

## **BRECHA SALARIAL EN URUGUAY\***

### **WAGE GAP IN URUGUAY**

---

**FERNANDO BORRAZ\*\***

Banco Central del Uruguay y Departamento de Economía, Facultad de Ciencias Sociales,  
Universidad de la República

**CECILIA ROBANO\*\*\***

Dirección General Impositiva, Asesoría Económica y Universidad de Montevideo

#### **Abstract**

*This study applies the extension of the Machado and Mata (2005) decomposition developed by Albrecht, van Vuuren and Vroman (2009) to analyze the gender wage gap with selection correction in Uruguay. The wage gap is increasing in the upper part of the wage distribution suggesting a glass ceiling in Uruguay. The wage gap is explained more for the differences in return to the observables characteristics than for differences in the characteristics. It is also a positive selection effect.*

Keywords: *Gender, wage gap, glass ceiling, selection, Uruguay*

JEL Classification: *J31, J71, C24*

#### **Resumen**

*Este trabajo aplica la extensión de la descomposición de Machado y Mata (2005) desarrollada por Albrecht, van Vuuren y Vroman (2009) para analizar la brecha salarial entre hombres y mujeres corrigiendo por sesgo*

---

\* Los autores agradecen a Albrecht, van Vuuren y Vroman (2009) por habernos proporcionado los códigos en STATA para realizar las estimaciones y a dos evaluadores anónimos por los comentarios recibidos. Cualquier responsabilidad es de los autores.

\*\* Diagonal Fabini 777, CP: 11100. Montevideo, Uruguay (fborraz@bcu.gub.uy).

\*\*\* Fernández Crespo 1534, piso 9, Montevideo, Uruguay (crobano@gmail.com).

*de selección en Uruguay. La brecha por género presenta bajos niveles 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 explicada 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, techo de cristal, selección, Uruguay.*

Clasificación JEL: *J31, J71, C24*

## I. INTRODUCCION

Dos rasgos característicos del mercado laboral en Uruguay son los incrementos en la participación de la mujer y que estas 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, son hombres quienes 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 como, por ejemplo, Rivas y Rossi (2002) y Amarante y Espino (2002) que se focalizan principalmente en las medias de las distribuciones. En cambio, Bucheli y Sanromán (2005) analizan la brecha salarial 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 el llamado “techo de cristal”<sup>2</sup>, esto es, las mujeres progresan y logran avanzar en la distribución de salarios, pero no pueden acceder a posiciones con altos 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 homocedasticidad en la distribución de los errores de la ecuación de participación los resultados obtenidos son sensibles a dicha forma funcional.

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

<sup>1</sup> Ver Koenker y Bassett (1978) y Sosa Escudero (2006).

<sup>2</sup> Por una discusión más profunda sobre el techo de cristal ver Albrecht, Björklund y Vroman (2003).

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 semiparamétrica 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 datos de la Encuesta Continua de Hogares (ECH) del año 2007 del Instituto Nacional de Estadística (INE). En dicha encuesta se selecciona a personas de la capital 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.

## II. 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 suelen 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 de Mincer para hombres y mujeres, estimando el diferencial de salario y corrigiendo por sesgo de selección según Heckman (1979). Para ello analizaron a los trabajadores a tiempo completo en la década del 90 y concluyen que si bien la brecha salarial se redujo, permanece 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 es explicada 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 mantiene significativas diferencias. Las

autoras vinculan estas discrepancias con disparidades 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 se utilizan microdatos de la Encuesta Continua de Hogares para el año 2007 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 por separado. 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”. Para el 2002, año analizado por Bucheli y Sanromán (2005), se aprecia que la brecha salarial es relativamente constante también en el primer 75% oscilando entre 5% a 12% y luego crece rápidamente.

En cuanto a la literatura sobre el tema para otros países se destaca el trabajo de Albrecht, Björklund y Vroman (2003), 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”.

Para América Latina se destaca el estudio de Tenjo, Ribero y Bernat (2005) que concluye que en los países de dicha región se observa una tendencia importante hacia la igualación de los salarios. Ellos establecen que los retornos a la educación son mayores para las mujeres que para los hombres, pero como estos tienen un intercepto mayor el efecto residuo es positivo y enfatizan razones socioculturales sobre el rol que la sociedad espera de la mujer como posible explicación.

### III. ANALISIS DESCRIPTIVO

#### 3.1. Datos

Este trabajo utiliza datos de las Encuesta Continua de Hogares del 2007 del Instituto Nacional de Estadística para cuantificar la brecha salarial en Uruguay. La ECH brinda una adecuada caracterización de la población y de variables sociales y económicas con representatividad nacional. El análisis se focaliza en Montevideo, que concentra cerca de la mitad de la población del país, pues existen diferencias con respecto al mercado laboral del interior y no se dispone de índices de precios en el interior a efectos de calcular salarios reales. 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.

