidades de inserción en el mercado laboral, y el hecho de que sean las mujeres las que aporten la mayor parte del mantenimiento del hogar, no otorga a las mujeres rurales un mayor empoderamiento frente a los hombres en sus hogares (Calderón et al., 2011).

Aunque el tema de brechas salariales ha sido ampliamente discutido en la literatura (Badel y Peña, 2010; Benería y Roldán, 1987; Chzhen y Mumford, 2009, 2010), sus cuestionamientos siguen siendo de vital importancia. Para el caso específico de Colombia, a pesar de que en los últimos 50 años la participación de las mujeres en el mercado laboral se ha incrementado y que los niveles de educación promedio de las mujeres ya superan a los de los hombres (Galvis, 2010; Gaviria, 2010), la brecha persiste, haciendo que las mujeres con iguales características a las de sus pares del otro sexo reciban una menor remuneración por el mercado laboral (Hoyos, Ñopo y Peña, 2010). Sin embargo, en la literatura aún no se ha estudiado si la magnitud de estas relaciones es la misma para las mujeres independientemente de su lugar de procedencia. Por su parte, la literatura sobre migración ha expuesto que las personas cambian su lugar de residencia cuando ven en esta acción una mejora de sus condiciones sociales o económicas (Lewis, 1954; Schultz, 1971). La literatura también sustenta que las diferencias

salariales entre nativos e inmigrantes, que fueron causadas por una transferencia imperfecta del capital humano o por la falta de conocimientos sobre el nuevo mercado laboral, se desvanecen sobre el tiempo (Chiswick, Cohen y Zach, 1997). En adición a esto, hay evidencia de que las ganancias asociadas por la experiencia y la educación adquiridas después de la migración pueden llegar a ser mejor remuneradas que las de los habitantes originarios (Friedberg, 2000). En Colombia existe evidencia de que los inmigrantes urbanos logran incrementar sus salarios por encima del de los nativos (Hernández, 2008).

En 2013, 2 de cada 5 colombianos residentes en las 13 mayores ciudades del país había nacido en otro municipio; más aún, un 55% de los inmigrantes nacidos en el área rural son mujeres. Sin embargo, en la actualidad no existe un grupo de estudios que relacione el proceso de migración económica con las brechas salariales de género urbanas. Por tanto, para medir la brecha salarial, su composición y su comportamiento a lo largo de la distribución de ingresos se usaron los datos provenientes de la Gran Encuesta Integrada de Hogares (GEIH) para el primer semestre del año 2013. Asimismo, se implementaron 3 aproximaciones metodológicas, una regresión de mínimos cuadrados ordinarios para medir la brecha salarial, la descomposición de Blinder-Oaxaca para estimar el peso que tienen sobre la brecha las características observables y las no observables, y finalmente una regresión por percentiles que permita calcular el modo en que los ingresos se ven reflejados en el comportamiento de la brecha salarial.

Por lo general, la brecha salarial se mide entre grupos con características similares, si no homogéneas, sea el caso de los residentes de una misma área geográfica con distinto lugar de nacimiento (Hernández, 2008), mujeres y hombres residentes en el mismo país o la misma área urbana (Galvis, 2010; Badel y Peña, 2010), o mujeres y hombres inmigrantes (Magnani y Zhu, 2012), entre otros posibles paralelos. Las anteriores comparaciones permiten medir la diferencia entre los ingresos de los grupos migrantes y no migrantes para el primer caso, la brecha tradicional de género para el segundo, o la brecha de género entre la población inmigrante para el tercero; sin embargo, no permiten medir los diferenciales salariales por género y lugar de origen. Dado que el objeto del estudio es determinar si en las ciudades existe alguna penalidad negativa adicional para las mujeres inmigrantes que la persistente para sus pares ciudadanas, se tomó fijo el grupo de comparación, en este caso los hombres nacidos en las aglomeraciones urbanas, y con este ejercicio observar si la brecha laboral se mantiene ante los controles impuestos y cuál es el rol de las categorías observadas y las no observadas en este diferencial.

En este sentido, las principales contribuciones de este artículo son 2. La primera, incorporar el componente de migración al estudio de la brecha de género, con el fin de estudiar si existe una retribución desigual marcada por el lugar de nacimiento. La segunda, evaluar si la migración incide en un cambio similar sobre las diferencias salariales entre hombres y mujeres a lo largo de la distribución de ingresos.

Si bien la localización de la población migrante en las áreas urbanas no se da en forma aleatoria a través del país, de hecho se reconoce que existe un efecto atracción de ciertas ciudades para determinada población migrante. En este documento se presenta que en las 13 ciudades principales de Colombia y sus respectivas áreas metropolitanas existe una mayor brecha salarial entre los hombres urbanos y las mujeres que provienen de áreas rurales que entre los hombres urbanos y las mujeres urbanas. En adición, que esta diferencia está explicada por una mayor remuneración a las mismas características entre las 3 poblaciones a evaluar. Finalmente, se muestra que la divergencia de salarios y sus componentes no es estática a lo largo de la distribución tal y como lo sugiere la literatura reciente.

¹ A través del modelo de Lewis (1954) se expone como al ser mayor la productividad del trabajo en el sector moderno, lentamente los trabajadores del sector tradicional, con una menor productividad laboral, migrarán para conseguir beneficios del diferencial salarial. En el modelo Harris-Todaro (Harris y Todaro, 1970) la decisión de migrar, además de depender de las diferencias en remuneración, también está sujeta a las probabilidades de encontrar un empleo.

Después de esta introducción, que corresponde a la primera parte del artículo, este está organizado de la siguiente forma: en la segunda sección se presenta una revisión de los trabajos similares realizados en otros países y el estado de la literatura en género y migración relacionada con el mercado laboral en Colombia. En la sección tercera se muestran las estadísticas descriptivas de los datos para los grupos evaluados. En la cuarta sección se expone el método a seguir. En la quinta, se describen los resultados. En la sexta, se concluye.

2. Revisión de la literatura

La literatura económica propone a la migración como un mecanismo balanceador entre regiones. Por un lado, muestra que las personas deciden cambiar su residencia buscando una mayor remuneración o un mejor empleo (Lewis, 1954; Harris y Todaro, 1970). Por el otro, explica que la decisión de migrar se toma en búsqueda de una mejor calidad de vida y las relaciones de violencia o romper prácticas discriminatorias, siendo esta última una de las razones válidas para explicar la movilidad interna de las mujeres en América Latina (Crummett, 1986; Tannuri, Pianto y Arias, 2004; Arias et al., 2013; Schultz, 1971).

Asimismo, existe fuerte evidencia que sustenta que los trabajadores foráneos en un inicio reciben una menor remuneración que los nativos. Por un lado, parte del desempleo de los trabajadores inmigrantes puede asociarse con las dificultades presentadas en el proceso de ajuste al nuevo mercado laboral, en específico, estas corresponden a una asimetría en la información sobre los procesos de vinculación y contratación, y a las limitadas redes de apoyo y un capital social de los inmigrantes (Friedberg, 2000). Por el otro, existe una omisión de las habilidades laborales de los trabajadores inmigrantes por parte de los empleadores; de hecho, variables observables como la escolaridad y la experiencia tienen una menor relevancia al definir la empleabilidad de los trabajadores inmigrantes que la de los nativos (Chiswick et al., 1997). Pese a lo anterior, estas condiciones solo afectan a los migrantes recién llegados; con el paso del tiempo, los inmigrantes adquieren más información, credenciales y habilidades específicas, obteniendo así una reducción en sus tasas de desempleo e incrementando su salario. Más aún, incluso la combinación de sus características propias con la adquisición de capital humano posterior a la migración los hace más apetecidos por el mercado laboral que a sus pares nativos (Chiswick et al., 1997; Friedberg, 2000).

La literatura también reconoce que existe una diferenciación en la remuneración a hombres y mujeres que comparten las mismas características (Zellner, 1972; Blinder, 1973; Oaxaca, 1973). De hecho, a 2013 en todos los países del mundo el salario de las mujeres se encuentra entre un 50 y un 80% con relación al de los hombres que ocupan posiciones laborales similares (World Economic Forum, 2013).

Continuando, también existe evidencia que plantea una brecha laboral que dista de ser homogénea para distintos niveles de ingresos; de hecho, la evidencia en varios países muestra una forma de U en el diferencial de las remuneraciones entre géneros (Pham y Reilly, 2004; Nicodemo, 2009; Heinze, 2010; Badel y Peña, 2010; Chzhen y Mumford, 2010; Magnani y Zhu, 2012; Hoyos et al., 2010).

La amplitud en la cola migratoria de la distribución se sustenta como un efecto de los «suelos pegadizos»². Entre las causas de este fenómeno se encuentran la baja productividad de las empresas que

suelen contratar a las mujeres de más bajos ingresos, limitando así sus oportunidades de crecimiento (Heinze, 2010), el problema de selección de empleo asociado a los roles tradicionales (Nicodemo, 2009), o en la misma vía menores posibilidades de negociación salarial para poder atender el cuidado de la casa o los hijos, en favor del desarrollo profesional de los hombres (Arulampalam, Booth y Bryan, 2007).

Por su parte, la mayor brecha salarial en niveles de ingresos altos está explicada por los «techos de cristal»³; la literatura asociada a este efecto muestra que este problema aparece desde ciertos niveles de ingresos y no es fácil de eliminar a través de la política pública. El efecto de una amplitud en la brecha para los ingresos altos ha sido ampliamente estudiado, ya que se presenta como un gran impedimento para superar las brechas de género una vez los países adquieren cierto nivel de ingresos (Albrecht, Björklund y Vroman, 2001; Arulampalam et al., 2007; Kee, 2005; Jellal, Nordman y Wolff, 2008; Nordman y Wolff, 2007, 2008). Por un lado, las remuneraciones por escalas salariales acordadas de las características no observables de los individuos no pueden imponerse a todas las instituciones privadas (Kee, 2005); por el otro, estas remuneraciones a las características no evitan que ciertas posiciones jerárquicas no sean destinadas por las mujeres (Chzhen y Mumford, 2010).

El efecto anterior es parcialmente explicado por un sesgo tradicional de las mujeres por profesiones menos remuneradas. Sin embargo, estudios recientes muestran que al controlar por posiciones ocupadas la brecha se reduce pero no desaparece (Albrecht et al., 2001; Meyersson, Petersen y Snartland, 2001).

