



Munich Personal RePEc Archive

## Wage Gap in Uruguay

Borraz, Fernando and Robano, Cecilia

Banco Central del Uruguay y Departamento de Economía de la  
Facultad de Ciencias Sociales de la Universidad de la República,  
Dirección General Impositiva y Universidad de Montevideo

2010

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/27715/>  
MPRA Paper No. 27715, posted 28 Dec 2010 08:06 UTC

# Brecha salarial en Uruguay

Fernando Borraz

Banco Central del Uruguay y Departamento de Economía de la Facultad de Ciencias

Sociales de la Universidad de la República

Cecilia Robano

Dirección General Impositiva y Universidad de Montevideo

## **Resumen**

Este trabajo aplica la extensión de la descomposición de Machado Mata (2005) desarrollada por Albrecht, Vuuren y Vroman (2009) para analizar la brecha de salarios entre hombres y mujeres en Uruguay. La brecha por género presenta niveles bajos a lo largo de la distribución, pero creciente en el extremo superior. Parecería estar presente el efecto “techo de cristal” en Uruguay. Los resultados muestran que la brecha del logaritmo salarial entre género es explicado más por diferencias en los retornos de las características observables de hombres y mujeres que por diferencias de estas características. También se encuentra un efecto selección positivo.

Palabras clave: brecha salarial, Uruguay

Códigos JEL: J31, J71, C24

Wage Gap in Uruguay

Abstract

This study applies the extension of the Machado and Mata (2005) decomposition developed by Albrecht, Vuuren y Vroman (2009) to analyze the gender wage gap in Uruguay. The wage gap is increasing the upper part suggesting a glass ceiling in Uruguay. We also find a positive selection effect.

Keywords: Gender, quantile regression, selection

JEL-codes: J31, J71, C24

## I. INTRODUCCIÓN

Dos rasgos característicos del mercado laboral en Uruguay son los incrementos en la participación de la mujer y que éstas perciben retribuciones promedio inferiores a los hombres. Al igual que para otros países, en Uruguay se observa que los salarios entre géneros difieren. En particular, los hombres los que obtienen salarios superiores y la brecha de salarios entre hombres y mujeres presenta forma de “U”, en donde al comienzo y al final de la distribución se acentúa la diferencia salarial.

El objetivo de este trabajo es analizar la brecha de salarios entre hombres y mujeres a lo largo de toda la distribución de salarios, tomando en cuenta la endógena participación de las mujeres en el mercado laboral.

Existe un conjunto de estudios que analizan la brecha salarial en Uruguay (Rivas y Rossi (2002); Amarante y Espino (2002) pero se focalizan en las medias de las distribuciones. En cambio Bucheli y Sanromán (2005) analizan la brecha a lo largo de toda la distribución mediante la estimación de regresiones cuantílicas<sup>1</sup>. Bucheli y Sanromán (2005) establecen que en Uruguay existe “techo de cristal”, esto es, las mujeres no pueden acceder a determinados sueldos. Esto se presenta como evidencia de discriminación contra las mujeres en los niveles más altos de la distribución. Dicho trabajo aplica la descomposición de Machado y Mata corrigiendo el sesgo de selección mediante la estimación de un modelo probit de participación laboral. Al asumir normalidad y homoscedasticidad en la distribución de los errores de la ecuación de participación los resultados obtenidos son sensibles a dicha forma funcional.

---

<sup>1</sup> Koenker y Basset (1978).

A efectos de estimar el sesgo de selección sin asumir cierta distribución para los errores de la ecuación de participación, este trabajo aplica la metodología desarrollada por Albrecht, van Vuuren y Vroman (2009), que extiende Machado y Mata (2005) incorporando en la primera etapa la estimación semiparamétrica propuesta por Buchinsky (1998) de la ecuación de participación. El método de Machado y Mata permite descomponer la diferencia salarial entre dos distribuciones, en este caso hombres y mujeres, en una parte explicada por diferentes distribuciones de las variables explicativas y otra parte explicada por diferentes distribuciones de los retornos a dichas variables.

En muchos países y particularmente en Uruguay, las tasas de participación laboral de hombres y mujeres difieren sustancialmente por lo que es necesario corregir por sesgo de selección. Dado que las mujeres que participan no son una muestra aleatoria de las mujeres uruguayas sino que presentan determinadas características que las hacen más propensas a participar, corregir por selección es esencial para comparar la brecha entre géneros a lo largo de la distribución. En esta investigación se estima la ecuación de participación de manera semiparamétricamente según Buchinsky (1998) para corregir por selección en las regresiones cuantílicas de las mujeres, pues el nivel de participación de las mujeres en el mercado laboral es muy inferior en relación a los hombres. Dicho modelo no requiere asumir una forma funcional específica para la distribución del término de error de la ecuación de participación.

Para realizar este trabajo se utilizan los datos del Instituto Nacional de Estadística para los años 1995, 2002, 2005 y 2007. En dichas encuestas se seleccionan a personas de Montevideo de entre 18 y 55 años, que no estén asistiendo a centros de enseñanza y sean asalariados públicos o privados. Los resultados obtenidos muestran que la brecha salarial entre género presenta la forma de “U” antes mencionada y luego de aplicar las distintas técnicas en particular la corrección por sesgo de selección la misma crece, en particular en la parte superior de la distribución. En la sección 2 se realiza una breve descripción de antecedentes; en la sección 3 se muestra un análisis descriptivo de las variables utilizadas; en la sección 4 se describe la brecha salarial para distintos años y cortes; en la sección 5 se presentan los resultados de aplicar regresiones cuantílicas con y sin ajuste por sesgo de selección y por último, en la sección 6 se presentan las conclusiones.

## ANÁLISIS DESCRIPTIVO

Los datos utilizados son provistos por el Instituto Nacional de Estadística de Uruguay, los cuales surgen de las Encuestas Continuas de Hogares. Se trabaja con las bases de datos de los años 1995, 2002, 2005 y 2007. Las muestras, excepto en 2007, ponderan localidades con más de 5.000 habitantes, en cambio la encuesta de 2007 analiza la población en su conjunto.

La interrogante a analizar es si la brecha salarial por género en Uruguay es más grande al final de la distribución de los salarios que al inicio. A partir de la base de 2007 tomamos a las personas que viven en Montevideo por considerar que es más pertinente para los objetivos a analizar.

La personas seleccionadas son aquellas que tienen entre 18 y 55 años pues se considera que son trabajadores activos sin restricciones. Es así que se excluyó a las personas menores a 25 años pero que aún asistían al sistema educativo y a las personas que trabajan en servicio doméstico. Para la muestra del 2007, las personas comprendidas entre 18 y 55 años son de 18.259, de las cuales 8.099 son hombres y 10.160 son mujeres. Para la estimación<sup>2</sup> de las regresiones cuantílicas se consideró como variable dependiente al logaritmo del salario por hora y como variables explicativas: edad y edad al cuadrado, educación y educación al cuadrado, pareja definido como casado o unión libre, dummy<sup>3</sup> si es empleado público, dummy si trabaja en un establecimientos con hasta 5 empleados,

---

<sup>2</sup> En el ANEXO 1 se detallan las variables utilizadas.

<sup>3</sup> Variable binaria.

entre 6 y 49 y más de 50 empleados. Para la ecuación de selección se utilizó adicionalmente una variable dummy si existen hijos menores en el hogar.

Como primer paso se investiga la base de datos, presentado dos muestras diferentes, la primera se basa en los asalariados que trabajan como mínimo 35 horas por semana: *trabajadores a tiempo completo*; la segunda muestra, estudia a aquellos que trabajan como máximo 35 horas semanales: *trabajadores a tiempo parcial*.

Tabla 1				
	No trabaja	Trabaja a tiempo parcial	Trabaja a tiempo completo	Total
Hombres	842	954	6,303	8,099
Mujeres	3,284	2,426	4,450	10,160
Total	4,126	3,380	10,753	18,259
En porcentaje				
Hombres	10.4%	11.8%	77.8%	100.0%
Mujeres	32.3%	23.9%	43.8%	100.0%
Total	22.6%	18.5%	58.9%	100.0%

### Según horas declaradas

La tabla 1 muestra que la distribución de hombres y mujeres en el mercado laboral es diferente. En primer lugar, el 78% de los hombres trabajan a tiempo completo, mientras que las mujeres representan cerca de 44%; segundo, los trabajadores a tiempo parcial son alrededor de 12% y 24% para hombres y mujeres respectivamente; y en tercer lugar, apenas un 10% de los hombres en edad de trabajar sin restricciones no trabajan y en cambio, un 32% de las mujeres activas están fuera del mercado laboral. En el ANEXO 2 se presentan las funciones de densidad kernel estimadas para el logaritmo del salario por hora, para hombres y mujeres, para el año 2007. Se tomaron todos los salarios para

estimar las funciones. Se observa en la media hay más hombres que mujeres y ganan más; en tanto que se aprecia que hay más mujeres por encima de la media.

En la tabla 2 se presentan los valores medios de las principales variables así como el valor del estadístico *t*. Salvo la variable logaritmo del salario por hora, las demás variables son significativas al 1%. En primer lugar, se observa el logaritmo del salario por hora no presenta diferencias entre género y es de 2% la brecha salarial cruda; también se observa que la dispersión de los salarios masculinos parece ser superior. En segundo lugar, el promedio de horas trabajadas por los hombres es de 41 horas semanales, esto es, cada trabajador hombre en promedio, trabaja a tiempo completo; en cambio, las mujeres trabajan en promedio 24 horas semanales, indicando así que las mujeres participan en el mercado laboral con una dedicación a tiempo parcial. En tercer lugar, la edad promedio de los trabajadores es de 36,8 años, encontrando que es menor para los hombres que para las mujeres. En cuarto lugar, las mujeres aparecen como más calificadas que los hombres.

Siguiendo el análisis de medias, el estado civil en la muestra difiere entre género, el 64% de los hombres viven en pareja (ya sea que son casados o están en concubinato), en tanto que el 61% de las mujeres están en pareja. Por otro lado, la proporción de empleados (públicos o privados) es de 96% en el total de la muestra, dividiéndose en empleados públicos en un 16% y en empleados privados 84%, no encontrándose grandes diferencias por género.

Si se analiza la presencia de niños en los hogares, se observa que el 31% de las personas tienen niños menores de 5 años y el 38% tiene niños entre 6 y 14 años. La distribución por género muestra que las mujeres que integran el mercado laboral muestran un mayor porcentaje en comparación con los hombres. Los establecimientos de mayor tamaño concentran a la mayor proporción de trabajadores (25%), tanto para hombres como mujeres.

Tabla 2							
Variables	Todos	SD	Hombres	SD	Mujeres	SD	ttest
Logaritmo Salario por hora	3.92	0.77	3.93	0.78	3.91	0.76	1.74
Horas	32	21.31	41	18.85	24	20.30	56.37 *
Edad	36.77	10.48	36.11	10.55	37.29	10.39	-7.61 *
Educación	10.02	4.13	9.77	4.05	10.22	4.19	-7.42 *
Pareja (Casado o Unión Libre)	0.63	0.48	0.64	0.48	0.61	0.49	3.77 *
Empleado público	0.16	0.36	0.17	0.38	0.15	0.35	4.65 *
Con hijos hasta 5 años	0.31	0.46	0.29	0.45	0.32	0.47	-5.14 *
Con hijos entre 6 y 14 años	0.38	0.49	0.36	0.48	0.41	0.49	-6.73 *
Establecimientos con 5 empleados	0.14	0.35	0.12	0.32	0.16	0.37	-8.81 *
Establecimientos entre 5 y 49 empleados	0.23	0.42	0.31	0.46	0.16	0.37	23.47 *
Establecimientos con más 50 empleados	0.25	0.43	0.30	0.46	0.21	0.40	14.99 *
Observaciones	18259		8099		10160		

\* significativo 1%; SD desviación estándar.

### Agregar columna N

Se sacaron valores atípicos

### **Muestra 1: trabajadores a tiempo completo**

En la tabla 3 se observan los valores medios de las principales variables tanto para las mujeres como para los hombres trabajando a tiempo parcial, a tiempo completo así como para todos los trabajadores a tiempo parcial y a tiempo completo. El análisis que se realiza a continuación se basa en una muestra donde las personas trabajan a tiempo completo, esto es, trabajan 35 horas por semana como mínimo en Montevideo. La misma se integra por 6.303 hombres y 4.450 mujeres. En primer lugar, se aprecia que el salario por hora que reciben los hombres es superior que el de las mujeres y la diferencia es mayor que al analizar a todos trabajadores juntos 9% (3,90-3,81). En segundo lugar, la cantidad de horas semanales que dedican los hombres, cuando se dedican a trabajar a tiempo completo, es 5 horas semanales superior que las mujeres. Dicho de otra forma, los hombres trabajan en promedio 10 horas diarias en tanto que las mujeres 9 horas diarias.