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 estimación<sup>3</sup> se consideró como variable dependiente al logaritmo del salario real por hora y como variables explicativas:

---

<sup>3</sup> En el Anexo se detallan las variables utilizadas.

edad y edad al cuadrado, educación y educación al cuadrado, pareja definido como casado o unión libre, indicadora de empleado público, indicadora de si trabaja en un establecimiento con hasta 5 empleados y entre 6 y 49. Para la ecuación de selección se utilizaron adicionalmente variables indicadoras sobre si existen menores de 6 años de edad y de entre 6 y 14 años en el hogar.

La Tabla 1 presenta estadísticas descriptivas para las variables utilizadas en el análisis. El total de observaciones es de 18.259, de las cuales 8.099 son hombres y 10.160 mujeres. Un 56% (10.276) de las personas trabajan 35 o más horas por semana, 18% (3.197) trabaja menos de 35 horas por semana y finalmente 26% (4.786) no trabajan. La educación promedio son 10 años completados y la edad promedio es 37 años.

En la Tabla 2 se presentan los estadísticos descriptivos según sexo y la prueba de diferencia de medias para dichos estadísticos entre hombres y mujeres. Es de destacar que, salvo la variable logaritmo del salario por hora, las demás variables son significativas al 1%. Esto es, en primer lugar, se observa que el logaritmo del salario por hora no presenta diferencias entre género y la brecha salarial sin con-

TABLA 1  
ESTADISTICAS DESCRIPTIVAS - AÑO 2007

Variable	Observaciones	Promedio o proporción	Desviación estándar	Mínimo	Máximo
Logaritmo del salario por hora	13.473	3,92	0,77	1,55	7,70
Horas trabajadas	13.473	41,13	14,25	1	98
Empleado público	13.473	0,21	0,41	0	1
Establecimientos con menos de 5 empleados	13.473	0,18	0,39	0	1
Establecimientos entre 5 y 49 empleados	13.473	0,29	0,45	0	1
Establecimientos con más 50 empleados	13.473	0,32	0,47	0	1
Mujer	18.259	0,56	0,50	0	1
Trabaja 35 o más horas	18.259	0,56	0,50	0	1
Trabaja menos de 35 horas	18.259	0,18	0,38	0	1
No trabaja	18.259	0,26	0,44	0	1
Edad	18.259	36,77	10,48	18	55
Educación	18.259	10,02	4,12	0	29
Pareja (casado o unión libre)	18.259	0,63	0,48	0	1
Con hijos hasta 5 años	18.259	0,31	0,46	0	1
Con hijos entre 6 y 14 años	18.259	0,38	0,49	0	1

Fuente: ECH, INE.

TABLA 2  
ESTADÍSTICAS DESCRIPTIVAS POR SEXO - AÑO 2007

Variable	Hombres			Mujeres			Diferencia		
	Obs.	Promedio o proporción	Desviación estándar	Obs.	Promedio o proporción	Desviación estándar	Obs.	Diferencia	Error estándar
Logaritmo del salario por hora	6.957	3,93	0,78	6.516	3,91	0,76	13.473	0,02	0,01
Horas trabajadas	6.957	45,78	13,33	6.516	36,16	13,52	13.473	9,62***	0,23
Empleado público	6.957	0,20	0,40	6.516	0,22	0,42	13.473	-0,03***	0,01
Establecimientos con menos de 5 empleados	6.957	0,13	0,33	6.516	0,24	0,43	13.473	-0,11***	0,01
Establecimientos entre 5 y 49 empleados	6.957	0,34	0,47	6.516	0,24	0,43	13.473	0,10***	0,01
Establecimientos con más 50 empleados	6.957	0,34	0,47	6.516	0,30	0,46	13.473	0,04***	0,01
Trabaja 35 o más horas	8.099	0,75	0,43	10.160	0,42	0,49	18.259	0,33***	0,01
Trabaja menos de 35 horas	8.099	0,11	0,31	10.160	0,23	0,42	18.259	-0,11***	0,01
No trabaja	8.099	0,14	0,35	10.160	0,36	0,48	18.259	-0,22***	0,01
Edad	8.099	36,11	10,55	10.160	37,29	10,39	18.259	-1,19***	0,16
Educación	8.099	9,77	4,05	10.160	10,22	4,16	18.259	-0,45***	0,06
Pareja (casado o unión libre)	8.099	0,64	0,48	10.160	0,61	0,49	18.259	0,03***	0,01
Con hijos hasta 5 años	8.099	0,29	0,45	10.160	0,32	0,47	18.259	-0,04***	0,01
Con hijos entre 6 y 14 años	8.099	0,36	0,48	10.160	0,41	0,49	18.259	-0,05***	0,01

\*\*\* denota significativo al 1%.