Un trabajo similar al presentado en este escrito fue realizado por Magnani y Zhu (2012), que analiza las disparidades en la brecha de género entre los migrantes del campo a la ciudad en China. El autor concluye que existe una diferencia salarial en la remuneración entre las categorías migrables de las nativas así como la remuneración con las categorías observables de los individuos; por tanto, las mujeres migrantes en los mercados laborales urbanos se ven expuestas a una doble penalidad salarial.

En Colombia, uno de los estudios pioneros sobre la migración rural urbana fue el realizado por Paul Schultz (1971). En este trabajo el autor apoya la idea de que la migración está determinada principalmente por las desigualdades en los retornos económicos entre campo y ciudad (Lewis, 1954). En particular, Schultz describe 2 fuentes de migración: la movilidad de mano de obra excedente por el crecimiento poblacional en las zonas rurales y los mayores niveles de educación permitieron que los habitantes rurales se abrieran espacios en los mercados laborales urbanos. Sin embargo, el autor expone que otros factores inciden sobre la decisión de migrar, entre estos: el diferencial de oportunidades educativas, lo impacta de manera de la violencia entre regiones, o incluso los incentivos particulares de un grupo poblacional específico. Por ejemplo, el éxodo de los jóvenes a regiones más prósperas les implicaría mayores ganancias relativas que las que obtendrían las personas mayores, a la vez que las mujeres podrían tener mayores ganancias al abandonar las tradiciones de la sociedad rural.

Por tanto, además de ser una estrategia para mitigar la pobreza de las áreas rurales, la migración se convierte para las mujeres en un camino para poder desarrollar distintos empleos o reducir la vulnerabilidad de las sociedades tradicionales (Arias et al., 2013; Schultz, 1971). De hecho, la evidencia muestra que en las ciudades las mujeres desplazadas tienen mayor posibilidad de encontrar un empleo; sin embargo, esto no se transforma en un mayor empoderamiento o el poder de negociación en el hogar (Britto, 2010; Calderón et al., 2011).

² *Sticky floors* o «suelos pegadizos» se refiere a que ciertos grupos de población están atados a un determinado grupo de trabajos, generalmente asociados a una baja remuneración y pocas posibilidades de un ascenso o cambios a otro tipo de empleo.

³ *Glass ceiling* o «techo de cristal» se refiere a que un grupo de la población tiene un crecimiento hasta determinados cargos y no existen nuevas promociones, a pesar de que no existe ninguna barrera formal que lo impida.

Para 2003, 3 décadas después de la publicación del trabajo de Schultz (1971), las explicaciones de la migración interna permanecían vigentes. Los datos sustentan que la pobreza rural, la baja demanda de mano de obra salarial en el campo y la violencia permanecían como los determinantes fundamentales de la migración (Pérez, 2003). De la mano con estas condiciones, la literatura también reseña que la brecha salarial de género en el país ha sido persistente, ya que si bien se observó una caída de la diferencia de ingresos entre hombres y mujeres a finales de siglo, esta permaneció constante en los primeros años del siglo XXI (Hoyos et al., 2010).

Más aún, en lo corrido del siglo la evidencia en Colombia sugiere que las brechas no son homogéneas en 2 sentidos. Por un lado, y acorde a los resultados internacionales, se observa que las diferencias salariales tienen forma de U con respecto a los ingresos (Badel y Peña, 2010; Hoyos et al., 2010). El comportamiento de esta distribución de la brecha salarial en el país ha sido explicado como consecuencia de mercados laborales informales (Peña et al., 2013), en los que las discriminaciones de género se recrudecen; la existencia de un salario mínimo que homogeniza la retribución para ciertos grupos de categorías de forma indistinta del género y a los topes que tienen las mujeres en los puestos públicos o privados, independiente de su educación o experiencia laboral.

Por otro lado, se ha demostrado que la diferencia en la remuneración a hombres y a mujeres no es neutral en las ciudades colombianas. Mientras estas diferencias se reducen en las ciudades grandes, en las ciudades intermedias los salarios de las mujeres son relativamente menores en comparación al de los hombres (Galvis, 2010). A su vez, se ha determinado que las brechas salariales obedecen más a variables no observadas que favorecen la retribución salarial de los hombres, que a una diferencia en las características observables, como los niveles educativos, la experiencia o el estado civil.

En resumen, la literatura en Colombia se ha encaminado a explicar los fenómenos migratorios, a analizar la no neutralidad de género tanto en las causas como en los resultados de la migración interna, e independientemente a evaluar las diferencias en la remuneración a hombres y mujeres, incluso corrigiendo por sesgos de selección del mercado laboral y calculando el impacto de la misma por percentiles.

Por tanto, aún queda un espacio inexplorado en la literatura para evaluar la inserción de las inmigrantes rurales de primera generación al mercado laboral urbano. El hecho de que existan diferencias en la remuneración relativa entre mujeres urbanas y rurales con respecto a los hombres implica que existe una retribución desigual a las características propias de una sección del mercado laboral. Lo anterior resulta importante para el diseño de políticas focalizadas en contra de la discriminación, dado que una amplia brecha por características observables implicaría la necesidad de un aumento de infraestructura y programas de capacitación para el trabajo focalizadas en las mujeres; en contravía, una diferencia por características no observables implica la destinación de recursos para fortalecer la demanda laboral de la mano de obra inmigrante.

3. Datos y estadísticas descriptivas

La fuente de información para este trabajo es la Gran Encuesta Integrada de Hogares (GEIH) que realiza el Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE). Esta encuesta proporciona información representativa de la población (sexo, edad, estado civil y nivel educativo) y el mercado laboral (ingresos, empleo, condiciones laborales y seguridad social). En particular, en este trabajo se usaron los datos correspondientes al primer semestre del año 2013.

La muestra usada para el estudio corresponde a los individuos que superan la edad de estudios universitarios⁴, que reportaron entre 12 y 84 horas de trabajo semanal y tuvieron una ganancia superior a un dólar a la tasa de cambio promedio de la época. Asimismo, se usa el salario por hora para evitar los posibles sesgos que podrían generar los trabajadores a medio tiempo o a tiempo parcial⁵. Para las regresiones se tomó el logaritmo del salario⁶ por hora como variable dependiente, mientras las variables independientes que fueron incluidas son: una variable dicotoma de migración rural-urbana⁷, años de educación⁸, títulos educativos obtenidos⁹, años de vida (se usa como una aproximación de la experiencia laboral)¹⁰, acceso a los componentes de seguridad social, estado civil, tipo de relación en el mercado laboral¹¹ y área urbana.

En las estadísticas descriptivas (tabla 1) se observa que el ingreso mensual promedio de una mujer que siempre ha residido en una de las áreas urbanas es un 6,2% mayor al de una mujer migrante promedio. Al ver la relación con los salarios de los hombres se observa que el de una mujer urbana es equivalente al 87,6%, mientras que el de las mujeres migrantes rurales es tan solo de un 82,4%.

La literatura y la evidencia empírica muestran que las diferencias salariales entre hombres y mujeres se reducen al tomar el ingreso laboral por hora. Lo anterior, debido a una menor participación en horas de trabajo de las mujeres a causa del rol en la economía del cuidado que tradicionalmente se les es asignado (Folbre, 2006). Sin embargo, esta reducción relativa de las mujeres con respecto al salario de los hombres no se traduce en una disminución de la distancia que presentan los salarios de las mujeres urbanas frente al de sus pares provenientes de las zonas rurales; de hecho se incrementa la brecha en los grupos en cerca de 7,4%.

En cuanto al nivel educativo, las estadísticas evidencian una clara diferencia en los 3 grupos. En evidencia que las mujeres que siempre han residido en un área metropolitana tienen casi un año más de educación formal que los hombres urbanos. Con relación a sus pares

⁴ Mayores de 23 años según la clasificación del Ministerio de Educación Nacional.

⁵ Un problema mayor si se tiene en cuenta que existe un diferencial de género en las horas mensuales dedicadas al trabajo remunerado.

⁶ El ingreso mensual total fue construido como la suma de los ingresos percibidos por remuneración al trabajo, más el estimativo de los pagos en especie, menos los subsidios reportados dentro del estimativo salarial.

⁷ En la construcción de la variable migración se definió la categoría residente (migración = 0) como aquellas personas que contestaron afirmativamente a la pregunta ¿Siempre ha vivido en este municipio?, y la categoría migrantes (migración = 1) como el complemento de la respuesta anterior, eliminando de esta segunda definición a las personas que expusieron venir de otro país y a aquellos que, pese a migrar desde otro municipio, provenían de un centro urbano. En esta definición no solo se encuentran los migrantes económicos, sino que también se incluyen todas las personas que a la fecha cambiaron su domicilio de un área rural a una urbana en algún punto de su vida.

⁸ Los años de educación se miden como una variable continua; es equivalente a los años de educación reportados en la encuesta por las personas, controlando por el nivel de educativo con el fin de evitar errores de medición o de registro.

⁹ Los títulos obtenidos son variables multinivel, es decir, una persona que logró un título de educación universitaria también debió cumplir con los grados de escolaridad básica y media.

¹⁰ Un número de estudios usa como aproximación de la experiencia una combinación entre edad y educación; esta variable no fue construida para este estudio. Al quitar la variabilidad expuesta por la población que está en edad laboral mas se encuentra estudiando, se propone en el estudio que los años de edad pueden ser una buena aproximación de la experiencia de los individuos.

¹¹ Como lo reseñaron anteriormente Hoyos, Peña y Ñopo (2010), el tipo de vinculación laboral (empleador, empleado privado, empleado del gobierno, independiente, trabajador doméstico entre otros) no es neutral al nivel de ingresos. Más aún, el tipo de vinculación también se puede relacionar con el pago igual o superior salario mínimo, siendo este el caso de los trabajadores públicos; dedicaciones orientadas por sesgos de género, el trabajo doméstico o el jornaleo; o incluso la capacidad de incorporación de capital a una actividad productiva, para aquellos que se registran como empleadores específicamente.