Se observa que la edad promedio de los trabajadores full time es de 37 años, encontrando que los hombres poseen menos edad; también se percibe que las mujeres siguen mostrando mayor calificación que los hombres, 11 años contra 10 años en promedio de calificación. Por otra parte, el estado civil en la muestra difiere entre género, el 70% de los hombres viven en pareja (ya sea que son casados o están en concubinato), en tanto que el 55% de las mujeres están en pareja. Tanto hombres como mujeres, que trabajan a tiempo completo, se ubican en mayor proporción en establecimientos grandes (36% y 38% respectivamente).

## **Muestra 2: trabajadores a tiempo parcial**

A partir de la base se analizan las medias de las variables para los trabajadores de tiempo parcial. Los trabajadores a tiempo parcial trabajan a lo sumo 35 horas semanales. La muestra para el 2007 consta de 3.380 trabajadores, la cual se divide en 954 hombres y 2.426 mujeres.

En términos de las variables que podemos utilizar para explicar la variación de salarios, aparecen importantes diferencias entre género. Al igual que en los trabajadores a tiempo completo, los hombres poseen mayor salario y mayor cantidad de horas dedicadas a sus empleos cuando analizamos los trabajadores part time. Se observa que la edad promedio de las mujeres es mayor tanto para aquellos que trabajan a tiempo completo como a tiempo parcial. Las mujeres poseen mayor educación también en los trabajos a tiempo parcial. Para ambos grupos se aprecia mayor educación, mayor edad, en promedio, para los trabajadores a tiempo medio que a tiempo completo.

Se observa que los hombres que trabajan a tiempo parcial, muestran que están en pareja en menor proporción que las mujeres, al contrario de lo que sucede en la muestra anterior. En los hogares con presencia de niños las mujeres trabajan más a tiempo parcial y los hombres más a tiempo completo. La presencia de niños en el hogar condiciona la participación en el mercado laboral. Así solo el 25% de las mujeres trabajan a tiempo completo y tienen hijos menores a 5 años, y el 34% trabaja a tiempo completo y tienen hijos entre 6 y 14 años.

Los trabajadores no se diferencian por género en cuanto a su participación en el mercado laboral en un empleo público o privado, siendo cerca del 28% los que se desarrollan en la actividad pública si se trabaja medio tiempo; pero esta proporción pasa a un 18% cuando se trata de trabajadores de tiempo completo. Finalmente, si se compara el tamaño del establecimiento donde desarrollan su actividad, se percibe que en el entorno del 35% de los trabajadores a tiempo parcial están en establecimientos pequeños para ambos sexos. Pero cuando analizamos por género, el 39% de las mujeres trabajan en establecimientos pequeños y a tiempo parcial y el 25% de los hombres trabajan en estas mismas condiciones. Cuando se analiza los trabajadores a tiempo completo, se observa que el 36% trabaja en establecimientos grandes para ambos sexos.

Tabla 3												
Variables	Tiempo completo				Medio tiempo				Tiempo completo	SD	Medio tiempo	SD
	Hombres	SD	Mujeres	SD	Hombres	SD	Mujeres	SD				
Logaritmo Salario por hora	3.90	0.75	3.81	0.77	4.16	0.90	4.09	0.72	3.86	0.76	4.11	0.77
Horas	49.10	10.55	44.30	7.64	23.63	7.85	21.24	8.76	47.11	9.75	21.92	8.58
Edad	36.77	10.15	37.62	10.10	35.88	11.04	39.16	9.65	37.12	10.14	38.24	10.17
Educación	9.83	3.96	11.05	3.97	10.58	4.65	11.16	4.64	10.33	4.01	11.00	4.65
Pareja (Casado o Unión Libre)	0.70	0.46	0.55	0.50	0.57	0.50	0.60	0.49	0.63	0.48	0.59	0.49
Empleado público	0.18	0.38	0.18	0.38	0.28	0.45	0.29	0.45	0.18	0.38	0.28	0.45
Con hijos hasta 5 años	0.30	0.46	0.25	0.43	0.26	0.44	0.28	0.45	0.28	0.45	0.27	0.45
Con hijos entre 6 y 14 años	0.34	0.48	0.34	0.48	0.32	0.47	0.40	0.49	0.36	0.48	0.38	0.49
Establecimientos con 5 empleados	0.11	0.32	0.16	0.37	0.25	0.43	0.39	0.49	0.13	0.34	0.35	0.48
Establecimientos entre 5 y 49 empleados	0.35	0.48	0.28	0.45	0.26	0.44	0.16	0.37	0.33	0.47	0.19	0.39
Establecimientos con más 50 empleados	0.36	0.48	0.38	0.48	0.21	0.41	0.17	0.38	0.36	0.48	0.18	0.39
Observaciones	6303		4450		954		2426		10753		3380	

\* significativo 1%; \*\* significativo 5%



---

## BRECHA EN EL LOGARITMO DE LOS SALARIOS

La figura 1 muestra la brecha salarial entre géneros, en logaritmo, para cada cuantil de la distribución de los salarios y para los años 1995, 2002, 2005 y 2007. En los cuatro años analizados se observa una brecha positiva y creciente al final de la distribución. Para 1995 se aprecia que los hombres tienen un salario superior a las mujeres a lo largo de todos los cuantiles. Hasta el tercer cuartil, los hombres obtienen ingresos superiores a las mujeres en un rango de 10% a 20%, pero para los siguientes cuantiles esta diferencia aumenta rápidamente. Se señala que en 1995 la diferencia salarial era notoria y se acentuaba en la parte superior de la distribución. Para el 2002, año analizado por Bucheli y Sanromán (2005), se aprecia que la brecha es relativamente constante también en el primer 75% oscilando entre 5% a 12% y luego crece rápidamente.

En los últimos años, se observa un cambio en el comportamiento de la diferencia de salarios. Tanto para el 2005 como para el 2007 esta diferencia no es muy constante para el primer 80%, presentando además valores negativos en varias posiciones de la distribución. Si se analiza el 2005 se podría afirmar que no hay brecha salarial en el primer 75% de la distribución, pero no habría dudas de un “techo de cristal” para las mujeres en las ocupaciones de mayores ingresos (superando el 25% en el cuantil 95). Además, si se considera la brecha obtenida para el 2007 se observa un comportamiento más parecido al 2005. Este análisis en el tiempo nos llevaría a cuestionar dos ideas: ¿Ha habido una tendencia a la igualación de salarios entre género para las ocupaciones de ingresos bajos y medios?; ¿Las mujeres siguen enfrentando el “techo de cristal” en las ocupaciones de mayor jerarquía?

---

Varias características pueden extraerse. Para 1995 los salarios percibidos por los hombres se encuentran, en promedio, un 17% por encima de los salarios percibidos por las mujeres. Y para el 2002 dicha diferencia se sitúa en un 8%.

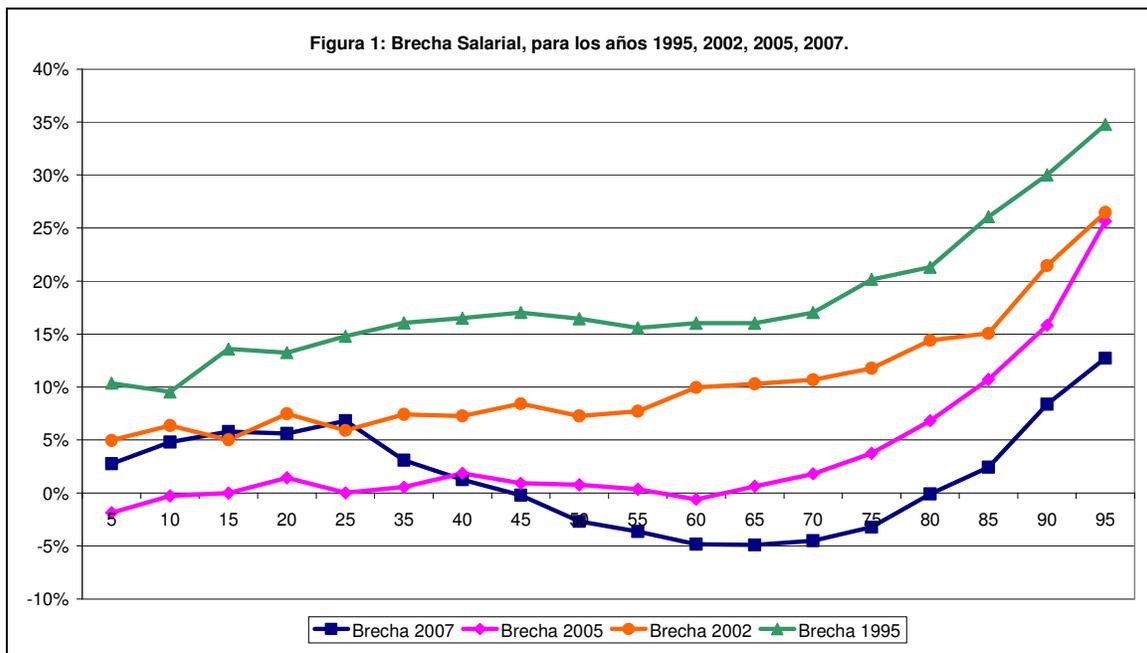
Para todos los años analizados, los salarios de hombres y mujeres son aún desiguales en el extremo superior de la distribución de salarios.

Según los datos de 2005, las ocupaciones con ingresos bajos y medios serían remunerados de similar manera, es decir, hasta el cuantil 80 la brecha promedio no alcanza a 0,9%.

Para el 2007 los datos muestran que, entre el cuantil 45 y el 80, la brecha se torna negativa, indicando que a estos niveles las mujeres obtienen mayores retribuciones.

Según los datos de 2007, la brecha salarial muestra una forma de “U”, esto es, los salarios de las mujeres son más bajos a los salarios de los hombres en los extremos de la distribución.

Para las muestras 2005 y 2007 los resultados son bastantes similares. A su vez, éstos resultados son distintos a los de 1995. Con el transcurso del tiempo, las brechas se han visto disminuidas, excepto en los cuantiles superiores.

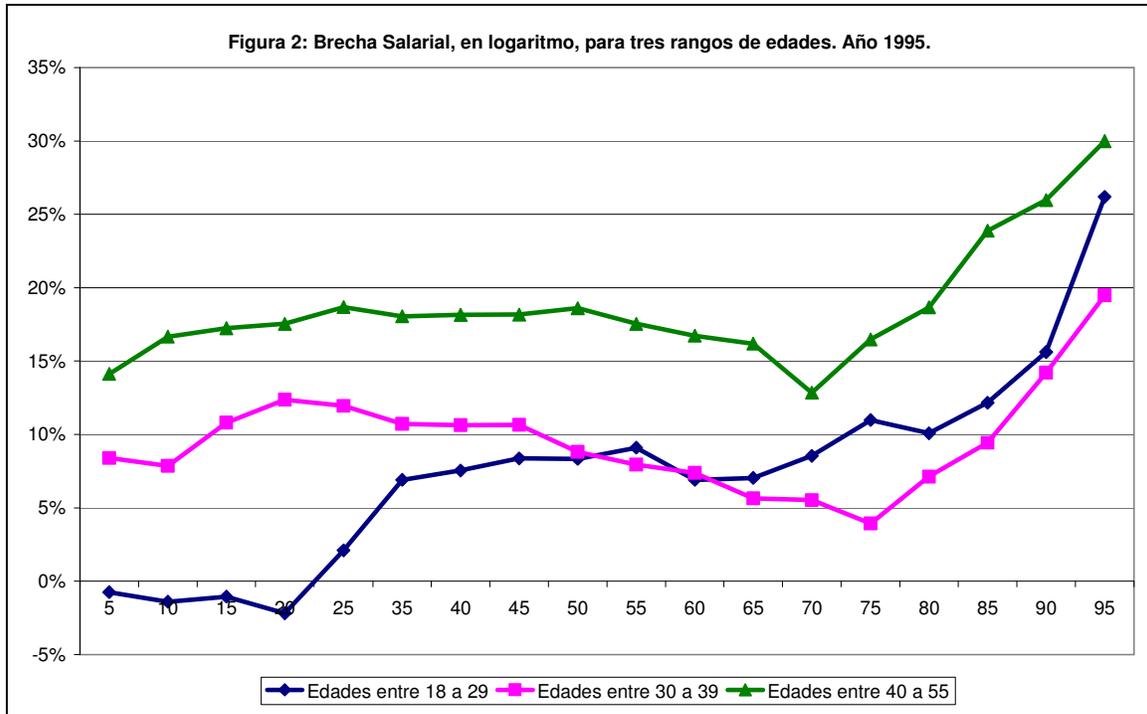


¿Existe un techo de cristal en las ocupaciones de mayores ingresos para las mujeres?

Tomando estas evidencias, para los años analizados, la brecha salarial se incrementa cuando se pasa de un percentil a otro superior en la distribución de los salarios, por lo cual se podría afirmar que es un fenómeno específico del género.

Por otra parte, se analiza la brecha salarial por género para distintos rangos de edad. En las figuras 2 y 3 se muestran las diferencias salariales, en logaritmos, para los años 1995

y 2007 respectivamente, realizando tres cortes: entre 18 a 29 años, entre 30 a 39 años y 40 a 55 años.

