

LA BRECHA SALARIAL DE GÉNERO ENTRE LOS UNIVERSITARIOS RECIÉN TITULADOS

¿Qué tanto influye el tipo de carrera universitaria?*

*Laura Cepeda Emiliani, Lina Cardona Sosa
y Juan D. Barón***

RESUMEN

Este artículo analiza la brecha salarial de género entre los universitarios recién titulados que tienen un empleo formal en Colombia, haciendo hincapié en el papel que desempeña el tipo de carrera universitaria en la explicación de la brecha salarial de género en las primeras etapas de la experiencia del mercado laboral. Para realizar este análisis, aprovechamos un conjunto de datos único que contiene los registros administrativos de individuos observados en el empleo formal un año después de titularse, así como información pormenorizada de los distintos tipos de carrera universitaria que estudiaron. Los resultados sugieren que, en promedio, la brecha salarial contra las mujeres es de aproximadamente 11% del cual 40% se explica por las diferencias de género en el tipo de carrera universitaria elegida. Mediante el uso

* Palabras clave: brecha salarial de género, tipo de carrera universitaria, descomposición. Clasificación JEL: J24, J31, J71. Artículo recibido el 18 de mayo de 2012 y aceptado el 28 de mayo de 2013 [traducción del inglés de Karina Azanza y Brian McDougall]. Este artículo emplea microdatos tomados de la base de datos de Graduados de Colombia, la cual está administrada por el Observatorio Laboral para la Educación del Ministerio de Educación. Los hallazgos y las opiniones que aparecen en este artículo son propios de los autores y no deben atribuirse al Ministerio de Educación, el Banco de la República (Banco Central de Colombia) ni a su junta Directiva. Los autores desean expresarles su agradecimiento a Mathias Sinning, Deborah Cobb-Clark, Eva Vivalt, Claudia Ruiz Ortega, Javier Pérez, Adolfo Meisel, Rodrigo Taborda, Ximena Peña, Aakankshka Pande, Julio Romero y Eliana Carranza por sus útiles comentarios.

** L. Cepeda Emiliani y L. Cardona Sosa, Banco de la República, Columbia. J. D. Barón, Banco Mundial (correo electrónico: jbaron@worldbank.org).

de una descomposición distributiva de la brecha salarial de género hallamos pruebas no sólo de una brecha creciente en distintos niveles de la distribución salarial sino también de que tan sólo 30% de esta brecha se puede explicar con base en el tipo de carrera universitaria. Este resultado también apoya la existencia de un fenómeno de techo de cristal desde las primeras etapas de la experiencia del mercado laboral, lo cual es de particular interés para los encargados de formular políticas dado que algunas de las explicaciones que se ofrecen acerca del efecto de techo de cristal están relacionadas con la experiencia y los ascensos, características que no son significativamente diferentes para los universitarios recién titulados.

ABSTRACT

This paper analyzes the gender wage gap for recent graduates in formal jobs in Colombia emphasizing the role that degree subject plays in explaining the gender wage gap at early stages of the labour market experience. To conduct the analysis we took advantage of a unique dataset that contains administrative records for individuals observed in formal employment one year after graduation from college and that contains detailed information for degree subjects. The results suggest that, on average the wage gap against women is about 11%, from which 40% is explained by gender differences in the type of degree chosen. By using a distributional gender wage gap decomposition we find evidence not only of an increasing gap at different levels of the wage distribution but evidence that only 30% of it is explained by degree subject. This result also supports the existence of a glass ceiling phenomenon from early stages of labour market experience which is of particular interest for policy makers given that, some of the explanations given to the glass ceiling effect are related to experience and promotions, characteristics that are not significantly different for recent graduates.

INTRODUCCIÓN

Según el Informe de Brecha Global de Género, 2012 (Global Gender Gap Report 2012), Colombia es un país en donde las mujeres se enfrentan a diferencias salariales por género más marcadas. En la muestra de 135 países, Colombia se ubica en el lugar 94 del índice de igualdad salarial de empleos similares (Hausmann *et al.*, 2011). Además, información procedente de encuestas laborales sugiere que, en promedio, las mujeres ganan salarios 13.5% menores a los de los hombres.

Dadas las circunstancias y el hecho de que las diferencias salariales no forzosamente implican que haya discriminación en el mercado laboral (sino diferencias de género en las características), es importante entender qué es lo que realmente impulsa la brecha salarial de género. Por lo general, los economistas dividen la brecha salarial de género en dos partes: una se explica con base en las características estándar del individuo y del trabajo, como la edad, la experiencia, la escolaridad y la industria, y la otra sigue sin explicarse y capta las diferencias de género en los rasgos no observados y los rendimientos de las características. En el caso de Colombia, las diferencias de género en las características observables no bastan para explicar la brecha salarial de género (Hoyos *et al.*, 2010).

En el presente artículo investigamos la importancia de elegir un cierto tipo de carrera universitaria para explicar la brecha salarial de género en Colombia, al aprovechar conjuntos de datos administrativos únicos de dos cohortes de egresados universitarios. El conjunto de datos con el que trabajamos combina datos relativos a la educación proporcionados por el Ministerio de Educación y datos relativos a los salarios tomados de los registros de seguridad social de otros ministerios. La naturaleza de los datos (una muestra amplia y pormenorizada de las carreras universitarias o los estudios superiores elegidos, que no está disponible en las encuestas) nos permite estimar con precisión la relación entre las brechas salariales de género y las diferencias en las decisiones que toman los hombres y las mujeres respecto a su educación. Para minimizar la influencia que tienen las diferencias de género —en términos de experiencia, ascensos y cambios de empleo— en la brecha salarial nos enfocamos en los egresados universitarios que tienen un empleo formal y que tienen un máximo de un año en el mercado laboral. De esta manera, arrojamos algo de luz en las diferencias salariales de género que enfrentan los trabajadores en la fase inicial de su vida profesional.

El presente trabajo se relaciona más estrechamente con lo propuesto en el estudio publicado por McDonald y Thornton (2007), quienes usaron datos de las encuestas anuales de la Asociación Nacional de Universidades y Empleadores (ANUE) para analizar los salarios de entrada ofrecidos a los nuevos egresados universitarios. En el mismo sentido, este trabajo también está relacionado con un estudio realizado por Chevalier (2007), quien tras analizar datos procedentes de encuestas determinó que el tipo de carrera universitaria o de estudios que se elija explica casi la cuarta parte de la

brecha salarial de género entre los universitarios recién titulados del Reino Unido, incluso después de controlar por las diferencias de género en las características de las personas y de los trabajos, así como en las expectativas de trayectoria profesional. Estos dos estudios están basados en datos procedentes de encuestas que incluyen una muestra reducida, o una clasificación de tipos de carrera universitaria menos pormenorizada. Las contribuciones del presente artículo incluyen no sólo el análisis de la brecha salarial de género entre los universitarios recién titulados —personas que, hasta donde sabemos, no se habían analizado anteriormente en un país en desarrollo—, sino también su comportamiento en los distintos niveles de la distribución salarial.

De manera específica, este artículo examina *i*) la existencia de una brecha salarial de género entre los universitarios recién titulados y, lo que es todavía más importante, *ii*) si las diferencias entre los hombres y las mujeres en términos del tipo de carrera universitaria contribuyen o no para explicar dicha brecha y *iii*) estudiamos la medida en que la elección de cierto tipo de carrera universitaria es relevante para explicar las diferencias de género en los salarios a lo largo de la distribución salarial, lo que podría proporcionar pruebas de la existencia de “pisos pegajosos” o “techos de cristal”.

El artículo está organizado de la siguiente manera: en la sección que viene a continuación, hacemos una reseña de los principales estudios que intentan explicar la brecha salarial de género entre los universitarios recién titulados. La sección II analiza los datos y describe la segregación por género según el tipo de carrera universitaria. En la sección IV, presentamos una descomposición de la brecha salarial de género usando la metodología estándar de Blinder-Oaxaca, y, en la misma sección empleamos el procedimiento sugerido por Firpo *et al.* (2009) para analizar la descomposición de la brecha en los percentiles 10, 50 y 90° de la distribución salarial. Por último, se presenta las conclusiones.

I. EVIDENCIA EMPÍRICA DE ESTUDIOS ANTERIORES

La evidencia de Colombia sugiere no sólo la existencia de una brecha salarial de género en favor de los hombres sino también una pequeña reducción en la misma durante los pasados tres decenios. Esta disminución se le ha atribuido, en parte, a la educación superior de las mujeres (Tenjo, 1992). Si bien aún no hay pruebas del efecto que tienen los distintos tipos de carrera

universitaria en la brecha salarial de género, las diferencias no explicadas suelen atribuirse a la discriminación contra las mujeres, lo cual podría resultar en un argumento exagerado. Los estudios que se describen a continuación ofrecen ciertas pruebas de la magnitud de la brecha salarial de género en Colombia.

Tenjo (1992) halla que la brecha salarial de género en Bogotá pasó de 65% en 1976 a 25% en 1989. No obstante, después de excluir a los empleados domésticos del análisis, la brecha bajó de 16% a 4%. Además, el estudio realizado por Ángel Urdinola y Wodon (2006) concluyó que la brecha salarial de género aumentó a fines del decenio de los ochenta y nuevamente a fines de los noventa. En un estudio más reciente, Badel y Peña (2010) encontraron que la brecha salarial de género tiene forma de U a lo largo de la distribución salarial, evidencia que fue apoyada por Hoyos *et al.* (2010). Los autores hallaron pruebas de que las diferencias en los rendimientos del mercado a las características de las mujeres explican en parte las diferencias salariales entre los hombres y las mujeres. La evidencia también sugiere que la brecha salarial de género fue de aproximadamente 13 y 23% en 2001 y 2006, respectivamente. Por tanto, de acuerdo con los estudios anteriores, existen pruebas sólidas que apoyan la existencia de una brecha salarial de género persistente en favor de los hombres, con diferencias significativas a lo largo de la distribución salarial.