Tabla 1

Resumen de las medias por género y condición migratoria para mayores de 23 años

	Hombres residentes	Mujeres residentes	Mujeres inmigrantes	T-test de diferencia HR - MR	T-test de diferencia HR - MM	T-test de diferencia MR - MM
Ingreso mensual	1.171.674	1.026.810	966.489	8,327***	12,073***	3,59***
Salario por hora	5.517,8	5.432,5	8.259,6	0,944	5,29***	4,092***
LN (salario por hora)	8,257	8,195	8,122	6,577***	13,714***	6,854***
Educación	10,531	11,46	10,159	-18,284***	6,624***	22,401***
Edad	39,847	38,97	41,805	6,708***	-14***	-20,246***
Soltero	0,23	0,233	0,191	-0,521	8,085***	8,253***
Cohabita	0,349	0,27	0,279	14,702***	12,542***	-1,641
Divorciado/Viudo	0,134	0,253	0,287	-25,596***	-30,856***	-6,099***
Casado	0,287	0,245	0,244	8,113***	8,07***	0,19
Adscrito a Seguridad Social en Salud	0,904	0,944	0,915	-12,922***	-3,233***	8,823***
Observaciones	15,827	13,404	11,958			
Adscrito a Seguridad Social en Pensión	0,519	0,548	0,462	-4,963752***	9,342***	13,659***
Observaciones	15,515	13,191	11,736			

*** p < 0,01.

provenientes de áreas rurales, se observa que el tiempo de estudios promedio de la mujer urbana es superior en casi 1,3 años.

Al observar el estado civil se advierte que no existe una diferencia significativa en el porcentaje de mujeres casadas o que cohabitan con un compañero en ambos grupos. No siendo así con respecto a la población de mujeres solteras, que es mayor en las mujeres nacidas en las ciudades, ni con respecto a la cantidad de mujeres viudas o divorciadas, mucho mayor en las mujeres provenientes de las áreas rurales. En particular, una de cada 4 mujeres se encuentra casada y un 28% tienen un compañero permanente. De las mujeres urbanas, un 23,3% son solteras y un 25,3% han enviudado o están divorciadas; las cifras correspondientes a las mujeres rurales son del 19,1 y del 28,7%. También, el aseguramiento al sistema de pensiones presenta una diferencia significativa: mientras que un 54,5% de las mujeres a un fondo han residido en las ciudades están realizando aportes a un fondo de pensión, tan solo un 46,5% de las mujeres rurales lo hacen¹².

Otra información relevante (tabla 2) sobre la muestra a trabajar incluye el grado educativo, la relación laboral vigente y la proporción de personas residentes en cada área metropolitana¹³. Los títulos obtenidos muestran que si bien una mayor proporción de las mujeres rurales tienen un nivel reducido de estudios, a nivel de posgrado universitario superan a los hombres y a las mujeres urbanas. De las relaciones laborales se concluye que no hay grandes diferencias entre los grupos para las categorías de empleados del gobierno o empleadores, mas se observa una marcada proporción de mujeres rurales relacionadas con el servicio doméstico en las áreas urbanas, así como una proporción mucho más baja de estas mujeres empleadas en empresas privadas.

La mayoría de los inmigrantes provenientes de las zonas rurales son mujeres; lo anterior acompaña la tesis de que estas ven en este mecanismo una ganancia por abandonar sus sociedades de origen altamente dependientes de los roles tradicionales (Schultz, 1971). Se ha reseñado también que las características que determinan la migración inciden favorablemente en el desempeño en los mercados laborales y el hecho de que las mujeres rurales tienen mayor facilidad para hallar empleo en la ciudad que los hombres. Sin embargo, esta liberación de los roles tradicionales y la posibilidad de tener un empleo no necesariamente implica una libertad en la toma de decisiones. Por un lado, estos ingresos no aseguran un

incremento en su poder de negociación en el hogar (Arulampalam et al., 2007; Calderón et al., 2011). Por el otro, muchas veces estas mujeres no tienen gran poder de negociación ante las empresas que las contratan, que a su vez suelen pertenecer a sectores con baja productividad (Heinze, 2010).

Para concluir esta sección, se realiza una revisión de las diferencias entre los grupo por percentiles de ingresos por hora (fig. 1), en la que se observa una diferencia salarial significativa entre los grupos laborales entre los hombres urbanos y las mujeres provenientes de áreas rurales. También se evidencia que la brecha salarial es mucho más acentuada en la cola izquierda y se reduce conforme los ingresos se incrementan: cerca del percentil 80 los ingresos entre los grupos se hacen semejantes, y al 90% de la distribución las mujeres reciben, en promedio, un ingreso mayor que el de los hombres.

4. Marco metodológico

El punto de partida de las estimaciones salariales modernas son los trabajos de Mincer (1958, 1974); en ellos se relata en qué forma los ingresos promedio de un individuo son explicados por medio de una combinación entre los años de estudio y la experiencia laboral. En adición a esto, se incluye la experiencia al cuadrado, pues se considera que si bien en un año más de trabajo genera nuevas habilidades que influyen en un salario mayor, con el paso del tiempo esta contribución es decreciente, pues los procesos de aprendizaje laboral no mantienen una tendencia constante. Siendo la ecuación:

$$E[Y_i|X_i] = X_i\beta_i \quad (1)$$

Por tanto, si Y_i denota el logaritmo del salario por hora, para cada género $i = h, m$, y X_i es el vector de las características de las personas en el mercado laboral. Los estimadores de mínimos cuadrados ordinarios β_i calculan el impacto de cada una de las X_i sobre la media del ingreso para el género i .

La corrección de Heckman se realiza en presencia de sesgo de selección, cuando una de las variables dependientes se encuentra truncada¹⁴. Para ello se estima, a través de un modelo probit, la relación entre las funciones de densidad de probabilidad y la acumulada (*inverse Mills ratio*) y luego se corrige la distribución a

¹² Pese a que estos valores sobre el aseguramiento a los consolidados nacionales, estas altas tasas se deben a que se está hablando de mercados laborales urbanos. El indicador de formalidad promedio del DANE para el 2013 fue del 50,5%

¹³ Los datos presentan las agrupaciones de ciudades y sus áreas metropolitanas según el nombre del departamento y Bogotá.

¹⁴ Este procedimiento es pertinente en cuanto a que los hombres residentes y las mujeres inmigrantes no comparten en su distribución en las decisiones de participación laboral. De hecho, existen múltiples diferencias en las decisiones de los hombres y las mujeres para ingresar al mercado laboral, así como en sus condiciones de ingreso. Algunas explicaciones a este fenómeno se pueden encontrar en Loutfi (2001) y en Folbre (2006).⁵ La estimación de las diferencias entre los grupos se realizó en STATA siguiendo el método propuesto en Jann (2008).

Tabla 2
Otras características del mercado laboral por género y condición migratoria

	Hombres residentes	Mujeres residentes	Mujeres inmigrantes	T-test de diferencia HR - MR	T-test de diferencia HR-MM	T-test de diferencia MR-MM
<i>Grado educativo</i>						
Primaria	0,013	0,01	0,017	1,845*	-3,139**	-4,712***
Primaria incompleta	0,065	0,046	0,094	7,266***	-8,872***	-15,119***
Secundaria incompleta	0,189	0,144	0,157	10,26***	7,037***	-2,787***
Primaria completa	0,097	0,08	0,145	5,341***	-11,891***	-16,380***
Secundaria completa	0,293	0,259	0,239	6,378***	10,154***	3,792***
Superior incompleta	0,072	0,063	0,046	3,164**	9,144***	5,784***
Técnica	0,138	0,197	0,134	-13,433***	1,051	13,678***
Universitaria	0,097	0,14	0,1	-11,352***	-1,082	9,663***
Postgrado	0,037	0,061	0,067	-9,529***	-11,037***	-1,888
Obrero o empleado particular	0,537	0,541	0,437	-0,834	16,478***	16,655***
Trabajador o empleado del gobierno	0,026	0,044	0,041	-8,305***	-6,979***	1,022
Trabajador doméstico	0,003	0,054	0,12	-25,815***	-39,166***	-18,523***
Cuenta propia	0,376	0,332	0,364	7,945***	2,129***	-5,350***
Empleado	0,058	0,028	0,036	12,793***	8,568***	-3,734
Jornalero	0,001	0	0	3,328**	3,537**	0,399
Antioquia	0,169	0,166	0,174	0,727	-1,171	-1,806
Atlántico	0,102	0,078	0,052	7,317***	15,965***	8,397***
Bogotá	0,376	0,425	0,44	-8,517***	-10,758***	-2,417***
Bolívar	0,044	0,039	0,015	1,978**	14,489***	11,903***
Caldas	0,025	0,024	0,015	0,809**	6,473***	5,418***
Córdoba	0,023	0,02	0,01	1,855**	9,271***	7,094***
Meta	0,021	0,019	0,017	1,13	2,227**	1,082
Nariño	0,016	0,017	0,015	-0,838	0,419	1,187
N. Santander	0,039	0,033	0,023	2,767***	8,139***	5,189***
Risaralda	0,029	0,027	0,024	1,235	2,529**	1,274**
Santander	0,032	0,034	0,075	-0,761	-15,32***	-14,321***
Tolima	0,019	0,019	0,024	0,05	-2,567***	-2,529**
V. Cauca	0,103	0,098	0,116	1,288	-3,356**	-4,435**
Observaciones	15.827	13.404	11.958			

* p < 0,1.
** p < 0,05.
*** p < 0,01.

estimar al integrarla dentro de la regresión de mínimos cuadrados (Heckman, 1979).

A manera de los años setenta Alan Blinder (1973) y Ronald Oaxaca (1973) desarrollaron de forma paralela e independiente una descomposición en dos términos para las diferencias entre las medias de dos grupos. El primero de estos recoge el efecto base, es decir, la parte de la brecha explicada por las diferencias entre las características medias entre los grupos. El segundo es un efecto «precio», y recoge la parte del diferencial que proviene de retribuciones. Para conseguirlo, a la diferencia entre las medias de las regresiones MCO se le suma y resta un contrafactual en el que se asume que los

parámetros son exactamente iguales para ambos grupos $(\bar{X}_m - \bar{X}_f) \hat{\beta}_p$:

$$(\bar{X}_m - \bar{X}_f) \hat{\beta}_p \bar{Y}_m - \bar{Y}_f = \bar{X}_m \hat{\beta}_m - \bar{X}_f \hat{\beta}_f + (\bar{X}_m - \bar{X}_f) \hat{\beta}_p - (\bar{X}_m - \bar{X}_f) \hat{\beta}_p \quad (2a)$$

$$\bar{Y}_m - \bar{Y}_f = (\bar{X}_m - \bar{X}_f) \hat{\beta}_p + [\bar{X}_m (\hat{\beta}_m - \hat{\beta}_p) - \bar{X}_f (\hat{\beta}_f - \hat{\beta}_p)] \quad (2b)$$

Siendo $(\bar{X}_i - \bar{X}_j) \hat{\beta}_i$ la parte de la brecha correspondiente a la diferencia entre las características entre los grupos, y

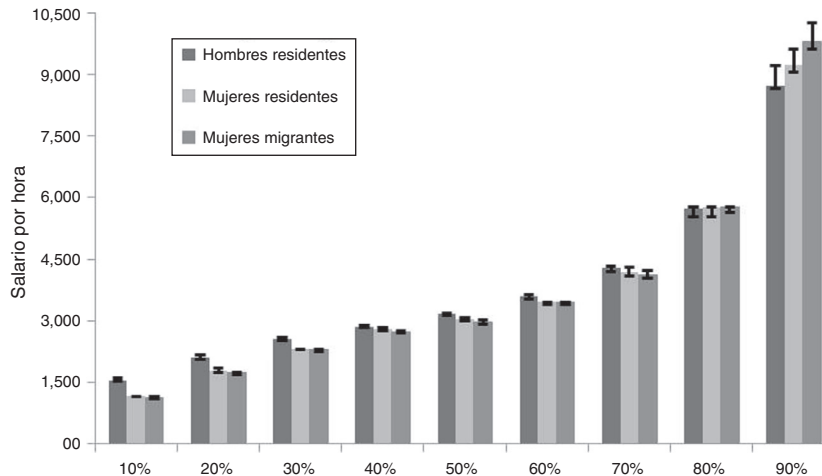


Figura 1. Ingreso por hora para los distintos percentiles de ingresos.

