

**DOCUMENTOS
DE TRABAJO**

Brechas de Género: Una Exploración Más Allá de la Media

Juan Martín Pal

Documento de Trabajo Nro. 255

Noviembre, 2019

ISSN 1853-0168

www.cedlas.econo.unlp.edu.ar

Cita sugerida: Pal, J.M.. (2019). Brechas de Género: Una Exploración Más Allá de la Media. Documentos de Trabajo del CEDLAS N° 255, Noviembre, 2019, CEDLAS-Universidad Nacional de La Plata.

Brechas de género: una exploración más allá de la media*

Juan Martín Pal**

Resumen

La diferencia entre los salarios percibidos por hombres y mujeres es un tema de creciente importancia en la agenda pública. La evidencia reciente para múltiples países muestra que la posición relativa de las mujeres en el mercado laboral es heterogénea entre niveles de calificación, jerarquía y sector de ocupación. En este trabajo ponemos a prueba las hipótesis de techo de cristal y suelo pegajoso. Para ello, estudiamos cómo varía la brecha de género a lo largo de toda la distribución de salarios. En primer lugar, utilizamos la Función de Influencia Recentrada, una modificación del método de regresión por cuantiles, para estimar el efecto de los covariables en la brecha salarial más allá de la media. Luego, realizamos una descomposición detallada del tipo Oaxaca-Blinder en los cuantiles no condicionales para estudiar la influencia de cada covariable en los efectos estructura y composición. Verificamos la existencia del llamado techo de cristal, mientras que en los cuantiles inferiores la brecha se debe principalmente a diferencias en las dotaciones de los covariables.

* Este trabajo fue realizado para la materia Economía de la Distribución, Maestría en Economía, Universidad Nacional de La Plata.

** CEDLAS-UNLP. E-mail: juanmartinpal@gmail.com

1. Introducción

La brecha salarial de género es un tópico de creciente relevancia tanto en el ámbito académico como en la discusión pública. En Argentina, la diferencia en el salario promedio entre hombres y mujeres gravita en torno al 30 %. Sin embargo, estudios recientes para múltiples países muestran que existe elevada heterogeneidad de la brecha de género a lo largo de la distribución salarial. Si esto es así, la diferencia en el salario medio es un indicador poco informativo de la integración de las mujeres en el mercado laboral. Este hecho se vuelve particularmente relevante en un contexto regional de desaceleración de la participación laboral femenina (Gasparini y Marchionni, 2015).

Existen diferentes motivos que pueden explicar las diferencias en los salarios percibidos. Por un lado, puede suceder que los hombres presenten una mayor dotación de las características relevantes en la determinación de los salarios (educación, antigüedad, etc). Por otro lado, puede ocurrir que, ante niveles similares en tales atributos, los retornos sean inferiores para las mujeres. La mera diferencia entre el salario promedio percibido por cada grupo es conocida como la brecha bruta, o sin ajustar. En ella, no se distingue si la diferencia salarial se debe principalmente a diferencias en las dotaciones o a diferencias en los retornos. En cambio, la brecha prevalente luego de controlar por las características observables es la brecha neta o ajustada. Esta última se asocia a discriminación pura en el mercado laboral por motivos de género: ante las mismas características, las mujeres reciben un salario inferior.

En muchos países, se observa que la brecha es mayor en la cola superior de la distribución salarial. Este fenómeno en la literatura ha tomado el nombre de *techo de cristal*. Existen distintas explicaciones sobre la prevalencia del techo de cristal en el mercado laboral. En algunos casos, se observa que las mujeres tienen menor acceso a cargos directivos, ocasionando la subrepresentación de mujeres calificadas en puestos jerárquicos (Chzhen y Mumford, 2009). En otros casos, se observa menor propensión de las mujeres a negociar mayores salarios (Babcock y Laschever, 2003). De una u otra manera, la consecuencia es un ensanchamiento de la brecha en la cola superior de la distribución salarial. Adicionalmente, existe la posibilidad de observar una brecha más ancha también en la cola izquierda de la distribución, fenómeno conocido como *suelo pegajoso*. Aquí también existe más de una explicación. Algunos autores apuntan a la precariedad de las ocupaciones que tienen mayor representación femenina, junto con una fuerte inercia que imposibilita salir de ese segmento y acceder a mejores condiciones laborales. Otros autores indican que los sindicatos pueden dar mayor prioridad a trabajadores hombres en los trabajos de menor calificación (Booth,

2007). Si ambos fenómenos se presentan en simultáneo, la relación entre la brecha de género y los cuantiles de la distribución salarial toma forma de U: la brecha es mayor en los extremos de la distribución de salarios.

Inicialmente, la mayor parte de los estudios sobre brechas de género se concentraron en las diferencias salariales promedio entre hombres y mujeres. Sin embargo, recientemente comenzaron a publicarse estudios que examinan cómo varía la brecha de género a lo largo de toda la distribución salarial. La evidencia para los países desarrollados confirma la existencia del efecto techo de cristal en el mercado laboral, esto es, se observa un ensanchamiento de la brecha de género en la cola superior de la distribución salarial. Para Suecia, Albrecht et al. (2003) muestran que la brecha es creciente a lo largo de la distribución, con una aceleración en los niveles superiores. A su vez, Albrecht et al. (2009) encuentra un efecto techo de cristal para el mercado laboral holandés, atribuyendo como principal factor a diferencias en los retornos a los atributos para hombres y mujeres. Kee (2006) encuentra, para Australia, un efecto techo de cristal sólo en el sector privado, no así para los trabajadores estatales. Además, en algunos casos se encuentra evidencia de la existencia del efecto suelo pegajoso. Del Río et al. (2011) utiliza datos para España y encuentra un efecto techo de cristal en los niveles educativos superiores y un efecto suelo pegajoso para las mujeres menos calificadas. Miller (2009) encuentra, para Estados Unidos, un efecto suelo pegajoso sólo en el sector público, en tanto que en el sector privado no se encuentra evidencia de uno u otro efecto. Con un mayor nivel de agregación, Arulampalam et al. (2007) evalúan los mismos fenómenos para 10 países europeos. En más de la mitad de ellos, encuentran un ensanchamiento de la brecha de género en la cola derecha de la distribución. Para el resto, la brecha es mayor en la cola inferior de la distribución salarial. Por lo tanto, en los países desarrollados se encuentra evidencia tanto del efecto techo de cristal como del efecto suelo pegajoso, sea en simultáneo o por sí sólo. Para los países en desarrollo, la mayor parte de los estudios encuentra que la brecha de género sólo es más pronunciada en la cola inferior de la distribución salarial (Sakkouri, 2004, para Filipinas; Gunewardena et al., 2008, para Sri Lanka; Fang y Sakkouri, 2011; para Tailandia).

Este trabajo se propone estudiar si uno u otro efecto se presenta en el mercado laboral argentino. Para ello, en primer lugar estimamos los cuantiles no condicionales de la distribución salarial a partir de la metodología propuesta por Firpo et al. (2009), basada en la función de influencia recentrada (RIF, por su sigla en inglés). Luego, realizamos una descomposición del tipo Oaxaca-Blinder sobre cada cuantil. A partir de los resultados obtenidos, contrastamos las hipótesis del efecto techo de cristal y el efecto suelo pegajoso. Verificamos la

existencia del llamado techo de cristal, mientras que la brecha para los cuantiles inferiores se debe principalmente a un efecto composición. El trabajo continua de la siguiente manera: en la Sección 2 se describen los datos utilizados y se presentan estadísticas descriptivas del mercado laboral argentino. La Sección 3 presenta la estrategia empírica. La Sección 4 muestra los resultados de la regresión por cuantiles y su descomposición. La sección 5 concluye.

2. Datos

Los datos utilizados en este trabajo provienen de la Encuesta Permanente de Hogares (EPH), desarrollada por el Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INDEC) de Argentina. La encuesta se realiza trimestralmente y recoge información sobre variables sociodemográficas, laborales y de ingresos. La cobertura alcanza al 70 % de la población: se trata de aproximadamente 45.000 personas (15.000 hogares) que habitan en los 31 principales aglomerados urbanos del país. Este trabajo utiliza los datos correspondientes al tercer trimestre del año 2018. La muestra comprende a los trabajadores asalariados, patrones y cuentapropistas de 16 o más años. Se excluye a los trabajadores familiares sin remuneración. Se trata de 7.953 hombres y 6.491 mujeres.