Todo parece indicar que hay buenos motivos para creer que el tipo de carrera universitaria explica la diferencia en los salarios que se observa entre los hombres y las mujeres. Si la oferta y la demanda generan diferencias salariales para los distintos egresados universitarios, es inevitable que las mayores tasas de titulación de las mujeres de carreras universitarias asociadas con salarios bajos creen una brecha salarial de género. Hay pruebas anecdóticas de Colombia que sugieren no sólo que una mayor proporción de hombres obtienen el título de ingenieros, sino también que los salarios de los ingenieros son superiores al promedio, lo que contribuye en parte a la existencia de una brecha salarial entre hombres y mujeres. Por su parte, las pruebas internacionales tomadas de individuos con estudios superiores (por ejemplo, egresados universitarios) sugieren que el tipo de carrera universitaria es importante: aumenta la parte explicada de la brecha en casi 20 puntos porcentuales (o 43%) en el caso del Reino Unido, y de 26 a 35 puntos porcentuales (o 31%) en el caso de Alemania, después de incluirse los predictores estándar de brecha salarial, como son la industria y la re-

gión (Machin y Puhani, 2003). El estudio realizado por Lin (2010) encontró pruebas similares para Taiwán.

Estos estudios se enfocan en todos los egresados universitarios, independientemente del tiempo que tengan en el mercado laboral, lo que excluye una gran parte de la dinámica del mercado que quizá influya en la brecha salarial de género y por la cual es difícil controlar. Una excepción a lo anterior son los estudios realizados por Joy (2003) y McDonald y Thornton (2007), que limitan su análisis a los universitarios recién titulados. Los autores usan las encuestas anuales de la Asociación Nacional de Universidades y Empleadores (ANUE) para analizar los salarios de entrada ofrecidos a los nuevos egresados universitarios. Los principales hallazgos sugieren que hasta el 95% de la brecha salarial de género en los salarios de entrada que se ofrecen puede explicarse con base en el ámbito de especialización de la carrera universitaria. De manera similar, Chevalier (2007), con datos procedentes de encuestas, determinó que el tipo de carrera universitaria explica casi la cuarta parte de la brecha salarial de género entre los universitarios recién titulados del Reino Unido, incluso después de controlar por las diferencias de género en las características personales y del trabajo, la ocupación y las expectativas de trayectoria profesional. Si bien otro estudio realizado por Joy (2003) muestra que otras variables relacionadas con la escolaridad, como el promedio académico global, son más importantes que el tipo de carrera universitaria para explicar la brecha salarial de género, el estudio usa una definición bastante amplia para el tipo de carrera universitaria al agrupar las 113 categorías originales en 26 ámbitos de estudio.

Como se dijo líneas arriba, el presente artículo se basa en McDonald y Thornton (2007) y Chevalier (2007). Ambos estudios realizados con datos de encuestas que incluyen una muestra reducida o categorías de tipo de carrera universitaria más agregadas. También analizamos no sólo las brechas salariales promedio en Colombia (algo que, hasta donde sabemos, no se había hecho anteriormente en relación con los universitarios recién titulados) sino también de manera transversal entre los distintos niveles de la distribución salarial. Si bien cabe reconocer que las expectativas a futuro de las condiciones del mercado laboral influyen en la decisión de estudiar carreras universitarias específicas (por ejemplo, si las mujeres esperan brechas salariales en el futuro o menor flexibilidad laboral en relación con carreras universitarias específicas), el presente artículo da por sentadas estas decisiones.

II. DATOS

Para construir la muestra, se partió de los microdatos tomados de la base de datos de graduados que administra el Observatorio Laboral para la Educación (OLE) del Ministerio de Educación de Colombia. Dicha fuente constituye una base de datos única que incluye información de cada persona que en el periodo 2001-2009 haya obtenido un título universitario de una institución de educación superior con registro ante el Ministerio. Las instituciones de educación superior recopilan esta información y la presentan al Sistema Nacional de Información de la Educación Superior (SNIES). La base de datos incluye información de estudios tanto de licenciatura (y estudios vocacionales) como de posgrado (especialización, maestría y doctorado). Los datos también contienen información de género, ámbito y campo de estudio, así como fecha de titulación y el nombre de la institución de educación superior de la que se trata. Se incluyen también algunas características de la institución y el programa, como son el tipo de institución (pública o privada), su ubicación (el municipio y el departamento) y el modo de estudio (presencial o educación a distancia o en línea).

Estos datos se combinan con información de salarios tomados de los registros del sistema de seguridad social a nivel individual, facilitada por el Ministerio de Salud y Protección Social y el Ministerio de Hacienda y Crédito Público, lo que da como resultado la base de datos que se conoce como Base Integrada de Graduados, que contiene información de si la persona está trabajando y si hace contribuciones al sistema de seguridad social. Para proteger los datos, el Ministerio de Educación realizó directamente el pareo de los datos de los individuos con los registros de seguridad social, por lo que nuestra capacidad para examinar la muestra no pareada queda limitada. La base de datos final proporciona información, que no está disponible en otras fuentes de los tipos de carrera universitaria y los salarios de casi todos los egresados universitarios en Colombia que trabajan en el sector formal.

La muestra empleada en el análisis incluye a individuos que se titularon en 2007 y 2008, y que trabajaban en el sector formal (es decir, los que hacían contribuciones al sistema de seguridad social, sobre todo contribuciones relacionadas con la salud y las pensiones) un año después de titularse (2008 y 2009, respectivamente). Se restringe la muestra a aquellos individuos con estudios de licenciatura sin otros antecedentes de educación superior y se excluye a quienes estaban inscritos en programas vocacionales (a diferencia

de carreras puramente académicas). Al restringir la muestra de esta manera, observamos a los individuos durante su primer año en el mercado laboral, es decir, cuando acaban de titularse y tienen poca o ninguna experiencia laboral, lo que hace que la muestra sea más homogénea en términos de experiencia y edad.¹ Con esta limitación, el resultado fueron 99 704 registros de egresados universitarios en el mercado laboral formal.

El cuadro 1 presenta las estadísticas descriptivas de la muestra empleada. De los 99 704 individuos incluidos en la muestra, 45% son hombres y 55% son mujeres. Como era de esperarse, la mayoría de los egresados universitarios estudiaron su licenciatura en Bogotá y la Región Central (40% estudió la universidad en Bogotá, mientras que 30% lo hizo en la región al oeste de los Andes). Aproximadamente dos tercios de la muestra estudiaron su licenciatura en instituciones privadas. De manera similar, una mayor proporción de los individuos se titularon durante el segundo semestre de cada año.

En cuanto al ámbito de estudio, las mujeres se concentran en los relacionados con la salud, las humanidades y los negocios y la contabilidad (es decir, el 70% de ellas), mientras que se halló que los hombres estudian principalmente ingeniería y ámbitos relacionados con los negocios. En contraste, menos de 2% de los hombres estudiaron agronomía y ciencias veterinarias, mientras que una mayor proporción de ellos estaban inscritos en artes liberales.

De manera similar, también encontramos algunas diferencias relacionadas con el género respecto al tipo de carrera universitaria. Entre las mujeres, se observó que el 13% estudiaba licenciaturas relacionadas con la educación, mientras que para los hombres, este porcentaje fue de 8%. De manera similar, entre las mujeres, había una mayor proporción inscrita en carreras relacionadas con la salud (16%), a diferencia de 8% de los hombres. Con base en el salario medio mensual, las mujeres, en promedio, ganaban el 88% del salario de los hombres. Por tanto las diferencias brutas presentadas en el cuadro 1 sugieren que, en términos agregados, los hombres y las mujeres eligen tipos de carrera universitaria distintos. En el cuadro 2 exploramos los salarios mensuales promedio para la medida agregada de ocho categorías de carrera universitaria y la relación entre el salario femenino y el masculino.

¹ Este conjunto de datos no incluye información de la edad ni la experiencia.

CUADRO 1. *Estadísticos descriptivos^a*

	<i>Hombres</i> (1)	<i>Mujeres</i> (2)	<i>Diferencia en las medias</i> (1)-(2)
<i>Área de estudio</i>			
Agronomía y ciencias veterinarias	0.02	0.01	0.01***
Artes liberales	0.03	0.03	0.00
Ciencias de la educación	0.08	0.13	-0.05***
Ciencias de la salud	0.08	0.16	-0.07***
Ciencias sociales y humanidades	0.13	0.18	-0.05***
Economía, negocios y contabilidad	0.22	0.29	-0.08***
Ingeniería, arquitectura y urbanismo	0.42	0.19	0.23***
Matemáticas y ciencias naturales	0.03	0.02	0.00*
<i>Tipo de universidad</i>			
Pública	0.42	0.37	0.05***
Privada	0.58	0.63	-0.05***
<i>Año de titulación</i>			
2007	0.49	0.48	0.01**
2008	0.51	0.52	-0.01**
<i>Semestre de titulación</i>			
Primero	0.42	0.42	-0.00
Segundo	0.58	0.58	0.00
<i>Región en donde se estudió</i>			
Bogotá-Cundinamarca	0.40	0.40	-0.00
Pacífico	0.04	0.03	0.00
Caribe	0.11	0.11	0.01***
Andes (Occidentales)	0.30	0.31	-0.01***
Andes (Orientales)	0.14	0.13	0.00**
Orinoquia-Amazonia	0.01	0.01	0.00***
<i>Descuento de seguridad social</i>			
Dependiente	0.91	0.90	0.01***
Maestros	0.02	0.02	0.00
Cooperativas	0.06	0.07	-0.01***
Otro	0.01	0.01	-0.00
Salario mensual promedio	1 471 489	1 298 616	172 872***
Observaciones	45 199	54 505	

^a La muestra solo incluye a aquellos titulados universitarios que tienen un empleo formal.

*** y ** denotan significación a 1% y 5%, respectivamente.

III. DIFERENCIAS DE GÉNERO EN EL TIPO DE CARRERA UNIVERSITARIA CURSADA

El cuadro 2 muestra la distribución de género por ámbito de estudio (nuestra medida agregada de ocho categorías de carreras universitarias), el salario mensual promedio y la relación entre el salario femenino y el masculino.²

² El Ministerio de Educación presenta 55 categorías de campo de estudio de la carrera universitaria. Excluimos cuatro categorías del análisis por no contar con suficientes observaciones.