Fuente: GEIH-DANE; cálculos propios.

$[\bar{X}_m (\hat{\beta}_m - \hat{\beta}_p) - \bar{X}_f (\hat{\beta}_f - \hat{\beta}_p)]$ el factor que mide la contribución de las diferencias por el componente no explicado de la brecha salarial¹⁵.

A pesar de que esta división permite entender las diferencias salariales en la media, deja de lado el comportamiento a largo de las diferencias en la distribución. Por tanto, en este trabajo se realizará un análisis en el que se capturen las diferencias entre los grupos para un set de percentiles; en específico, se recurrirá a la metodología de [Firpo \(2007\)](#)¹⁶, dado que permite capturar el efecto de un tratamiento sobre un percentil específico a lo largo la distribución y ante la presencia de una variable de interés exógena.¹⁷

Lo interesante de una aproximación por percentiles es que permite estimar el efecto de un tratamiento en un punto de la distribución de los salarios dado un conjunto de variables independientes. Lo anterior evita tener que asumir que el efecto es homogéneo a lo largo de la distribución, y más aún que este efecto es igual al efecto de la diferencia entre el grupo de control y el de tratamiento en la media de la regresión ([Koenker y Hallock, 2001](#); [Marguerita, 2014](#)).

En otras palabras, para el percentil τ , dado el tratamiento observado $j=0,1$, el efecto percentil de tratamiento corresponderá a la distancia horizontal entre las distribuciones acumuladas, es decir:

$$\Delta_{\tau} = q_{1,\tau} - q_{0,\tau} \quad (3)$$

5. Resultados

Los resultados por mínimos cuadrados ordinarios muestran una diferencia entre las brechas salariales entre hombres y mujeres residentes de las ciudades, y hombres residentes con mujeres migrantes ([tabla 3](#))¹⁸. En el primer grupo las mujeres reciben un 18,5% menos que los hombres con las mismas características, mientras que las mujeres con las mismas características reciben un 21,2% más que los hombres con las mismas características.¹⁹

Asimismo, las estimaciones muestran que los retornos a la educación son similares para ambos grupos²⁰, mas no para la experiencia acumulada. En específico, un año de edad implica un incremento salarial del 2,5% para los habitantes urbanos, pero este retorno se reduce a un 2,1% cuando se incluye a las mujeres provenientes de áreas rurales. Al tener en cuenta el estado civil se observa que convenga haber estado en una persona que permanecen solteras. Finalmente, el estar adscrito a un sistema pensional refleja un incremento salarial del 29,3% para los residentes y del 28% para el grupo que incluye las mujeres migrantes; lo anterior indica que la formalización refleja un menor beneficio para las mujeres inmigrantes que para sus pares ciudadanas.

También se observa que los empleados públicos reciben un premio salarial frente a los empleados privados. Esta diferencia

Tabla 3

Estimaciones por MCO de las brechas salariales

	Hombres residentes - mujeres residentes	Hombres residentes - mujeres migrantes
Sexo	-0,185*** (0,00769)	-0,212*** (0,00809)
Educación	0,0378*** (0,00273)	0,0393*** (0,00275)
Edad	0,0246*** (0,00223)	0,0209*** (0,00216)
Edad2	-0,000257*** (2,57e-05)	-0,000221*** (2,43e-05)
Cohabita	0,0372*** (0,0101)	0,0678*** (0,0106)
Divorciado o viudo	0,0266* (0,0117)	0,0466** (0,0120)
Casado	0,122*** (0,0107)	0,108*** (0,0112)
SSP	0,293*** (0,0104)	0,280*** (0,0104)
Obrero o empleado del gobierno	0,251*** (0,0202)	0,201*** (0,0215)
Trabajador doméstico	0,102*** (0,0234)	0,314*** (0,0176)
Cuenta propia	-0,0781*** (0,0105)	-0,0981*** (0,0107)
Empleador	0,405*** (0,0187)	0,435*** (0,0186)
Mills ratio	0,200** (0,0781)	0,519*** (0,0789)
Observaciones	27.110	25.857
R-cuadrado	0,493	0,503

Errores estándar entre paréntesis.

** p < 0,05.

*** p < 0,01

se explica en gran medida porque todos estos ingresos equiparan o superan el mínimo, al mismo tiempo que el proceso por convocatoria y las tablas salariales autoseleccionan a los concursantes por el mismo. En específico, se puede decir que manteniendo constantes las otras características, un trabajador público recibe un 25% más en el caso de ser urbanos o un 20% en caso de incluir en las estimaciones las mujeres de zonas rurales.

Cuando el grupo incluye exclusivamente trabajadores urbanos, el trabajo doméstico presenta una diferencia significativa del 10% frente al grupo base, incrementándose a un 31,4% en el caso de que se incluya a las mujeres rurales en la regresión. Lo anterior es consecuente con la literatura previa, en la que se expone que el mercado laboral urbano favorece la contratación de las mujeres provenientes de áreas rurales para este tipo de empleos.

Por su parte, la descomposición de Blinder-Oaxaca ([tabla 4](#)) divide la diferencia total en una parte que obedece exclusivamente a las características observables, y otra al pago diferencial a las mismas. El componente de la brecha que corresponde a la parte explicada mide las diferencias entre las características observables de ambos grupos y se interpreta como la variación porcentual del salario que tendría una mujer promedio en el caso que tuviera las características del hombre promedio; en particular, las mujeres que siempre han residido en áreas urbanas tenían su salario reducido en 12,5%, mientras que las mujeres que tienen una procedencia rural tendrían una disminución del 7,8%, lo que indica que si bien ambos grupos de mujeres tienen características que favorecen su participación en el mercado laboral frente a los hombres, las

¹⁵ La estimación de las diferencias entre los grupos se realizó en STATA siguiendo el método propuesto en [Jann \(2008\)](#).

¹⁶ En el [anexo A](#) se profundiza sobre el método propuesto por [Firpo](#).

¹⁷ Para realizar las estimaciones por percentiles se siguió la metodología propuesta por [Frölich y Melly \(2010\)](#).

¹⁸ Las estimaciones del modelo probit usado para calcular el Mills ratio se presentan en el [anexo B](#).

¹⁹ Al tener en cuenta exclusivamente las mujeres que han migrado en los últimos 5 años esta diferencia se reduce al 16,5% ([anexo C](#)). A pesar de que lo anterior parece contradecir la idea de que el tiempo reduce las asimetrías de los migrantes, no lo hace, en cuanto a que esta diferencia obedece a las características diferenciales de las nuevas cohortes, que las hacen tener un mejor desempeño en los mercados laborales urbanos ([Hernández, 2008](#)).

²⁰ El retorno (Hernández, 2008).

²⁰ Las estimaciones cercanas al 4% se debe a la inclusión de los títulos educativos dentro de la regresión de MCO.

Tabla 4
Descomposición de Blinder-Oaxaca

	Hombres residentes - mujeres residentes	Hombres residentes - mujeres migrantes
Hombres	8,249*** (0,00845)	8,249*** (0,00814)
Mujeres	8,190*** (0,0104)	8,115*** (0,0104)
Diferencia	0,0591*** (0,0134)	0,134*** (0,0132)
Explicada	-0,125*** (0,00838)	-0,0777*** (0,00908)
No explicada	0,185*** (0,0129)	0,212*** (0,0127)
Observaciones	27.110	25.857
N obs H	14.656	14.656
N obs M	12.454	11.201

Errores estándar entre paréntesis.

*** p < 0,01.

mujeres urbanas cuentan con la mejor preparación de los grupos presentados²¹.

El segundo componente de la brecha mide las diferencias salariales que no pueden ser explicadas por las características observables²². Es decir, si asumiéramos que el mercado remunerara igual las características observables de los hombres que las de las mujeres, una mujer que siempre ha vivido en la ciudad tendría un aumento en sus ingresos de un 18,5%; de forma equivalente, una mujer que migró hacia la ciudad recibiría un 21,2% adicional en sus ingresos salariales.

De lo anterior se puede concluir que no son solo las menores características observables de las mujeres rurales sino que determinar sus menores salarios en las zonas urbanas, las que la mayor parte de la brecha de estas mujeres obedece a una remuneración desigual. Sin embargo, este segundo estimador no explica los componentes de esta diferencia en las retribuciones; por tanto, esta puede estar asociada tanto a una preferencia de las empresas por la mano de obra urbana, como al sector de la economía al que se vincula la población migrante. Otros 2 efectos importantes, pero que se desdibujan en el largo plazo, son las diferencias en la calidad del capital humano y las asimetrías de las informaciones con respecto al funcionamiento del mercado laboral.

El método de Blinder-Oaxaca también permite entender la incidencia de la educación al mantener las demás características fijas. De esta se pueden apreciar diferencias marcadas entre los 2 grupos. Por un lado, si una mujer urbana promedio reduce sus años de educación en su salario de un 3,9%; sin embargo, si a esta le remunerasen los años de educación de la misma forma que a un hombre promedio, sus ingresos se incrementarían en un 9,4%. Por el otro, una mujer inmigrante que incrementara sus años de educación al nivel promedio de los hombres solo vería un incremento salarial del 1,2%; en caso de que la educación de las mujeres se remunerara igual que la de los hombres, sus ingresos se incrementarían en 4,5%²³.