La Tabla 1 muestra estadísticas descriptivas sobre la distribución de los diferentes determinantes del salario a nivel individual, tanto para la población agregada como diferenciando por género. Además muestra, al interior de cada subgrupo, la brecha de género bruta, o sin ajustar. Las categorías que fueron conformadas de acuerdo a los datos disponibles en la encuesta son: grupo etario¹, nivel educativo alcanzado, jerarquía ocupacional, antigüedad en el actual empleo, horas semanales trabajadas, estado civil² y ubicación geográfica. Algunas cuestiones merecen particular atención. En cuanto a los grupos etarios, la brecha es superior para los trabajadores más jóvenes (menores a 24 años) y los de mayor edad (mayores a 65). En cuanto al nivel educativo, una mayor proporción de mujeres tiene educación superior completa o incompleta en relación a los hombres (29 % y 17 % frente a 16 % y 12 %, respectivamente). La mayor diferencia en los salarios promedio se encuentra para los trabajadores con primario completo y aquellos con secundario incompleto. En lo relativo a la calificación del puesto, las diferencias salariales encuentran mayor magnitud para los puestos de menor calificación, además de existir sobre-representación femenina (30 % del total de trabajadoras mujeres frente a 17 % de trabajadores hombres), constituyendo evidencia preliminar a favor

¹En las regresiones subsecuentes la edad y las horas de trabajo se incluyen como una variable continua. En el análisis descriptivo, en cambio, fueron subdivididas en categorías para proveer mayor claridad expositiva.

²La categoría casados incluye a las personas juntadas, mientras que los solteros incluye a los divorciados y viudos.

de la hipótesis de suelo pegajoso. En cuanto a la antigüedad, la brecha bruta decrece conforme aumentan los años permanecidos al interior de una firma. No se observan diferencias significativas según el estado civil. Entre las distintas regiones, se observa la mayor brecha bruta en la región Patagónica (37 %) y la menor en el Noroeste (20 %).

La Tabla 2 muestra cómo se distribuyen los trabajadores, tanto en su totalidad como diferenciando por género, de acuerdo con características de la firma. Se conformaron las siguientes categorías: tipo de gestión (público, privada u otra), formalidad³, categoría ocupacional y sector de actividad⁴. La brecha de género es superior en el sector privado, entre los trabajadores informales y los cuentapropistas. Estas categorías se encuentran correlacionadas entre sí (los cuentapropistas pertenecen al sector privado, donde la informalidad es mayor). Las mujeres se encuentran en mayor proporción relativa trabajando en el sector informal y como cuentapropistas, mientras que se emplean en mayor proporción que los hombres en el sector público. En cuanto al sector de actividad, la brecha de género sin ajustar exhibe elevada heterogeneidad, llegando en algunos casos a ser negativa. Es razonable suponer que en este caso el efecto composición tiene un papel no trivial.

La figura 1 muestra las estimaciones de funciones de densidad de kernel del logaritmo del ingreso laboral, tanto para la totalidad de los trabajadores como diferenciando por género. La recta vertical corresponde al valor del salario mínimo para el período de referencia⁵. A partir de las funciones de densidad se descubren las diferencias en el ingreso en distintos cuantiles. Se observa mayor dispersión salarial para las mujeres, así como una mayor densidad en la cola izquierda de la distribución. Además, más mujeres perciben salarios inferiores al Mínimo, Vital y Móvil, hecho que puede relacionarse con la mayor tasa de informalidad (37.9 % en las mujeres y 32.7 % en los hombres).

³Definimos al trabajo informal como aquel se encuentra por fuera del Sistema de Seguridad Social.

⁴Los sectores coinciden con las 24 secciones identificadas por un código alfabético en la Clasificación de Actividad Económicas para Encuestas Sociodemográficas del MERCOSUR (CAES - MERCOSUR 1.0 Versión Argentina) en correspondencia directa con la Cuarta Revisión de la Clasificación Industrial Internacional Uniforme (CIIU-Rev.4).

⁵Durante Julio y Agosto de 2018 el salario mínimo se encontraba fijado en 10.000ARS.

Tabla 1: Estadísticas descriptivas - Características del individuo

	Total	Hombres	Mujeres	Brecha
<i>Grupo etario</i>				
≤ 24	10.5	11.7	9.1	39.0
25 – 34	24.9	25.2	24.6	27.1
35 – 44	25.8	25.0	26.8	23.8
45 – 54	21.0	20.0	22.3	34.4
55 – 64	13.6	13.6	13.6	30.0
≥ 65	4.1	4.5	3.6	52.6
<i>Nivel educativo</i>				
Primario incompleto	4.0	4.9	2.7	47.7
Primario completo	14.4	16.5	11.7	74.2
Secundario incompleto	17.8	21.2	13.5	75.2
Secundario completo	27.6	29.3	25.5	45.6
Superior incompleto	14.3	12.1	17.1	51.7
Superior completo	22.0	16.1	29.5	34.3
<i>Calificación</i>				
No calificado	22.3	16.7	29.5	50.6
Operativo	51.6	60.7	39.7	22.8
Técnicos	17.3	14.1	21.4	30.1
Profesionales	8.9	8.5	9.4	19.0
<i>Antigüedad</i>				
Menor a un año	38.8	40.9	36.1	36.0
De 1 a 5 años	24.5	21.9	28.0	31.3
Mayor a 5 años	36.7	37.3	35.9	21.8
<i>Horas semanales</i>				
≤ 35	37.6	25.4	53.5	27.0
36 – 40	22.4	24.4	19.9	-2.6
41 – 45	10.2	12.2	7.6	-0.2
46 – 50	13.4	16.5	9.5	11.4
> 50	16.3	21.5	9.6	24.2
<i>Estado civil</i>				
Soltero	38.5	33.1	45.5	0.1
Casado	61.5	66.9	54.5	0.3
<i>Región</i>				
CABA	10.6	9.5	12.0	31.1
Partidos del GBA	37.0	38.0	35.8	28.3
Noroeste	12.3	12.4	12.0	18.5
Nordeste	5.2	5.3	4.9	28.9
Cuyo	7.8	7.8	7.7	33.8
Pampeana	23.1	22.9	23.4	28.9
Patagónica	4.1	4.1	4.2	37.4

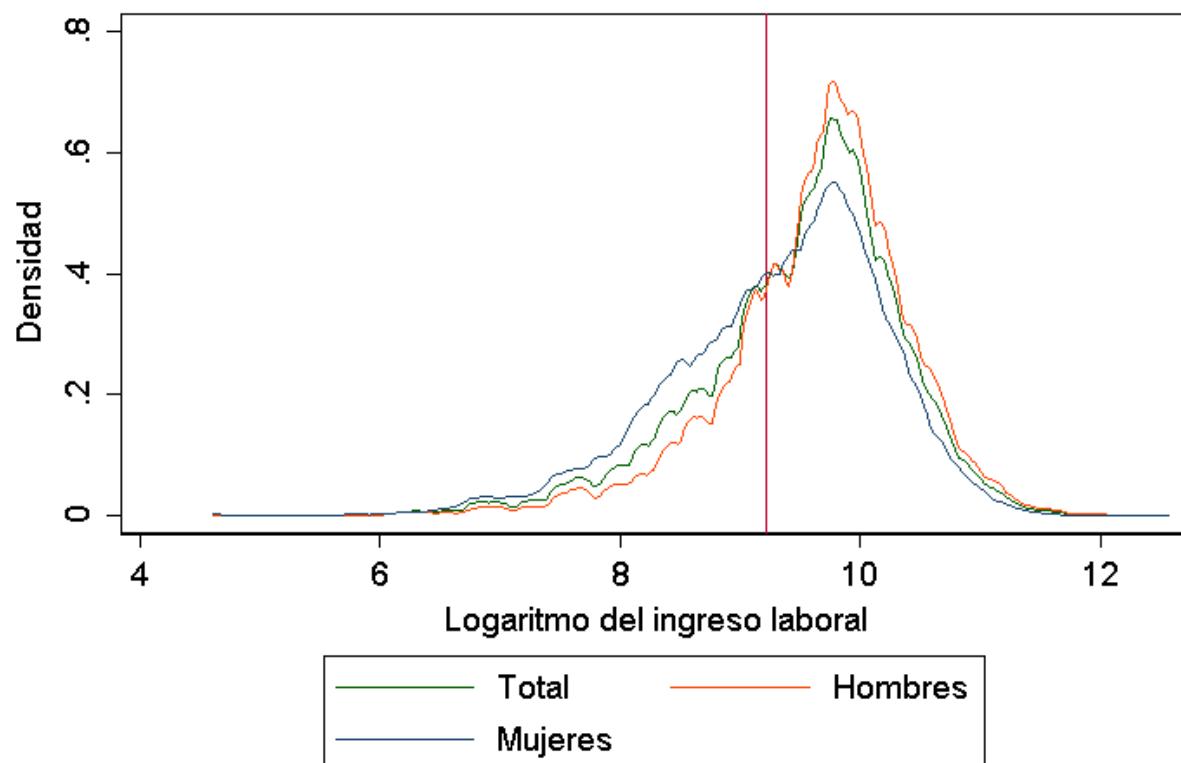
Fuente: Elaboración propia a partir de la EPH, 3T-2018.