Fuente: ECH, INE.

troles es de 2%. 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 46 horas semanales, esto es, cada trabajador hombre en promedio trabaja a tiempo completo; en cambio, las mujeres trabajan en promedio 36 horas semanales. En tercer lugar, la edad promedio de los trabajadores es de 37 años, encontrando que es menor para los hombres que para las mujeres. En cuarto lugar, las mujeres aparecen como más calificadas que los hombres con 0,5 más años de educación completados.

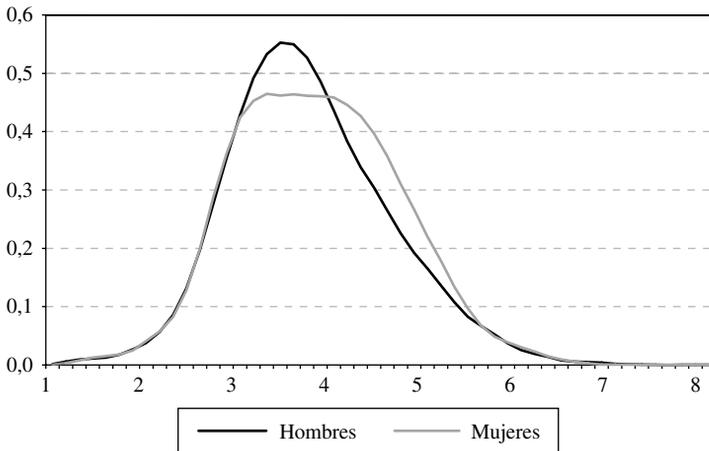
Continuando con el análisis de promedios, el 64% de los hombres viven en pareja, en tanto que el 61% de las mujeres están en pareja. Por otro lado, el porcentaje de empleados públicos es mayor entre las mujeres que los hombres (22% contra 20%).

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 representan un mayor porcentaje en comparación con los hombres. Los establecimientos de mayor tamaño concentran a la mayor proporción de trabajadores tanto para hombres como mujeres.

La Figura 1 presenta las estimaciones de funciones de densidad Kernel estimadas para el logaritmo del salario por hora, para hombres y mujeres. Se aprecia que en la media hay más hombres que mujeres y ganan más; en tanto que hay más mujeres por encima de la media.

FIGURA 1

DENSIDAD KERNEL DEL LOG SALARIOS SEGUN SEXO - AÑO 2007



Ventana óptima según Silverman (1986).

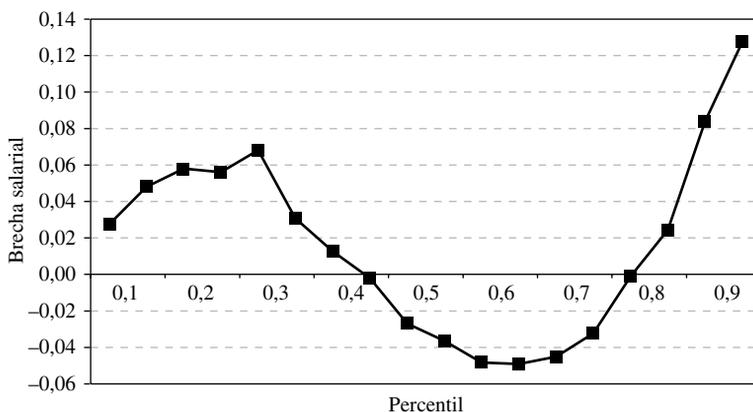
Fuente: ECH, INE.

### 3.2. Brecha salarial

La Figura 2 muestra la brecha salarial entre géneros, en logaritmo, para cada cuantil de la distribución de los salarios en el año 2007. Se observa una brecha positiva y creciente al final de la distribución, lo que puede sugerir la existencia del techo de cristal.

FIGURA 2

BRECHA SALARIAL POR PERCENTIL - AÑO 2007



Fuente: ECH, INE.