²¹ Los resultados de la regresión por B-O se encuentran en el anexo D; en el anexo E los lectores podrán revisar las diferencias entre las mujeres (urbanas y rurales), y la población rural migrante (hombres y mujeres).

²² Por construcción, este indicador debe resultar igual al estimador asociado al sexo en MCO.

²³ Parte de esta diferencia en la remuneración está explicada por la calidad asociada a la educación. Lo anterior en cuanto a que, en las ciudades colombianas, se concentran la mayor cantidad de instituciones educativas; por tanto, es de esperar que algunas empresas asocien la educación rural con una capacitación inferior del capital humano.

Tabla 5
Descomposición de Blinder-Oaxaca

	Mujeres urbanas - mujeres rurales	Hombres rurales - mujeres rurales
Grupo 1	8,190*** (0,01000)	8,294*** (0,00935)
Grupo 2	8,115*** (0,0104)	8,115*** (0,00987)
Diferencia	0,0748*** (0,0144)	0,179*** (0,0136)
Explicada	0,0814*** (0,00841)	-0,0724*** (0,00950)
No explicada	-0,00655 (0,0124)	0,251*** (0,0128)
Observaciones	23.655	24.228
N obs 1	12.454	13.027
N obs 2	11.201	11.201

Errores estándar entre paréntesis.

*** p < 0,01.

En adición a lo anterior se analizó la composición de la diferencia en remuneración entre mujeres nativas e inmigrantes y la correspondiente entre hombres y mujeres migrantes (tabla 5). Del primer ejercicio se concluye que son las características observables que determinan el diferencial de ingresos entre las mujeres; en específico, la descomposición expone que una mejora de las características observables de las mujeres inmigrantes rurales, al mismo nivel que el que tienen las urbanas, incrementaría sus salarios en un 8,1%. Asimismo, se observa que no existe una diferencia estadística significativa en la remuneración a las características, mostrando que la doble penalidad en las mujeres puede resolverse por medio de programas de capacitación.

Del segundo ejercicio se puede observar que las mujeres rurales reciben en promedio salarios inferiores a los de sus pares masculinos, a pesar de que sus características observables se adaptan mejor a los mercados laborales urbanos. En particular, si una mujer rural tuviera las características del hombre inmigrante promedio vería reducido su salario en un 7,2%; ahora bien, en el caso de que esta mujer recibiera una compensación igual a la de este hombre, sus ingresos se incrementarían en una cuarta parte.

Estos resultados podrían estar relacionados con los roles de las mujeres en las zonas rurales del país, pues típicamente son ellas las que se encargan de desarrollar actividades relacionadas con el sostenimiento del hogar, el trato de los animales, el trabajo en las huertas familiares y las actividades de cuidado. La dedicación a estas labores tiene 2 implicaciones negativas sobre la experiencia femenina. Por un lado, reducen el tiempo disponible para dedicarse a actividades remuneradas en forma directa. Por el otro, estas actividades no se reconocen en el mercado laboral como un trabajo en un sentido tradicional, reduciendo aún más su experiencia laboral frente a la de sus pares hombres para los mismos años de vida (Folbre, 2006; PNUD, 2011; Arias et al., 2013).

En adición a lo anterior, una segunda causa de este fenómeno podría asociarse a la productividad de las empresas que contratan mano de obra femenina. Pese a que aún es necesario ampliar en este sentido los trabajos en Colombia, en Europa existe fuerte evidencia que sustenta parte de los suelos pegadizos como consecuencia de la baja productividad asociada a las empresas que contratan mano de obra femenina, una característica que se ahonda en los niveles inferiores de remuneración (Heinze, 2010).

Al revisar las características salariales entre hombres urbanos y mujeres rurales se observa que, a través de la distribución de ingresos, ambas mantienen el mismo comportamiento, mas difieren en sus niveles. Particularmente, se evidencia una brecha más amplia en el decil

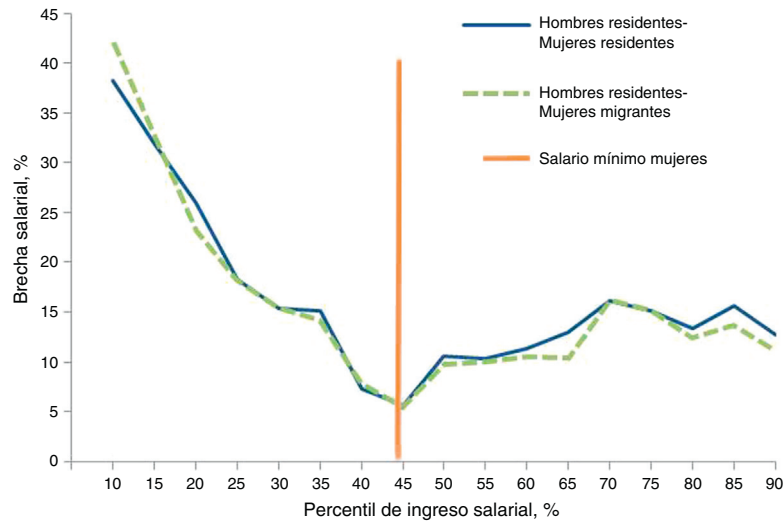


Figura 2. Brecha de género por percentiles de la distribución salarial.

Fuente: DANE-GEIH; cálculos propios.

más bajo de la distribución y una igualación en los percentiles mayores al 45% (fig. 2).

De los anteriores, la amplitud de la brecha en los deciles inferiores obedece al menor poder de negociación de las mujeres y a la baja productividad de las empresas que absorben la mano de obra femenina del sector para las migrantes del área rural. Por su parte, el nivel más bajo de la brecha laboral de género podría estar relacionado con el salario mínimo, dado que ambos efectos coinciden cerca al percentil 45%²⁴.

A diferencia de la literatura existente, no se observa un gran pronunciamiento de la brecha salarial en los percentiles altos. Este hecho tradicionalmente se ha explicado por las restricciones sociales que evitan que las mujeres alcancen cargos de elección popular y tuvieran dificultades de acceso a altos escaños en las empresas y los gobiernos (Zellner, 1972; Chzhen y Mumford, 2009; Badel y Peña, 2010; Hoyos et al., 2010). No obstante, como se observó en las estadísticas descriptivas, la proporción de mujeres con títulos de posgrado duplica la de los hombres; lo anterior, junto con las características del mercado laboral colombiano, en el que la mano de obra calificada es escasa, implica que el incremento en los años de educación promedio de las mujeres —y más aún los títulos de educación superior conseguidos— pueda reducir el efecto de los techos de cristal, aplanando la brecha en los niveles superiores de la distribución.

6. Conclusiones

A través de este artículo se corrobora la existencia de una brecha salarial entre hombres y mujeres, y que esta varía cuando se tiene en cuenta el lugar de procedencia. En particular, se concluye que para las 13 mayores ciudades del país y sus respectivas áreas metropolitanas la brecha salarial entre los hombres urbanos y las mujeres inmigrantes es del 21,2%, mientras que entre los hombres urbanos y las mujeres urbanas esta brecha es del 18,5%. Sin embargo, la mayor parte esta diferencia entre ambos grupos obedece a que las mujeres en las ciudades cuentan con una mejor

preparación que la de sus pares rurales para el mercado laboral.

Más aún, la descomposición de la brecha entre los efectos que pueden ser atribuidos a características observables y los que se deben a un efecto no observable muestra que las mujeres, pese a estar mejor preparadas para el mercado laboral, tienen un menor remuneración. De hecho, si estas tuviesen las características de un hombre urbano promedio verían reducidos sus ingresos en un 12,5% si han vivido toda su vida en la ciudad y un 7,8% si son inmigrantes de un área rural.

Las estimaciones proveen 3 resultados adicionales. Primero, se sustenta la existencia de *suelos pegadizos* en las áreas urbanas colombianas, siendo mayor su efecto en la población femenina en la brecha salarial de género en el percentil en el que se ubica el salario mínimo. Tercero, no se halla evidencia sobre la existencia de *techos de cristal* para las habitantes de ingresos altos, lo que podría estar relacionado con la mayor demanda que ha tenido el país por trabajo calificado en el periodo reciente (Arango, Gómez y Posada, 2009).

Al revisar el recorrido de la brecha salarial para los grupos de mujeres urbanas y mujeres rurales se puede concluir que la diferencia entre la remuneración media de ambas poblaciones está altamente relacionada con la gran desigualdad del primer decil de ingreso; una diferencia que podría estar asociada a la baja productividad de las empresas que contratan mano de obra no calificada, lo que afecta más a la población inmigrante, y al cambio en los salarios de reserva que tienen las mujeres con familia en las áreas urbanas.

Dado lo anterior, se puede concluir que una política eficiente para mejorar las condiciones de vida de las mujeres inmigrantes debe estar destinada a la mejora de las características observables, en particular dirigir recursos en la educación para el empleo en actividades no relacionadas con la economía del cuidado. Sin embargo, este efecto resulta limitado en cuanto a que solo permitiría igualar sus condiciones a las de sus pares ciudadanas o superarlo dado el premio salarial que obtiene esta población por sus características propias.

6.1. Limitaciones y ampliaciones

Existe un sesgo de selección con respecto a la población inmigrante en las áreas metropolitanas. La literatura concuerda en

²⁴ Los resultados de la regresión por percentiles se encuentran como el anexo F del documento.

que las personas que migran desde las zonas rurales son las más capacitadas y poseen habilidades intrínsecas que las hacen tener mejores desempeños en los mercados urbanos, frente a los que obtendría un habitante promedio de las áreas rurales.

Un segundo efecto que podría cambiar los estimadores proviene de no diferenciar entre desplazados y migrantes económicos, puesto que la población desplazada, en la mayoría de los casos, no cuenta con una base salarial en sus lugares de origen y no tiene relativos o experiencias previas de acceso a la ciudad, lo que hace que estas personas enfrenten mayores condiciones de incertidumbre y por lo mismo tengan un salario de reserva inferior que el de un migrante económico con condiciones similares (Calderón et al., 2011). Si bien, lo anterior no crea grandes variaciones en los ingresos promedio, se debe tener en cuenta, pues el mayor proceso de desplazamiento en el país se ha dado en los últimos años (Acción Social, 2010). De hecho, según el Centro de Memoria Histórica (2012) el número de migrantes internos por condición de violencia supera los 4,7 millones de personas.