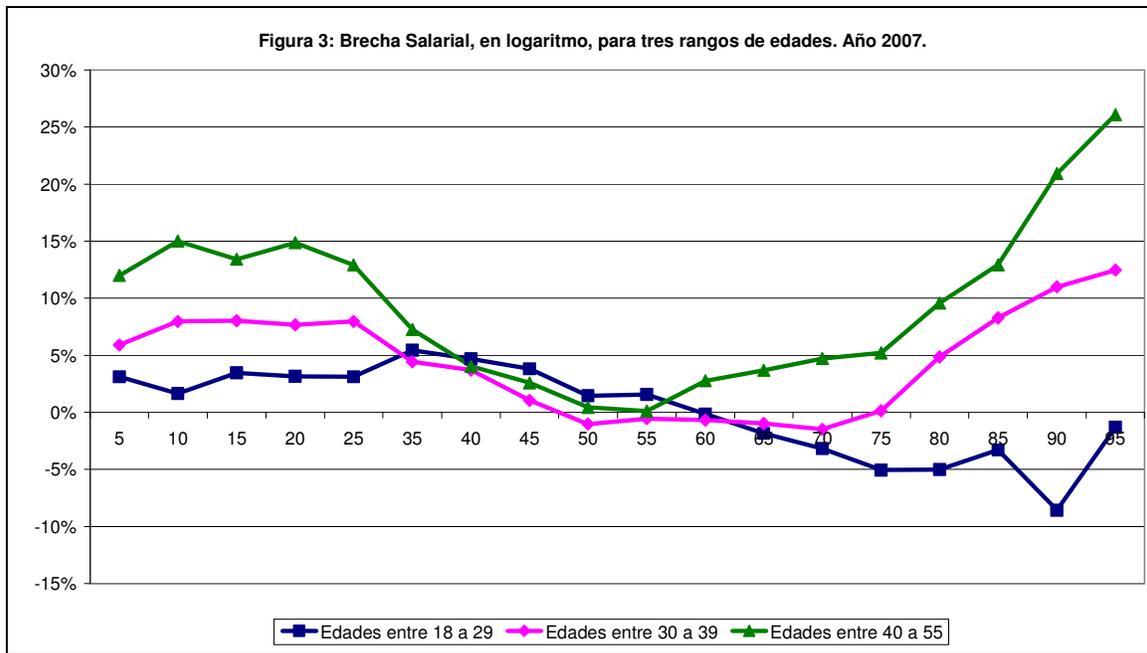


En términos generales, la figura 2 muestra que la brecha salarial para el año 1995 y la misma aumenta a medida que se avanza hacia los rangos de mayor edad. Para los trabajadores más jóvenes: 18 a 29 años, se aprecia una brecha negativa en el primer cuantil, luego de éste y hasta el cuantil 75 se observa una tendencia bastante creciente y luego del mismo crece abruptamente. Para el rango de edad: 30 a 39 años la brecha es decreciente hasta el tercer cuantil y es luego del mismo crece abruptamente también. Para los más adultos: 40 a 55 años la brecha es bastante constante en el primer 75% y luego del mismo crece abruptamente.

---

Como se aprecia, promedialmente los hombres que integran el rango de edad más avanzada obtienen ingresos mayores que sus contrapartes de igual edad. Este efecto, muy importante, no explica la aceleración que se observa en la parte final de la distribución.

Al analizar el año 2007 se distingue un comportamiento diferente, tanto si se examina la brecha salarial por cortes de edad como en su conjunto. Si se mira a los trabajadores de menor rango de edad se aprecia una pequeña brecha en la primer mitad de la distribución pero luego se torna levemente negativa, sería una señal de que las mujeres jóvenes no soportan menores salarios. Los trabajadores en el rango de 30 a 39 años muestran una brecha positiva y creciente en los dos últimos percentiles. Los de mayor edad son los que tienen diferencias salariales mayores y las mismas surgen desde la media de la distribución. Los trabajadores más jóvenes no presentarían brecha salarial, en cambio son los trabajadores medianos y adultos los que exhibirían la diferencia salarial en forma de “U”, siendo más pronunciada para los últimos. Esto daría para pensar que las diferentes retribuciones por género estén condicionadas a la edad.



A su vez, si se compara la diferencia salarial por género analizando el comportamiento separando si el empleado pertenece al sector público o privado, se evidencia una evolución muy diferente, la figura 4 se presenta en el ANEXO 2. Hasta el percentil 85 la brecha es negativa para los empleados públicos, eso es, que las mujeres, en promedio, ganan más que los hombres. Para los empleados privados la brecha es siempre positiva, en un entorno del 10%. Sin embargo, en ambos casos, a partir de este percentil, se observa una brecha positiva en ambos grupos y mayor diferencia en los empleos privados.

---

## ANTECEDENTES

Trabajos previos realizados para Uruguay señalan que el salario promedio de los hombres es superior al de las mujeres. Rivas y Rossi (2002) establecen que estas brechas suele vincularse a diferencias de productividad o a factores de discriminación. La descomposición utilizada es la del tipo de Oaxaca (1973). El procedimiento se inicia con la estimación de ecuaciones de salarios mincerianas para hombres y mujeres, estimando el diferencial de salarios. Corrigen por sesgo de selección según Heckman (1979). Para ello analizaron a los trabajadores dedicados a tiempo completo en la década del '90, y exponen que si bien la brecha salarial se redujo queda el componente de discriminación como factor principal que explica el remanente del diferencial salarial. A su vez, concluyen que la disminución en la brecha salarial por sexo en el país es explicado por los niveles de capital humano y las características de la inserción laboral. Amarante y Espino (2002) afirman que el salario promedio de hombres y mujeres en el mercado laboral uruguayo mantienen significativas diferencias. La interpretación de estas discrepancias lo vincularon a diferencias de productividad o a factores de discriminación. Por lo tanto, analizan la incidencia de la segregación ocupacional en las diferencias salariales por sexo en el sector privado durante el período 1990-2000. La metodología utilizada consistió en analizar las desigualdades salariales por medio de la descomposición de las brechas salariales propuesta por Oaxaca (1973); a su vez, para estimar ecuaciones salariales por género consideraron la existencia de sesgo de selección (Heckman, 1979). Dichas autoras concluyen que los salarios femeninos son afectados negativamente por la concentración de mujeres en determinados trabajos, aunque los salarios de los hombres no se ven afectados a la baja por la inserción laboral en trabajos

---

femeninos. La brecha permite confirmar que el fenómeno de la discriminación está en el origen de las diferencias salariales de género existentes en el mercado laboral uruguayo, tanto por las diferencias en los retornos a las características como al efecto de la segregación ocupacional.

Tal como establecen Bucheli y Sanromán (2005) dichos trabajos se basan en valores promedios y atribuyen al componente no explicado la discriminación contra las mujeres. En este trabajo se sigue a estos autores y se analiza la brecha entre los salarios de los hombres y mujeres a través de regresiones cuantílicas. Para realizar las estimaciones utilizan los micro datos de la Encuesta Continua de Hogares para el año 2002 del Instituto Nacional de Estadística. A efectos de evaluar correctamente el comportamiento de la brecha entre los salarios masculinos y femeninos a través de la distribución es necesario tener en cuenta que las características laborales de hombres y mujeres difieren. Para ello se estimaron regresiones cuantílicas de los salarios de hombres y mujeres. Con ellas se calculó la diferencia contrafactual entre el salario de los hombres y el que éstos obtendrían si sus características fueran remuneradas como las de las mujeres en distintos percentiles. Asimismo, se calculó la diferencia entre el salario que percibirían las mujeres si sus características fueran remuneradas como los hombres y su salario efectivo. En general, estas brechas fueron mayores para los percentiles superiores que para los tramos inferiores, sugiriendo la existencia de un “techo de cristal” para las mujeres en el Uruguay. Es de destacar que Bucheli y Sanromán (2005) analizan a personas que trabajan como mínimo 35 horas semanales y encuentran que la brecha entre el salario masculino y aquel que prevalecería si las características fueran retribuidas como lo son en el caso de

---

las mujeres, aumenta a medida que se avanza en la distribución de los salarios, y por lo tanto, los salarios femeninos están ante la presencia de un “techo de cristal”.

En cuanto a la literatura sobre el tema para otros países se destaca el trabajo de Albrecht, Björklund y Vroman (2001), donde analizan la existencia de un “techo de cristal” para Suecia, y muestran que la brecha en el logaritmo salarial por género se incrementa a través de la distribución de los salarios y se acelera en la parte final de la distribución, siendo esto interpretado como el efecto de un “techo de cristal”. Dichos autores analizan, por medio de regresiones cuantílicas, si la diferencia salarial entre género se debe a diferencias en las características del mercado laboral o a diferencias de género, demostrando que las mujeres encuentran dificultad en alcanzar los salarios más altos. Albrecht, Van Vuuren y Vroman (2009) también utilizan regresiones cuantílicas para el caso de Holanda y extienden la descomposición de Machado Mata e incorporan la técnica de Buchinsky (1998) para corregir el sesgo de selección. Dichos autores encuentran que la diferencia salarial se explica más por salarios obtenidos en el mercado laboral que por las diferentes características y esto es particularmente cierto en el extremo superior de la distribución de los salarios. Encuentran un efecto de selección positivo: si todas las mujeres en Holanda trabajaran a tiempo completo la brecha salarial podría aumentar enormemente. Descomponen el efecto selección en una parte observable y otra no observable. Por último, construyen una distribución contrafactual corregida por selección del logaritmo salarial femenino trabajando a tiempo completo y, usando técnicas de Machado y Mata simulan la distribución del logaritmo salarial que las mujeres podrían ganar si todas las mujeres que trabajan a tiempo completo y tienen igual distribución de características que los hombres. Concluyen que, luego de ajustar por selección y por

---

diferencias de género, aún hay una significativa brecha por género en el logaritmo salarial. Esta brecha es mayor en los cuantiles superiores, sugiriendo la presencia del efecto “techo de cristal”.

---

## REGRESIONES CUANTÍLICAS

La brecha salarial bruta es calculada como la diferencia entre el salario promedio de hombres y mujeres, siendo el primer indicador para entender la desigualdad salarial entre género. Sin embargo, la diferencia salarial observada entre los trabajadores hombres y mujeres puede ser explicada por diferencias en el stock de capital humano o por otros factores. Se han utilizado diferentes enfoques metodológicos para evaluar las brechas salariales por género. Un enfoque habitual utilizado en la literatura sobre brechas salariales por género consiste en estimar un modelo lineal que tiene como variable dependiente alguna medida de ingreso laboral (logaritmo del salario constante por hora), como variables independientes (educación, educación al cuadrado, edad, etc.) y una variable dummy que captura el género del individuo. El coeficiente de esta variable dummy se interpreta como la brecha de salarios entre hombres y mujeres. La variable dummy “Género” asume el valor 1 si el individuo es hombre y cero en caso contrario. Si el coeficiente de la variable “Género” es positivo y estadísticamente distinto de cero, se interpreta que los hombres reciben mayores salarios, en promedio, con respecto a las mujeres. Se realiza este análisis tanto en una regresión lineal simple como en regresiones cuantílicas.

A continuación se presenta una serie de regresiones cuantílicas para investigar el hecho de que la brecha por género a varios percentiles puede ser explicada por diferencias individuales en el mercado laboral. La regresión cuantílica es una regresión condicional de la distribución de los salarios en ciertas características, basados en minimizar la

---

sumatoria de los valores absolutos de las desviaciones entre el valor del salario y su valor predicho.

Suponemos que los hombres y mujeres son remunerados de la misma forma por sus características laborales. Se estima por separado regresiones cuantílicas para hombres y para mujeres para examinar si los ingresos en el mercado laboral difieren por género. Por lo tanto, se analiza si se debe a las diferencias entre género o que el mercado laboral retribuye de manera distinta a iguales características.

Regresiones cuantílicas es una técnica para estimar el  $\theta$ -ésimo cuantil de una variable aleatoria y, condicional en la covarianza. El modelo de regresiones cuantílicas asume que el cuantil condicional de  $y$  es lineal en  $x$ . El vector de coeficientes  $\beta(\theta)$  es estimado como la solución de:

$$\min_{\beta(\theta)} \left\{ \sum_{i: y_i \geq x_i \beta(\theta)} \theta |y_i - x_i \beta(\theta)| + \sum_{i: y_i < x_i \beta(\theta)} (1 - \theta) |y_i - x_i \beta(\theta)| \right\}$$

La ventaja de las regresiones cuantílicas sobre mínimos cuadrados ordinarios es que permite estimar el efecto marginal de la covarianza en  $y$  a varios niveles de la distribución, esto es, no solo en la media. Por ejemplo, en la regresión cuantílica del logaritmo de salarios, los coeficientes estimados son interpretados como el retorno estimado de las características individuales al  $\theta$ -ésimo cuantil de la función de distribución. En cambio, mínimos cuadrados ordinarios solo permite estimar el efecto en el valor medio.