**CUADRO 2. Diferencias de género en el ámbito de estudio elegido
y brecha salarial de género por ámbito**

	Mujeres tituladas (porcentaje) (1)	Hombres titulados (porcentaje) (2)	Salario mensual promedio (3)	Proporción salario (salario mujeres/salario hombres) (4)
Agronomía, veterinaria y afines	0.79	1.71	1 067 639	0.89
Bellas artes	2.90	2.96	1 223 618	1.01
Ciencias de la educación	12.40	7.46	926 798	0.91
Ciencias de la salud	15.37	8.71	1 568 440	0.88
Ciencias sociales y humanas	18.34	13.16	1 389 092	0.90
Economía, administración, contaduría	29.15	21.77	1 350 223	0.87
Ingeniería, arquitectura, urbanismo	18.71	41.76	1 497 890	0.92
Matemáticas y ciencias naturales	2.34	2.47	1 414 355	0.94
	100	100		

Existen marcadas diferencias de género en los ámbitos de estudio en Colombia. El cuadro muestra que las mujeres están muy subrepresentadas en ámbitos bien remunerados, como la ingeniería, y sobrerepresentadas en ámbitos mal remunerados, como las ciencias de la educación. No obstante, cuando las mujeres están sobrerepresentadas en empleos bien remunerados (economía, negocios y contabilidad), tienden a ganar menos que los hombres (sólo 87% del salario de los hombres). Asimismo, en todos los ámbitos salvo las artes liberales, el ingreso promedio de las mujeres es de entre 87 y 94% del de los hombres. El problema con esta categorización generalizada es que oculta grandes variaciones en las tasas salariales en los tipos de carrera universitaria en las que existe una gran segregación de género, como es el caso de las enfermeras a comparación de los profesionales médicos en la categoría de ciencias de la salud. Con el fin de tener en cuenta dicha consideración, también usamos un campo de estudio más detallado que consta de 51 categorías (cuadro A1 del apéndice), en las descomposiciones que se presentan a continuación.

IV. DESCOMPOSICIÓN

1. Descomposición de la brecha salarial promedio de género

Para estudiar el efecto que tiene el tipo de carrera universitaria en la brecha salarial de género entre los universitarios recién titulados en el sector formal, estimamos ecuaciones de salarios distintas para los hombres y las mu-

jerés, respectivamente, ambas expresadas en logaritmos. Luego usamos la metodología Blinder-Oaxaca para descomponer la brecha salarial promedio como $\ln \bar{W}^m - \ln \bar{W}^f = (\bar{X}^m - \bar{X}^f)\beta^m + \bar{X}^f(\beta^m - \beta^f)$, en la que W representa el salario mensual, X denota predictores en la ecuación del salario, y β es el coeficiente derivado de la estimación de distintas funciones de ingresos para los hombres (m) y las mujeres (f) (Blinder, 1973; Oaxaca, 1973). El primer término del lado derecho de la ecuación se conoce como efecto de composición, o componente “explicado” de la brecha salarial de género (también conocido como efecto compuesto), y el segundo término corresponde a la parte “no explicada” de la brecha. Si bien se suele atribuir este último término a la discriminación de género, contiene diferencias de género en las características no observadas que podrían ser importantes para explicar las diferencias de género en los salarios, como son la productividad no observada, la personalidad, las actitudes hacia el riesgo y la competencia, la ambición, el establecimiento de una red de contactos, las capacidades comunicativas, entre otros.

Tal como se escribió, la descomposición supone que la discriminación es contra las mujeres y que no hay ninguna discriminación positiva hacia los hombres (Oaxaca, 1973). Sin embargo, con frecuencia sucede que no hay motivo para suponer que los coeficientes de uno de los dos grupos no sean discriminatorios. Para verificar la robustez de lo anterior, se estiman distintos modelos mediante el uso de los coeficientes de los hombres (β^m), los coeficientes de las mujeres (β^f) y los coeficientes promedio de ambos, hombres y mujeres, para calcular los parámetros no discriminatorios como $\beta = 0.5\beta^m + 0.5\beta^f$ (Reimers, 1983).

El cuadro 3 presenta los resultados de la descomposición. La especificación básica (especificación 1) incluye controles por el tipo de universidad en la que se estudió (pública o privada), el semestre y el año de titulación y el municipio en donde se ubica la institución. La especificación 2 también incluye controles por el ámbito de estudio agrupados en ocho categorías. La especificación 3 incluye el campo de estudio detallado (51 categorías). Al seguir esta estrategia es posible identificar qué tanto contribuye el tipo de carrera universitaria a la explicación de la brecha salarial de género.

La parte A del cuadro 3 muestra que la brecha salarial bruta por género es de 10.7% en contra de las mujeres. Pese a que las muestras no son comparables, esta brecha salarial es de una magnitud similar a la documentada por Hoyos *et al.* (2010) y por Ñopo (2010) para el caso general de Colombia, y

CUADRO 3. Brecha salarial de género: Resultados de la descomposición Oaxaca-Blinder^a

	Especificación 1:			Especificación 2:			Especificación 3:		
	Sin ámbito o campo de estudio		Incluye el ámbito de estudio general	Incluye el ámbito de estudio		Incluye el ámbito de estudio	Incluye el ámbito de estudio		Incluye el ámbito de estudio
	Descomp.	Explicación de la brecha (porcentaje)	Descomp.	Explicación de la brecha (porcentaje)	Descomp.	Explicación de la brecha (porcentaje)	Descomp.	Explicación de la brecha (porcentaje)	Descomp.
A. Logaritmo de la brecha salarial bruta	0.107*** (0.0037)		0.107*** (0.0037)		0.107*** (0.0037)		0.107*** (0.0037)		0.107*** (0.0037)
B. Descomposición usando los coeficientes de los hombres									
Efecto de composición	-0.007*** (0.0009)	-6.4*** (0.0071)	-0.007*** (0.0071)	-6.6*** (0.0071)	-0.007*** (0.0071)	-6.6*** (0.0071)	-0.007*** (0.0071)	-6.6*** (0.0071)	-0.007*** (0.0071)
Efecto del salario	0.114*** (0.0037)		0.100*** (0.1000)		0.100*** (0.1000)		0.100*** (0.1000)		0.100*** (0.1000)
C. Descomposición usando los coeficientes de las mujeres									
Efecto de composición	-0.006*** (0.0008)	-6.1*** (0.0162)	-0.016*** (0.0162)	15.1*** (0.0911)	-0.016*** (0.0162)	15.1*** (0.0911)	-0.016*** (0.0162)	15.1*** (0.0911)	0.044*** (0.0028)
Efecto del salario	0.114*** (0.0037)		0.091*** (0.0909)		0.091*** (0.0909)		0.091*** (0.0909)		0.064*** (0.0041)
D. Descomposición usando la suma ponderada de los coeficientes									
Efecto de composición	-0.007*** (0.0008)	-6.2*** (0.0116)	-0.012*** (0.0116)	10.9*** (0.0022)	-6.2*** (0.0116)	10.9*** (0.0022)	-6.2*** (0.0116)	10.9*** (0.0022)	0.040*** (0.0028)
Efecto del salario	0.114*** (0.0037)		0.095*** (0.0955)		0.095*** (0.0955)		0.095*** (0.0955)		0.067*** (0.0036)

FUENTE: Cálculos de los autores basados en los registros del sistema de protección social e información del Ministerio de Educación sobre titulados universitarios de 2007 y 2008.

^a La muestra de todas las descomposiciones comprende 99 704 observaciones (54 505 mujeres y 45 199 hombres). Los errores estándar calculados con 300 repeticiones de remuestreo (*bootstrap*) se indican entre paréntesis. *** denota una significación estadística de 1%. Las tres especificaciones incluyen controles para el tipo de universidad (pública o privada) y variables ficticias para el año, el semestre de titulación y el departamento en donde se ubica la universidad. Además de estos, la especificación 2 incluye ocho ámbitos de estudio y la especificación 3 incluye 52 campos de estudio. El porcentaje de la brecha explicada se calcula como el efecto de composición dividido entre el logaritmo de la brecha salarial bruta correspondiente.

también se acerca a la brecha salarial de género de 12.4% para los universitarios recién titulados del Reino Unido (Chevalier, 2007).

Los resultados de la especificación 1 (el primer conjunto de columnas del cuadro 3) no explican las diferencias de género en los salarios y simplemente sugieren que las características promedio de estas variables son un poco superiores para las mujeres. De esta manera, el efecto de composición, o la parte explicada, es reducido y un poco negativo. Con esta especificación, el uso de los distintos coeficientes (hombres, mujeres o un promedio ponderado de los coeficientes) no tiene efecto alguno en el resultado. En este caso, el efecto del salario domina la descomposición.

Las estimaciones derivadas del uso de las especificaciones 2 y 3 sugieren que el tipo de carrera universitaria es un determinante importante de la brecha salarial de género observada. Cuando controlamos por el campo de estudio, incluyendo sólo ocho categorías (especificación 2), el efecto de composición, o las diferencias provocadas principalmente por las diferencias de género en esta variable, dan cuenta de entre 6.6 y 15.1% de la brecha salarial de género, dependiendo de los coeficientes que se usen para realizar la descomposición. Además, cuando utilizamos el campo de estudio o una clasificación más pormenorizada (especificación 3), el efecto de composición aumenta a un rango de entre 33.6 y 40.7% de la brecha salarial de género. Esto implica que las decisiones que toman las personas respecto a su educación en términos del tipo de carrera universitaria, son relevantes para la explicación de la brecha salarial de género observada en los datos.³ Estos resultados son compatibles con los que se encontraron para el Reino Unido y Alemania (Chevalier, 2007; Machin y Puhani, 2003), los Estados Unidos (McDonald y Thornton, 2007) y Taiwán (Lin, 2010), a pesar de que las muestras usadas son distintas en cada caso. Cabe señalar que los individuos de la muestra en análisis no son representativos de la población de universitarios recién titulados del país debido al sesgo de selección que podría existir si los hombres y las mujeres son autoseleccionados no sólo para ingresar al mercado laboral.

En efecto, una posible inquietud respecto a los resultados anteriores es que los individuos puedan autoseleccionarse para comenzar a trabajar, lo que provocaría un sesgo en la brecha salarial de género observada. Estudios anteriores muestran que después de corregir por la selección del individuo

³ También realizamos la descomposición mediante el método de emparejamiento propuesto por Nopo (2008) y encontramos resultados similares a los que se presentan aquí.

en el empleo, la brecha salarial de género se hace más marcada (Olivetti y Petrongolo, 2008; Picchio y Mussida, 2011). Esto debido a que los individuos que no están en el mercado laboral posiblemente cuentan con una menor escolaridad. Por tanto, si estuvieran trabajando tendrían salarios más bajos y, una vez observados en condiciones de empleo, tendrían salarios más bajos en todos los niveles de la distribución (Picchio y Mussida, 2011). En dado caso, nuestra estimación de la brecha salarial de género estaría sesgada a la baja.