Tabla 2: Estadísticas descriptivas - Características de la firma

	Total	Hombres	Mujeres	Brecha
<i>Tipo de gestión</i>				
Estatal	18.3	15.4	22.1	15.4
Privada	80.8	83.9	76.7	37.1
Otra	0.9	0.7	1.2	51.5
<i>Formalidad</i>				
Informal	35.1	32.7	37.9	48.5
Formal	64.9	67.3	62.1	18.8
<i>Categoría ocupacional</i>				
Patrón	3.0	3.7	2.2	9.8
Cuenta Propia	21.2	22.8	19.1	31.5
Asalariado	75.8	73.5	78.7	29.0
<i>Sector de actividad</i>				
A - Agricultura y Ganadería	0.6	0.9	0.2	-3.0
B - Minería	0.4	0.6	0.1	1.9
C - Manufacturas	10.8	13.5	7.2	58.0
D - Electricidad y Gas	0.4	0.5	0.1	-8.3
E - Agua	0.5	0.7	0.3	91.3
F - Construcción	9.8	16.6	0.9	-18.1
G - Comercio y Reparación	17.6	18.0	17.0	34.6
H - Transporte y Almacenamiento	5.4	8.3	1.5	11.0
I - Alojamiento	3.9	3.7	4.2	25.6
J - Información y Comunicación	1.9	2.8	0.7	12.2
K - Actividades Financieras	1.7	1.6	1.9	50.3
L - Actividades Inmobiliarias	0.5	0.5	0.5	123.8
M - Actividades Profesionales	3.2	2.9	3.7	66.9
N - Actividades Administrativas	4.4	5.1	3.4	0.6
O - Administración Pública	9.0	9.2	8.7	9.5
P - Enseñanza	9.0	4.2	15.1	6.8
Q - Salud	5.9	3.0	9.7	28.8
R - Artes y Entretenimiento	1.7	1.8	1.7	19.3
S - Otros Servicios	3.8	3.3	4.3	44.1
T - Personal Doméstico	8.1	0.7	17.7	11.5
U - Org Extraterritoriales	1.6	2.0	1.1	3.4

Fuente: Elaboración propia a partir de la EPH, 3T-2018. Los sectores de actividad se construyeron siguiendo las 21 secciones con código alfabético de la CAES-MERCOSUR 1.0 Versión Argentina.

Figura 1: Función de densidad de kernel del log-ingreso salarial.



3. Metodología

Los métodos de descomposición son ampliamente utilizados en economía. Los trabajos seminales se encuentran en Oaxaca (1973) y Blinder (1973). El método de Oaxaca-Blinder consiste en la descomposición de las diferencias en el valor medio de una variable de interés (en este caso el salario) entre dos grupos A y B. En primer lugar se estima, para cada grupo, un modelo por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) del tipo:

$$Y_{gi} = \beta_{g0} + \sum_{k=1}^K X_{ik}\beta_{gk} + v_{gi}, \quad g = A, B \quad (1)$$

La diferencia en el valor promedio de la variable resultado entre los grupos es $\hat{\Delta}_O^\mu = \bar{Y}_B - \bar{Y}_A$ y puede descomponerse de la siguiente manera:

$$\hat{\Delta}_O^\mu = (\hat{\beta}_{B0} - \hat{\beta}_{A0}) + \sum_{k=1}^K \bar{X}_{Bk}(\hat{\beta}_{Bk} - \hat{\beta}_{Ak}) + \sum_{k=1}^K (\bar{X}_{Bk} - \bar{X}_{Ak})\hat{\beta}_{Ak} \quad (2)$$

Los dos primeros términos componen el efecto estructura o “no explicado” (Δ_S^μ) y se corresponde con diferencias en los coeficientes del modelo de interés, esto es, los diferentes retornos a las características observables. El tercer término es el efecto composición o “explicado” (Δ_X^μ) y alude a las diferencias en los determinantes observables del salario entre los subgrupos. Bajo el método de Oaxaca-Blinder es posible computar los efectos composición y estructura a nivel agregado (la descomposición agregada) y la contribución de cada covariable a los dos efectos (la descomposición detallada). El efecto estructura puede ser interpretado como un efecto tratamiento: para nuestro propósito, se trata de estimar la discriminación en el mercado laboral por cuestiones de género. Estrictamente se corresponde con factores inobservables del modelo, dentro de lo cuál la discriminación puede ser un factor preponderante pero también pueden existir otros inobservables, relevantes a la determinación del salario, que se presentan desigualmente entre hombres y mujeres.

La estimación de una ecuación de salarios se encuentra susceptible de padecer el llamado *sesgo de selección* si sucede que $E(v_i|X_i) \neq 0$. Sin embargo, si se presume que la distribución de inobservables es la misma entre los grupos (supuesto de *ignorabilidad*) entonces la descomposición es válida incluso aunque los coeficientes estimados sean inconsistentes. Bajo este escenario, el efecto estructura se interpreta como el tratamiento “ser hombre”, asociado a discriminación pura en el mercado laboral.

Si se cree que la brecha de género no es constante a lo largo de la distribución salarial, es

preciso recurrir a métodos que extiendan el análisis más allá del salario medio. En los últimos años fueron desarrollados diferentes métodos que extienden la descomposición agregada a cuantiles o parámetros distributivos. Los métodos paramétricos (Donald et al., 2000; Machado y Mata, 2005) se encuentran entre los más populares. Sin embargo, requieren de una serie de supuestos no siempre razonables y son computacionalmente complejos: se necesita realizar una regresión por cuantiles para cada cuantil posible y luego un procedimiento de simulación. Además, los resultados obtenidos son *sendero dependientes*, en tanto que varían según el orden en que se realizó la descomposición.

Este trabajo utiliza el método de Firpo et al. (2009). Allí, los autores muestran cómo estimar el impacto del cambio en la distribución de los regresores X en los cuantiles marginales de la variable resultado Y . El método consiste en regresar una transformación (RIF o *recentered influence function*) de Y en los regresores X . Frente a los otros métodos, destaca por la eficiencia y el menor esfuerzo computacional.

Mientras que en MCO la ley de esperanzas iteradas permite la aplicación del método para la esperanza no condicional, la iteración de cuantiles no lleva a la obtención de un cuantil no condicional. Los autores construyen la función de influencia *recentrada*⁶ (RIF) en vistas de recuperar la propiedad de iteración propia de la esperanza y utilizarla en la estimación de cuantiles no condicionales. La misma resulta de sumar el estadístico de interés y la función de influencia para dicho estadístico:

$$RIF(Y; v, F_Y) = v(F_y) + IF(Y; v, F_Y) \quad (3)$$

Una propiedad conveniente de la IF es que su esperanza es igual a cero. Por lo tanto, el valor esperado de la RIF es igual al estadístico $v(F_Y)$. Para nuestro caso de interés, esta propiedad permite que el cuantil condicional pueda ser reexpresado como una esperanza condicional. De esta manera puede utilizarse la ley de esperanzas iteradas: $E[RIF(Y; v, F_Y)|X] = m_\tau(X)$ que puede interpretarse como la regresión del cuantil no condicional. Los autores muestran que el promedio de las derivadas de esta regresión es el efecto marginal en el cuantil no condicional, esto es, el efecto *ceteris paribus* de un desplazamiento en la distribución de

⁶La función de influencia (IF) es una herramienta utilizada en la estimación robusta y mide la influencia de una observación específica en un estadístico de interés (media, cuantiles, indicadores de desigualdad, etc). Intuitivamente, mide cuál sería el cambio en un indicador si se removiese una determinada observación y, por ende, qué tan sensible es el indicador en ese punto. La robustez de un indicador se analiza en tanto al grado de sensibilidad ante la “contaminación” de la distribución sobre la cual está operando. Firpo et al. (2009) se valen de la IF para un τ -ésimo cuantil para construir el método de QR no condicional.

los covariables⁷.

En este método se utiliza la función RIF aplicada al estadístico distributivo de interés, en lugar de la variable resultado Y , como variable dependiente del modelo. El método RIF involucra estimar una densidad contrafáctica, en donde se indica cuál sería la distribución salarial de las mujeres si los retornos a los factores fuese el que perciben los hombres. Entonces, la diferencia entre la distribución efectiva y la contrafáctica constituye el efecto estructura, asociado a discriminación en el mercado de trabajo por cuestiones de género. Por otra parte, la diferencia entre la distribución efectiva de los hombres y su distribución contrafáctica se corresponde con el efecto composición, esto es, la fracción de la brecha explicada por diferencias en las dotaciones de los factores determinantes del salario entre hombres y mujeres. El método permite no sólo descomponer la brecha salarial entre el efecto estructura y el efecto composición (descomposición agregada), sino también descomponer la influencia relativa que tiene cada uno de los covariables a uno y otro efecto (descomposición detallada) realizando una descomposición del tipo Oaxaca-Blinder en los cuantiles de interés, utilizando a la función RIF como variable dependiente. Sin embargo, en la descomposición detallada existe el conocido problema de la categoría omitida, esto es, los resultados para los regresores categóricos dependen de la elección de la categoría base. En este trabajo aplicamos la solución propuesta por Yun (2005), basada en expresar los efectos como desvíos de la media agregada.