---

## Regresiones cuantílicas con dummy por “Género”

Para examinar los efectos de las diferencias en la brecha entre género a diferentes puntos de la distribución del logaritmo del salario por hora, se efectúan regresiones cuantílicas para la base de 2007, esto es, se combina los datos de hombres y mujeres. Estas regresiones imponen la restricción de que los retornos en el mercado laboral de las características observables son los mismos para ambos géneros. Los coeficientes estimados para las dummies por “Género” indican lo que quedan sin explicar, cuando se controla por diferencias individuales en las distintas combinaciones de características<sup>4</sup>.

En la tabla A.1 se presentan los coeficientes de las variables dummies por género para los percentiles 5, 10, 25, 50, 75, 90 y 95. También se muestra el correspondiente coeficiente de la variable dummy por género de una regresión lineal simple, para comparar. En primer lugar, se presentan los coeficientes de la dummy por “Género” sin ninguna variable de control. Los coeficientes estimados en esta primera instancia se corresponden con la figura 1. La ventaja de las regresiones cuantílicas es que se puede controlar los desvíos estándares en la estimación para los diferentes percentiles. Como se observa en la figura 1, los coeficientes estimados reflejan dicha evolución. Primero, para la estimación por MCO, el coeficiente estimado no es significativo y su valor es de 2,3%, significa que

---

<sup>4</sup> Cabe aclarar que generalmente se utiliza como variable explicativa a la educación y la misma no está claro que sea exógena. Varios trabajos explican que la diferencia salarial entre géneros se explica por la mayor acumulación de capital humano que adquieren los hombres en comparación a las mujeres. Hay que resaltar el trabajo realizado por Andrés Erosa, Luisa Fuster y Diego Restuccia (2010) donde explican que hay sustancial diferencia en el empleo y cantidad de horas trabajadas entre género a lo largo del ciclo de vida, una parte sustancial de la diferencia salarial es explicada por el impacto de los niños en la oferta laboral femenina, que se traduce en menores incentivos para acumular educación y con ello menor crecimiento de los salarios en relación a los salarios masculinos.

los hombres, en promedio, obtienen ingresos superiores en un 2,3%. Los coeficientes estimados de la variable dummy para los percentiles 50 y 75 no son significativos, éstos resultados eran de esperar dado que no hay evidencia de brecha salarial en esos niveles de la distribución. El resto de los coeficientes estimados son significativos y son mayores para los cuantiles más altos.

Tabla A.1								
Regresiones cuantílicas del logaritmo del salario por hora, 2007.								
	MCO	5%	10%	25%	50%	75%	90%	95%
Dummy de género	0.023	0.028	0.048	0.068	-0.027	-0.032	0.084	0.127
	(1.74)	(1.24)	(3.08)**	(5.16)**	(1.48)	(1.59)	(3.18)**	(4.07)**
Constante	3.91	2.779	2.981	3.335	3.88	4.439	4.911	5.192
	(409.75)**	(173.53)**	(265.60)**	(354.00)**	(297.05)**	(305.69)**	(260.16)**	(231.22)**
Observaciones	13473	13473	13473	13473	13473	13473	13473	13473
R-cuadrado	0.00							
Valor absoluto del estadístico t entre paréntesis								
* significativo al 5%; ** significativo al 1%								

En el ANEXO 2 se presenta la tabla A.2 y muestra las estimaciones para los coeficientes de las dummies por “Género” cuando se controla por las variables: edad, edad al cuadrado, educación y educación al cuadrado. Se comienza con éstos regresores porque la variable “Edad” (como medida de la experiencia) y la “Educación” son dos variables utilizadas en regresiones del logaritmo salarial. Las variables dummies de género en estas regresiones son interpretadas como el efecto del género en el logaritmo del salario por hora en los distintos percentiles, una vez que se controla por las diferencias en las características individuales. Es de destacar que, cuando controlamos por edad y educación, las dummies de género crecen en valor absoluto en comparación con la

---

regresión anterior; también se incrementa abruptamente el coeficiente de la dummy de género para la regresión por MCO (pasa de 2,3% a 17,4%). Todos los coeficientes de las dummies de género son significativos. Y lo sustancial es que la brecha crece cuando nos movemos hacia arriba en la distribución y crecen en valor absoluto. Los coeficientes asociados a las variables de control presentan los signos esperados y son significativos. El efecto de la edad y edad al cuadrado tienen los signos esperados y son significativos en el logaritmo del salario por hora, crece a tasas decrecientes, a medida que nos movemos a lo largo de la distribución. Las variables educación y educación al cuadrado tienen signo positivo y es significativo, crece a tasas crecientes al movernos a lo largo de la distribución.

A continuación se agrega al análisis otras variables de control que podrían ser endógenas. Sin embargo, es útil tenerlas en cuenta por el hecho de que estas variables podrían explicar la brecha entre género para los distintos percentiles. En el ANEXO 2 se presenta la tabla A.3 que muestra además de las variables anteriores, si es “Empleado público” o “Empleado privado”. Se realizan las regresiones incluyendo la variable “Empleado público”, por lo tanto, la misma se analiza en referencia a ser “Empleado privado”. En este caso, los coeficientes estimados asociados a cada dummy de género son todos positivos y significativos al 5%. A su vez, decrecen en valor absoluto cuando nos movemos hacia arriba en la distribución. Si se mira el coeficiente estimado de la variable “Empleado público” en la regresión cuantílica al 5%, se ve que si trabajan en un empleo público obtienen remuneraciones. A medida que nos movemos a percentiles mayores, los coeficientes asociados disminuyen fuertemente, apenas alcanzando a un 5% en el percentil 90.

---

En el ANEXO 2 se muestra la tabla A.4 en donde se agrega la variable explicativa: “Pareja” (que corresponde a personas casadas o concubinas), los coeficientes de las dummy de género vuelven a crecer. Los coeficientes estimados a esta variable explicativa son significativos y se ubican en el entorno del 10%, reflejando que los hombres en pareja ganan, en promedio, un 10% más. En tanto que en los extremos de la distribución este porcentaje desciende levemente.

Por último, controlando también por el tamaño del establecimiento en tabla A.5 se observa que, la variable dummy de género continua reflejando que la brecha se amplía a medida que pasamos de un percentil a otro superior. Las variables edad y edad al cuadrado tienen signo positivo y negativo respectivamente, mostrando que tener más edad afecta positivamente a los hombres y este efecto es mayor para los percentiles mayores. La variable educación presenta signo positivo y es significativa, indicando que la menor educación adquirida por los hombres provoca a que se les retribuya en menor medida que las mujeres y es más fuerte en los trabajos más altos. Pertenecer al sector privado afecta negativamente a los hombres en los puestos más bajos, pero afecta positivamente en los puestos con más jerarquía. Finalmente, desarrollar su actividad laboral en establecimientos pequeños o medianos provoca menores retribuciones. En esta sección se asumió que los coeficientes de las variables explicativas son los mismos para hombres y mujeres. En la siguiente sección, examinamos si es en realidad así.

Tabla A.5								
Regresiones cuantílicas del logaritmo del salario por hora, 2007.								
	MCO	5%	10%	25%	50%	75%	90%	95%
Dummy de género	0.131	0.043	0.075	0.107	0.134	0.153	0.187	0.179
	(12.40)**	( 1.82)	(4.41)**	(9.30)**	(10.84)**	(10.24)**	(9.91)**	(6.84)**
Edad	0.056	0.047	0.046	0.048	0.057	0.062	0.065	0.075
	(13.53)**	(5.05)**	(6.88)**	(10.69)**	(11.86)**	(10.66)**	(9.13)**	(7.51)**
Edad al cuadrado	-0.001	0	0	0	-0.001	-0.001	-0.001	-0.001
	(9.23)**	(3.80)**	(5.05)**	(7.46)**	(8.20)**	(7.01)**	(5.93)**	(5.10)**
Educación	0.088	0.096	0.083	0.06	0.036	0.04	0.047	0.058
	(21.28)**	(15.61)**	(5.94)**	(9.75)**	(7.35)**	(7.94)**	(7.41)**	(6.47)**
Educación al cuadrado	0	-0.001	-0.001	0.001	0.002	0.002	0.002	0.002
	( 1.16)	(5.39)**	( 0.84)	(3.51)**	(11.19)**	(11.76)**	(8.64)**	(4.93)**
Empleado público	0.076	0.328	0.272	0.149	0.058	-0.031	-0.053	-0.068
	(5.26)**	(10.09)**	(11.62)**	(9.58)**	(3.41)**	( 1.49)	(2.00)*	( 1.83)
Pareja	0.091	0.054	0.087	0.069	0.083	0.082	0.07	0.091
	(8.22)**	(2.18)*	(4.94)**	(5.75)**	(6.44)**	(5.22)**	(3.56)**	(3.32)**
Establecimiento con menos 5 empleados	-0.336	-0.337	-0.307	-0.333	-0.337	-0.303	-0.271	-0.252
	(21.50)**	(9.38)**	(11.91)**	(19.20)**	(18.41)**	(14.04)**	(10.12)**	(6.88)**
Establecimiento entre 5 y 49 empleados	-0.229	-0.115	-0.144	-0.206	-0.244	-0.233	-0.226	-0.195
	(17.43)**	(3.91)**	(6.81)**	(14.37)**	(15.85)**	(12.47)**	(9.54)**	(5.90)**
Constante	1.667	1.044	1.283	1.651	1.888	2.07	2.272	2.218
	(21.74)**	(6.10)**	(9.11)**	(19.16)**	(21.04)**	(19.52)**	(17.08)**	(11.85)**
Observaciones	13473	13473	13473	13473	13473	13473	13473	13473
R-cuadrado	0.42							
Valor absoluto del estadístico t entre paréntesis								
* significativo al 5%; ** significativo al 1%								

## Regresiones cuantílicas por género

En esta sección se estiman regresiones por separado y si son sustancialmente diferentes, indicaría desigual retribución en el mercado laboral. Esta situación permite avanzar representando la brecha salarial por género separando la parte que se explica por diferencias en las características observables de las diferencias en los retornos de esas característica. Primero se presenta la descomposición de la brecha por género sin corregir por selección. Luego, se usa el método de Buchinsky (1998) para corregir por selección

---

en las regresiones cuantílicas de las mujeres, pues el nivel de participación de las mujeres en el mercado laboral es muy inferior en relación a los hombres y las mujeres que participan en el mercado laboral no son una muestra aleatoria de la población de mujeres. En las tablas 4 se muestra las regresiones cuantílicas para hombres, mientras que en la tabla 5 se presentan los resultados de las regresiones cuantílicas de las mujeres corregidos por medio del método de Buchinsky.

Los retornos de edad y edad al cuadrado son significativos en las distribuciones, siendo el coeficiente asociado de los hombres bastante constante a lo largo de la distribución (alrededor de 6%), mientras que para las mujeres es creciente en un rango de 4% a 8% desde el cuantil 5 al 95, respectivamente. La variable educación es positiva y significativa para ambas muestras y el coeficiente asociado a dicha variable por MCO es el doble para las mujeres que para los hombres. Por otra parte, es de destacar que, los coeficientes asociados al estado civil de las personas refleja que estar casado o en unión libre provocan retornos positivos para hombres y mujeres, y son mayores para los hombres. Los coeficientes asociados al tamaño del establecimiento (tomando como grupo de comparación los establecimientos con más de 50 trabajadores) resultan ser negativos y significativos. Esto indicaría que los trabajadores que se desarrollan en establecimientos de menor tamaño obtienen ingresos inferiores en comparación con los que trabajan en establecimientos de mayor tamaño.

En la tabla 5 se observan las estimaciones para las mujeres luego de corregir por selección y se aprecian varios efectos. Primero, el coeficiente estimado de la constante decrece cuando se ajusta por selección, especialmente en los últimos cuantiles. Segundo,

---

después de corregir por selección, los efectos de las variables se acentúan, es decir la recompensa por mayor edad y educación aumenta y los efectos negativos de pertenecer al sector público y el tamaño del establecimiento también aumentan.

El análisis precedente indica que los retornos en el mercado laboral son diferentes según se trate de hombres o mujeres. Para discutir la brecha entre género se asume que los retornos a las diferentes características es el mismo para hombres y mujeres. En la sección siguiente, se analiza si la brecha entre género en varios puntos de la distribución de salarios se debe a diferencias en las características laborales por género o si se debe a diferencias en los retornos de estas características por género.