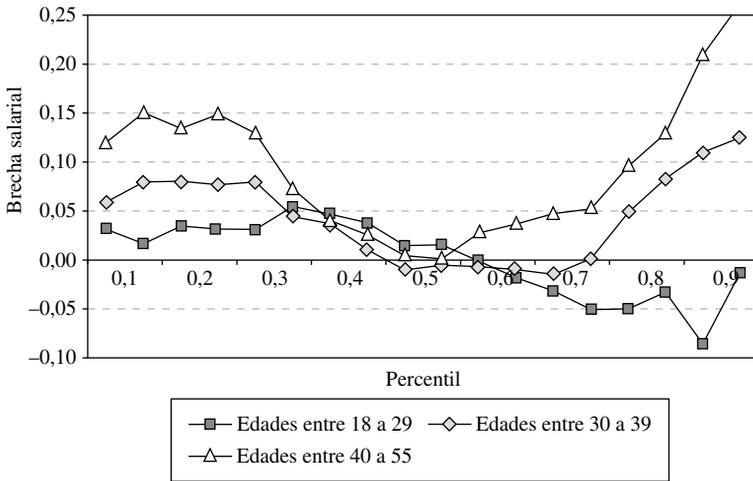
Es de destacar que los salarios de hombres y mujeres son aún desiguales en el extremo superior de la distribución de salarios. Para el 2007 los datos muestran que, entre el percentil 0,45 y el 0,80, la brecha se torna negativa, indicando que a estos niveles las mujeres obtienen mayores retribuciones. 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.

Este análisis nos lleva 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?

Por otra parte, se analiza la brecha salarial por género para distintos rangos de edad. La Figura 3 muestra las diferencias salariales en logaritmos en el 2007 para tres grupos de edades: entre 18 a 29 años, entre 30 a 39 años y 40 a 55 años.

FIGURA 3

BRECHA SALARIAL SEGUN EDAD POR PERCENTIL - AÑO 2007

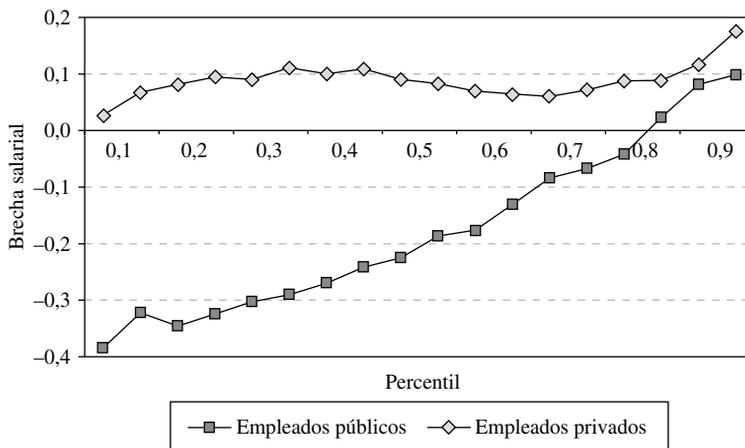


Fuente: ECH, INE.

En términos generales, la Figura 3 muestra que la brecha salarial para el año 2007 aumenta a medida que se avanza hacia los rangos de mayor edad. Si se mira a los trabajadores de menor rango de edad se aprecia una pequeña brecha en la primera 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.

La Figura 4 presenta la diferencia salarial por género analizando el comportamiento separando si el empleado pertenece al sector público o privado y se evidencia una evolución muy diferente. Hasta el percentil 0,85 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.

FIGURA 4

BRECHA SALARIAL PARA EMPLEADOS PUBLICOS Y  
PRIVADOS POR PERCENTIL - AÑO 2007

Fuente: ECH, INE.

## IV. METODOLOGIA

### 4.1. Regresiones cuantílicas

La brecha salarial bruta calculada como la diferencia entre el salario promedio de hombres y mujeres es el primer indicador para entender la desigualdad salarial entre género. Sin embargo, la diferencia salarial observada entre 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 a la educación, educación al cuadrado, edad, etc. y una variable indicadora que captura el género del individuo. El coeficiente de esta variable indicadora se interpreta como la brecha de salarios entre hombres y mujeres. La variable indicadora “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.

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. La regresión cuantílica 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:

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

La ventaja de las regresiones cuantílicas sobre mínimos cuadrados ordinarios (MCO) es que permite estimar el efecto marginal de la covarianza en la variable dependiente a varios niveles de la distribución y no solamente en el promedio como en MCO. 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 sólo permiten estimar el efecto en el valor medio.

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 combinan 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 variables indicadoras de género indican lo que queda sin explicar, cuando se controla por diferencias individuales en las distintas combinaciones de características<sup>4</sup>.

Mediante regresiones cuantílicas por género se avanza 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 características.