4. Resultados y discusión

4.1. Estimación de los cuantiles no condicionales para el total de la muestra

Las estadísticas descriptivas presentadas en la Sección 2 muestran la brecha bruta al interior de cada subgrupo. Sin embargo, resulta claro que parte de las diferencias salariales entre hombres y mujeres se explican por distintas dotaciones de los factores que lo determinan. En esta Sección se estima la brecha neta (ajustada) en diferentes puntos de la distribución salarial. Los resultados se muestran en la Tabla 3. La variable dependiente es el logaritmo del ingreso laboral mensual. Se ensayan diferentes especificaciones en donde se incluyen variables relativas al capital humano, empleo, industria, localización geográfica, factores individuales y del hogar. La variable binaria de género es utilizada para medir el grado en que

⁷Una observación, sin embargo, es que los coeficientes de la regresión RIF sólo arrojan una aproximación local al efecto del cambio en la distribución de un covariable al estadístico de interés.

la brecha continúa sin ser explicada en cada cuantil no condicional luego de controlar por los covariables en cada especificación. La primera especificación indica la brecha de género bruta o sin ajustar. Los controles básicos incluyen edad (bajo una forma cuadrática), nivel educativo y antigüedad. Los controles adicionales comprenden la localización geográfica y el estado civil. Las horas semanales son introducidas como una variable continua. El puesto comprende la calificación ocupacional de acuerdo con las categorías relevadas en la Sección 2. Se registran 21 sectores de actividad (CAES-MERCOSUR 1.0). El tipo de firma incluye la categoría ocupacional, formalidad y tipo de gestión.

Al comparar las filas de la Tabla 3, puede verse que el coeficiente de la variable binaria de género es sensible a la especificación del modelo. La brecha de género sin ajustar es inferior a aquella donde se incluyen los controles básicos. Luego, a medida que se agregan controles adicionales, la brecha se contrae, reflejando las diferencias de género en las dotaciones de los factores determinantes del salario. En las especificaciones más simples, la brecha de género se encuentra ensanchada en la cola izquierda de la distribución. Este hecho podría representar evidencia preliminar a favor de la hipótesis de suelo pegajoso. Sin embargo, al agregar controles adicionales, la brecha se contrae desproporcionadamente en los cuantiles inferiores. En particular, en los cuantiles 5 y 10 la brecha se contrae a la mitad luego de controlar por las horas semanales trabajadas, reflejando la divergencia en la duración de la jornada laboral para quienes perciben los salarios más bajos. Luego el parámetro estimado continúa reduciéndose luego de controlar por el puesto de trabajo, el sector de ocupación y las características de la firma, reflejando diferencias de composición a favor de los hombres. En la última especificación, el coeficiente binario de género no es significativo en los niveles inferiores, además de ser creciente a lo largo de la distribución. Los cuantiles superiores son relativamente menos sensibles a la especificación del modelo, por lo que en los modelos con mayores controles la brecha de género se encuentra ensanchada en la cola derecha, evidencia a favor de la hipótesis de techo de cristal. Los resultados muestran que las diferencias salariales entre hombres y mujeres se explican, en los cuantiles inferiores, principalmente por un efecto composición y no por discriminación. En particular, en los cuantiles inferiores las mujeres trabajan menos horas, se ocupan en sectores peor remunerados, ocupan posiciones jerárquicamente inferiores y padecen en mayor medida la informalidad. En cambio, para los cuantiles superiores, la brecha continúa sin ser explicada luego de controlar por los factores determinantes del salario. Para cada modelo, existe elevada variabilidad del coeficiente asociado a la variable de género entre los cuantiles de la distribución salarial. Por lo tanto, la estimación por MCO resulta insuficiente para captar las diferencias salariales entre hombres y mujeres en las colas de la distribución, cualquiera sea la especificación.

Tabla 3: Coeficientes de la variable binaria de género, bajo especificaciones alternativas.

	OLS	Q5	Q10	Q25	Q50	Q75	Q90	Q95
(1) Brecha de género sin ajustar	0.316*** (0.017)	0.529** (0.058)	0.529*** (0.039)	0.486*** (0.028)	0.257*** (0.020)	0.199*** (0.017)	0.236*** (0.025)	0.238*** (0.035)
(2) Brecha de género con controles básicos	0.473*** (0.018)	0.443** (0.182)	0.824*** (0.162)	0.569*** (0.081)	0.358*** (0.020)	0.381*** (0.034)	0.405*** (0.039)	0.265*** (0.061)
(3) Brecha de género con controles adicionales	0.457*** (0.018)	0.435** (0.191)	0.804*** (0.161)	0.552*** (0.072)	0.342*** (0.017)	0.363*** (0.033)	0.391*** (0.036)	0.257*** (0.057)
(4) Brecha de género con controles adicionales y horas semanales	0.309*** (0.017)	0.226*** (0.083)	0.476*** (0.114)	0.353*** (0.048)	0.249*** (0.018)	0.295*** (0.031)	0.328*** (0.039)	0.213*** (0.043)
(5) Brecha de género con controles adicionales, horas semanales y puesto	0.259*** (0.017)	0.196** (0.093)	0.355*** (0.097)	0.287*** (0.044)	0.202*** (0.020)	0.251*** (0.026)	0.293*** (0.040)	0.172*** (0.039)
(6) Brecha de género con controles adicionales, horas semanales, puesto y sector	0.213*** (0.019)	0.111 (0.070)	0.264*** (0.082)	0.223*** (0.042)	0.182*** (0.019)	0.229*** (0.028)	0.267*** (0.035)	0.148*** (0.042)
(7) Brecha de género con controles adicionales, horas semanales, puesto, sector y tipo de firma	0.140*** (0.017)	0.004 (0.066)	0.075* (0.045)	0.114*** (0.027)	0.153*** (0.020)	0.181*** (0.027)	0.240*** (0.040)	0.191*** (0.047)

Nota: Errores estándar entre paréntesis, calculados por bootstrap con 100 replicaciones. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.10.

La brecha de género observada incluye a la variable binaria de género como único regresor. Los controles básicos incluyen edad, edad², nivel educativo y antigüedad. Los controles adicionales incluyen estado civil y región geográfica. Las horas semanales son incluidas como una variable continua. El puesto comprende: 1. No calificado, 2. Operativo, 3. Técnicos, 4. Profesionales. Los sectores de actividad se construyeron siguiendo las 21 secciones con código alfabético de la CAES-MERCOSUR 1.0 Versión Argentina. El tipo de firma comprende: categoría ocupacional, formalidad y tipo de gestión.

4.2. Descomposición agregada de la brecha de género

Como se ha explicado previamente, la brecha de género puede explicarse por diferencias en las dotaciones de los determinantes del salario, o bien por los diferentes retornos a tales características. En esta Sección se descompone la brecha entre el efecto composición y el efecto estructura. Para ello, estimamos regresiones de los cuantiles no condicionales diferenciando entre hombres y mujeres. Se utiliza la especificación (7) de la Sección 4.1. El propósito es estudiar si existen diferencias por género de los retornos a los factores determinantes del salario, en sus respectivas distribuciones. Al igual que en la sección 4.1, los coeficientes estimados pueden interpretarse como los efectos marginales de las variables explicativas. Los resultados se muestran en la Tabla A1 del Apéndice. Con los coeficientes obtenidos, realizamos una descomposición a la Oaxaca-Blinder para distinguir entre el efecto composición y el efecto estructura. Los resultados se muestran en la Tabla 4. Los salarios para cada grupo se encuentran expresados en logaritmos. Los resultados muestran que la influencia relativa de los efectos estructura y composición tiene variación a lo largo de la distribución salarial. La figura 2 muestra el comportamiento disímil de ambos efectos. Este hallazgo es consistente con los resultados obtenidos en la Sección 4.1: allí observábamos que, en los cuantiles inferiores, el parámetro asociado a la variable de género, al que interpretamos como la brecha neta o ajustada, presentaba mayor variación que en los cuantiles superiores. La divergencia entre la brecha bruta y la neta se asocia a un papel preponderante del efecto composición. En la Tabla 4 se observa que el efecto composición es el predominante en los cuantiles inferiores y el efecto estructura es el predominante en los cuantiles superiores de la distribución salarial. En el cuantil 5, de hecho, los retornos a los factores son favorables a las mujeres, aminorando las diferencias en composición. En los dos cuantiles superiores, en cambio, el efecto estructura explica más de las tres cuartas partes de la brecha total.