---

Tabla 4								
Hombres								
Regresiones cuantílicas del logaritmo del salario por hora, 2007.								
	MCO	5%	10%	25%	50%	75%	90%	95%
Edad	0.053	0.059	0.047	0.049	0.058	0.06	0.057	0.058
	(9.26)**	(4.73)**	(5.44)**	(5.88)**	(9.12)**	(8.34)**	(5.56)**	(3.75)**
Edad al cuadrado	0	-0.001	0	0	-0.001	0	0	0
	(6.17)**	(3.91)**	(4.01)**	(4.06)**	(6.16)**	(5.19)**	(3.20)**	(2.12)*
Educación	0.043	0.044	0.042	0.034	0.025	0.03	0.054	0.079
	(5.30)**	(2.61)**	(3.42)**	(2.96)**	(2.82)**	(2.90)**	(3.20)**	(2.94)**
Educación al cuadrado	0.002	0.001	0.001	0.002	0.003	0.003	0.002	0.001
	(5.04)**	(1.24)	(2.16)*	(3.67)**	(6.67)**	(5.76)**	(2.51)*	(0.66)
Empleado público	0.006	0.213	0.175	0.06	-0.023	-0.092	-0.103	-0.116
	(0.28)	(4.80)**	(5.59)**	(2.03)*	(1.03)	(3.54)**	(2.72)**	(2.02)*
Pareja	0.099	0.089	0.083	0.063	0.09	0.069	0.068	0.104
	(5.86)**	(2.36)*	(3.25)**	(2.57)*	(4.86)**	(3.20)**	(2.19)*	(2.16)*
Establecimiento con menos 5 empleados	-0.423	-0.421	-0.357	-0.42	-0.42	-0.437	-0.388	-0.394
	(17.65)**	(8.17)**	(9.87)**	(12.13)**	(15.95)**	(14.59)**	(8.91)**	(6.04)**
Establecimiento entre 5 y 49 empleados	-0.244	-0.105	-0.171	-0.215	-0.247	-0.265	-0.273	-0.27
	(13.79)**	(2.74)**	(6.37)**	(8.39)**	(12.70)**	(11.89)**	(8.36)**	(5.46)**
Constante	2.079	1.179	1.606	1.909	2.077	2.338	2.577	2.627
	(19.34)**	(5.02)**	(9.89)**	(12.30)**	(17.59)**	(17.57)**	(13.07)**	(8.74)**
Observaciones	6957	6957	6957	6957	6957	6957	6957	6957
R-cuadrado	0.4							
Valor absoluto del estadístico t entre paréntesis								
* significativo al 5%; ** significativo al 1%								

Tabla 5								
Mujeres								
Regresiones cuantílicas del logaritmo del salario por hora para mujeres corrigiendo por selección, 2007.								
	MCO	5%	10%	25%	50%	75%	90%	95%
Edad	0.057	0.038	0.046	0.048	0.055	0.068	0.072	0.076
	(9.54)**	(3.78)**	(5.27)**	(7.13)**	(8.60)**	(10.36)**	(8.12)**	(4.38)**
Edad al cuadrado	-0.001	0	0	0	0	-0.001	-0.001	-0.001
	(6.75)**	(2.73)**	(3.85)**	(4.75)**	(5.81)**	(7.41)**	(6.02)**	(3.02)**
Educación	0.106	0.101	0.108	0.096	0.06	0.051	0.032	0.047
	(20.80)**	(4.98)**	(5.34)**	(3.29)**	(2.20)*	(3.30)**	(1.68)	(1.95)
Educación al cuadrado	-0.001	-0.001	-0.001	-0.001	0.001	0.002	0.003	0.002
	(4.73)**	(1.34)	(1.58)	(0.46)	(1.07)	(2.70)**	(3.28)**	(1.93)
Empleado público	0.154	0.404	0.39	0.246	0.121	0.026	-0.004	0
	(7.47)**	(10.32)**	(11.78)**	(8.45)**	(5.51)**	(0.87)	(0.12)	0.00
Pareja	0.075	0.039	0.08	0.086	0.08	0.078	0.057	0.078
	(5.14)**	(1.39)	(4.09)**	(4.47)**	(5.03)**	(3.79)**	(2.22)*	(2.17)*
Establecimiento con menos 5 empleados	-0.253	-0.316	-0.254	-0.265	-0.265	-0.206	-0.192	-0.174
	(12.20)**	(7.15)**	(7.07)**	(10.68)**	(10.54)**	(7.13)**	(4.89)**	(3.00)**
Establecimiento entre 5 y 49 empleados	-0.212	-0.149	-0.133	-0.209	-0.259	-0.213	-0.175	-0.089
	(10.75)**	(4.23)**	(5.45)**	(8.51)**	(9.06)**	(7.34)**	(4.19)**	(1.71)
Constante	1.533	1.189	1.125	1.423	1.775	1.892	2.236	2.236
	(13.86)**	(5.75)**	(5.30)**	(6.49)**	(8.97)**	(11.46)**	(11.40)**	(6.88)**
Observaciones	6577	6516	6516	6516	6516	6516	6516	6516
R-cuadrado	0.43							
Valor absoluto del estadístico t entre paréntesis								
* significativo al 5%; ** significativo al 1%								

---

## **Descomposición de la brecha salarial entre género sin corregir por selección**

En regresiones salariales que incluyen variables dummy de género se asume que las mismas características para hombres y mujeres, son remuneradas de manera igual, pero esto no tiene porque cumplirse. Por lo tanto, se estiman regresiones para hombres y mujeres por separado, en donde los coeficientes diferentes marcan un retorno desigual en el mercado laboral por iguales características.

En esta sección, se descompone la diferencia entre hombres y mujeres en la distribución del logaritmo salarial sin corregir por selección, en un componente que es dado por diferencias en las características del mercado laboral entre género y un componente que es dado por diferencias en el retorno que los géneros reciben por sus características. Como se mostró anteriormente, sin corregir por selección, los datos presentan un efecto techo de cristal, la brecha por género es significativamente alta en los cuantiles más altos de la distribución. Para realizar este tipo de análisis se recurrió a las técnicas utilizadas por Machado y Mata (2005), que es una extensión de la metodología utilizada por Oaxaca-Blinder (1973) excepto en que: en vez de identificar las diferencias en medias de las dos distribuciones, explicamos las diferencias, cuantil por cuantil, entre la distribución del logaritmo salarial entre hombres y mujeres.

En la literatura existen varias técnicas de descomposición de las diferencias en las distribuciones como por ejemplo DiNardo, Fortín y Lemieux (1996); Machado y Mata,

---

(2005); Melly (2006). En este trabajo se sigue la sigue la aproximación desarrollada por Machado y Mata (2005).

La idea es generar dos densidades contrafactuales, una densidad del logaritmo salarial femenino que surge si las mujeres con las mismas características que los hombres son remuneradas como las mujeres; y una densidad que surge si las mujeres con sus mismas características son remuneradas como los hombres. La brecha puede atribuirse a una desigualdad entre género, cuando surge entre hombres y mujeres con iguales características.

A continuación se presenta la descomposición de Machado y Mata en base a regresiones cuantílicas. Para obtener los errores estándares se aplica bootstrap.

Para estimar la primera densidad contrafactual se procede de la siguiente manera:

1. extraer  $n$  números aleatorios de una uniforme (0,1), es decir  $\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_n$ .
2. usando la base de datos de las mujeres, estimar el vector de coeficientes de las regresiones cuantílicas  $b^f(\theta_i)$ , para  $i = 1, \dots, n$ .
3. realizar  $n$  extracciones aleatorias con reemplazo de la base de datos de los hombres, denominadas  $x_i^m$ , para  $i = 1, \dots, n$ .
4. entonces la densidad contrafactual es generada como  $y_i = x_i^m b^f(\theta_i)$ , para  $i = 1, \dots, n$ .

---

Para estimar la segunda densidad contrafactual se precede de igual manera, pero cambiando las bases para estimar el vector de coeficientes y extraer las características, es decir:

1. extraer  $n$  números aleatorios de una uniforme  $(0,1)$ , es decir  $\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_n$ .
2. usando la base de datos de las hombres, estimar el vector de coeficientes de las regresiones cuantilicas  $b^m(\theta_i)$ , para  $i = 1, \dots, n$ .
5. realizar  $n$  extracciones aleatorias con reemplazo de la base de datos de las mujeres, denominadas  $x_i^f$ , para  $i = 1, \dots, n$ .
6. entonces la segunda densidad contrafactual es generada como  $y_i = x_i^f b^m(\theta_i)$ , para  $i = 1, \dots, n$ .

El procedimiento ha sido repetido 1000 veces para estimar errores estándares para las distribuciones calculadas.

La descomposición de la diferencia del logaritmo salarial entre hombres y mujeres es dado por:

$$x^m b^m(\theta) - x^f b^f(\theta) = (x^m - x^f) b^f(\theta) + x^m (b^m(\theta) - b^f(\theta))$$

En analogía con la descomposición realizada por Oaxaca, se descompone la diferencia del logaritmo salarial entre género a diferentes cuantiles en un componente explicado por el: “efecto dotación de factores” que son las diferentes características laborales entre género; y un componente no explicado: “residuo” que son los distintos retornos de éstas

características. Oaxaca aplica técnicas de descomposición en la media de la diferencia salarial entre hombres y mujeres, pero no en los cuantiles.

Tabla 6									
Descomposición del logaritmo del salario por hora, 2007.									
	Diferencia	SD		Efecto dotación de factores	SD		Efecto discriminación	SD	
5%	0,063	0,0334		-0,105	0,0130	*	0,168	0,0205	*
10%	0,060	0,0280	**	-0,117	0,0128	*	0,178	0,0170	*
25%	0,025	0,0140		-0,152	0,0124	*	0,176	0,0017	*
30%	0,012	0,0089		-0,158	0,0011	*	0,170	0,0018	*
40%	-0,004	0,0006	*	-0,164	0,0090	*	0,160	0,0084	*
50%	-0,014	0,0076		-0,171	0,0053	*	0,157	0,0130	*
60%	-0,017	0,0163		-0,175	0,0056	*	0,158	0,0219	*
70%	-0,011	0,0023	*	-0,173	0,0059	*	0,162	0,0291	*
75%	-0,005	0,0264		-0,170	0,0061	*	0,165	0,0325	*
90%	0,055	0,0261	**	-0,135	0,0022	*	0,190	0,0283	*
95%	0,104	0,0244	*	-0,117	0,0057	*	0,220	0,0187	*
SD desvío estandar									
* significativo al 1%; ** significativo al 5%									

En la tabla 6 se presenta la diferencia del logaritmo salarial separando por un lado el efecto dotación de factores y por otro, el efecto discriminación. Como variables independientes se incluyeron: edad y edad al cuadrado, educación y educación al cuadrado, pareja definido como casado o unión libre, dummy si es empleado público, dummy si trabaja en un establecimientos con hasta 5 empleados, entre 6 y 49 y más de 50 empleados. Se observa la presencia de brechas salariales al comienzo y al final de la distribución como se aprecia en la figura 1. Es decir, en los trabajos con menores (mayores) remuneraciones, los hombres son mejores pagos. Si se mira al interior, se aprecia que el efecto dotación juega a “favor” de las mujeres, mientras que el efecto discriminación juega en “contra”. Es por ello que, el efecto dotación de factores no parece ser el responsable, cuantitativamente es el efecto discriminación el más

---

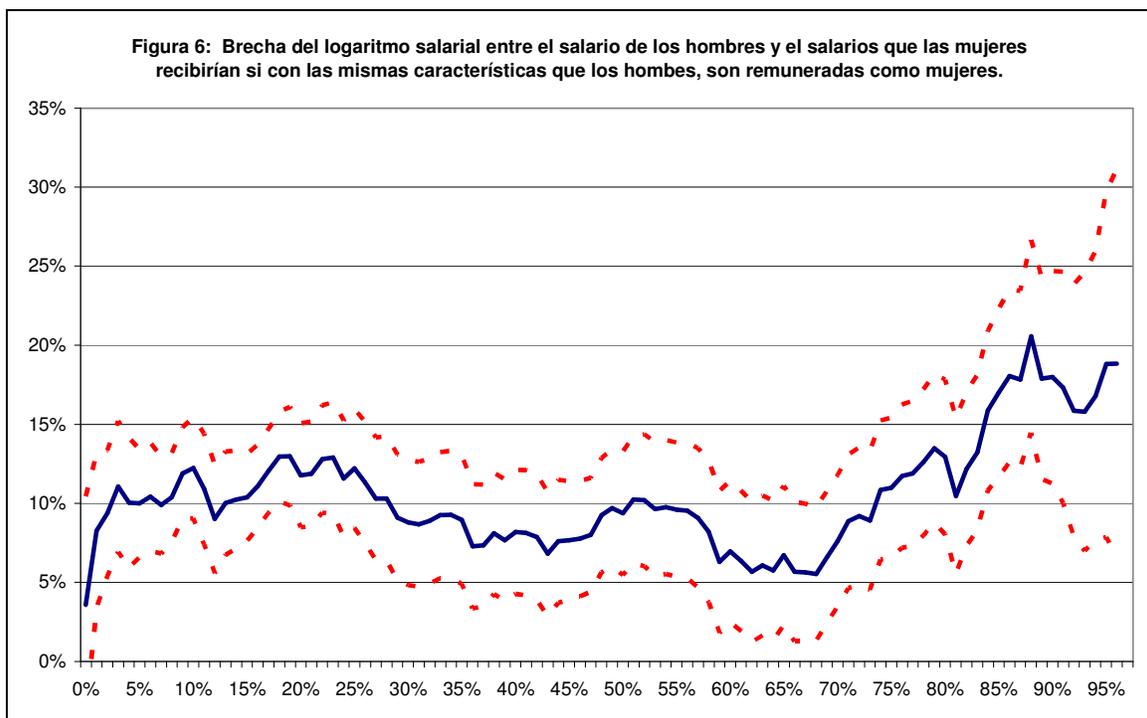
importante. Y hay que destacar que estas diferencias se deben a distintas remuneraciones con iguales características laborales, mostrando que es el efecto discriminación el que explica las brechas. Las mujeres sufren un efecto discriminación que fluctúa de un 15% a un 22% en la distribución y el mismo es compensado por una mayor dotación que oscila entre 10% a 17%, es por ello que la diferencia parece estar presente solamente en los extremos.