Por otra parte, es posible que sean los individuos que continúan inmediatamente con estudios de posgrado quienes no se integran al mercado laboral una vez terminada su primera educación universitaria, en caso tal que fueran las mujeres quienes tuvieran una mayor probabilidad de estudiar un posgrado en comparación con los hombres, la brecha salarial de género para los universitarios recién titulados estaría sobreestimada. Para abordar esta cuestión, calculamos la probabilidad de que un individuo siga con sus estudios de posgrado con base en datos de la Encuesta de Calidad de Vida 2008 (véase el cuadro A2 en el apéndice). Limitamos la muestra a los individuos mayores de 22 años y, para evitar problemas relacionados con la endogeneidad, controlamos por la escolaridad de los padres y por variables socioeconómicas generales. Cuando agrupamos a personas de distintas edades, no hallamos ninguna evidencia de diferencias de género respecto a las personas que continúan con sus estudios de posgrado entre los 23 y 28 años de edad, intervalo probable para realizar estudios de posgrado inmediatos a la graduación de la carrera universitaria. Por tanto, no creemos que las diferencias de género en la probabilidad de estudiar un posgrado sean motivo de preocupación en este caso. Es posible también que el salario de reserva de las universitarias recién tituladas sea mayor que el de los hombres, en cuyo caso, las estimaciones de la brecha salarial de género estarían sesgadas al alza.

Si bien las inquietudes señaladas líneas arriba son importantes, los individuos incluidos en la muestra son homogéneos en términos de la experiencia que tienen del mercado laboral, lo que reduce el riesgo de que se den estos sesgos. Por otra parte, las personas con alta escolaridad, como los individuos incluidos en la muestra, tienen mayores probabilidades de encontrar empleo; de hecho, en la muestra de universitarios recién titulados, observamos que 80% de estos estaban trabajando un año después de titularse y no observamos ninguna diferencia de género en la probabilidad de que tuvieran un empleo formal (Barón, 2012). Por otra parte, al limitar

la muestra a universitarios recién titulados de su primera carrera, estamos utilizando una muestra más similar en cuanto a las expectativas del mercado laboral a comparación de lo que se observaría si se agrupara la muestra con trabajadores de mayor edad.

Otra posible fuente de sesgo en nuestras estimaciones surgiría si la brecha salarial de género estuviera asociada con una mayor proporción de mujeres en empleo temporal o de medio tiempo (Booth *et al.*, 2000; Manning y Petrongolo, 2008). Dado que este es el primer empleo después de titularse, los efectos que tiene un empleo eventual en la experiencia y los salarios de los individuos son reducidos. Además, el mercado laboral formal en Colombia es rígido y la mayoría de las personas en este segmento del mercado laboral trabajan de tiempo completo (entre 40 y 48 horas semanales). De hecho, al analizar información de las encuestas a hogares realizadas en Colombia entre 2007 y 2008, hallamos que los egresados universitarios de entre 21 y 24 años de edad y que tienen empleo dicen estar trabajando 44.5 horas semanales en promedio, y las mujeres trabajan una hora menos que los hombres. Para asegurarnos de estar captando principalmente a los trabajadores de tiempo completo, se excluye a 10% de la muestra que se ubica en la parte inferior de la distribución salarial, ya que suelen ser quienes tienen una mayor probabilidad de tener un empleo de medio tiempo. Los resultados de este ejercicio son cualitativamente similares a los que se comentan en esta sección.⁴

También incluimos una descomposición de la brecha salarial de género distinta para cada uno de los ocho ámbitos de estudio antes mencionados (véanse los cuadros A4-A11 del apéndice). En suma, la diferencia bruta en el logaritmo de los salarios entre hombres y mujeres resultó ser de entre 8 y 12% en favor de los hombres. Además, al realizar un análisis multivariado e incluir un campo de estudio más detallado como variables explicativas, las estimaciones sugieren que, para carreras como agronomía, administración y educación, se pueden explicar solo 12, 5 y 2% de la brecha, respectivamente, mientras que, en el caso de las artes y de los ámbitos relacionadas con la salud, la inclusión de una variable tan pormenorizada se explica alrededor de 90% de la brecha salarial de género observada. En este último caso, la brecha sufre una reducción significativa, lo que sugiere que en los ámbitos relacionados con las artes y la salud, respectivamente, las diferencias obser-

⁴ Estos resultados están disponibles a solicitud.

vadas entre los salarios de hombres y de mujeres obedecen principalmente al tipo de carrera universitaria que eligen las mujeres. En el caso particular de las carreras relacionadas con la salud, las diferencias salariales se asocian en mayor medida con el ámbito de especialización (por ejemplo, las enfermeras en comparación con los médicos, etc.).

Por lo contrario, en los ámbitos asociados con la administración, los factores no observados explicaron la mayor parte de la brecha salarial. Este podría ser el caso si, como se afirma en la bibliografía, existen otros factores, como la personalidad y la capacidad de negociación, que explican la brecha salarial observada en esos campos. No obstante, la enorme brecha no explicada que persiste en los ámbitos relacionados con la educación es bastante sorprendente y podría ser tema para otros estudios. Por último, en el caso de las ciencias sociales y las matemáticas, el campo de estudio dio cuenta de la mitad (50%) de la brecha salarial de género observada.

2. Descomposición de la brecha de género a lo largo de la distribución salarial

La importancia de estudiar la brecha salarial de género a lo largo de la distribución de salarios radica en lo siguiente: por una parte, al desagregar la brecha en distintos salariales, se permite al otro conjunto de características observables contribuir de manera distinta (es decir, salarial) a la explicación de la brecha salarial de género y, por otra parte, aporta evidencia de la heterogeneidad de la brecha en distintos niveles. Si bien en algunos casos se ha observado que la brecha salarial se hace más marcada en la cola superior de la distribución, y que genera lo que se conoce como el techo de cristal (Albrecht *et al.*, 2003), en otros casos, se hace más marcada en la parte inferior de la distribución salarial, lo que da origen a los llamados suelos pegajosos (Arulampalam *et al.*, 2007).

Dado que la mayor parte de la bibliografía halla pruebas de efectos de techo de cristal (para Europa, Arulampalam *et al.*, 2007; para Australia, Barón y Cobb Clark, 2010; para Colombia, Hoyos *et al.*, 2010), es interesante analizar si estos fenómenos ya existen o no entre los universitarios recién titulados, en el corto plazo después de titularse y, en dado caso, cuál es el efecto del tipo de carrera universitaria en la brecha salarial de género en distintos puntos de la distribución salarial.

La bibliografía ha propuesto diversos argumentos para explicar las dife-

rencias de género en los salarios en la parte superior de la distribución. Uno de estos es que las diferencias de género se deben a la distinta experiencia, principalmente debido a las interrupciones de la trayectoria profesional, lo que contribuye de manera negativa a la acumulación de capital humano de las mujeres. De hecho, el 11% de la brecha se le ha atribuido al estado civil y la edad de las mujeres (Blackaby *et al.*, 2005). Otra explicación es que la proporción de las mujeres que suben de puesto en empleos bien remunerados es menor que la de los hombres, y cuando sucede, se les paga menos de lo que recibe un hombre después del mismo ascenso (Blackaby *et al.*, 2005). En investigaciones realizadas por psicólogos también se sugiere que las mujeres son renuentes a negociar por sí mismas (“las mujeres no piden”), pese a saber negociar a nombre de otros (Babcock y Laschever, 2003), son más sumisas al momento de pedir un aumento de sueldo y, en cambio, se sienten agradecidas por contar con un empleo (“leal servidora”) (Booth, 2006).

Al incluir en la muestra únicamente a individuos durante el primer año después de terminar la universidad es posible descartar los efectos que las diferencias de género en la experiencia, las salidas temporales del mercado laboral por compromisos familiares y las diferencias en los índices de ascenso tienen en la brecha salarial. Este último incluido debido al hecho de que la mayoría de los casos las oportunidades de ascenso se ofrecen sólo cuando los empleadores ya tienen conocimiento de las características de productividad de los empleados.

Para descomponer la brecha salarial de género a lo largo de la distribución salarial, empleamos la descomposición propuesta por Firpo *et al.* (2009), que se basa en funciones de influencia recentradas (FIR). Estas regresiones son una manera conveniente de realizar descomposiciones tipo Blinder-Oaxaca de las estadísticas distributivas, como los cuantiles.

Las regresiones FIR son similares a las regresiones estándar, con la diferencia de que la variable dependiente, W , se sustituye por la función de influencia recentrada del cuantil de interés. La función de influencia $IF(W, Q_\tau)$ está dada por $[\tau - I\{W \leq Q_\tau\}][f_W(Q_\tau)]^{-1}$, en la que $I\{\cdot\}$ es una función indicadora, $f_W(\cdot)$ es la densidad de la distribución marginal de W , y Q_τ denota el τ -cuantil de la distribución no condicionada de la población W . De esta manera, la función de influencia recentrada está dada por $FIR(W; Q_\tau) = Q_\tau + [\tau - I\{W < Q_\tau\}][f_W(Q_\tau)]^{-1}$.

Para estimar la FIR hay que calcular el cuantil muestra \hat{Q}_τ y luego estimar

**CUADRO 4. Brecha salarial de género: Resultados de la descomposición Oaxaca-Blinder.
Descomposición de los cuantiles 10, 50, 90^a**

	Descomposición brecha (porcentaje)	Especificación 1:		Especificación 2:		Especificación 3: Incluye el campo de estudio Explicación de la brecha (porcentaje)	
		Sin área o campo de estudio		Incluye el área de estudio general			
		Descomposición	Explicación de la brecha (porcentaje)	Descomposición	Explicación de la brecha (porcentaje)		
A. Descomposición del cuantil 10							
Logaritmo de la brecha salarial bruta	0.016*** (0.0021)	0.016*** (0.0021)				0.016*** (0.0021)	
Efecto de composición	-0.002*** (0.0005)	-12.5	-0.002*** (0.0008)	12.5	0.006*** (0.0010)	37.5	
Efecto del salario	0.017*** (0.0020)		0.013*** (0.0020)		0.009*** (0.0022)		
B. Descomposición del cuantil 50							
Logaritmo de la brecha salarial bruta	0.118*** (0.0050)	0.118*** (0.0050)	0.118*** (0.0050)	0.118*** (0.0050)	0.118*** (0.0050)	0.118*** (0.0050)	
Efecto de composición	-0.010*** (0.0010)	-8.5	0.022*** (0.0020)	18.6	0.050*** (0.0027)	42.4	
Efecto del salario	0.129*** (0.0049)		0.096*** (0.0050)		0.068*** (0.0051)		
C. Descomposición del cuantil 90							
Logaritmo de la brecha salarial bruta	0.149*** (0.0061)	0.149*** (0.0061)	0.149*** (0.0061)	0.149*** (0.0061)	0.149*** (0.0061)	0.149*** (0.0061)	
Efecto de composición	0.006*** (0.0008)	4.0	0.004 (0.0021)	2.7	0.046*** (0.0061)	30.9	
Efecto del salario	0.155*** (0.0060)		0.145*** (0.0063)		0.103*** (0.0064)		

FUENTE: Cálculos de los autores basados en los registros del sistema de protección social e información del Ministerio de Educación sobre titulados universitarios de 2007 y 2008.