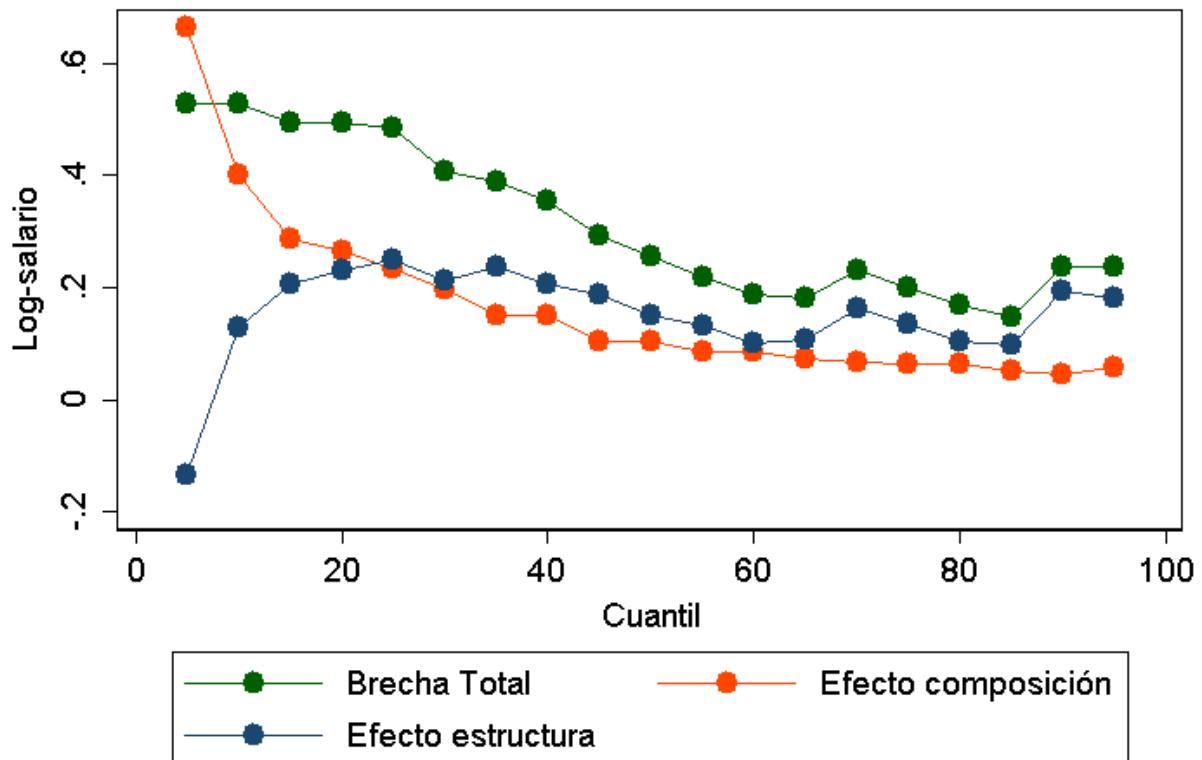
En la Sección 3 se explicó que la ecuación de salarios propuesta puede padecer un sesgo de selección si $E(v_i|X_i) \neq 0$. Bajo este escenario, los coeficientes estimados no serán consistentes. Sin embargo, bajo el supuesto de ignorabilidad (la distribución de inobservables es la misma entre los grupos) la descomposición es válida de todas maneras. Entonces, asumiendo ignorabilidad, los resultados muestran que la discriminación por género en el mercado laboral es creciente a lo largo de la distribución salarial, acelerándose en los cuantiles superiores y con ello verificando la hipótesis de techo de cristal.

Tabla 4: Descomposición agregada de la brecha de género

	Media	Q5	Q10	Q25	Q50	Q75	Q90	Q95
Salario Hombres	9.715*** (0.011)	8.479*** (0.039)	8.874*** (0.030)	9.385*** (0.016)	9.795*** (0.011)	10.126*** (0.012)	10.533*** (0.018)	10.755*** (0.025)
Salario Mujeres	9.399*** (0.013)	7.950*** (0.042)	8.345*** (0.025)	8.898*** (0.022)	9.538*** (0.017)	9.927*** (0.013)	10.296*** (0.017)	10.517*** (0.025)
Brecha total	0.316*** (0.017)	0.529*** (0.058)	0.529*** (0.039)	0.486*** (0.028)	0.257*** (0.020)	0.199*** (0.017)	0.236*** (0.025)	0.238*** (0.035)
Efecto composición	0.196*** (0.025)	0.665*** (0.169)	0.400*** (0.098)	0.235*** (0.033)	0.105*** (0.025)	0.065** (0.029)	0.044 (0.031)	0.057 (0.037)
%	62.07 %	125.68 %	75.62 %	48.39 %	40.83 %	32.48 %	18.54 %	23.82 %
Efecto estructura	0.120*** (0.026)	-0.136 (0.181)	0.129 (0.105)	0.251*** (0.039)	0.152*** (0.030)	0.134*** (0.032)	0.193*** (0.037)	0.181*** (0.047)
%	37.93 %	-25.68 %	24.38 %	51.61 %	59.17 %	67.52 %	81.46 %	76.18 %

Nota: Errores estándar entre paréntesis, calculados por bootstrap con 100 replicaciones. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.10.

Figura 2: Descomposición de la brecha salarial entre hombres y mujeres.



4.3. Descomposición detallada de la brecha de género

Luego de realizar la descomposición agregada, resulta pertinente estudiar la importancia relativa de cada covariable, junto con su parámetro asociado, en los efectos composición y estructura. Para ello, realizamos la descomposición detallada de la brecha de género. La Tabla 5 muestra los resultados para los cuantiles 10, 50 y 90. Por claridad expositiva, los resultados para las variables categóricas fueron agregados. Para la educación, se observa que las mujeres se encuentran más educadas en todos los cuantiles. Sin embargo, en la descomposición del efecto estructura se observa que, para el cuantil 90, los retornos a la educación son mayores para los hombres. En cuanto a la jerarquía ocupacional, hay un efecto composición a favor de los hombres en el cuantil 10 y a favor de las mujeres en el cuantil 90. El retorno a la posición jerárquica es positivo para las mujeres en el cuantil 10, negativo en la mediana y nulo en el cuantil 90. Los hombres trabajan más horas semanales en los tres cuantiles bajo estudio, particularmente en el cuantil 10. Sin embargo, hay una compensación parcial para las mujeres en el retorno a la hora trabajada, para la mediana y el cuantil 90. Las mayores diferencias en la formalidad se observan en la cola izquierda de la distribución. Además, los hombres se ocupan en sectores mejor remunerados. Sin embargo, el coeficiente mayor se encuentra en la constante, la cual representa la fracción del efecto estructura no explicado por las variables del modelo.

Los resultados de la descomposición detallada muestran que, para la cola izquierda de la distribución, la brecha salarial se explica mayormente por un efecto composición, donde tienen preponderancia la cantidad de horas trabajadas, la formalidad y el sector de ocupación. A medida que se avanza hacia cuantiles superiores de la distribución salarial, el efecto estructura explica la mayor proporción de la brecha salarial total entre hombres y mujeres. De las categorías contempladas, destaca el mayor premio por educarse que gozan los hombres en relación a las mujeres. La mayor parte del efecto estructura, asociado a discriminación pura, escapa a las variables incluidas en el modelo. Además, en los cuantiles superiores también se observa un efecto composición por horas trabajadas y por sector de ocupación.

5. Conclusión

Este trabajo se propuso estudiar la brecha de salarios existente entre hombres y mujeres. A priori, la brecha puede ser explicada por diferencias en las dotaciones de los factores determinantes del salario (el nivel educativo, antigüedad, etc.) o por diferentes retornos a tales factores (ante una igual dotación de atributos se obtiene una mayor compensación

Tabla 5: Descomposición detallada de la brecha de género

	Efecto Composición			Efecto Estructura		
	Q10	Q50	Q90	Q10	Q50	Q90
Edad	-0.031 (0.022)	-0.030*** (0.008)	0.002 (0.010)	0.028 (1.038)	-0.540 (0.352)	-0.709* (0.419)
Edad ²	0.022 (0.017)	0.021*** (0.006)	-0.007 (0.008)	0.003 (0.539)	0.215 (0.178)	0.370* (0.224)
Educación	-0.030** (0.012)	-0.041*** (0.005)	-0.078*** (0.011)	0.048 (0.054)	-0.009 (0.014)	0.042** (0.020)
Jerarquía	0.057*** (0.017)	-0.001 (0.005)	-0.036*** (0.010)	-0.065*** (0.019)	0.026** (0.012)	-0.006 (0.028)
Antigüedad	-0.007 (0.005)	0.005** (0.002)	0.005** (0.002)	0.011 (0.014)	0.001 (0.005)	-0.005 (0.005)
Horas semanales	0.246*** (0.027)	0.037*** (0.007)	0.034*** (0.013)	-0.001 (0.093)	-0.225*** (0.041)	-0.088* (0.049)
Estado civil	0.023*** (0.008)	0.011*** (0.003)	0.005 (0.004)	0.147*** (0.048)	0.037* (0.021)	0.037 (0.027)
Región	-0.003 (0.003)	-0.001 (0.002)	-0.002 (0.003)	-0.034 (0.024)	0.009 (0.011)	-0.006 (0.014)
Gestión	-0.004 (0.007)	-0.003 (0.003)	-0.010 (0.007)	0.054 (0.150)	-0.014 (0.053)	-0.008 (0.061)
Formalidad	0.055*** (0.010)	0.021*** (0.004)	0.003* (0.002)	0.391*** (0.075)	-0.098*** (0.033)	0.071** (0.031)
Categoría	0.005 (0.003)	0.002** (0.001)	-0.001 (0.002)	-0.043 (0.135)	-0.057 (0.063)	-0.085 (0.080)
Sector	0.068 (0.097)	0.084*** (0.024)	0.129*** (0.033)	-0.128 (0.104)	-0.054 (0.033)	-0.117** (0.053)
Constante				-0.282 (0.566)	0.861*** (0.197)	0.696*** (0.235)

Nota: Errores estándar entre paréntesis, calculados por bootstrap con 100 replicaciones. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.10.