Por ejemplo, en el percentil 90 la brecha por género en promedio es de 5,5%. El 19% es dado a diferencias en los coeficientes entre hombres y mujeres y puede ser interpretado como discriminación. Es decir, a este nivel las mujeres son retribuidas casi un 20% menos que los hombres y dicha diferencia es compensada por el efecto de estar mejor dotadas, en un 13,5%.

Mirando estos resultados se observa que hay un efecto techo de cristal para las mujeres: la discriminación aumenta cuando nos movemos hacia arriba en la distribución de los salarios. Se concluye que la mayor parte de la brecha salarial entre género es originada por diferencias en los retornos de las características observadas entre hombres y mujeres, y es compensada por diferencias en estas características.

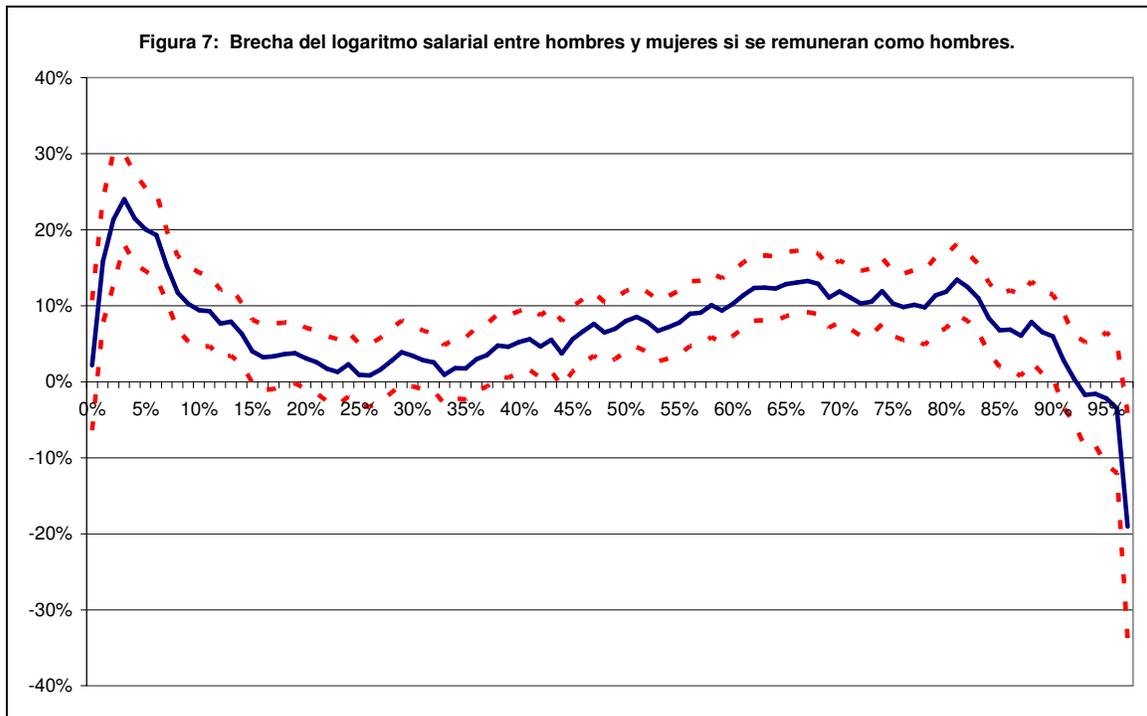
Volviendo al procedimiento de descomposición de Machado Mata, se analiza que parte de la brecha es dado por diferencias en las características entre género, y que parte es debido a diferencias en los retornos de estas características. La figura 6 es la brecha del logaritmo salarial entre el salario de los hombres y el salario que las mujeres recibirían si

ellas con las mismas características que los hombres, son retribuidas por esas características como mujeres. Estas características son las incluidas en las regresiones cuantílicas: edad, educación, pareja, empleado público, tamaño del establecimiento. Como se muestra en la figura 6, se presenta el intervalo de confianza al 95% junto con una significativa brecha a lo largo de la distribución de salarios. Comparada con la figura 1, se observa que una pequeña parte de la brecha entre género es dado por diferencias en las características entre hombres y mujeres. Esta brecha se corresponde al efecto discriminación presentado anteriormente en la tabla 6.



Para confirmar que la mayor parte de la brecha es explicada por las diferencias en los retornos de las características, se construye la brecha del logaritmo salarial entre el salario de los hombres y el salario que las mujeres recibirían si ellas con las mismas

características que los hombres, son retribuidas por esas características como hombres. La brecha salarial entre género junto con el intervalo de confianza al 95% se representan en la figura 7 y dicha brecha es menor en toda la distribución. Por lo tanto, se concluye que la brecha del logaritmo salarial entre género es explicado por diferencias en los retornos de las características observables de hombres y mujeres que a diferencias de estas características.



### **Descomposición de la brecha salarial entre género corrigiendo por selección**

---

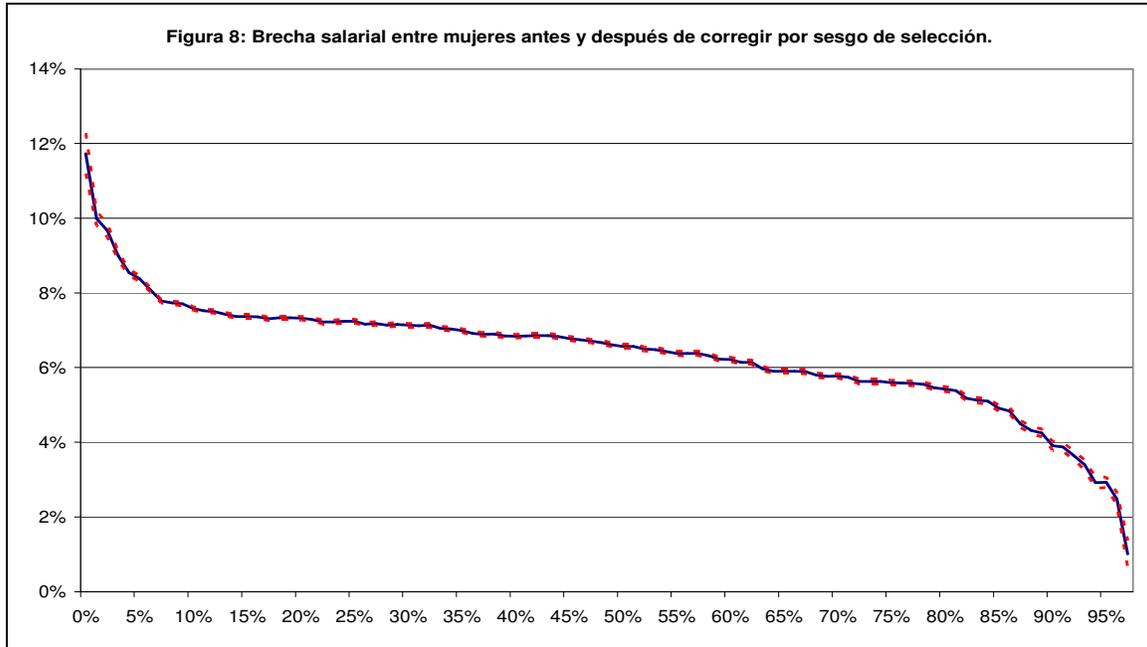
A efectos de realizar la descomposición de la brecha salarial se debe modificar el procedimiento de Machado Mata incorporando en una etapa previa la estimación semiparamétrica mediante el método desarrollado Buchinsky (1998) basado en Ichimura (1993) de una ecuación de participación. Dicha estimación permite obtener el factor de sesgo de selección sin necesidad de asumir normalidad y homoscedasticidad en la distribución de errores.<sup>5</sup> Es decir, Buchinsky (1998) toma en cuenta el sesgo de selección de la misma forma que Heckman (1978) pero con dos salvedades: primero, considera regresiones en los cuantiles y no en la media; segundo, no asume normalidad y homoscedasticidad. Mientras que el término de sesgo de selección de Heckman toma la inversa del ratio de Mills, Buchinsky no le asigna una forma conocida. Por otra parte, Buchinsky utiliza la especificación de Hausman para testear la hipótesis nula de normalidad en los errores, dada la existencia de un estimador índice-individual desarrollado por Ichimura (1993), que es consistente bajo la hipótesis nula y la alternativa. En la primera etapa se podría utilizar Probit para la corrección por sesgo de selección si los errores están distribuidos normales; en caso contrario debería usarse el estimador índice-individual.

La figura 8 muestra la diferencia entre la distribución del logaritmo salarial de las mujeres que trabajan y la distribución del logaritmo salarial de las mujeres que se observaría si todas las mujeres trabajaran. Dicha brecha es positiva y significa que las mujeres que actualmente trabajan tienen mayores ingresos potenciales que las mujeres en general, esta diferencia es positiva y decreciente a lo largo de la distribución. En otras

---

<sup>5</sup> Ver Albrecht, Vuuren y Vroman (2007) por detalles de la descomposición de Machado Mata incorporando ajuste por selección muestral.

palabras, las mujeres ingresan al mercado laboral por los altos retornos y se aprecia en que el efecto selección es positivo.



Si se tuviese una muestra sólo de las mujeres que trabajan, se podría ignorar el impacto de la diferencia entre las características observables de las mujeres que trabajan de las que no participan en el mercado laboral. Aunque esto resultaría en una distribución incorrecta y por lo tanto en una brecha salarial también incorrecta, es útil para explicar el efecto de selección muestral. Esta distribución puede ser interpretada como la distribución de salarios que podría resultar si las mujeres que no trabajan tienen las mismas características que las mujeres que sí trabajan. Por lo tanto, comparando la distribución con una adecuada corrección por selección muestral con esta distribución nos permitiría ver que parte del efecto de selección se debe a las características observables y que parte a las características inobservables. La porción dada por las

---

características inobservables se obtiene comparando la distribución de la muestra de mujeres trabajando con la distribución original de salarios femeninos observados y se presenta en la figura 10 y representa en el entorno de dos tercios, mientras que la figura 9 presenta la porción dada por las características observables y representa un tercio. La parte observada es positiva a lo largo de la distribución, reflejando el hecho de que las mujeres que trabajan, en general están mejor educadas y tienen más experiencia que las mujeres que no trabajan. La parte no observada también es positiva y creciente en toda la distribución.

Por último, si se analiza que proporción de la brecha salarial entre género si todas las mujeres trabajaran, se debe a diferentes características y que proporción a diferentes retribuciones de estas características. La figura 11 muestra la diferencia entre el logaritmo salarial de los hombres y el logaritmo salarial de las mujeres, si todas las mujeres trabajaran y teniendo las mismas características de los hombres, son remuneradas como mujeres (luego de ajustar por selección muestral). Se puede resaltar que las diferencias en las características reducen la brecha salarial en muy poco y tiene su mayor efecto en la media de la distribución.

En síntesis, se encuentra un efecto selección positivo y significativo y un tercio es explicado por las características observables. Si se compara la descomposición realizada entre las características de los hombres y las mujeres que trabajan sin corregir por selección, se observa un pequeño efecto en la brecha salarial (figura 6); en cambio si se realiza la descomposición entre las diferencias observables de los hombres y todas las

mujeres, incluidas las que no trabajan, el impacto sobre la brecha salarial es mayor (figura 11). Este resultado refleja que si se observa a todas las mujeres, presentan menores niveles educativos y años de experiencia que los hombres.