Es de destacar que existe amplia literatura según la cual 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 estudio de Erosa, Fuster y 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 y 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. Sin embargo, existen otras posibles explicaciones que se pueden considerar como, por ejemplo, discriminación estadística que es consistente con el hecho estilizado de que las mujeres invierten menos intensamente en capital humano.

<sup>4</sup> Cabe aclarar que generalmente se utiliza como variable explicativa a la educación y la misma no es necesariamente exógena. Lo mismo se aplica a gran parte de las variables explicativas.

## 4.2. Descomposición de Machado-Mata

En regresiones salariales que incluyen variables indicadoras de género se asume que las características de hombres y mujeres son remuneradas de idéntica manera, lo que no tiene necesariamente por qué 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, el análisis descriptivo preliminar muestra un efecto techo de cristal, esto es, 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) y Melly (2006). En este trabajo se 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 procede 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 los hombres, estimar el vector de coeficientes de las regresiones cuantílicas  $b^m(\theta_i)$ , 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 1.000 veces para estimar errores estándares por *bootstrap* de las distribuciones calculadas.

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

$$x^m b^m(\theta) - x^f b^f(\theta) = (x^m - x^f) b^f(\theta) + x^m (b^m(\theta) - b^f(\theta)) \quad (2)$$

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

Como se mencionó anteriormente, es presumible que varias variables explicativas no son necesariamente exógenas como la educación u otras. Sin embargo, consideramos que esto no hace una gran diferencia en nuestra aplicación. Es posible considerar a la descomposición de Machado-Mata como un ejercicio de contabilidad. ¿Hombres y mujeres tienen diferentes distribuciones de la educación? ¿Los retornos a la educación difieren entre hombres y mujeres? El hecho de que la educación sea una variable de elección no significa que no podamos responder ambas preguntas. La endogeneidad significa que no podemos dar una interpretación causal a los retornos estimados.

### 4.3. Descomposición de Machado-Mata corrigiendo por sesgo de selección

Con el fin 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 extienden Machado y Mata (2005) incorporando en la primera etapa la estimación semiparamétrica propuesta por Buchinsky (1998) de la ecuación de participación. Esto es, se utiliza Buchinsky (1998) para corregir por selección en las regresiones cuantílicas de las mujeres, pues el nivel de participación de las mismas 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.

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 por Buchinsky (1998). Dicha estimación permite obtener el factor de sesgo de selección sin necesidad de asumir

normalidad y homocedasticidad 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 (1979), pero con dos salvedades: primero, considera regresiones en los cuantiles y no en la media; segundo, no asume normalidad y homocedasticidad. 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 hipótesis alternativa. En la primera etapa se podría utilizar un modelo *probit* para la corrección por sesgo de selección si los errores están distribuidos normales; en caso contrario debería usarse el estimador índice-individual.

## V. RESULTADOS

### 5.1. Resultados: regresiones cuantílicas<sup>6</sup>

A continuación se presenta una serie de regresiones cuantílicas para investigar si la brecha por género a varios percentiles puede ser explicada por diferencias individuales en el mercado laboral.

Suponemos que los hombres y mujeres son remunerados de la misma forma por sus características laborales. Se estiman 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.

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 combinan 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 variables indicadoras de género indican lo que queda sin explicar, cuando se controla por diferencias individuales en las distintas combinaciones de características.

La Tabla 3 presenta los coeficientes de las variables indicadoras de género para los percentiles 0,05, 0,10, 0,25, 0,50, 0,75, 0,90 y 0,95. También se muestra el correspondiente coeficiente de la variable indicadora de género de una regresión lineal simple a efectos comparativos. Las variables indicadoras 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. En primer lugar, se presentan los coeficientes de la variable indicadora de género sin

---

<sup>5</sup> Ver Albrecht, van Vuuren y Vroman (2009) por detalles de la descomposición de Machado-Mata incorporando ajuste por selección muestral. Para obtener los códigos utilizados en las estimaciones contactar a los autores.

<sup>6</sup> Las estimaciones se realizaron en STATA 9.2 utilizando el comando *qreg*. Para obtener los códigos utilizados en las estimaciones contactar a los autores.

**TABLA 3**  
REGRESIONES MCO Y CUANTILICAS

Variables	Variable dependiente: logaritmo del salario por hora - Año 2007							
	Percentil							
	MCO	0,05	0,10	0,25	0,50	0,75	0,90	0,95
Indicadora de género	0,023 (0,013)*	0,028 (0,022)	0,048 (0,016)***	0,068 (0,013)***	-0,027 (0,018)	-0,032 (0,020)	0,084 (0,026)***	0,127 (0,031)***
Constante	3,910 (0,001)***	2,779 (0,016)***	2,981 (0,011)***	3,335 (0,0094)***	3,880 (0,013)***	4,439 (0,015)***	4,911 (0,019)***	5,192 (0,023)***
Observaciones	13.473	13.473	13.473	13.473	13.473	13.473	13.473	13.473
R <sup>2</sup>	0,00							

Errores estándar entre paréntesis. \*\*\* denota significativo al 1%, \*al 10%.