salarial). La segunda razón se encuentra asociada a discriminación pura por género en el mercado laboral. Además, la brecha salarial puede ser heterogénea entre distintos grupos de trabajadores. Por ello, en primer lugar estimamos la brecha bruta o sin ajustar para distintos cuantiles de la distribución salarial. Los cuantiles fueron estimados por el método RIF propuesto por Firpo, Fortín y Lemieux (2009). Allí se observa una mayor diferencia entre quienes perciben los salarios más bajos. Luego estimamos la brecha neta o ajustada por distintos factores determinantes del salario. La brecha virtualmente desaparece en la cola izquierda de la distribución. En la cola derecha, en cambio, se observa que, aún controlando por los atributos relevantes, existe una brecha del orden de los 20 puntos porcentuales no explicada. Luego utilizamos el método RIF para obtener los cuantiles no condicionales diferenciando por género y, con los resultados obtenidos, realizamos una descomposición del tipo Oaxaca-Blinder para distinguir entre el efecto composición y el efecto estructura. Consistente con el análisis anterior, encontramos que, para los cuantiles inferiores, la brecha de género se explica principalmente por diferencias en las dotaciones. Para los cuantiles superiores, en cambio, la brecha se debe a un mayor retorno a los factores, verificando la hipótesis de techo de cristal. Luego realizamos una descomposición detallada para analizar la influencia relativa de cada uno de los covariables (y su parámetro asociado) a los efectos estructura y composición. Para los cuantiles inferiores, las diferencias en las dotaciones relevantes al salario se encuentran, principalmente, en la jerarquía ocupacional, las horas trabajadas y la formalidad. Para los cuantiles superiores, gran parte del efecto estructura se encuentra por fuera de las variables incluidas en el modelo. Sin embargo, se observa que los hombres gozan de un mayor premio por educarse. Además, en los cuantiles superiores también se observan diferencias de composición, a favor de los hombres, en horas trabajadas y en el sector de ocupación.

A partir de los resultados pueden extraerse ciertas conclusiones. En primer lugar, la brecha de género existe a lo largo de toda la distribución salarial. Para quienes perciben los salarios más bajos, el motivo de la brecha se explica principalmente por diferencias de dotación en factores determinantes del salario. Las diferencias en los salarios superiores, en cambio, ocurren por un mayor retorno a los factores, hecho asociado a un componente discriminatorio (el llamado techo de cristal), aunque también puede ocurrir que los factores no observables que influyen en el salario no se distribuyan de la misma manera entre hombres y mujeres. Por último, el hecho de que la brecha de género en los cuantiles inferiores sea explicada, en mayor medida, por un efecto composición, no debe ser motivo de desestimación. La diferencia en las horas trabajadas, la condición de formalidad y los sectores en que se ocupan hombres y mujeres responde a factores múltiples. Entre ellos, la distribución desigual de roles al interior

del hogar y la discriminación a la entrada en sectores y puestos jerárquicos puede desempeñar un papel no trivial.

Referencias

- Albrecht, J., Björklund, A. and Vroman, S. (2003) “Is there a glass ceiling in Sweden?,” *Journal of Labor Economics* Vol. 21 No. 1, pp. 145-177
- Albrecht, J., Van Vuuren, A. and Vroman, S. (2009) “Counterfactual distributions with sample selection adjustments: econometric theory and an application to the Netherlands,” *Labour Economics* Vol. 16 No. 4, pp. 383-396.
- Arulampalam, W., Booth, A.L. and Bryan, M.L. (2007) “Is there a glass ceiling over Europe? Exploring the gender pay gap across the wage distribution,” *Industrial and Labor Relations Review* Vol. 60 No. 2, pp. 163-186.
- Babcock, L. and Laschever, S. (2003), “Women Don’t Ask: Negotiation and the Gender Divide,” Princeton University Press, NJ.
- Blinder, A.S. (1973) “Wage discrimination: reduced form and structural variables,” *Journal of Human Resources* Vol. 8 No. 4, pp. 436-455.
- Booth, A.L. (2007), “The glass ceiling in Europe: why are women doing badly in the labour market?,” *Swedish Economic Policy Review* Vol. 14 No. 1, pp. 121-144.
- Chzhen, Y., & Mumford, K. (2009). “Gender Gaps Across the Earnings Distribution in Britain: Are Women Bossy Enough?” (SSRN Scholarly Paper No. ID 1442646). Rochester, NY: Social Science Research Network.
- Del Río, C., Gradín, C. and Canto, O. (2011) “The measurement of gender wage discrimination: the distributional approach revisited,” *Journal of Economic Inequality* Vol. 9 No. 1, pp. 57-86.
- Donald, S.G., Green, D.A. and Paarsch, H.J. (2000) “Differences in wage distributions between Canada and the United States: an application of a flexible estimator of distribution functions in the presence of covariates,” *Review of Economic Studies* Vol. 67 No. 4, pp. 609-633.
- Fang, Z. and Sakellariou, C. (2011) “A case of sticky floors: gender wage differentials in Thailand,” *Asian Economic Journal* Vol. 25 No. 1, pp. 35-54.

Firpo, S., Fortin, N. and Lemieux, T. (2009) “Unconditional quantile regressions,” *Econometrica* Vol. 77 No. 3, pp. 953-973.

Gasparini, L. y Marchionni, M. (2015). “Bridging Gender Gaps? The Rise and Deceleration of Female Labor Force Participation in Latin America,” CEDLAS and IDRC. (ISBN: 978-950-34-1286-2).

Gunewardena, D., Abeyrathna, D., Ellagala, A., Rajakaruna, K. and Rajendran, S. (2008) “Glass ceiling, sticky floors or sticky doors? A quantile regression approach to exploring gender wage gaps in Sri Lanka,” Poverty and Economic Policy Research Network Working Paper, Peradeniya, 20 August 2011.

Kee, H.J. (2006) “Glass ceiling or sticky floor? Exploring the Australian gender pay gap,” *The Economic Record* Vol. 82 No. 259, pp. 408-427.

Machado, J.F. and Mata, J. (2005) “Counterfactual decomposition of changes in wage distributions using quantile regression,” *Journal of Applied Econometrics* Vol. 20 No. 4, pp. 445-465.

Miller, P.W. (2009) “The gender pay gap in the US: does sector make a difference?,” *Journal of Labor Research* Vol. 30 No. 1, pp. 52-74.

Oaxaca, R.L. (1973), “Male-female wage differentials in urban labor markets,” *International Economic Review* Vol. 14 No. 3, pp. 693-709.

Sakellariou, C. (2004) “The use of quantile regression in estimating gender wage differentials: a case study of the Philippines,” *Applied Economics* Vol. 36 No. 9, pp. 1001-1007.

Yun, Myeong-Su (2005) “A Simple Solution to the Identification Problem in Detailed Wage Decompositions.” *Economic Inquiry* 43: 766-772.

Apéndice A.

Tabla A1: Estimación de la ecuación de salarios, diferenciando por género.