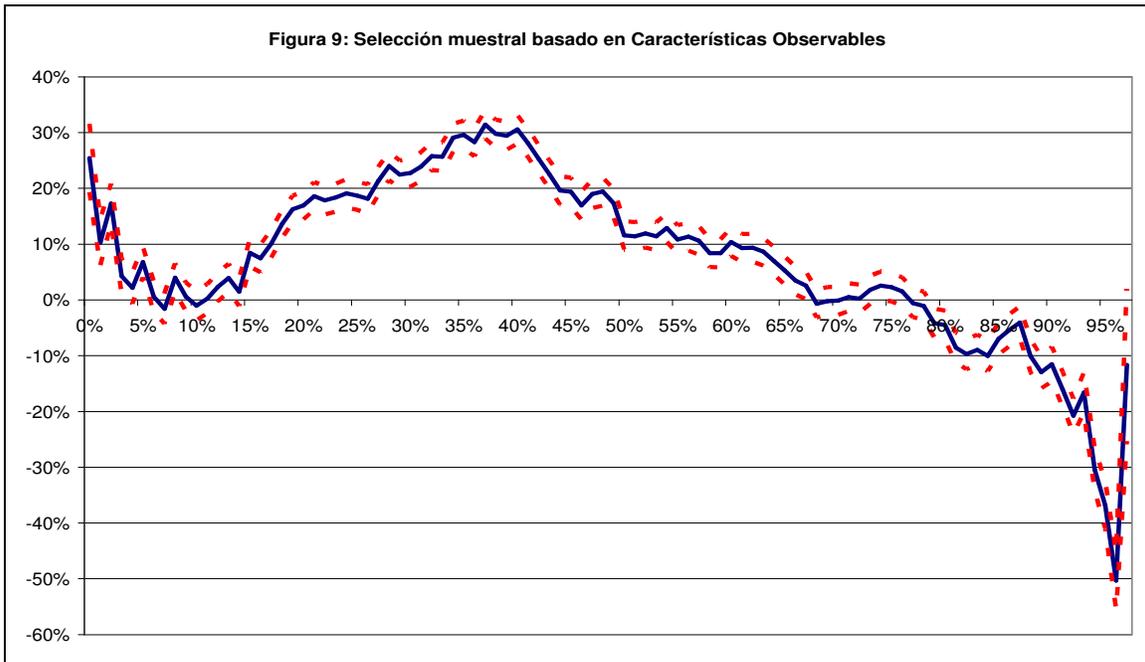


Figura 10: Selección muestral basado en Características No Observables

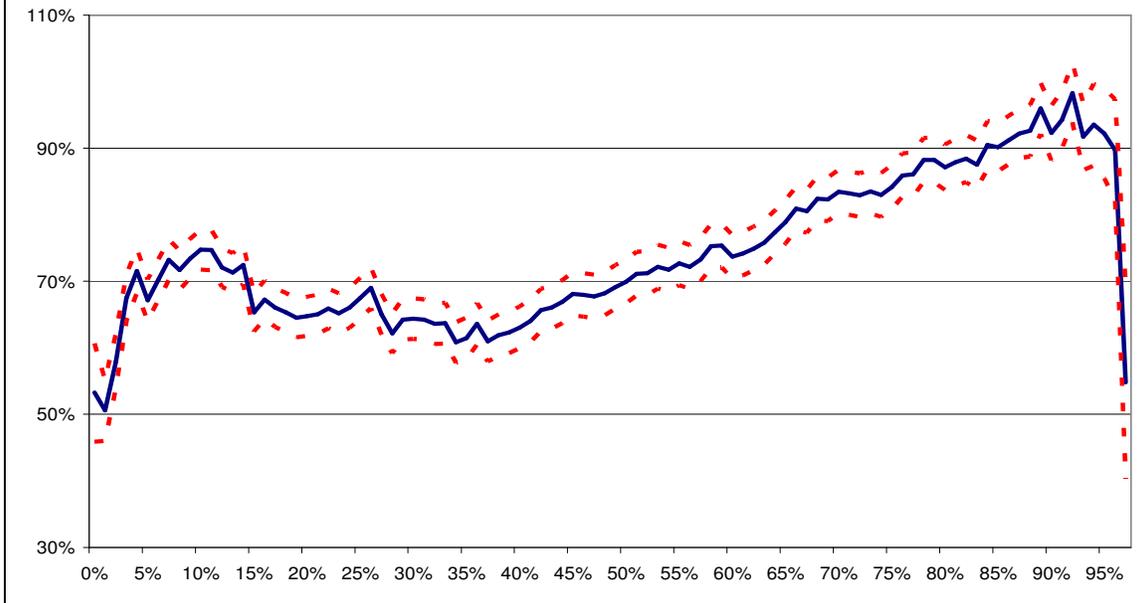
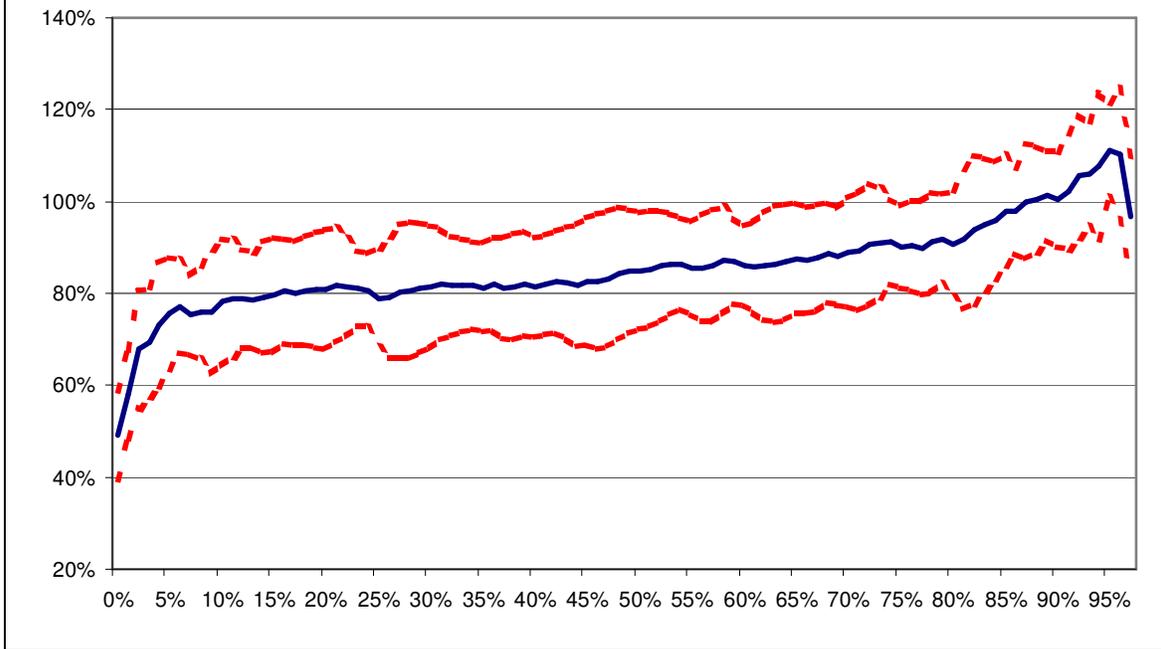


Figura 11: Brecha del logaritmo salarial entre el salario de los hombres y el salario que las mujeres recibirían si todas trabajaran y con las mismas características que los hombres son remuneradas como mujeres, luego de ajustar por selección.



---

## CONCLUSIONES

En este trabajo se utilizaron regresiones cuantílicas y se aplicaron los procedimientos de descomposición incorporados por Machado Mata a la brecha salarial entre género. Se separó entre diferencias en las características y diferencias en las retribuciones de esas características. La metodología consistió en generar dos densidades contrafactuales, una densidad del logaritmo salarial femenino que surge si las mujeres con las mismas características que los hombres son remuneradas como las mujeres; y una densidad que surge si las mujeres son remuneradas como los hombres. A efectos de incorporar el sesgo de selección se realizan estimaciones semiparamétrica mediante el método desarrollado por Buchinsky (1988) de una ecuación de participación para incorporar dicho sesgo en las estimaciones anteriores. A su vez, se divide el efecto selección en una parte que se debe a características observables y que parte a características no observables.

Así, se aplican estas técnicas para entender la brecha salarial del mercado laboral uruguayo. Se examinó, la diferencia en el logaritmo salarial entre hombres y mujeres y se observa que la brecha se incremento a lo largo de la distribución, esto es, hay un efecto “techo de cristal”. La mayor parte de esta diferencia se explica por diferentes retribuciones para iguales características y tan solo una pequeña parte se explica por diferentes características.

No obstante, las mujeres que participan en el mercado laboral es una porción pequeña, es por ello que se incorporó el efecto selección. Se encuentra que si todas las mujeres

---

trabajan la brecha salarial podría ser mayor, es decir, hay un efecto selección positivo y significativo en las mujeres. Se atribuye que un tercio del efecto selección se debe a características observables: las mujeres que están trabajando son aquellas que tienen mayor educación y experiencia. En cambio, si se realiza la descomposición entre las diferencias observables de los hombres y todas las mujeres incluidas las que no trabajan, el impacto sobre la brecha salarial es mayor. Este resultado refleja que si se observa a todas las mujeres, presentan menores niveles educativos y años de experiencia que los hombres. Con lo cual, el nivel de la brecha salarial podría ser mayor al que sugiere la brecha original, especialmente en el extremo superior de la distribución.

---

## BIBLIOGRAFÍA

ALBERCHT, J.; BJORKLUND, A. y VROMAN, S. (2003). “Is there a Glass Ceiling in Sweden?”, *Journal of Labor Economics* 21(1), pp. 145-177.

ALBRECHT, J.; VAN VUUREN, A. y VROMAN, S. (2009). “Counterfactual Distributions with Sample Selection Adjustments: Econometric Theory and an Application to the Netherlands”, *Labour Economics* 16(4), pp.383-396.

AMARANTE, V. y ESPINO A. (2002). “La Segregación Ocupacional de Género y las Diferencias en las Remuneraciones de los Asalariados Privados (1990-2000)”. Instituto de Economía, Facultad de Ciencias Económicas y Administración, Universidad de la República.

BADEL, A. y PEÑA, X. (2007). “Decomposing the Gender Wage Gap with Sample Selection Adjustment: Evidence from Colombia”, mimeo.

BLAISE, M. (2006). “Estimation of Counterfactual Distributions using Quantile Regression”, mimeo.

BUCHELI, M. y SANROMAN, G. (2005). “Salarios Femeninos en el Uruguay ¿Existe un Techo de Cristal?”. *Revista de Economía del Banco Central del Uruguay* 12(2) pp. 63-88.

---

BUCHINSKY, M. (1998). “The Dynamics of Changes in the Female Wage Distribution in the USA: a Quantile Regression Approach”. *Journal of Applied Econometrics* 13, pp. 1-30.

DINARDO, J.; FORTIN, N. y LEMIEUX, T. (1996). “Labor Market Institutions and the Distribution of Wages, 1973-1992: a Semiparametric Approach”, *Econometrica*, 64 (5), pp. 1001-1044.

EROSA A.; FUSTER, L. y RESTUCIA, D. (2010). “A Quantitative Theory of the Gender Gap in Wages”, mimeo.

HECKMAN, J. (1979). “Sample Selection Bias as a Specification Error”, *Econometrica* 47, pp. 153-161.

ICHIMURA, H. (1993). “Semiparametric Least Square (SLS) and Weighted SLS Estimation of Single Index Models”, *Journal of Econometrics* 58, pp 71-120.

KOENKER, R. y BASSETT, G. (1978). “Regression Quantiles”, *Econometrica* 46, pp. 33-50

MACHADO, J. y MATA, J. (2005). “Counterfactual decomposition of changes in wage distributions using quantile regresión”, *Journal of Applied Econometrics* 20 pp. 445-465.

---

OAXACA, R. (1973). “Male-Female Differentials in Urban Labor Markets”.  
*International Economic Review* 14, pp.693-709.

Rivas y Rossi (2002). “Discriminación salarial en el Uruguay 1991-1997”.  
Departamento de Economía, Facultad de Ciencias Sociales, Universidad de la  
República.

SOSA ESCUDERO, W. (2006). “Quantile Regression”, mimeo, Universidad de San  
Andrés.

TENGO, J.; RIBERO, R y Bernat, L. (2005). “Evolución de las Diferencias Salariales  
por Sexo en Seis Países de América Latina: Un Intento de Interpretación”, Facultad de  
Economía. Universidad de los Andes. Documento CEDE – 2005 – 18.

## **ANEXO 1**

Las bases de datos utilizados son suministradas por el Instituto Nacional de Estadística de Uruguay, los cuales surgen de las Encuestas Continuas de Hogares. Se trabaja con los datos de los años 1995, 2005 y 2007. Las muestras ponderan localidades con más de 5.000 habitantes para los años 1995 y 2005. Para el 2007 la encuesta es nacional. Como ya se mencionó, este trabajo se realiza para los montevideanos.

---

La personas seleccionadas son aquellas que tienen entre 18 y 55 años pues se considera que son trabajadores activos sin restricciones. Es así que se excluyó a las personas menores a 25 años pero que aún asistían al sistema educativo y a las personas que trabajan en servicio doméstico. Para la muestra del 2007, las personas comprendidas entre 18 y 55 años son de 18.259, de las cuales 8.099 son hombres y 10.160 son mujeres. El análisis realizado diferencia si los trabajadores pertenecen al sector público o al sector privado, dejando de lado a los trabajadores con otras categorías de ocupación (miembro de cooperativa de producción, patrón con personal a su cargo, trabajador por cuenta propia sin local, trabajador por cuenta propia con local, miembro del hogar no remunerado).

La variable educación son los años de estudio aprobados en los distintos niveles (primaria, secundaria, terciaria, técnica, profesorado y universidad). A partir del estado civil se generó la variable pareja que incluye a las personas que están casadas o en unión libre. Para analizar la presencia de hijos en el hogar, se crearon dos variables: si tiene hijos mejores a 5 años y si tiene hijos entre 6 y 14 años.