Fuente: ECH, INE.

ninguna variable de control. Los coeficientes estimados en esta primera instancia se corresponden con la Figura 2. La ventaja de las regresiones cuantílicas es que se pueden controlar los desvíos estándares en la estimación para los diferentes percentiles. Como se observa en la Figura 2, 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 los hombres, en promedio, obtienen ingresos superiores en un 2,3%. Los coeficientes estimados de la variable indicadora para los percentiles 50 y 75 no son significativos; estos 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.

En la Tabla 4 se presentan los resultados de las regresiones cuantílicas para el logaritmo del salario cuando incorporamos un conjunto de variables explicativas.

La variable indicadora de género continúa reflejando que la brecha se amplía a medida que avanzamos en los percentiles. Las variables edad y edad al cuadrado tienen signo positivo y negativo, respectivamente, mostrando que tener más edad afecta positivamente el salario y este efecto es mayor para los percentiles mayores. La variable educación presenta signo positivo y es significativa, y el efecto es más fuerte en los trabajos más altos. Pertenecer al sector privado afecta negativamente los salarios en los puestos más bajos, pero los impacta positivamente en los puestos con más jerarquía. Finalmente, desarrollar su actividad laboral en establecimientos pequeños o medianos se traduce en menores retribuciones. Hasta aquí se asumió que los coeficientes de las variables explicativas son los mismos para hombres y mujeres. A continuación estimaremos regresiones cuantílicas para hombres y mujeres por separado para analizar si esto es efectivamente de dicha manera.

TABLA 4  
REGRESIONES MCO Y CUANTILICAS

Variables	Variable dependiente: logaritmo del salario por hora - Año 2007								
	MCO	0,05	0,10	0,25	0,50	0,75	0,90	0,95	
Indicadora de género	0,132 (0,011)***	0,042 (0,024)*	0,073 (0,017)***	0,106 (0,012)***	0,136 (0,013)***	0,154 (0,015)***	0,187 (0,019)***	0,18 (0,026)***	
Edad	0,055 (0,004)***	0,045 (0,009)***	0,047 (0,007)***	0,047 (0,005)***	0,058 (0,005)***	0,062 (0,006)***	0,066 (0,007)***	0,075 (0,010)***	
Edad al cuadrado	0 (0,000)***	0 (0,000)***	0 (0,000)***	0 (0,000)***	-0,001 (0,000)***	-0,001 (0,000)***	-0,001 (0,000)***	-0,001 (0,000)***	
Educación	0,08 (0,004)***	0,076 (0,005)***	0,079 (0,004)***	0,066 (0,006)***	0,039 (0,004)***	0,042 (0,004)***	0,047 (0,005)***	0,059 (0,007)***	
Educación al cuadrado	0 (0,000)***	0 (0,000)***	0 (0,000)***	0,001 (0,000)***	0,002 (0,000)***	0,002 (0,000)***	0,002 (0,000)***	0,002 (0,000)***	
Empleo público	0,075 (0,014)***	0,32 (0,032)***	0,272 (0,023)***	0,154 (0,016)***	0,057 (0,017)***	-0,021 (0,017)***	-0,053 (0,026)**	-0,067 (0,037)*	
Pareja	0,091 (0,011)***	0,059 (0,025)**	0,09 (0,017)***	0,071 (0,013)***	0,084 (0,013)***	0,082 (0,016)***	0,069 (0,020)***	0,091 (0,027)***	
Est. con menos de 5 empleados	-0,333 (0,016)***	-0,35 (0,036)***	-0,309 (0,025)***	-0,333 (0,018)***	-0,336 (0,019)***	-0,303 (0,022)***	-0,27 (0,027)***	-0,252 (0,037)***	
Est. entre 5 y 49 empleados	-0,228 (0,013)***	-0,116 (0,029)***	-0,145 (0,021)***	-0,205 (0,015)***	-0,244 (0,016)***	-0,233 (0,019)***	-0,225 (0,024)***	-0,195 (0,033)***	
Constante	1,71 (0,076)***	1,179 (0,170)***	1,289 (0,120)***	1,623 (0,089)***	1,866 (0,090)***	2,057 (0,105)***	2,266 (0,131)***	2,21 (0,183)***	
Observaciones	13.473	13.473	13.473	13.473	13.473	13.473	13.473	13.473	
R <sup>2</sup>	0,418								

Errores estándar entre paréntesis. \*\*\* denota significativo al 1%, \*\* al 5% y \* al 10%.