	OLS-H	OLS-M	Q5H	Q5M	Q10H	Q10M	Q25H	Q25M	Q50H	Q50M	Q75H	Q75M	Q90H	Q90M	Q95H	Q95M
edad	0.018*** (0.005)	0.023*** (0.006)	0.046 (0.034)	0.070 (0.049)	0.029 (0.020)	0.020 (0.016)	0.014** (0.007)	0.023* (0.012)	0.026*** (0.005)	0.040*** (0.008)	0.011** (0.005)	0.020*** (0.006)	-0.000 (0.008)	0.021*** (0.007)	0.000 (0.012)	0.013 (0.011)
edad2	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000** (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000*** (0.000)	0.000 (0.000)	-0.000** (0.000)	0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)
d.pric	0.169*** (0.050)	0.023 (0.060)	0.487 (0.392)	-0.419 (0.442)	0.753** (0.301)	0.116 (0.232)	0.110 (0.087)	0.486*** (0.150)	0.145*** (0.046)	-0.151** (0.074)	0.070* (0.041)	-0.085* (0.049)	0.036 (0.032)	-0.117 (0.077)	0.017 (0.048)	-0.250 (0.191)
d.seci	0.199*** (0.049)	0.080 (0.059)	0.610 (0.411)	-0.290 (0.355)	0.765*** (0.287)	0.176 (0.241)	0.065 (0.097)	0.428*** (0.140)	0.220*** (0.045)	-0.032 (0.061)	0.107*** (0.041)	0.023 (0.051)	0.080** (0.033)	-0.023 (0.079)	0.081* (0.047)	-0.144 (0.198)
d.secc	0.271*** (0.050)	0.217*** (0.055)	0.708* (0.414)	-0.049 (0.346)	0.939*** (0.314)	0.342 (0.250)	0.187** (0.092)	0.611*** (0.143)	0.278*** (0.046)	0.174*** (0.066)	0.172*** (0.042)	0.099** (0.050)	0.129*** (0.040)	0.027 (0.085)	0.116** (0.047)	-0.198 (0.207)
d.supi	0.348*** (0.053)	0.273*** (0.059)	0.674* (0.403)	0.109 (0.347)	0.882*** (0.305)	0.380 (0.250)	0.193* (0.098)	0.604*** (0.146)	0.364*** (0.053)	0.196** (0.076)	0.284*** (0.053)	0.115** (0.057)	0.325*** (0.073)	0.068 (0.093)	0.242** (0.110)	-0.062 (0.223)
d.supc	0.497*** (0.054)	0.456*** (0.063)	0.687* (0.393)	0.099 (0.347)	0.945*** (0.306)	0.331 (0.253)	0.276*** (0.093)	0.715*** (0.140)	0.441*** (0.054)	0.441*** (0.079)	0.476*** (0.063)	0.339*** (0.067)	0.544*** (0.098)	0.340*** (0.113)	0.682*** (0.129)	0.271 (0.252)
d.operativo	0.173*** (0.028)	0.100*** (0.033)	0.614*** (0.186)	-0.258* (0.141)	0.453*** (0.129)	-0.006 (0.063)	0.260*** (0.052)	0.087 (0.075)	0.087*** (0.030)	0.225*** (0.055)	0.040 (0.026)	0.164*** (0.043)	-0.023 (0.031)	0.120*** (0.045)	-0.044 (0.042)	-0.003 (0.040)
d.tecnico	0.321*** (0.037)	0.118*** (0.044)	0.613*** (0.195)	-0.583*** (0.216)	0.452*** (0.149)	-0.114 (0.088)	0.300*** (0.068)	0.071 (0.084)	0.216*** (0.041)	0.327*** (0.085)	0.288*** (0.055)	0.287*** (0.056)	0.286*** (0.091)	0.265*** (0.080)	0.316** (0.128)	0.037 (0.088)
d.profesional	0.598*** (0.047)	0.488*** (0.055)	0.691*** (0.229)	-0.520** (0.216)	0.582*** (0.159)	-0.066 (0.086)	0.377*** (0.076)	0.107 (0.096)	0.334*** (0.046)	0.591*** (0.088)	0.585*** (0.069)	0.605*** (0.124)	0.857*** (0.156)	1.064*** (0.147)	1.529*** (0.267)	1.279*** (0.217)
d.antig.1a5	0.098*** (0.031)	0.112*** (0.035)	0.314** (0.155)	0.914*** (0.347)	0.501*** (0.167)	0.245** (0.096)	0.128** (0.054)	0.172** (0.082)	0.043 (0.031)	-0.025 (0.043)	-0.027 (0.030)	0.014 (0.029)	-0.041 (0.044)	-0.003 (0.032)	-0.090 (0.065)	-0.027 (0.042)
d.antig.mas5	0.212*** (0.035)	0.250*** (0.039)	0.179 (0.155)	0.899*** (0.345)	0.546*** (0.164)	0.285*** (0.104)	0.301*** (0.063)	0.244** (0.097)	0.184*** (0.035)	0.187*** (0.060)	0.121*** (0.030)	0.143*** (0.030)	0.065 (0.038)	0.133*** (0.050)	0.014 (0.035)	0.055 (0.077)
d.horas	0.008*** (0.001)	0.014*** (0.001)	0.022*** (0.006)	0.031*** (0.009)	0.026*** (0.004)	0.018*** (0.003)	0.010*** (0.003)	0.021*** (0.002)	0.003*** (0.003)	0.011*** (0.001)	0.002*** (0.002)	0.005*** (0.001)	0.003** (0.001)	0.006*** (0.001)	0.006** (0.002)	0.005*** (0.002)
casado	0.126*** (0.021)	-0.005 (0.021)	0.203* (0.114)	-0.171 (0.109)	0.249*** (0.081)	-0.043 (0.044)	0.114*** (0.034)	0.009 (0.043)	0.111*** (0.024)	0.043 (0.030)	0.113*** (0.030)	0.009 (0.026)	0.050 (0.023)	-0.024 (0.033)	0.031 (0.032)	-0.038 (0.063)
d.gba	-0.078* (0.040)	-0.079** (0.040)	0.015 (0.121)	0.023 (0.160)	-0.088 (0.106)	0.061 (0.071)	0.047 (0.054)	-0.051 (0.073)	-0.078** (0.034)	-0.046 (0.062)	-0.130** (0.063)	-0.059 (0.074)	-0.154 (0.101)	-0.128* (0.072)	-0.091 (0.152)	-0.267* (0.161)
d.noa	-0.243*** (0.038)	-0.275*** (0.038)	-0.108 (0.122)	-0.332** (0.160)	-0.283** (0.116)	-0.123 (0.083)	-0.183*** (0.053)	-0.273*** (0.078)	-0.233*** (0.035)	-0.203*** (0.061)	-0.301*** (0.057)	-0.199** (0.077)	-0.296*** (0.091)	-0.247*** (0.070)	-0.226 (0.145)	-0.356** (0.171)
d.nea	-0.279*** (0.041)	-0.292*** (0.042)	-0.089 (0.149)	-0.332* (0.186)	-0.345*** (0.131)	-0.188** (0.093)	-0.213*** (0.058)	-0.276*** (0.083)	-0.280*** (0.041)	-0.189*** (0.066)	-0.335*** (0.075)	-0.211*** (0.095)	-0.311*** (0.073)	-0.311*** (0.146)	-0.206 (0.171)	-0.420** (0.171)
d.cuyo	-0.172*** (0.040)	-0.233*** (0.041)	-0.057 (0.136)	-0.389** (0.191)	-0.145 (0.114)	-0.112 (0.084)	-0.113** (0.056)	-0.240*** (0.085)	-0.145*** (0.042)	-0.112* (0.063)	-0.195*** (0.063)	-0.166** (0.060)	-0.241*** (0.076)	-0.231*** (0.090)	-0.200 (0.157)	-0.358** (0.160)
d.pampeana	-0.068* (0.039)	-0.132*** (0.038)	0.115 (0.130)	-0.186 (0.155)	0.062 (0.106)	-0.000 (0.065)	0.070 (0.056)	-0.062 (0.064)	-0.092*** (0.033)	-0.035 (0.058)	-0.148** (0.058)	-0.113 (0.085)	-0.166* (0.092)	-0.213*** (0.068)	-0.125 (0.152)	-0.280* (0.162)
d.patagonia	0.183*** (0.039)	0.094** (0.039)	0.101 (0.102)	-0.046 (0.157)	0.153 (0.106)	0.006 (0.057)	0.166*** (0.060)	0.043 (0.068)	0.120*** (0.033)	0.220*** (0.060)	0.218*** (0.068)	0.151*** (0.053)	0.251** (0.109)	0.161** (0.082)	0.429** (0.194)	0.053 (0.175)
d.estatal	0.063 (0.097)	0.089 (0.182)	0.009 (0.329)	1.211 (0.839)	0.563 (0.391)	0.281 (0.303)	0.084 (0.127)	0.045 (0.216)	0.045 (0.095)	-0.147 (0.166)	0.104 (0.126)	-0.009 (0.122)	0.089 (0.170)	-0.162 (0.181)	-0.134 (0.323)	-0.120 (0.218)
d.privada	0.027 (0.094)	0.100 (0.176)	-0.004 (0.323)	1.095 (0.803)	0.470 (0.367)	0.207 (0.291)	0.111 (0.109)	0.155 (0.212)	0.007 (0.090)	-0.022 (0.158)	-0.008 (0.113)	-0.031 (0.124)	-0.024 (0.149)	-0.179 (0.165)	-0.216 (0.280)	-0.191 (0.208)
formal	0.526*** (0.027)	0.494*** (0.032)	0.952*** (0.255)	0.728*** (0.233)	1.354*** (0.216)	0.435*** (0.096)	0.786*** (0.105)	0.914*** (0.121)	0.487*** (0.036)	0.643*** (0.065)	0.236*** (0.065)	0.164*** (0.022)	0.073* (0.033)	-0.033 (0.039)	0.064 (0.038)	-0.054 (0.053)