Sobre la base de los datos brindados por el INE se tomaron los ingresos percibidos en la ocupación principal, estos son: salario o jornal líquido, comisiones, incentivo, horas extras, habilitaciones, viáticos no sujetos rendición de cuentas, propinas, aguinaldo, salario vacacional, boletos de transporte, recibió alimento o bebidas, tickets alimentación, recibió vivienda o alojamiento, retribución en especie, complemento pagado por el empleador y cuotas mutuales. En primer lugar, la variable cuota mutual es una variable

---

dummy por lo tanto, si el trabajador recibe cuota mutual se multiplicó por el valor de la misma (definida en la encuesta como mto\_cuota). En segundo lugar, si un trabajador tiene derecho a aguinaldo se calculó los ingresos por aguinaldo y salario vacacional como  $1/12$  del salario líquido y  $2/3 * 1/12$  del salario líquido respectivamente. A partir de dichos ingresos se calculó el salario percibido por hora: primero se deflactó por el índice de precios al consumo; segundo, a ese salario constante se dividió por las horas trabajadas en el mes (la encuesta brinda las horas habituales trabajadas por semana y a ello se multiplicó por 4.3 para calcular las horas habituales trabajadas en el mes); tercero, teniendo el salario percibido por hora se eliminaron aquellos valores que no cumplen con el salario mínimo legal (si el salario por hora es menor a 4.57); en último lugar se calculó el logaritmo del salario por hora.

El tamaño del establecimiento donde desarrolla su actividad principal fue dividida en tres variables: si el establecimiento cuenta con menos de 5 empleados, entre 5 y 49 empleados y más de 50 empleados.

## ANEXO 2

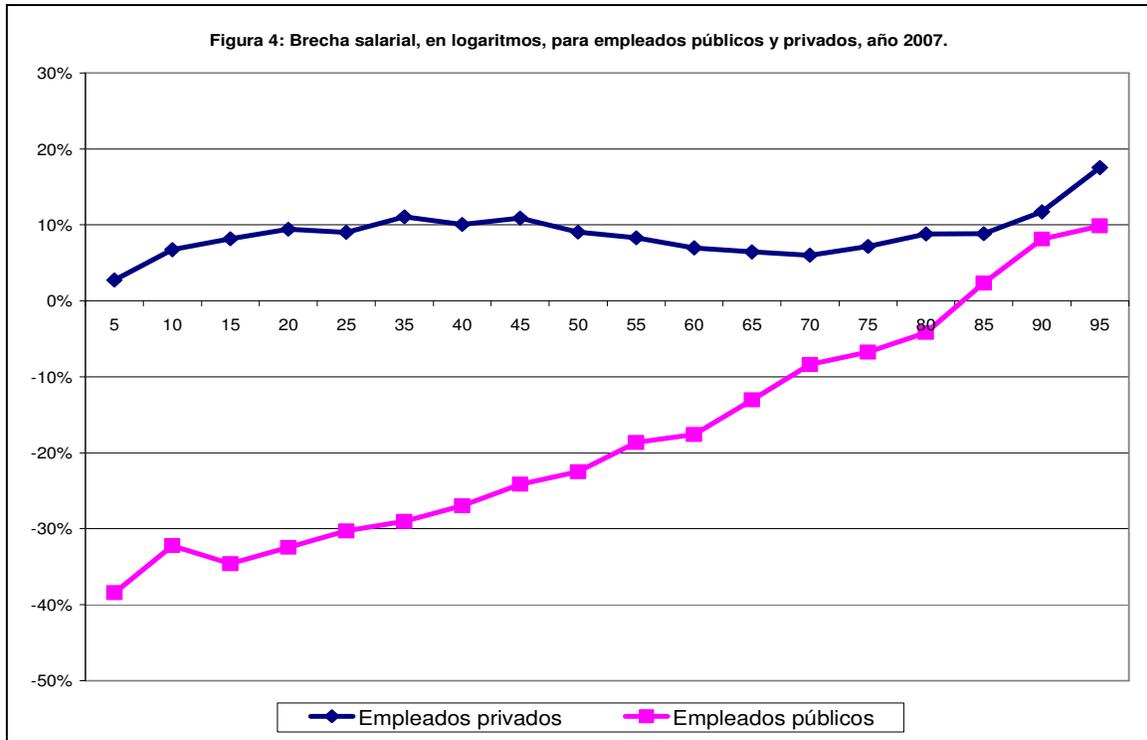
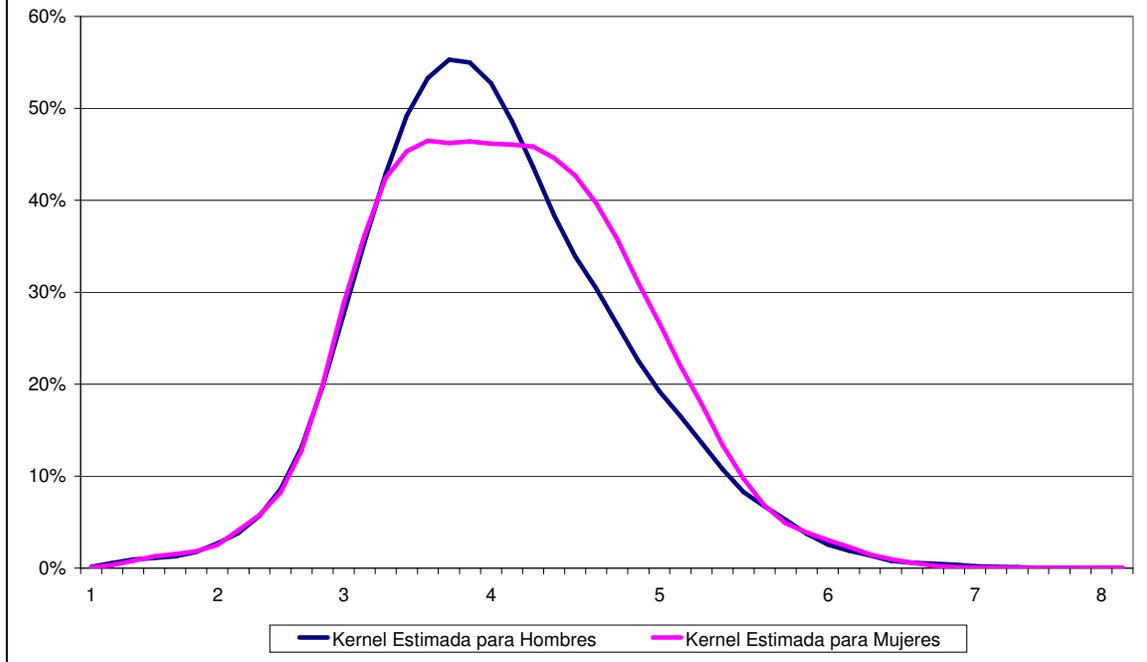


Figura 5: Estimación de Kernel, 2007.



### ANEXO 3

Tabla A.2								
Regresiones cuantílicas del logaritmo del salario por hora, 2007								
	MCO	5%	10%	25%	50%	75%	90%	95%
Dummy de género	0.174	0.1	0.121	0.148	0.169	0.187	0.221	0.244
	(16.33)**	(4.65)**	(6.41)**	(9.91)**	(13.55)**	(14.52)**	(11.49)**	(9.82)**
Edad	0.067	0.062	0.065	0.057	0.067	0.077	0.081	0.085
	(16.24)**	(7.30)**	(8.71)**	(9.79)**	(13.82)**	(15.63)**	(11.11)**	(9.11)**
Edad al cuadrado	-0.001	-0.001	-0.001	-0.001	-0.001	-0.001	-0.001	-0.001
	(11.24)**	(6.06)**	(6.89)**	(6.96)**	(9.50)**	(10.90)**	(7.56)**	(6.18)**
Educación	0.104	0.111	0.076	0.057	0.052	0.052	0.07	0.077
	(24.67)**	(18.96)**	(4.76)**	(7.02)**	(10.48)**	(11.90)**	(10.70)**	(9.11)**
Educación al cuadrado	0	-0.001	0	0.002	0.002	0.002	0.001	0.001
	(2.24)*	(6.74)**	(0.44)	(4.61)**	(10.40)**	(12.22)**	(5.37)**	(3.65)**
Constante	1.19	0.609	0.863	1.316	1.426	1.581	1.706	1.78
	(15.44)**	(4.00)**	(5.53)**	(11.75)**	(15.83)**	(17.30)**	(12.45)**	(10.00)**
Observaciones	13473	13473	13473	13473	13473	13473	13473	13473
R-cuadrado	0.38							
Valor absoluto del estadístico t entre paréntesis								
* significativo al 5%; ** significativo al 1%								

Tabla A.3								
Regresiones cuantílicas del logaritmo del salario por hora, 2007.								
	MCO	5%	10%	25%	50%	75%	90%	95%
Dummy de género	0.171	0.085	0.088	0.128	0.165	0.187	0.23	0.252
	(16.25)**	(3.53)**	(5.61)**	(9.71)**	(13.24)**	(14.74)**	(12.39)**	(10.51)**
Edad	0.065	0.046	0.056	0.05	0.064	0.074	0.078	0.083
	(15.76)**	(4.77)**	(9.06)**	(9.59)**	(13.12)**	(15.18)**	(11.16)**	(9.28)**
Edad al cuadrado	-0.001	0	-0.001	0	-0.001	-0.001	-0.001	-0.001
	(11.12)**	(3.61)**	(6.95)**	(6.77)**	(9.19)**	(10.63)**	(7.54)**	(6.31)**
Educación	0.099	0.103	0.081	0.062	0.047	0.048	0.072	0.077
	(23.63)**	(15.52)**	(6.10)**	(8.56)**	(9.44)**	(10.99)**	(11.39)**	(9.39)**
Educación al cuadrado	0	-0.001	0	0.001	0.002	0.002	0.001	0.001
	(2.14)*	(5.42)**	(0.59)	(3.01)**	(10.16)**	(13.43)**	(5.17)**	(3.73)**
Empleado público	0.222	0.463	0.425	0.325	0.203	0.098	0.05	0.048
	(16.70)**	(14.60)**	(20.88)**	(19.36)**	(12.86)**	(6.07)**	(2.10)*	(1.54)
Constante	1.274	0.904	1.008	1.46	1.527	1.66	1.728	1.803
	(16.68)**	(5.20)**	(7.75)**	(14.67)**	(16.85)**	(18.35)**	(13.00)**	(10.47)**
Observaciones	13473	13473	13473	13473	13473	13473	13473	13473
R-cuadrado	0.39							
Valor absoluto del estadístico t entre paréntesis								
* significativo al 5%; ** significativo al 1%								

Tabla A.4								
Regresiones cuantílicas del logaritmo del salario por hora, 2007.								
	MCO	5%	10%	25%	50%	75%	90%	95%
Dummy de género	0.158	0.068	0.066	0.117	0.155	0.174	0.21	0.233
	(14.85)**	(2.82)**	(4.05)**	(8.85)**	(13.24)**	(12.54)**	(10.97)**	(9.02)**
Edad	0.056	0.037	0.052	0.043	0.055	0.068	0.072	0.077
	(13.42)**	(3.81)**	(7.98)**	(8.21)**	(11.97)**	(12.51)**	(9.83)**	(7.83)**
Edad al cuadrado	-0.001	0	-0.001	0	0	-0.001	-0.001	-0.001
	(9.16)**	(2.78)**	(6.19)**	(5.60)**	(8.09)**	(8.55)**	(6.50)**	(5.23)**
Educación	0.099	0.103	0.091	0.062	0.053	0.051	0.071	0.074
	(23.81)**	(15.81)**	(6.63)**	(8.69)**	(11.49)**	(10.81)**	(10.81)**	(8.19)**
Educación al cuadrado	0	-0.001	-0.001	0.001	0.002	0.002	0.001	0.001
	(2.21)*	(5.45)**	(1.13)	(3.08)**	(9.56)**	(11.36)**	(5.03)**	(3.78)**
Empleado público	0.221	0.46	0.419	0.318	0.207	0.092	0.054	0.04
	(16.61)**	(14.69)**	(19.94)**	(19.10)**	(14.15)**	(5.24)**	(2.20)*	(1.18)
Pareja	0.097	0.07	0.086	0.084	0.093	0.085	0.071	0.073
	(8.58)**	(2.73)**	(4.92)**	(5.96)**	(7.49)**	(5.77)**	(3.54)**	(2.70)**
Constante	1.379	1.037	0.985	1.528	1.602	1.708	1.833	1.91
	(17.87)**	(5.91)**	(7.24)**	(15.28)**	(18.82)**	(17.16)**	(13.46)**	(10.27)**
Observaciones	13473	13473	13473	13473	13473	13473	13473	13473
R-cuadrado	0.39							
Valor absoluto del estadístico t entre paréntesis								
* significativo al 5%; ** significativo al 1%								

---