^a La muestra de todas las descomposiciones comprende 99 704 observaciones (54 505 mujeres y 45 199 hombres). Los errores estándar calculados con 300 repeticiones de remuestreo (*bootstrap*) se indican entre paréntesis. (***) y (*) denotan significancia estadística a los niveles de 1, y 10%, respectivamente. Las tres especificaciones incluyen controles para el tipo de universidad (pública o privada) y variables ficticias para el año, el semestre de titulación y el departamento en donde se ubica la universidad. Además de estos, la especificación 2 incluye ocho áreas de estudio y la especificación 3 incluye 52 campos de estudio. El porcentaje de la brecha explicada se calcula como el efecto de composición dividido entre el logaritmo de la brecha salarial bruta correspondiente. Las ponderaciones para las descomposiciones son las mismas para los coeficientes de hombres y mujeres.

la densidad en ese punto mediante métodos tradicionales de núcleo (usamos una función núcleo gaussiana y escogemos el ancho de banda que minimice el error cuadrático medio integrado). Para cada observación, podemos estimar $FIR(W_i; Q_t)$, al acoplar las estimaciones \hat{Q}_t y $\hat{f}(\hat{Q}_t)$ en la fórmula de la FIR.

Después de calcular la FIR para cada observación y el cuantil de interés, empleamos esta nueva variable, $FIR(W_i; Q_t)$, en lugar de W , para llevar a cabo la descomposición Blinder-Oaxaca. Repetimos este procedimiento para cada cuantil de interés. Firpo *et al.* (2009) y Fortin *et al.* (2011) proporcionan detalles de la descomposición y sus propiedades, así como algunas comparaciones con otros métodos de descomposición.

El cuadro 4 muestra los resultados obtenidos mediante el método de descomposición de Firpo, Fortin y Lemieux para las mismas especificaciones que en el cuadro 3 y para los cuantiles 10, 50 y 90. Dado que el cuadro 3 muestra que los resultados no son sensibles a la selección de los coeficientes usados (los de los hombres o los de las mujeres), todas las descomposiciones de este cuadro usan coeficientes igualmente ponderados. Los resultados presentados en el cuadro 4 indican que la brecha salarial de género varía con el salario, es decir, es más marcada en la parte superior de la distribución que en la parte central de la misma. El hecho de que la brecha sea más angosta para los salarios bajos refleja el efecto nivelador del salario mínimo en países como Colombia. Curiosamente, hay una brecha de género reducida, aunque estadísticamente significativa, de 1.6% en el 10 percentil de la distribución salarial, que aumenta a 11.8% en la mediana, y alcanza 14.9% en el percentil 90. Esto demuestra que las diferencias de género ya están presentes y que fenómenos como los techos de cristal ya comienzan a tomar forma desde muy temprano en la trayectoria laboral de estos jóvenes profesionales que trabajan en el sector formal. Esto coincide con los resultados obtenidos por Hoyos *et al.* (2010) para una muestra de trabajadores más general.

El cuadro 4, también deja en claro que el tipo de carrera universitaria influye, incluso aún más, cuando se incluye la categorización detallada de los tipos de carrera (campo de estudio en la especificación 3) como variable explicativa que cuando se incluye una medida más agregada del tipo de carrera (ámbito de estudio en la especificación 2). En el caso de la descomposición de la mediana (parte B), cuando se incluyen las 51 categorías de campo de estudio como variables explicativas, se puede explicar el 42.4% de la bre-

cha de género, mientras que cuando se incluyen sólo las ocho categorías de campo de estudio, únicamente podemos explicar el 18.6% de la brecha salarial de género. Asimismo, de manera similar a lo anterior, los resultados también sugieren que entre más alto vayamos en la distribución de los salarios, más difícil es explicar la brecha salarial de género: una vez que se incluye el ámbito de estudio, esta cifra disminuye, de 18.6% de la brecha a un casi insignificante 2.7% (especificación 2). De manera similar, el incluir el ámbito de estudio (especificación 3) nos permite dar cuenta de 42.4% de la brecha en la mediana, mientras que en el percentil 90 explicamos sólo el 30.9 por ciento.

La evidencia anterior resalta no sólo la importancia de utilizar medidas desagregadas del tipo de carrera universitaria que no oculten las diferencias considerables que se observan en los salarios de los hombres y los de las mujeres cuando se emplean medidas más generales, sino también lo difícil que es explicar las diferencias salariales por género en la cola superior de la distribución. En este último caso, el presente artículo ofrece pruebas de la existencia de techo de cristal en la fase inicial de la trayectoria profesional de los individuos, lo cual ha sido un problema persistente en los países desarrollados, donde la educación de las mujeres y su participación en el mercado laboral comenzaron antes que en los países en desarrollo. Para la muestra en estudio, esto constituye una cuestión importante, ya que los universitarios recién titulados que trabajan en el sector formal se caracterizan en parte por contar con una mejor red de contactos para encontrar empleo y, como ya se comentó, serían ellos quienes tienen características observables similares y, por consiguiente, perciben salarios similares. De manera similar la menor brecha salarial de género encontrada en el percentil 10 de la distribución salarial parece sugerir que los individuos que laboran en empleos informales (que por lo general son empleos mal remunerados) y que se excluyen de nuestros datos, estarían afectados por la brecha observada en la parte inferior de la distribución salarial.

CONCLUSIONES

Mediante el uso de conjuntos de datos administrativos únicos relativos a egresados universitarios en Colombia, este artículo obtiene tres resultados. En primer lugar, desde los albores de su trayectoria profesional, las mujeres perciben salarios inferiores en comparación con los de sus contrapartes

masculinas; brecha que se ubica en el 10.7% en promedio. En segundo lugar, las diferencias de género en el tipo de carrera universitaria dan cuenta de cuando menos el 34%, y hasta el 41% de la brecha salarial promedio. Por último, la brecha de género entre los universitarios recién titulados exhibe efectos de techo de cristal, ya que las mujeres que se ubican en la parte superior de la distribución se enfrentan a brechas salariales más marcadas (15% en la parte superior), parte de la distribución salarial en la que dicha brecha puede atribuirse en menor medida al campo de estudio (31%), que en la parte central (42%). Así, el campo de estudio da cuenta de entre el 3 y el 4% de la superioridad de los salarios de los hombres a comparación con los de las mujeres.

Este artículo proporciona pruebas de que la brecha salarial de género en Colombia aparece desde una etapa muy temprana en el mercado laboral. La homogeneidad de la muestra analizada (personas con alta escolaridad, primer empleo después de la carrera universitaria) nos permite descartar las explicaciones comunes de la brecha de género: las diferencias de género en cuanto a experiencia, acumulación de capital humano, movilidad, así como las interrupciones de la trayectoria profesional de las mujeres. Por tanto, se podría pensar que en esta fase inicial la mayor parte de la diferencia habrá de derivarse de la concentración de las mujeres en empleos mal remunerados. No obstante, los resultados sugieren que el tipo de carrera universitaria que elige la persona y un conjunto reducido de características de la universidad dan cuenta, en promedio, de 40% de la brecha salarial que existe entre hombres y mujeres. Asimismo, en la parte superior de la distribución, el tipo de carrera universitaria da cuenta de una proporción menor de la brecha de género (30%), lo que deja margen para que las variables de personalidad y otras características no observables (como la aversión al riesgo y la competencia) influyan en la explicación de las diferencias salariales por género. Por tanto, los estudios futuros que analicen la brecha salarial de género al inicio de la vida en el mercado laboral deben centrarse en las respuestas de comportamiento de los individuos ante las características del mercado laboral.

En resumen, los hallazgos del estudio sugieren que las diferencias en los tipos de carrera universitaria entre los hombres y las mujeres pueden dar cuenta de parte de la brecha salarial de género de los universitarios recién titulados que laboran en empleos formales en Colombia. Para las cuestiones de política, nuestros resultados proporcionan pruebas de un problema pre-

ocupante, que es la existencia de una brecha salarial que sigue sin explicarse, incluso en las primeras etapas de experiencia en el mercado laboral, cuando los ascensos y las interrupciones de la trayectoria profesional, entre otros factores, están lejos de ser la causa de la brecha salarial. El siguiente paso sería entender si el tipo de carrera universitaria que escogen las mujeres es o no resultado de sus propias preferencias o si se debe al hecho de que las mujeres encuentran menos oportunidades en trabajos en los que dominan los hombres, lo que sería un tema importante que podría ser motivo de un estudio futuro.