Fuente: ECH, INE.

La estimación de regresiones cuantílicas por género y analizar si son sustancialmente diferentes constituye un primer indicador de 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 características. En la Tabla 5 se muestran las regresiones cuantílicas para hombres, mientras que en la Tabla 6 se presentan los resultados de las regresiones cuantílicas de las mujeres.

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 reflejan 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 desempeñan en establecimientos de menor tamaño obtienen ingresos inferiores en comparación con los que trabajan en establecimientos de mayor tamaño.

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 son lo 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.

## 5.2. Resultados: descomposición de Machado-Mata<sup>7</sup>

La Tabla 7 presenta la diferencia del logaritmo salarial separando por un lado el efecto dotación de factores y, por otro, el efecto retornos. Como variables independientes se incluyeron: edad y edad al cuadrado, educación y educación al cuadrado, pareja definido como casado o unión libre, indicadora si es empleado público, indicadora si trabaja en un establecimiento 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 2. Es decir, en los trabajos con más bajas y más altas 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 retorno juega en “contra”. Es por ello que el efecto dotación de factores no parece ser el responsable, cuantitativamente es más importante el efecto retornos. Hay que destacar

<sup>7</sup> Las estimaciones se realizaron en el programa STATA 9.2 utilizando el *do-file* machado y machado\_sel desarrollado por Albrecht, van Vuuren y Vroman (2009). Para obtener los códigos utilizados en las estimaciones contactar a los autores.

TABLA 5  
HOMBRES: REGRESIONES MCO Y CUANTILICAS

Variables	Variable dependiente: logaritmo del salario por hora - Año 2007									
	MCO	0,05	0,10	0,25	0,50	0,75	0,90	0,95	Percentil	
Edad	0,053 (0,006)***	0,059 (0,013)***	0,047 (0,009)***	0,049 (0,009)***	0,058 (0,006)***	0,06 (0,007)***	0,057 (0,010)***	0,058 (0,016)***	0	0
Edad al cuadrado	0	-0,001 (0,000)***	0	0	-0,001 (0,000)***	0	0	0	0	0
Educación	0,043 (0,008)***	0,044 (0,017)***	0,042 (0,012)***	0,034 (0,012)***	0,025 (0,009)***	0,03 (0,010)***	0,054 (0,017)***	0,079 (0,027)***	0,054 (0,017)***	0,079 (0,027)***
Educación al cuadrado	0,002 (0,000)***	0,001 (0,001)***	0,001 (0,001)***	0,002 (0,001)***	0,003 (0,000)***	0,003 (0,000)***	0,002 (0,001)***	0,001 (0,001)***	0,002 (0,001)***	0,001 (0,001)***
Empleado público	0,006 (0,021)	0,213 (0,044)***	0,175 (0,031)***	0,062 (0,030)**	-0,023 (0,026)***	-0,092 (0,026)***	-0,103 (0,038)***	-0,116 (0,057)***	-0,103 (0,038)***	-0,116 (0,057)***
Pareja	0,099 (0,017)***	0,089 (0,037)**	0,083 (0,026)***	0,063 (0,025)**	0,09 (0,019)***	0,069 (0,021)***	0,068 (0,031)**	0,104 (0,048)***	0,068 (0,031)**	0,104 (0,048)***
Est. con menos de 5 empleados	-0,423 (0,024)***	-0,421 (0,051)***	-0,357 (0,036)***	-0,417 (0,035)***	-0,42 (0,026)***	-0,437 (0,030)***	-0,388 (0,044)***	-0,394 (0,065)***	-0,388 (0,044)***	-0,394 (0,065)***
Est. entre 5 y 49 empleados	-0,244 (0,018)***	-0,105 (0,038)***	-0,171 (0,027)***	-0,212 (0,026)***	-0,247 (0,019)***	-0,265 (0,022)***	-0,273 (0,033)***	-0,27 (0,049)***	-0,273 (0,033)***	-0,27 (0,049)***
Constante	2,079 (0,107)***	1,179 (0,235)***	1,606 (0,162)***	1,907 (0,158)***	2,077 (0,118)***	2,338 (0,133)***	2,577 (0,197)***	2,627 (0,301)***	2,577 (0,197)***	2,627 (0,301)***
Observaciones	6.957	6.957	6.957	6.957	6.957	6.957	6.957	6.957	6.957	6.957
R <sup>2</sup>	0,401									

Errores estándar entre paréntesis. \*\*\* denota significativo al 1%, \*\* al 5% y \* al 10%.  
Fuente: ECH, INE.