Finalmente, las futuras ampliaciones de esta línea de trabajo podrían enfocarse en medir, con una mayor muestra, los efectos por municipio de procedencia y sector productivo en el que se realiza la actividad remunerada. Asimismo deberían incluirse controles relacionados con la cantidad de hijos nacidos vivos, la pertenencia a grupos étnicos y minorías (Cárdenas, Ñopo y Castañeda, 2012). Finalmente, sería necesario ahondar en indicadores de las diferentes condiciones de vivienda, así como de la ubicación espacial de la población migrante en las ciudades.

Conflicto de intereses

El autor declara no tener ningún conflicto de intereses.

Agradecimientos

El autor agradece a la profesora Ximena Peña por su constante apoyo y su invaluable labor como asesora de tesis; a Paula Jaramillo por su guía en el seminario de investigación; a Luis Eduardo Arango y Ana María Ibañez por sus constructivos comentarios, a Christian Gómez y Juan Guillermo Bedoya por su valiosa ayuda econométrica; a Daniel Gómez por sus pertinentes y continuas sugerencias; a Iván Zubíeta, Rodrigo Galindo, Felipe Balcazar y Camila Uribe por sus recomendaciones; finalmente, a los asistentes al Seminario Semanal de Fedesarrollo del 28 de febrero de 2014, en especial a Juan Mauricio Ramírez, Astrid Martínez, Jairo Nuñez y Carlos Castañeda por sus relevantes comentarios. Los posibles errores u omisiones del documento corresponden plenamente al autor y no comprometen a ninguna institución o a terceros.

Anexo A. Regresión por percentiles de acuerdo a Firpo (2007)

Siendo Y_i^1 y Y_i^0 las posibles ganancias del individuo i ante un tratamiento binario T_i , que toma un valor de 1 si el individuo está expuesto a él y de 0 en otro caso. Por tanto, la ganancia observada del individuo se puede expresar como:

$$Y_i = T_i Y_i^1 + (1 - T_i) Y_i^0 \quad \forall i \quad (A1)$$

Las ganancias potenciales en ambos casos dependen tanto de las características observables como no observables de cada individuo, siendo $\varepsilon_{1,i}$ y $\varepsilon_{0,i}$ las funciones de las características no observadas, en los casos de tratamiento y no tratamiento, y X_i las variables que pudieron ser observadas antes de la realización del programa. Se

asume que no existe autoselección, es decir, que los individuos no pueden decidir ser o no ser tratados. Asumiendo que existe una función de bienestar social W , que depende de las utilidades individuales exclusivamente²⁵. En caso que solo se pudieran analizar los 2 escenarios extremos en los que toda la población sea tratada, o ningún individuo pueda ser tratado, en el primer caso la distribución de los ingresos será igual a Y^1 y tendrá una función acumulativa F_1 ; mientras en el segundo escenario, con una función de distribución de ingresos será igual a la de Y^0 , con una función de distribución acumulada F_0 . Si se tuviera que tomar una decisión entre estas 2 opciones, el problema de decisión del realizador de la política sería:

$$W^* = \max_{F_1, F_0} W(F) \quad (A2)$$

Por tanto, para realizar una elección se necesita calcular las distribuciones aproximadas de las ganancias potenciales. Cada distribución entonces será aproximada por el cálculo de un número P de cuantiles; haciendo esto para ambos casos y asumiendo que W_1 y W_0 sean lineales en los cuantiles, se puede decir que:

$$W_1 = W \left(q_{1, \frac{1}{P}}, q_{1, \frac{2}{P}}, \dots, q_{1, 1} \right) = \sum_{j=1}^P a_{1, \frac{j}{P}} q_{1, \frac{j}{P}} \quad (A3)$$

$$W_0 = W \left(q_{0, \frac{1}{P}}, q_{0, \frac{2}{P}}, \dots, q_{0, 1} \right) = \sum_{j=1}^P a_{0, \frac{j}{P}} q_{0, \frac{j}{P}} \quad (A4)$$

Siendo $a_{1, \frac{j}{P}}$ y $a_{0, \frac{j}{P}}$ ($j = 1, \dots, P$) los parámetros de la función de bienestar social.

En el caso que para cada $\tau \in \{\frac{1}{P}, \frac{2}{P}, \dots, 1\}$, $a_{0, \tau} = a_{1, \tau} = a_{\tau}$. Es decir, los pesos de la función de bienestar son los mismos así se implemente o no el tratamiento. Por tanto, realizar el tratamiento sería consistente cuando:

$$W_1 - W_0 = \sum_{j=1}^P a_{j, \frac{j}{P}} \left(q_{1, \frac{j}{P}} - q_{0, \frac{j}{P}} \right) \geq 0 \quad (A5)$$

Para calcular el estimador se debe entonces hallar la diferencia para cada percentil

$$\hat{\Delta}_{\tau}^E = \hat{q}_{1, \tau}^E - \hat{q}_{0, \tau}^E$$

donde:

$$\hat{q}_{j, \tau}^E = \arg \min_{q_1} \sum_{i=1}^N \hat{w}_{j, i}^E \rho_{\tau}(Y_i - q) \quad (A6)$$

$$\text{Con } \rho_{\tau}(Y_i - q) = (Y_i - q)(\tau - I\{Y_i - q < 0\})$$

$$\text{Y las respectivas ponderaciones } \hat{w}_{1, i}^E = \frac{T_i}{N\hat{p}(X_i)}$$

Por tanto, cada estimador estará definido como la diferencia de la minimización de las sumas de funciones de pesos:

$$\begin{aligned} \hat{\Delta}_{\tau}^E = & \arg \min_{q_1} \sum_{i=1}^N \hat{w}_{1, i|T=1}^E \rho_{\tau}(Y_i - q) - \hat{q}_{0, \tau}^E \\ & - \arg \min_{q_1} \sum_{i=1}^N \hat{w}_{0, i|T=1}^E \rho_{\tau}(Y_i - q) \end{aligned} \quad (A7)$$

²⁵ Se asume que la función W depende exclusivamente de las ganancias monetarias, haciendo que la función de utilidad social pase de un espacio F de todas las posibles funciones $W : F \rightarrow \mathbb{R}$.

Anexo B. Probit-Mills Ratio

	Tasa global de participación
Educación	0,0311*** (0,00584)
Edad	0,0317*** (0,0101)
Edad2	-0,000556*** (0,000106)
Cohabita	-0,240*** (0,0725)
Divorciado o viudo	0,413*** (0,0842)
Casado	-0,521*** (0,0731)
SSS	0,167** (0,0668)
SSP	1,650*** (0,0740)
Trabajador doméstico	2,125*** (0,173)
Cuenta propia	2,398*** (0,0946)
Empleador	2,256*** (0,320)
Atlántico	-0,490*** (0,0857)
Bogotá	-0,192** (0,0893)
Bolívar	-0,508*** (0,107)
Córdoba	-0,633*** (0,0940)
Nariño	-0,650*** (0,0843)
N. Santander	-1,022*** (0,0886)
Risaralda	-0,254** (0,108)
Santander	-0,124 (0,105)
Tolima	-0,576*** (0,0878)
V. Cauca	-0,537*** (0,0919)
Constante	0,912*** (0,250)
Observaciones	33.771
Pseudo R-cuadrado	0,4288

Errores estándar entre paréntesis.

** p < 0,05.

*** p < 0,01

Siguiendo el método de Heckman (1979):

• Se estimó la tasa global de participación de las mujeres.

• Se construyó el Mills ratio usando la fórmula $Mills = \frac{\hat{\phi}(TGP)}{1 - \hat{\phi}(TGP)}$, donde $\phi(\cdot)$ es la distribución normal.

Anexo C. Regresiones MCO

	Hombres residentes - mujeres residentes	Hombres residentes - mujeres migrantes	Hombres residentes - mujeres migrantes recientes
Sexo	-0,185*** (0,00769)	-0,212*** (0,00809)	-0,165*** (0,0439)
Educación	0,0378*** (0,00273)	0,0393*** (0,00275)	0,0409*** (0,00352)
Edad	0,0246*** (0,00223)	0,0209*** (0,00216)	0,0244*** (0,00284)
Edad2	-0,000257*** (2,57e-05)	-0,000221*** (2,43e-05)	-0,000259*** (3,23e-05)

	Hombres residentes - mujeres residentes	Hombres residentes - mujeres migrantes	Hombres residentes - mujeres migrantes recientes
Cohabita	0,0372*** (0,0101)	0,0678*** (0,0106)	0,109*** (0,0131)
Divorciado o viudo	0,0266** (0,0117)	0,0466*** (0,0120)	0,0441*** (0,0167)
Casado	0,122*** (0,0107)	0,108*** (0,0112)	0,190*** (0,0142)
SSP	0,293*** (0,0104)	0,280*** (0,0104)	0,222** (0,0126)
Primaria completa	-0,0146 (0,0191)	-0,00325 (0,0175)	-0,00515 (0,0235)
Secundaria completa	-0,0280 (0,0147)	-0,0534*** (0,0152)	-0,0572*** (0,0188)
Técnica	0,157*** (0,0131)	0,169*** (0,0140)	0,157*** (0,0177)
Universitaria	0,675*** (0,0190)	0,729*** (0,0200)	0,690*** (0,0255)
Posgrado	0,422*** (0,0194)	0,445*** (0,0202)	0,432*** (0,0282)
Obrero o empleado del gobierno	0,251*** (0,0202)	0,201*** (0,0215)	0,183*** (0,0297)
Trabajador doméstico	0,102*** (0,0234)	0,314*** (0,0176)	0,241*** (0,0626)
Cuenta propia	-0,0781*** (0,0105)	-0,0981*** (0,0107)	-0,0698*** (0,0125)
Empleador	0,405*** (0,0187)	0,435*** (0,0186)	0,385*** (0,0217)
Atlántico	-0,139*** (0,0144)	-0,139*** (0,0154)	-0,125*** (0,0181)
Bogotá	0,0743*** (0,0102)	0,0537*** (0,0104)	0,0699*** (0,0135)
Bolívar	-0,0590*** (0,0190)	-0,0540** (0,0220)	-0,0570*** (0,0243)
Caldas	-0,113*** (0,0236)	-0,108*** (0,0262)	-0,116*** (0,0304)
Córdoba	-0,209*** (0,0247)	-0,189*** (0,0282)	-0,209*** (0,0311)
Meta	0,0862** (0,0258)	0,0582* (0,0268)	0,0809** (0,0327)
Nariño	-0,360*** (0,0283)	-0,347*** (0,0296)	-0,391*** (0,0371)
N. Santander	-0,0780*** (0,0203)	-0,0834*** (0,0218)	-0,0687*** (0,0254)
Risaralda	-0,117*** (0,0222)	-0,122*** (0,0231)	-0,115*** (0,0283)
Santander	0,0882*** (0,0210)	0,0624*** (0,0179)	0,125*** (0,0271)
Tolima	-0,0933*** (0,0265)	-0,117*** (0,0260)	-0,0271 (0,0346)
V. Cauca	-0,0974*** (0,0140)	-0,0974*** (0,0139)	-0,0882*** (0,0180)
Mills ratio	0,200** (0,0781)	0,519*** (0,0789)	0,294 (0,340)
Constante	7,027*** (0,0478)	7,106*** (0,0473)	7,001*** (0,0608)
Observaciones	27.110	25.857	14.882
R-cuadrado	0,493	0,503	0,475

Errores estándar entre paréntesis.