APÉNDICE

CUADRO A1. Diferencias de género en el subámbito de estudio elegida y brecha salarial de género por área

	Mujeres tituladas (porcentaje) (1)	Hombres titulados (porcentaje) (2)	Salario mensual promedio (miles) (3)	Proporción salario (salario mujeres/salario hombres) (4)
Agronomía	0.09	0.24	1 139	0.85
Zootecnia	0.23	0.51	1 019	0.86
Medicina veterinaria	0.48	1.01	1 076	0.91
Artes plásticas y visuales	0.21	0.19	1 096	1.01
Publicidad	1.30	1.15	1 328	0.95
Diseño	1.36	1.38	1 14	1.10
Música	0.07	0.23	1 296	0.86
Administración de negocios	15.22	12.60	1 406	0.89
Educación	12.58	7.63	927	0.91
Bacteriología	1.67	0.38	1 411	1.07
Enfermería	4.54	1.75	1 415	0.97
Terapia	2.17	0.44	878	0.94
Tecnología quirúrgica	0.55	0.45	1 097	0.94
Medicina	4.23	4.39	2 017	0.98
Nutrición	0.44	0.09	1 235	1.09
Odontología	1.70	0.83	1 658	1.06
Optometría	0.23	0.15	1 139	1.03
Antropología	0.12	0.14	1 194	1.08
Bibliotecología	0.11	0.11	1 616	0.98
Ciencias políticas	0.36	0.32	1 361	1.02
Periodismo y comunicaciones	2.59	1.78	1 23	1.03

CUADRO A1 (*conclusión*)

	<i>Mujeres tituladas (porcentaje)</i> (1)	<i>Hombres titulados (porcentaje)</i> (2)	<i>Salario mensual promedio (miles)</i> (3)	<i>Proporción salario (salario mujeres/salario hombres)</i> (4)
Educación física	0.15	0.44	910	0.97
Derecho	6.85	6.98	1 645	0.92
Geografía e historia	0.14	0.20	965	0.93
Literatura y lenguas modernas	0.47	0.33	1 378	1.08
Sicología	4.62	1.26	1 166	0.93
Filosofía y teología	0.16	0.49	1 119	1.06
Sociología y trabajo social	2.01	0.47	1 067	0.92
Economía	3.38	2.85	1 42	0.85
Contaduría pública	10.89	6.53	1 238	0.85
Arquitectura	0.87	1.80	1 133	1.08
Ingeniería biomédica	0.18	0.19	1 348	0.83
Ingeniería ambiental y sanitaria	1.32	1.26	1 256	0.91
Ingeniería administrativa	1.03	0.70	1 573	0.87
Agricultura e ingeniería forestal	0.18	0.31	1 244	1.02
Ingeniería de alimentos y agroindustrial	0.73	0.83	1 066	0.97
Agronomía e ingeniería ganadera	0.38	1.09	1 181	0.87
Ingeniería civil	1.47	4.44	1 457	1.01
Ingeniería de minas y metalurgia	0.50	1.39	2 564	1.00
Ingeniería de sistemas	3.69	8.89	1 469	0.88
Ingeniería eléctrica	0.29	1.78	1 543	1.10
Ingeniería electrónica y telecomunicaciones	1.32	6.37	1 521	0.97
Ingeniería industrial	5.19	7.36	1 568	0.90
Ingeniería mecánica	0.40	4.30	1 582	0.97
Ingeniería química	1.01	1.19	1 507	0.86
Otras ingenierías	0.13	0.20	1 14	1.03
Biología y microbiología	1.08	0.73	1 1	1.05
Física	0.07	0.27	1 051	1.28
Geología y otros en ciencias naturales	0.15	0.24	2 658	0.85
Matemáticas y estadística	0.17	0.46	1 433	0.89
Química	0.91	0.87	1 529	0.99
Total	100.0	100.0	1 377	0.88

CUADRO A2. Cálculo de la probabilidad de estudiar un posgrado con base en la encuesta de calidad de vida (2008)^a

	De 23 a 30 años de edad						De 29 a 30 años de edad	
	Básico (1)	Extendido (2)	Básico (3)	Extendido (4)	Básico (5)	Extendido (6)	Básico (7)	Extendido (8)
Mujeres	-0.0031 (0.0034)	-0.0037 (0.0036)	0.0053 (0.0049)	0.0054 (0.0056)	0.0054 (0.0063)	0.0056 (0.0066)	0.0105* (0.0055)	0.0083 (0.0054)
<i>Escolaridad del padre</i>								
Primaria no terminada	0.0039 (0.0029)	0.0003 (0.0044)	0.0112 (0.0081)	0.0130 (0.0101)	0.0120 (0.0093)	0.0116 (0.0106)	0.0202* (0.0114)	0.0175 (0.0112)
Primaria	-0.0004 (0.0014)	0.0042 (0.0060)	-0.0018 (0.0015)	-0.0064* (0.0039)	-0.0019 (0.0018)	-0.0023 (0.0041)	0.0062 (0.0046)	0.0036 (0.0065)
Secundaria no terminada	-0.0009 (0.0011)	0.0056 (0.0062)	0.0018 (0.0048)	-0.0017 (0.0060)	0.0082 (0.0081)	0.0027 (0.0092)	0.0050 (0.0070)	0.0056 (0.0087)
Secundaria	-0.0020 (0.0024)	0.0032 (0.0061)	0.0032 (0.0130)	-0.0008 (0.0124)	-0.0016 (0.0129)	-0.0025 (0.0148)	0.0083 (0.0128)	0.0021 (0.0134)
Estudios tecnológicos	0.0218 (0.0193)	0.0233 (0.0179)	-0.0027 (0.0090)	-0.0059 (0.0117)	0.0091 (0.0177)	-0.0068 (0.0191)	-0.0157 (0.0109)	-0.0182 (0.0145)
Título universitario	0.0414 (0.0445)	0.0417 (0.0461)	-0.0161 (0.0101)	-0.0132 (0.0119)	0.0189 (0.0434)	0.0103 (0.0473)	-0.0132 (0.0121)	-0.0204 (0.0204)
Ninguno	0.0564 (0.0378)	0.0586* (0.0341)	0.0459 (0.0375)	0.0274 (0.0420)	0.1518** (0.0589)	0.0978* (0.0569)	0.1005* (0.0583)	0.0887* (0.0534)
Sin datos/se desconoce	-0.0008 (0.0011)	0.0052 (0.0058)	-0.0015 (0.0016)	-0.0065 (0.0045)	-0.0063** (0.0028)	-0.0067 (0.0053)	0.0013 (0.0018)	0.0052 (0.0054)
<i>Escolaridad de la madre</i>								
Primaria no terminada	-0.0016 (0.0029)	0.0004 (0.0048)	0.0008 (0.0044)	-0.0016 (0.0060)	0.0018 (0.0070)	-0.0093 (0.0087)	-0.0014 (0.0061)	-0.0006 (0.0082)

Primaria	0.0002 (0.0008)	-0.0022 (0.0046)	-0.0025 (0.0017)	-0.0033 (0.0034)	0.0015 (0.0023)	0.0022 (0.0037)	0.0031 (0.0034)	0.0027 (0.0058)
Secundaria no terminada	-0.0009 (0.0015)	-0.0025 (0.0051)	-0.0050** (0.0024)	-0.0088* (0.0053)	-0.0005 (0.0050)	0.0031 (0.0061)	0.0111* (0.0065)	0.0083 (0.0079)
Secundaria	0.0111 (0.0140)	0.0104 (0.0149)	-0.0048 (0.0036)	-0.0092* (0.0056)	0.0017 (0.0145)	0.0032 (0.0154)	0.0130 (0.0151)	0.0013 (0.0194)
Estudios tecnológicos	0.0161 (0.0194)	0.0120 (0.0194)	-0.0252 (0.0232)	0.0234 (0.0222)	0.0528* (0.0285)	0.0547* (0.0305)	0.0149 (0.0168)	0.0089 (0.0188)
Título universitario	0.0854 (0.0975)	0.0947 (0.1034)	0.0080 (0.0077)	-0.0162 (0.0124)	0.0516 (0.0684)	0.0394 (0.0644)	0.1470 (0.1049)	0.1439 (0.1015)
Ninguno	-0.0347* (0.0194)	-0.0253* (0.0142)	0.0057 (0.0468)	-0.0045 (0.0534)	-0.0274 (0.0648)	-0.0416 (0.0636)	0.0990 (0.0829)	0.0366 (0.0795)
Sin datos/se desconoce	0.0001 (0.0009)	-0.0018 (0.0052)	0.0014 (0.0019)	0.0012 (0.0040)	0.0070** (0.0033)	0.0118** (0.0057)	0.0016 (0.0021)	-0.0026 (0.0053)
<i>Situación educativa actual</i>								
Asiste a la escuela	0.0031 (0.0059)	0.0043 (0.0091)	0.0494*** (0.0158)	0.0428*** (0.0151)	0.0626*** (0.0217)	0.0607*** (0.0213)	0.0315 (0.0198)	0.0196 (0.0198)
Cursó preescolar	-0.0015 (0.0029)	-0.0012 (0.0038)	0.0005 (0.0025)	0.0016 (0.0034)	0.0025 (0.0049)	-0.0043 (0.0064)	-0.0121* (0.0065)	-0.0193** (0.0086)
Cursó preescolar/faltan datos	-0.0015 (0.0020)	-0.0010 (0.0047)	-0.0016 (0.0017)	0.0025 (0.0034)	-0.0003 (0.0034)	-0.0027 (0.0053)	-0.0017 (0.0026)	0.0037 (0.0047)
Observaciones	1 452	1 452	1 451	1 451	1 454	1 454	1 337	1 337

a Los errores estándar robustos se muestran entre paréntesis. El modelo extendido incluye variables para los municipios y el condado.

*, ** y *** Denotan significancia a 1, 5 y 10 por ciento.

CUADRO A3. Brecha salarial por género: Resultados de la descomposición Oaxaca-Blinder usando una submuestra homogénea en términos de edad^a

	<i>Especificación 1</i> <i>Descomposición</i>	<i>Especificación de la brecha (porcentaje)</i>	<i>Especificación 2</i> <i>Descomposición</i>	<i>Especificación de la brecha (porcentaje)</i>	<i>Especificación Descomposición</i>	<i>Especificación de la brecha (porcentaje)</i>
A. Logaritmo de la brecha salarial bruta	0.101*** (0.0153)		0.101*** (0.0153)		0.101*** (0.0153)	
B. Descomposición usando los coeficientes de los hombres						
Efecto de composición	0.00184 (0.00603)	1.82	0.00168 (0.0107)	1.66	0.0036*** (0.00480)	33.47
Efecto del salario	0.0993*** (0.0125)		0.0994*** (0.0137)		0.0675*** (0.00715)	
C. Descomposición usando los coeficientes de las mujeres						
Efecto de composición	-0.000527 (0.00287)	-0.52	0.0233** (0.00946)	23.03	0.0481*** (0.0149)	47.62
Efecto del salario	0.102*** (0.0106)		0.0778*** (0.00599)		0.0530*** (0.00923)	
D. Descomposición usando la suma ponderada de los coeficientes						
Efecto de composición	0.000657 (0.00399)	0.65	0.0125 (0.00897)	12.35	0.0409*** (0.00913)	40.54
Efecto del salario	0.100*** (0.0113)		0.0886*** (0.00949)		0.0602*** (0.00542)	
Observaciones	5 852		5 852		5 852	

^a La muestra de todas las descomposiciones comprende 5 852 observaciones: 3 978 mujeres y 1 874 hombres. Los errores estándar calculados con 300 repeticiones de remuestreo (*bootstrap*) se indican entre paréntesis. Las tres especificaciones incluyen controles para el tipo de universidad (pública o privada) y variables ficticias para el año, el semestre de titulación y el departamento en donde se ubica la universidad. Además de estos, la especificación 2 incluye 8 ámbitos de estudio y la especificación 3 incluye 52 campos de estudio. El porcentaje de la brecha explicada se calcula como el efecto de composición dividido entre el logaritmo de la brecha salarial bruta correspondiente.