d.cuentapropia	-0.158 (0.102)	-0.180 (0.125)	-0.441 (0.356)	-0.261 (0.341)	-0.430* (0.261)	-0.119 (0.188)	-0.312** (0.122)	-0.160 (0.197)	-0.160** (0.073)	-0.123 (0.192)	-0.120 (0.094)	-0.176 (0.161)	0.056 (0.175)	0.028 (0.173)	-0.106 (0.345)	-0.084 (0.276)
d.asalariado	-0.151 (0.094)	-0.238** (0.117)	0.025 (0.354)	-0.955** (0.481)	-0.575** (0.240)	-0.261 (0.165)	-0.313*** (0.105)	-0.316** (0.160)	-0.183** (0.075)	-0.084 (0.167)	-0.114 (0.099)	-0.191 (0.171)	0.080 (0.180)	0.145 (0.174)	-0.034 (0.341)	-0.003 (0.265)
d.mineria	0.353*** (0.111)	0.105 (0.439)	-0.362 (0.458)	-5.382 (3.299)	-0.292 (0.504)	-1.699* (1.009)	0.303* (0.174)	-0.266 (0.399)	0.178** (0.075)	0.150 (0.328)	0.392*** (0.111)	0.281 (0.194)	0.983*** (0.303)	0.594 (0.454)	1.677*** (0.544)	1.291 (1.161)
d.manufactura	-0.016 (0.098)	0.108 (0.152)	-0.186 (0.454)	-0.802 (0.492)	0.149 (0.461)	-0.294 (0.259)	0.404** (0.169)	0.438* (0.250)	0.027 (0.066)	0.212 (0.309)	-0.092 (0.080)	0.163 (0.126)	-0.268 (0.185)	0.015 (0.164)	-0.415 (0.384)	-0.010 (0.298)
d.electricidad	0.043 (0.128)	0.507*** (0.191)	-0.027 (0.425)	-0.778 (0.485)	0.250 (0.464)	-0.377 (0.301)	0.246 (0.208)	0.359 (0.274)	-0.005 (0.128)	0.775** (0.308)	-0.053 (0.163)	0.879*** (0.199)	-0.140 (0.252)	0.808 (0.562)	-0.021 (0.474)	0.551 (0.807)
d.agua	0.099 (0.117)	-0.272 (0.341)	0.182 (0.488)	-3.781* (2.232)	0.190 (0.565)	-1.507* (0.800)	0.341* (0.190)	0.134 (0.585)	0.127 (0.098)	0.085 (0.367)	0.189 (0.140)	0.062 (0.153)	-0.312 (0.197)	-0.144 (0.172)	-0.273 (0.377)	-0.275 (0.289)
d.construccion	0.080 (0.096)	0.198 (0.167)	0.377 (0.409)	-0.139 (0.432)	0.710 (0.465)	-0.177 (0.292)	0.457*** (0.167)	0.610* (0.315)	0.043 (0.065)	0.190 (0.334)	-0.133 (0.084)	0.292* (0.176)	-0.250 (0.180)	0.126 (0.226)	-0.368 (0.370)	0.191 (0.399)
d.comercio	0.000 (0.096)	0.072 (0.149)	-0.140 (0.438)	-0.936* (0.518)	0.212 (0.472)	-0.489** (0.249)	0.397** (0.244)	0.380 (0.064)	0.083 (0.306)	0.319 (0.082)	-0.098 (0.139)	0.216 (0.184)	-0.280 (0.157)	-0.033 (0.367)	-0.443 (0.278)	-0.084 (0.278)
d.transporte	0.062 (0.097)	0.213 (0.162)	-0.096 (0.412)	-0.526 (0.509)	0.147 (0.476)	-0.238 (0.289)	0.456*** (0.166)	0.244 (0.287)	0.130* (0.067)	0.595* (0.324)	0.031 (0.097)	0.455** (0.190)	-0.289 (0.185)	0.056 (0.203)	-0.382 (0.370)	-0.214 (0.290)
d.alojamiento	-0.033 (0.106)	0.164 (0.157)	0.083 (0.449)	-0.648 (0.496)	0.377 (0.487)	-0.183 (0.277)	0.438** (0.187)	0.396 (0.270)	-0.031 (0.080)	0.343 (0.304)	-0.237*** (0.088)	0.258** (0.128)	-0.380** (0.181)	0.143 (0.215)	-0.521 (0.367)	-0.148 (0.282)
d.comunicacion	0.006 (0.105)	0.298* (0.170)	-0.103 (0.422)	-0.719 (0.495)	0.270 (0.467)	-0.302 (0.280)	0.468*** (0.168)	0.328 (0.307)	0.009 (0.095)	0.659** (0.329)	-0.137 (0.118)	0.524*** (0.173)	-0.255 (0.246)	0.359 (0.315)	-0.594 (0.422)	0.114 (0.496)
d.financiera	0.311*** (0.117)	0.391** (0.165)	-0.011 (0.438)	-0.551 (0.478)	0.274 (0.468)	-0.253 (0.261)	0.489*** (0.177)	0.479* (0.262)	0.206*** (0.078)	0.612* (0.320)	0.271** (0.113)	0.466*** (0.152)	0.145 (0.272)	0.496** (0.204)	0.454 (0.556)	0.528 (0.343)
d.inmobiliaria	0.212 (0.197)	-0.146 (0.219)	0.439 (0.418)	-1.000 (0.882)	0.804 (0.498)	-0.415 (0.375)	0.515 (0.340)	-0.155 (0.359)	0.087 (0.171)	0.249 (0.414)	0.018 (0.195)	0.195 (0.255)	0.088 (0.388)	-0.312* (0.166)	0.367 (0.861)	-0.292 (0.294)
d.profesionales	0.146 (0.128)	0.110 (0.160)	0.462 (0.435)	-0.224 (0.460)	0.660 (0.506)	-0.227 (0.282)	0.640*** (0.234)	0.461 (0.286)	0.176* (0.103)	0.483 (0.300)	-0.198 (0.128)	0.152 (0.161)	-0.533** (0.258)	-0.268 (0.182)	-0.542 (0.479)	-0.471 (0.299)
d.administrativas	-0.057 (0.102)	0.066 (0.162)	-0.195 (0.474)	-0.664 (0.520)	0.077 (0.486)	-0.487 (0.326)	0.381** (0.183)	0.213 (0.271)	-0.007 (0.088)	0.277 (0.307)	-0.267*** (0.100)	0.147 (0.147)	-0.323* (0.194)	0.111 (0.182)	-0.528 (0.363)	-0.113 (0.300)
d.admpublica	-0.012 (0.103)	0.264* (0.153)	-0.089 (0.423)	-0.698 (0.478)	0.077 (0.463)	-0.285 (0.274)	0.390** (0.188)	0.367 (0.242)	-0.005 (0.073)	0.593* (0.317)	-0.114 (0.106)	0.332** (0.135)	-0.280 (0.218)	0.149 (0.189)	-0.370 (0.391)	0.245 (0.328)
d.enseñanza	-0.187* (0.106)	0.178 (0.152)	0.090 (0.441)	-0.460 (0.464)	0.420 (0.475)	-0.159 (0.278)	0.310 (0.195)	0.549** (0.250)	-0.181** (0.085)	0.360 (0.305)	-0.406*** (0.115)	0.077 (0.131)	-0.754*** (0.228)	-0.083 (0.174)	-0.929** (0.389)	-0.217 (0.284)
d.salud	-0.006 (0.103)	0.140 (0.151)	0.215 (0.419)	-0.588 (0.460)	0.297 (0.490)	-0.282 (0.270)	0.460*** (0.174)	0.393 (0.251)	0.015 (0.073)	0.454 (0.305)	-0.241** (0.102)	0.215 (0.151)	-0.384 (0.253)	-0.166 (0.186)	-0.553 (0.412)	-0.073 (0.300)
d.artes	-0.160 (0.128)	0.070 (0.175)	-0.395 (0.540)	-1.313** (0.669)	-0.056 (0.575)	-0.432 (0.324)	0.367* (0.197)	0.377 (0.315)	0.020 (0.091)	0.301 (0.310)	-0.274** (0.123)	0.255 (0.194)	-0.474** (0.242)	-0.069 (0.225)	-0.897** (0.408)	-0.220 (0.280)
d.otros	0.015 (0.115)	0.126 (0.165)	0.111 (0.479)	-0.410 (0.522)	0.596 (0.519)	-0.316 (0.298)	0.373** (0.186)	0.384 (0.288)	0.074 (0.087)	0.477 (0.329)	-0.077 (0.126)	0.283** (0.144)	-0.323 (0.219)	0.057 (0.207)	-0.559 (0.383)	-0.144 (0.287)
d.persdomestico	-0.408*** (0.144)	-0.105 (0.152)	-1.453 (1.158)	-1.422** (0.610)	-0.149 (0.733)	-0.627** (0.268)	0.193 (0.212)	-0.049 (0.252)	-0.149 (0.157)	0.121 (0.307)	-0.360** (0.174)	0.192 (0.132)	-0.532** (0.231)	0.032 (0.164)	-0.698* (0.411)	-0.065 (0.277)
d.extraterrit	0.035 (0.106)	0.208 (0.171)	0.081 (0.437)	-0.727 (0.494)	0.327 (0.476)	-0.275 (0.270)	0.400** (0.191)	0.416* (0.249)	0.026 (0.092)	0.496 (0.303)	-0.188* (0.108)	0.258 (0.178)	-0.222 (0.215)	-0.012 (0.217)	-0.185 (0.404)	0.139 (0.398)
Constante	8.091*** (0.196)	7.743*** (0.278)	4.442*** (1.349)	5.676*** (1.539)	4.346*** (0.952)	7.027*** (0.539)	7.330*** (0.360)	6.267*** (0.461)	8.460*** (0.180)	7.219*** (0.407)	9.578*** (0.220)	8.930*** (0.231)	10.303*** (0.325)	9.524*** (0.273)	10.701*** (0.733)	10.410*** (0.544)
Observaciones	7.953	6.491	7.953	6.491	7.953	6.491	7.953	6.491	7.953	6.491	7.953	6.491	7.953	6.491	7.953	6.491
R ²	0.538	0.632	0.173	0.169	0.254	0.240	0.398	0.482	0.394	0.501	0.351	0.388	0.234	0.268	0.212	0.195

Nota: Errores estándar entre paréntesis, calculados por bootstrap con 100 repeticiones. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.10.