* p < 0,1.

** p < 0,05.

*** p < 0,01.

Notas:

• Las categorías base para las variables dicotomas son soltero, empleado privado y Antioquia.

• Se omite la categoría jornalero por su reducida participación; asimismo, dentro de la estimación esta variable resultaba no significativa.

Anexo D. Descomposición de Blinder-Oaxaca

	Explicado		No explicado	
	Hombres residentes - mujeres residentes	Hombres residentes - mujeres migrantes	Hombres residentes - mujeres residentes	Hombres residentes - mujeres migrantes
Educación	-0,0387*** (0,00633)	0,0123*** (0,00276)	0,0940 (0,131)	0,0452 (0,0984)
Edad	0,0187*** (0,00421)	-0,0380*** (0,00644)	-0,0906 (0,285)	0,280 (0,261)
Edad2	-0,0194*** (0,00427)	0,0326*** (0,00606)	0,0509 (0,143)	-0,114 (0,132)
Cohabita	0,00333** (0,00146)	0,00514** (0,00125)	0,0516*** (0,0103)	0,0341*** (0,0103)
Soltero, divorciado o viudo	-0,00327 (0,00222)	-0,00714*** (0,00270)	0,00627 (0,00695)	0,00391 (0,00747)
Casado	0,00463*** (0,000984)	0,00450** (0,000934)	0,0370*** (0,0103)	0,0492*** (0,00921)
SSS	-0,00809*** (0,00183)	0,0161*** (0,00199)	-0,102*** (0,0230)	-0,0635*** (0,0167)
Primaria completa	0,000346 (0,000789)	-0,000110 (0,000927)	0,0168 (0,0654)	0,0162 (0,0491)
Secundaria completa	0,00260 (0,00259)	-0,00225* (0,00112)	-0,0498 (0,0373)	-0,00710 (0,0299)
Técnica	-0,00958*** (0,00162)	0,00168** (0,000779)	0,00126 (0,00869)	-0,00422 (0,00648)
Universitaria	-0,0470** (0,00401)	-0,0226*** (0,00352)	0,00617 (0,0129)	-0,0135 (0,0110)
Posgrado	-0,0108*** (0,00163)	-0,0133*** (0,00173)	0,00176 (0,00440)	0,000832 (0,00415)
Obrero o empleado del gobierno	-0,00489*** (0,000756)	-0,00309*** (0,000621)	-0,00322* (0,00178)	0,000367 (0,00186)
Trabajador doméstico	-0,00546*** (0,00189)	-0,0376*** (0,00321)	-0,00477*** (0,00186)	-0,00308 (0,00247)
Cuenta propia	-0,00357*** (0,00103)	-0,00120 (0,000630)	-0,00592 (0,0171)	0,0169 (0,0138)
Empleador	0,0109** (0,00146)	0,00881*** (0,00136)	-0,00280 (0,00347)	-0,00592 (0,00357)
Atlántico	-0,00356*** (0,000659)	-0,00752*** (0,00104)	0,00460 (0,00320)	0,00398 (0,00270)
Bogotá	-0,00412*** (0,00108)	-0,00396*** (0,00127)	-0,00242 (0,0139)	0,0103 (0,0135)
Bolívar	-0,000304* (0,000174)	-0,00163*** (0,000576)	0,000570 (0,00159)	4,01e-05 (0,00108)
Caldas	-0,000189 (0,000216)	-0,00120** (0,000272)	-4,13e-05 (0,000858)	-0,000588 (0,000701)
Córdoba	-0,000775** (0,000385)	-0,00285*** (0,000423)	0,000528 (0,000865)	-0,000760 (0,000639)
Meta	0,000203 (0,000156)	0,000241* (0,000128)	0,000210 (0,000783)	0,00135* (0,000757)
Nariño	0,000369 (0,000564)	-0,000233 (0,000543)	-0,000916 (0,000674)	-0,00151* (0,000647)
N. Santander	-0,000577** (0,000231)	-0,00145*** (0,000390)	0,00222 (0,00146)	0,00230* (0,00125)
Risaralda	-0,000344 (0,000245)	-0,000696** (0,000273)	0,000176 (0,00112)	0,000376 (0,00110)
Santander	-6,88e-05 (0,000193)	-0,00261*** (0,000791)	0,00288* (0,00150)	0,00468* (0,00193)
Tolima	1,41e-05 (0,000157)	0,000482** (0,000229)	0,00305*** (0,000842)	0,00377*** (0,000884)
V. Cauca	-0,000599 (0,000373)	0,00139*** (0,000462)	0,00222 (0,00373)	0,00186 (0,00401)
Mills ratio	-0,00525** (0,00261)	-0,0135*** (0,00327)	-0,0103** (0,00317)	-0,00545** (0,00239)
Constante			0,175 (0,156)	-0,0304 (0,143)
Observaciones	27.110	25.857	27.110	25.857
N obs H	14.656	14.656	14.656	14.656
N obs M	12.454	12.454	12.454	12.454

Errores estándar entre paréntesis.

* p < 0,1.

** p < 0,05.

*** p < 0,01.

Anexo E. Descomposición de Blinder-Oaxaca

	Explicado		No explicado	
	Mujeres urbanas - mujeres rurales	Hombres rurales - mujeres rurales	Mujeres urbanas - mujeres rurales	Hombres rurales - mujeres rurales
Educación	0,0469*** (0,00799)	-0,0245*** (0,00381)	-0,0449 (0,122)	0,145 (0,0909)
Edad	-0,0540** (0,00968)	0,0160*** (0,00393)	0,367 (0,292)	0,0281 (0,264)
Edad2	0,0509** (0,00968)	-0,0178*** (0,00434)	-0,162 (0,147)	-0,0120 (0,136)
Cohabita	0,000346 (0,000286)	0,00744** (0,00184)	-0,0160 (0,00985)	0,0459*** (0,0115)
Soltero, divorciado o viudo	-0,000655 (0,000560)	-0,00852*** (0,00291)	-0,00563 (0,00966)	0,0114 (0,00805)
Casado	0,000109 (0,000176)	0,00889** (0,00163)	0,0120 (0,00966)	0,0587*** (0,0105)
SSS	0,0330*** (0,00318)	0,0184*** (0,00213)	0,0288 (0,0228)	-0,0557*** (0,0162)
Primaria completa	-0,000833 (0,00187)	0,000539 (0,000716)	-0,0147 (0,0618)	-0,0237 (0,0446)
Secundaria completa	-0,00130 (0,00391)	0,00243** (0,00120)	0,0391 (0,0358)	-0,0142 (0,0276)
Técnica	0,0118*** (0,00190)	-0,00523*** (0,000996)	-0,00597 (0,00822)	-0,00774 (0,00550)
Universitaria	0,0273** (0,00388)	-0,0235*** (0,00369)	-0,0225 (0,0138)	-0,0107 (0,0118)
Posgrado	-0,00182 (0,00136)	-0,00472*** (0,00125)	-0,00162 (0,00534)	-0,00790 (0,00490)
Obrero o empleado del gobierno	0,00102 (0,000665)	-0,000779* (0,000468)	0,00436* (0,00226)	-0,000810 (0,00229)
Trabajador doméstico	-0,0188*** (0,00206)	-0,0394*** (0,00310)	-0,0118** (0,00460)	-0,000786 (0,00226)
Cuenta propia	0,00271*** (0,00102)	-0,000846 (0,000577)	0,0220 (0,0183)	0,0207 (0,0135)
Empleador	-0,00330*** (0,00121)	0,0177*** (0,00187)	-0,00392 (0,00366)	-0,00641* (0,00367)
Atlántico	-0,00525*** (0,000816)	-0,000547 (0,000370)	0,000653 (0,00258)	0,00565*** (0,00209)
Bogotá	-0,00107** (0,000495)	-0,00182*** (0,000634)	0,0142 (0,0149)	0,0287** (0,0139)
Bolívar	-0,00181*** (0,000565)	4,47e-06 (5,08e-05)	-7,25e-05 (0,00113)	0,00180** (0,000789)
Caldas	-0,000996** (0,000258)	-6,35e-05 (0,000134)	-0,000583 (0,000715)	-0,000104 (0,000578)
Córdoba	-0,00244*** (0,000421)	-5,11e-05 (0,000174)	-0,000932 (0,000642)	0,000268 (0,000473)
Meta	9,07e-05 (9,57e-05)	5,49e-05 (8,26e-05)	0,00109 (0,000750)	0,000866 (0,000713)
Nariño	-0,000546 (0,000534)	-0,000228 (0,000506)	-0,000638 (0,000697)	-0,000523 (0,000660)
N. Santander	-0,00139*** (0,000373)	-0,000610** (0,000240)	0,000602 (0,00125)	0,00202 (0,00112)
Risaralda	-0,000350 (0,000268)	-0,000361 (0,000252)	0,000204 (0,00109)	0,000401 (0,00105)
Santander	-0,00129 (0,000814)	-5,55e-06 (0,000274)	0,000726 (0,00209)	0,00763*** (0,00247)
Tolima	0,000778** (0,000379)	-0,000191 (0,000242)	0,000424 (0,000946)	0,00356*** (0,000984)
V. Cauca	0,00220*** (0,000584)	0,000287 (0,000340)	-0,000470 (0,00406)	0,00482 (0,00405)
Mills ratio	3,79e-05 (0,000657)	-0,0149*** (0,00324)	-0,00387 (0,00574)	-0,00416* (0,00221)
Constante			-0,204 (0,163)	0,0304 (0,141)
Observaciones	23.655	24.228	23.655	24.228
N obs 1	12.454	13.027	12.454	13.027
N obs 2	11.201	11.201	11.201	11.201

Errores estándar entre paréntesis.

* p < 0,1.