*** Denota significancia a 1 por ciento.

CUADRO A4. Brecha salarial por género: Resultados de la descomposición Oaxaca-Blinder por ámbito de estudio (agronomía, ciencias veterinarias y afines)^a

	<i>Especificación 1</i> <i>Descomposición</i>	<i>Especificación 2</i> <i>Descomposición</i>	<i>Porcentaje</i>
A. Logaritmo de la brecha salarial bruta	0.0974*** (0.0321)	0.0974*** (0.0321)	
B. Descomposición usando los coeficientes de los hombres			12.5
Efecto de composición	0.00746 (0.0111)	0.0122 (0.0107)	
Efecto del salario	0.0899*** (0.0301)	0.0852*** (0.0264)	
C. Descomposición usando los coeficientes de las mujeres			13.3
Efecto de composición	0.0148** (0.00610)	0.0130 (0.0122)	
Efecto del salario	0.0826*** (0.0261)	0.0844*** (0.0363)	
D. Descomposición usando la suma ponderada de los coeficientes			12.5
Efecto de composición	0.0111 (0.00705)	0.0126 (0.00906)	
Efecto del salario	0.0863*** (0.0276)	0.0848*** (0.0309)	
<i>N</i>	1 229	1 229	

^a Los errores estándar calculados con 300 repeticiones de remuestreo (*bootstrap*) se indican entre paréntesis. Las tres especificaciones incluyen controles para el tipo de universidad (pública o privada) y variables ficticias para el año, el semestre de titulación y el departamento en donde se ubica la universidad. Además de estos, la especificación 2 incluye los distintos campos de estudio de cada ámbito. El porcentaje de la brecha explicada se calcula como el efecto de composición dividido entre el logaritmo de la brecha salarial bruta correspondiente.

*** Denota significancia a 1 por ciento.

CUADRO A5. Brecha salarial por género: Resultados de la descomposición Oaxaca-Blinder por ámbito de estudio (bellas artes)^a

		Especificación 1 Descomposición	Especificación 2 Descomposición	Porcentaje
A. Logaritmo de la brecha salarial bruta				
	Efecto de composición	-0.0345 (0.0212)	-0.0345 (0.0212)	62.0
	Efecto del salario	-0.0259*** (0.00754)	-0.0214*** (0.00681)	
B. Descomposición usando los coeficientes de los hombres				
	Efecto de composición	-0.00858 (0.0244)	-0.0131 (0.0237)	
	Efecto del salario	-0.0315*** (0.00640)	-0.0320*** (0.0134)	92.7
C. Descomposición usando los coeficientes de las mujeres				
	Efecto de composición	-0.00299 (0.0236)	-0.00248 (0.0256)	
	Efecto del salario	-0.0287*** (0.00680)	-0.0267*** (0.00986)	
D. Descomposición usando la suma ponderada de los coeficientes				
	Efecto de composición	-0.00579 (0.0240)	-0.00778 (0.0244)	
	Efecto del salario			
N			2 937	

^a Los errores estándar calculados con 300 repeticiones de remuestreo (*bootstrap*) se indican entre paréntesis. Las tres especificaciones incluyen controles para el tipo de universidad (pública o privada) y variables ficticias para el año, el semestre de titulación y el departamento en donde se ubica la universidad. Además de estos, la especificación 2 incluye los distintos campos de estudio de cada ámbito. El porcentaje de la brecha explicada se calcula como el efecto de composición dividido entre el logaritmo de la brecha salarial bruta correspondiente.

*** Denota significancia a 1 por ciento.

CUADRO A6. Brecha salarial por género: Resultados de la descomposición Oaxaca-Blinder por ámbito de estudio (ciencias de la educación)^a

	<i>Especificación 1</i> <i>Descomposición</i>	<i>Especificación 2</i> <i>Descomposición</i>	<i>Porcentaje</i>
A. Logaritmo de la brecha salarial bruta			
	0.0827*** (0.00815)	0.0827*** (0.00815)	-11.7
B. Descomposición usando los coeficientes de los hombres			
Efecto de composición	-0.00971** (0.00416)	-0.00971** (0.00354)	
Efecto del salario	0.0925*** (0.00833)	0.0925*** (0.00374)	
C. Descomposición usando los coeficientes de las mujeres			
Efecto de composición	0.00181 (0.00146)	0.00181 (0.00356)	2.2
Efecto del salario	0.0809*** (0.00823)	0.0809*** (0.00810)	
D. Descomposición usando la suma ponderada de los coeficientes			
Efecto de composición	-0.00395*** (0.00184)	-0.00395*** (0.00161)	-4.8
Efecto del salario	0.0867*** (0.00789)	0.0867*** (0.00546)	
<i>N</i>	10303	10303	

^a Los errores estándar calculados con 300 repeticiones de remuestreo (*bootstrap*) se indican entre paréntesis. Las tres especificaciones incluyen controles para el tipo de universidad (pública o privada) y variables ficticias para el año, el semestre de titulación y el departamento en donde se ubica la universidad. Además de estos, la especificación 2 incluye los distintos campos de estudio de cada ámbito. El porcentaje de la brecha explicada se calcula como el efecto de composición dividido entre el logaritmo de la brecha salarial bruta correspondiente.

*** Denota significancia a 1 por ciento.

CUADRO A7. Brecha salarial por género: Resultados de la descomposición Oaxaca-Blinder por ámbito de estudio (ciencias de la salud)^a

	<i>Especificación 1</i> <i>Descomposición</i>	<i>Especificación 2</i> <i>Descomposición</i>	<i>Porcentaje</i>
A. Logaritmo de la brecha salarial bruta			
	0.122*** (0.0123)	0.122*** (0.0123)	92.6
B. Descomposición usando los coeficientes de los hombres			
Efecto de composición	-0.000295 (0.00352)	0.113*** (0.0143)	
Efecto del salario	0.123*** (0.00781)	0.00948 (0.00992)	
C. Descomposición usando los coeficientes de las mujeres			
Efecto de composición	0.0200*** (0.00479)	0.120*** (0.00971)	
Efecto del salario	0.102*** (0.0123)	0.00283 (0.00955)	
D. Descomposición usando la suma ponderada de los coeficientes			
Efecto de composición	0.00987*** (0.00172)	0.116*** (0.0101)	
Efecto del salario	0.113*** (0.00954)	0.00616 (0.00688)	
<i>N</i>	12 307	12 307	

^a Los errores estándar calculados con 300 repeticiones de remuestreo (*bootstrap*) se indican entre paréntesis. Las tres especificaciones incluyen controles para el tipo de universidad (pública o privada) y variables ficticias para el año, el semestre de titulación y el departamento en donde se ubica la universidad. Además de estos, la especificación 2 incluye los distintos campos de estudio de cada ámbito. El porcentaje de la brecha explicada se calcula como el efecto de composición dividido entre el logaritmo de la brecha salarial bruta correspondiente.

*** Denota significancia a 1 por ciento.

CUADRO A8. Brecha salarial por género: Resultados de la descomposición Oaxaca-Blinder por ámbito de estudio (ciencias sociales y humanidades)^a

	Especificación 1 Descomposición	Especificación 2 Descomposición	Porcentaje
A. Logaritmo de la brecha salarial bruta	0.0813*** (0.00950)	0.0813*** (0.00950)	
B. Descomposición usando los coeficientes de los hombres			45.3
Efecto de composición	-0.0129*** (0.00228)	0.0368*** (0.00446)	
Efecto del salario	0.0941*** (0.0115)	0.0444*** (0.0127)	
C. Descomposición usando los coeficientes de las mujeres			55.6
Efecto de composición	-0.00962*** (0.00205)	0.0452*** (0.00537)	
Efecto del salario	0.0909*** (0.0115)	0.0361*** (0.00786)	
D. Descomposición usando la suma ponderada de los coeficientes			50.4
Efecto de composición	-0.0112*** (0.00206)	0.0410*** (0.00288)	
Efecto del salario	0.0925*** (0.0115)	0.0403*** (0.00979)	
<i>N</i>	15 247	15 247	

^a Los errores estándar calculados con 300 repeticiones de remuestreo (*bootstrap*) se indican entre paréntesis. Las tres especificaciones incluyen controles para el tipo de universidad (pública o privada) y variables ficticias para el año, el semestre de titulación y el departamento en donde se ubica la universidad. Además de estos, la especificación 2 incluye los distintos campos de estudio de cada ámbito. El porcentaje de la brecha explicada se calcula como el efecto de composición dividido entre el logaritmo de la brecha salarial bruta correspondiente.

***Denota significancia a 1 por ciento.

CUADRO A9. Brecha salarial por género: Resultados de la descomposición Oaxaca-Blinder por ámbito de estudio (economía, administración y contabilidad)^a

	Especificación 1 Descomposición	Especificación 2 Descomposición	Porcentaje
A. Logaritmo de la brecha salarial bruta			
	0.111*** (0.00722)	0.111*** (0.00722)	
B. Descomposición usando los coeficientes de los hombres			
Efecto de composición	-0.00213 (0.00215)	0.00173 (0.00285)	1.6
Efecto del salario	0.113*** (0.00475)	0.109*** (0.00875)	
C. Descomposición usando los coeficientes de las mujeres			
Efecto de composición	0.000440 (0.00231)	0.00625** (0.00246)	5.6
Efecto del salario	0.111*** (0.00423)	0.105*** (0.00802)	
D. Descomposición usando la suma ponderada de los coeficientes			
Efecto de composición	-0.000844 (0.00220)	0.00399 (0.00261)	3.6
Efecto del salario	0.112*** (0.00449)	0.107*** (0.00838)	
<i>N</i>	26 010	26 010	

^a Los errores estándares calculados con 300 repeticiones de remuestreo (*bootstrap*) se indican entre paréntesis. Las tres especificaciones incluyen controles para el tipo de universidad (pública o privada) y variables ficticias para el año, el semestre de titulación y el departamento en donde se ubica la universidad. Además de estos, la especificación 2 incluye los distintos campos de estudio de cada ámbito. El porcentaje de la brecha explicada se calcula como el efecto de composición dividido entre el logaritmo de la brecha salarial bruta correspondiente.