** p < 0,05

*** p < 0,01

Anexo F. Estimaciones por QTE de las brechas salariales

	Hombres residentes - mujeres residentes	Hombres residentes- mujeres migrantes
10%	-0,3830	-0,4212
15%	-0,3188	-0,3269
20%	-0,2595	-0,2311
25%	-0,1823	-0,1823
30%	-0,1542	-0,1542
35%	-0,1510	-0,1415
40%	-0,0728	-0,0786
45%	-0,0569	-0,0540
50%	-0,1054	-0,0976
55%	-0,1038	-0,1001
60%	-0,1133	-0,1054
65%	-0,1301	-0,1040
70%	-0,1613	-0,1625
75%	-0,1516	-0,1515
80%	-0,1335	-0,1235
85%	-0,1563	-0,1372
90%	-0,1278	-0,1118
Observaciones	27.110	25.857

Bibliografía

Acción Social. (2010). Desplazamiento de Colombia. Bogotá.
 Albrecht, J., Björklund, A. y Vroman, S. (2001). Is there a glass ceiling in Sweden? *IZA Discussion Paper*, 282.
 Arango, L. E., Gómez, M. A. y Posada, C. E. (2009). La demanda de trabajo formal en Colombia: determinantes e implicaciones de política. *Borradores de Economía*, 563.
 Arias, M. A., Ibañez, A. M. y Peña, X. (2013). Mujeres rurales jóvenes y migración en Colombia. *Documento CEDE*, 206.
 Arulampalam, W., Booth, A. y Bryan, M. (2007). Is there a glass ceiling over Europe? Exploring the gender pay gap across the wage distribution. *Industrial and Labor Relations Review*, 60(2), 163–186. January.
 Badel, A. y Peña, X. (2010). Decomposing the gender wage gap with sample selection adjustment: The case of Colombia. *Análisis Económico*, 25(2), 169–191.
 Benería, L. y Roldán, M. (1987). *Las encrucijadas de clase y género (trabajo a domicilio, subcontratación y dinámica de la unidad doméstica en la ciudad de México)*. Ciudad de México: Fondo de Cultura Económica.
 Blinder, A. (1973). Wage discrimination: Reduced form and structural estimates. *The Journal of Human Resources*, 8(4 Autumn, 1973), 436–455.
 Britto, D. (2010). El desplazamiento forzado tiene rostro de mujer. *La Manzana de la discordia*, 5(1), 65–78.
 Calderón, V., Gáfaró, M. y Ibañez, A. M. (2011). Desplazamiento forzoso, participación laboral femenina y poder de negociación en el hogar ¿Empodera el conflicto a las mujeres? *Documento CEDE* 45.
 Cárdenas, J. C., Nopo, H. y Castañeda, J. L. (2012). Equidad en la diferencia: Políticas para la movilidad social de grupos de identidad de Movilidad Social y Equidad. *Documento CEDE* 39.
 Centro de Memoria Histórica. (2012). ¡Basta Ya! Memorias de guerra y dignidad. Bogotá.
 Chiswick, B., Cohen, Y. y Zach, T. (1997). The labor market status of immigrants: Effects of the unemployment rate at arrival and duration of residence. *Industrial & Labor Relations Review*, 50(2), 289–303.
 Chzhen, Y. y Mumford, K. (2009). Gender Gaps Across the Earnings Distribution in Britain: Are Women Bossy Enough? *IZA Discussion Paper No. 4331*.
 Chzhen, Y. y Mumford, K. (2010). Gender gaps across the earnings distribution for full-time employees in Britain: Allowing for sample selection. *Labour Economics*, 18(6), 837–844.
 Crummert, M. d. (1986). *Rural Women and Migration in Latin America: Research Review and Agenda*. Kellogg Institute.
 Dufour, D. y Piperata, B. (2004). Rural-to-urban migration in Latin America: An update and thoughts on the model. *American Journal of Human Biology*, 16(4), 395–404.
 Fields, G. (2007). Employment in low-income countries: Beyond labor market segmentation? In P. Paci y P. Morley (Eds.), *Employment and Shared Growth: Rethinking the Role of Labor for Development* (pp. 23–34). Washington, DC: The World Bank.
 Firpo, S. (2007). Efficient semiparametric estimation of quantile treatment effects. *Econometrica*, 75(1), 259–276.
 Folbre, N. (2006). Measuring care: Gender, empowerment, and the care economy. *Journal of Human Development*, 2(7), 183–200.
 Friedberg, R. (2000). You can't take it with you? Immigrant assimilation and the portability of human capital. *Journal of Labor Economics*, 18(2), 221–251.
 Frölich, M. y Melly, B. (2010). Estimation of quantile treatment effects with Stata. *Stata Journal*, 10, 423–457.

Galvis, L. A. (2010). Diferenciales salariales por género y región en Colombia: Una aproximación con regresiones por cuantiles. *Revista de Economía del Rosario*, 13(2), 235–277.
 Gaviria, A. (2010). Cambio social en Colombia durante la segunda mitad del siglo XX. *Documento CEDE* 30.
 Harris, J. y Todaro, M. (1970). Migration, unemployment and development: A two sector analysis. *The American Economic Review*, 60(1), 126–142.
 Heckman, J. (1979). Sample selection as a specification error. *Econometrica*, 47(1), 153–161.
 Heinze, A. (2010). Beyond the Mean Gender Wage Gap Decomposition of Differences in Wage Distributions Using Quantile Regression. *ZEW Discussion Paper No. 10-043*.
 Hernánde, C. (2008). *Inmigrantes urbanos en Colombia: ¿Complementan o sustituyen a los trabajadores nativos? [tesis de maestría PEG]* Universidad de los Andes.
 Hoyos, A., Nopo, H. y Peña, X. (2010). The Persistent Gender Earnings Gap in Colombia, 1994–2006. *IDB Working Paper Series* 174.
 Ibañez, A. M. y Velez, C. E. (2005). Civil conflict and forced migration: The micro determinants and the welfare losses of displacement in Colombia. *Documento CEDE*, 35.
 Jann, B. (2008). The Blinder-Oaxaca decomposition for linear regression models. *The Stata Journal*, 8(4), 453–479.
 Jellal, M., Nordman, C. y Wolff, F. (2008). Evidence on the glass ceiling effect in France using matched worker-firm data. *Applied Economics*, 40(24), 3233–3250.
 Kee, H. J. (2005). Glass Ceiling or Sticky Floor? Exploring the Australian Gender Pay Gap using Quantile Regression and Counterfactual Decomposition Methods. *CEPR Discussion Paper No. 487*.
 Kemper, R. (1971). Rural-urban migration in Latin America: A framework for the comparative analysis of geographical and temporal patterns. *International Migration Review*, 5(1), 36–47.
 Koenker, R. y Hallock, K. (2001). Quantile regression. *Journal of Economic Perspectives*, 15(4), 143–156.
 Lewis, A. (1954). *Economic Development with Unlimited Supplies of Labour*. The Manchester School.
 Loutfi, M. (2001). *Women, Gender and Work: What is Equality and How We Do Get There?* Geneva: ILO.
 Magnani, E. y Zhu, R. (2012). Gender wage differentials among rural-urban migrants in China. *Regional Science and Urban Economics*, 42(5), 779–793.
 Marghuerita, F. (2014). Unconditional and Conditional Quantile Treatment Effects: Identification Strategies and Interpretations. *SSRN working paper series*.
 Meyerson, E., Petersen, T. y Snartland, V. (2001). Equal work for equal work? Evidence from Sweden and a comparison with Norway and the U.S. *The Scandinavian Journal of Economics*, 103(4), 559–583.
 Mincer, J. (1958). Investment in human capital and personal income distribution. *Journal of Political Economy*, 66(4), 281–302.
 Mincer, J. (1974). *Schooling, Experience and Earnings*. New York: Economic Bureau of Economic Research.
 Murad R (2003). Estudio sobre la distribución espacial de la población en Colombia. Serie: Población y Desarrollo, No. 48, CEPAL, 27–51.
 Nicodemo, C. (2009). Gender Pay Gap, and Quantile Regression in European Families. *IZA Discussion Paper No. 3978*.
 Nordman, C. y Wolff, F. (2007). Is there a glass ceiling in Morocco? Evidence from matched worker firm data. *DIAL Document de Travail* 04.
 Nordman, C. y Wolff, F. (2008). Island through the glass ceiling? Evidence of gender wage gaps in Madagascar and Mauritius. *DIAL Document de Travail* 02.
 Oaxaca, R. (1973). Male-female wage differentials in urban labor markets. *International Economic Review*, 14(3), 693–709.
 Peña, X., Cárdenas, J. C., Nopo, H., Castañeda, J. L., Muñoz, J. S. y Uribe, C. (2013). Mujer y movilidad social. *Documentos CEDE* 05.
 Pérez, F. (2003). *Evidencia reciente del comportamiento de la migración interna en Colombia a partir de la Encuesta Continua de Hogares*. Bogotá: DANE.
 Pham, H. y Reilly, B. (2004). The gender pay gap in Vietnam, 1993–2002: A quantile regression approach. *MPRA No. 6475*.
 P.N.U.D. (2011). *Colombia rural: Razones para la esperanza. Informe Nacional de Desarrollo Humano 2011*. Bogotá: INDIH PNUD.
 Rodríguez, J. y Busso, G. (2009). Migración interna y desarrollo en América Latina entre 1980 y 2005: un estudio comparativo con perspectiva regional basado en siete países. In *Serie Libros de la CEPAL N.º 102* Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL), Santiago de Chile, Chile.
 Schultz, P. (1971). Rural-Urban Migration in Colombia. *The Review of Economics and Statistics*, 53(2), 157–163.
 Tannuri, M., Pianto, D. y Arias, O. (2004). Rural-urban migration in Bolivia: an escape boat? In *Anais do xxxii encontro de economia [Proceedings of the 32th Brazilian economics meeting]* 120 ANPEC - Associação Nacional dos Centros de Pós-graduação em Economia [Brazilian Association of Graduate Programs in Economics], Sao Paulo, Brasil.
 Vargas, C. (2013). Cambio tecnológico y desigualdad de salarios: Colombia 1984–2010. In L. E. Arango y H. Franz (Eds.), *El mercado de trabajo en Colombia: hechos, tendencias e instituciones* (pp. 211–249). Bogotá: Banco de la República.
 World Economic Forum. (2013). *The Global Gender Gap Report*. Cologny.
 Zellner, H. (1972). Discrimination Against Women, Occupational Segregation and the Relative Wage. *American Economic Review*, 62, 157–160.