*** Denota significancia a 1 por ciento.

CUADRO A10. Brecha salarial por género: Resultados de la descomposición Oaxaca-Blinder por ámbito de estudio (ingeniería, arquitectura, urbanismo)^a

	Especificación 1 Descomposición	Especificación 2 Descomposición	Porcentaje
A. Logaritmo de la brecha salarial bruta			
	0.0752*** (0.00711)	0.0752*** (0.00711)	5.3
B. Descomposición usando los coeficientes de los hombres			
Efecto de composición	-0.00540** (0.00254)	0.00402 (0.00252)	
Efecto del salario	0.0806*** (0.00510)	0.0711*** (0.00835)	
C. Descomposición usando los coeficientes de las mujeres			
Efecto de composición	-0.00509* (0.00281)	0.0177*** (0.00249)	23.5
Efecto del salario	0.0803*** (0.00517)	0.0575*** (0.0104)	
D. Descomposición usando la suma ponderada de los coeficientes			
Efecto de composición	-0.00525** (0.00265)	0.0108*** (0.00120)	14.4
Efecto del salario	0.0804*** (0.00512)	0.0643*** (0.00918)	
<i>N</i>	29 217	29 217	

^a Los errores estándar calculados con 300 repeticiones de remuestreo (*bootstrap*) se indican entre paréntesis. Las tres especificaciones incluyen controles para el tipo de universidad (pública o privada) y variables ficticias para el año, el semestre de titulación y el departamento en donde se ubica la universidad. Además de estos, la especificación 2 incluye los distintos campos de estudio de cada ámbito. El porcentaje de la brecha explicada se calcula como el efecto de composición dividido entre el logaritmo de la brecha salarial bruta correspondiente.

***Denota significancia a 1 por ciento.

CUADRO A11. Brecha salarial por género: Resultados de la descomposición Oaxaca-Blinder por ámbito de estudio (matemáticas y ciencias naturales)^a

	<i>Especificación 1 Descomposición</i>	<i>Especificación 2 Descomposición</i>	<i>Especificación 2 Decomposición</i>	<i>Porcentaje</i>
A. Logaritmo de la brecha salarial bruta				
	0.0159 (0.0233)	0.0159 (0.0233)	0.0159 (0.0233)	53.1
B. Descomposición usando los coeficientes de los hombres				
Efecto de composición	-0.0196 (0.0212)	-0.00796 (0.0184)	-0.00796 (0.0184)	-50.1
Efecto del salario	0.0355 (0.0217)	0.0239 (0.0314)	0.0239 (0.0314)	
C. Descomposición usando los coeficientes de las mujeres				
Efecto de composición	0.00345 (0.0107)	0.00843 (0.0126)	0.00843 (0.0126)	
Efecto del salario	0.0125 (0.0303)	0.00752 (0.0268)	0.00752 (0.0268)	
D. Descomposición usando la suma ponderada de los coeficientes				
Efecto de composición	-0.00806 (0.0152)	-0.000233 (0.0121)	-0.000233 (0.0121)	1.5
Efecto del salario	0.0240 (0.0253)	0.0157 (0.0274)	0.0157 (0.0274)	
<i>N</i>		2 454	2 454	

^a Los errores estándar calculados con 300 repeticiones de remuestreo (*bootstrap*) se indican entre paréntesis. Las tres especificaciones incluyen controles para el tipo de universidad (pública o privada) y variables ficticias para el año, el semestre de titulación y el departamento en donde se ubica la universidad. Además de estos, la especificación 2 incluye los distintos campos de estudio de cada ámbito. El porcentaje de la brecha explicada se calcula como el efecto de composición dividido entre el logaritmo de la brecha salarial bruta correspondiente.

*** Denota significancia a 1 por ciento.

CUADRO A12. Comparación de medias entre la muestra usada y la muestra pareada

	Hombres			Mujeres		
	Integrado titulados (+SS) (1)	Base de datos de titulados (2)	Diferencia en medios (1) – (2)	Integrado titulados (+SS) (4)		Base de datos de titulados (5)
				Diferencia en medios (1) – (2)	Diferencia en medios (4) – (5)	
Agronomía y Veterinaria	0.017	0.017	0.000	0.009	0.009	-0.000
Bellas artes	0.037	0.037	-0.000	0.036	0.037	-0.000
Educación	0.063	0.063	0.000	0.099	0.100	-0.001**
Ciencias de la Salud	0.061	0.060	0.001**	0.135	0.135	0.001
Ciencias Sociales y Humanidades	0.187	0.197	-0.009**	0.191	0.192	-0.001**
Economía y Administración	0.266	0.263	0.002**	0.341	0.341	-0.000
Ingeniería y Arquitectura	0.351	0.346	0.006**	0.170	0.168	0.002**
Matemáticas y ciencias naturales	0.018	0.018	0.000	0.018	0.018	0.000
Observaciones	1 074 024			1 238 971		

* , ** , y *** significancia a 10, 5 y 1%, respectivamente.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Albrecht, J., A. Bjorklund y S. Vroman (2003), "Is there a Glass Ceiling in Sweden?", *Journal of Labor Economics*, 21(1), pp. 145-177.
- Ángel Urdinola, D. F., y Q. Wodon (2006), "The Gender Wage Gap and Poverty in Colombia", *LABOUR*, 20(4), diciembre, pp. 721-739.
- Arulampalam, W., A. Booth y M. Bryan (2007), "Is there a Glass Ceiling over Europe? Exploring the Gender Wage Gap Across the Wage Distribution", *Industrial and Labor Relations Review*, 60, pp. 163-186.
- Babcock, L., y S. Laschever (2003), *Women Don't Ask: Negotiation and the Gender Divide*, Princeton University Press.
- Badel, A., y X. Peña (2010), "Decomposing the Gender Wage Gap with Sample Selection Adjustment: Evidence from Colombia", *Economic Analysis Review*, 25(2), pp. 169-191.
- Barón, J. D. (2012), Primeras experiencias laborales de los profesionales colombianos: Probabilidad de empleo formal y salarios, *Lecturas de Economía*.
- _____, y D. Cobb Clark (2010), "Occupational Segregation and the Gender Wage Gap in Private- and Public-Sector Employment: A Distributional Analysis", *Economic Record*, 86(273), pp. 227-246.
- Blackaby, D., A. L. Booth y J. Frank (2005), "Outside Offers and the Gender Pay Gap: Empirical Evidence from the UK Academic Labour Market", *Economic Journal*, 115(501), F81-F107.
- Blinder, A. S. (1973), "Wage Discrimination: Reduced form and Structural Estimates", *The Journal of Human Resources*, 8, pp. 436-455.
- Booth, A. L. (2006), "The Glass Ceiling in Europe: Why are Women doing Badly in the Labour Market?", Documento de Trabajo del CEPR, 542, Centro de Investigación sobre Política Económica, Escuela de Investigación Económica, Universidad Nacional Australiana.
- _____, M. Francesconi y J. Frank (2000), "Temporary Jobs: Who Gets them, What are they Worth, and do they Lead Anywhere?", Serie de artículos de trabajo del ISER 2000-13, Instituto de Investigaciones Sociales y Económicas.
- Chevalier, A. (2007), "Motivation, Expectations, and the Gender Pay Gap for UK Graduates", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 69(6), pp. 819-842.
- Firpo, S., N. M. Fortin y T. Lemieux (2009), "Unconditional Quantile Regressions", *Econometrica*, 77(3).
- Fortin, N., T. Lemieux y S. Firpo (2011), "Decomposition Methods in Economics", O. Ashenfelter y D. Card (comps.), *Handbook of Economics*, vol. IV.A, pp. 1-102.
- Hausmann, R., L. Tyson y S. Zahidi (2011), The Global Gender Gap Report 2011, Ginebra, Foro Económico Mundial.
- Hoyos, A., H. Ñopo y X. Peña (2010), "The Persistent Earnings Gap in Colombia,

- 1994-2006”, serie de artículos de trabajo del BID, núm. IDB-WP-174, Washington, Banco Interamericano de Desarrollo.
- Joy, L. (2003), “Salaries of Recent Male and Female College Graduates: Educational and Labor Market Effects”, *Industrial and Labor Relations Review*, 56(4), pp. 606-621.
- Lin, E.S. (2010), “Gender Wage Gaps by College Major in Taiwan: Empirical Evidence from the 1997-2003 Manpower Utilization Survey”, *Economics of Education Review*, 29, pp. 156-164.
- Machin, S., y P.A. Puhani (2003), “Subject of Degree and the Gender Wage Gap Differential: Evidence from the UK and Germany”, *Economic Letters*, 79, pp. 393-400.
- Manning, A., y B. Petrongolo (2008), “The Part-Time Pay Penalty for Women in Britain”, *Economic Journal*, 118(526), F28-F51, febrero.
- McDonald, J. A., y R. J. Thornton (2007), “Do New Male and Female College Graduates Receive Unequal Pay?”, *Journal of Human Resources*, 42(1), pp. 32-48.
- Ñopo, H. (2008), “Matching as a Tool to Decompose Wage Gaps”, *Review of Economics and Statistics*, 90(2), pp. 290-299.
- (2010), “Evolution of Gender Gaps in Latin America at the Turn of the Twentieth Century: An Addendum to ‘New Century, Old Disparities’”, Research Department Publications 4665, Banco Interamericano de Desarrollo.
- Oaxaca, R. (1973), “Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets”, *International Economic Review*, 14.
- Olivetti, C., y B. Petrongolo (2008), “Unequal Pay or Unequal Employment? A Cross Country Analysis of Gender Gaps”, *Journal of Labor Economics*, 26(4), octubre, pp. 621-654.
- Picchio, M., y C. Mussida (2011), “Gender Wage Gap: A Semi-Parametric Approach with Sample Selection Correction”, *Labour Economics*, 18(5), pp. 564-578.
- Reimers, C. W. (1983), “Labor Market Discrimination against Hispanic and Black Men”, *The Review of Economics and Statistics* 65.
- Tenjo, J. (1992), “Labor Markets, the Wage Gap and Gender Discrimination: The Case of Colombia”, Informe Técnico, Banco Mundial.

Copyright of Trimestre Económico is the property of Fondo de Cultura Economica / Mexico and its content may not be copied or emailed to multiple sites or posted to a listserv without the copyright holder's express written permission. However, users may print, download, or email articles for individual use.