TABLA 6  
MUJERES: REGRESIONES MCO Y CUANTILICAS

Variables	Variable dependiente: logaritmo del salario por hora - Año 2007									
	MCO	0,05	0,10	0,25	0,50	0,75	0,90	0,95	Percentil	
Edad	0,056 (0,006)***	0,036 (0,012)***	0,046 (0,009)***	0,047 (0,007)***	0,055 (0,006)***	0,068 (0,009)***	0,073 (0,010)***	0,077 (0,017)***		
Edad al cuadrado	-0,001 (0,000)***	0 (0,000)***	0 (0,000)***	0 (0,000)***	-0,001 (0,000)***	-0,001 (0,000)***	-0,001 (0,000)***	-0,001 (0,000)***		
Educación	0,091 (0,004)***	0,082 (0,005)***	0,083 (0,004)***	0,094 (0,003)***	0,067 (0,004)***	0,054 (0,005)***	0,035 (0,005)***	0,047 (0,009)***		
Educación al cuadrado	0 (0,000)***	0 (0,000)***	0 (0,000)***	0 (0,000)***	0,001 (0,000)***	0,002 (0,000)***	0,002 (0,000)***	0,002 (0,000)***		
Empleado público	0,146 (0,020)***	0,388 (0,040)***	0,382 (0,030)***	0,244 (0,023)***	0,119 (0,021)***	0,028 (0,021)***	-0,002 (0,038)	0,001 (0,063)		
Pareja	0,079 (0,015)***	0,038 (0,029)	0,074 (0,022)***	0,086 (0,017)***	0,08 (0,015)***	0,078 (0,022)***	0,055 (0,025)***	0,077 (0,043)*		
Est. con menos de 5 empleados	-0,25 (0,021)***	-0,309 (0,045)***	-0,252 (0,033)***	-0,264 (0,025)***	-0,26 (0,022)***	-0,204 (0,031)***	-0,189 (0,034)***	-0,175 (0,057)***		
Est. entre 5 y 49 empleados	-0,21 (0,020)***	-0,141 (0,039)***	-0,127 (0,029)***	-0,208 (0,023)***	-0,258 (0,020)***	-0,211 (0,030)***	-0,177 (0,034)***	-0,09 (0,058)		
Constante	1,611 (0,109)***	1,308 (0,224)***	1,269 (0,165)***	1,447 (0,124)***	1,721 (0,114)***	1,87 (0,163)***	2,21 (0,185)***	2,23 (0,318)***		
Observaciones	6.516	6.516	6.516	6.516	6.516	6.516	6.516	6.516		
R <sup>2</sup>	0,442									

Errores estándar entre paréntesis. \*\*\* denota significativo al 1%, \*\* al 5% y \* al 10%.  
Fuente: ECH, INE.

TABLA 7  
DESCOMPOSICION DE MACHADO-MATA  
DEL LOGARITMO DEL SALARIO POR HORA - AÑO 2007

Percentil	Diferencia	Error estándar	Efecto dotación de factores	Error estándar	Efecto retornos	Error estándar
0,05	0,063	0,015***	-0,053	0,018***	0,117	0,016***
0,10	0,058	0,012***	-0,071	0,016***	0,128	0,013***
0,25	0,028	0,001***	-0,101	0,013***	0,130	0,011***
0,30	0,018	0,001**	-0,110	0,012***	0,127	0,011***
0,4	0,001	0,009	-0,124	0,012***	0,125	0,011***
0,5	-0,014	0,01	-0,138	0,012***	0,124	0,011***
0,6	-0,022	0,011*	-0,149	0,012***	0,127	0,0114***
0,75	-0,010	0,0132	-0,155	0,013***	0,145	0,0113***
0,80	0,003	0,0143	-0,152	0,013***	0,155	0,012***
0,90	0,056	0,0181***	-0,137	0,016***	0,193	0,014***
0,95	0,108	0,022***	-0,115	0,023***	0,223	0,020***

Errores estándar por *bootstrap* en base a 1.000 simulaciones.

\*\*\* denota significativo al 1%, \*\* al 5% y \* al 10%.

que estas diferencias se deben a distintas remuneraciones con iguales características laborales, mostrando que es el efecto retorno el que explica las brechas. Las mujeres sufren un efecto retorno que fluctúa de 12% a 22% en la distribución y el mismo es compensado por una mayor dotación que oscila entre 5% y 15%, es por ello que la diferencia parece estar presente solamente en los extremos.

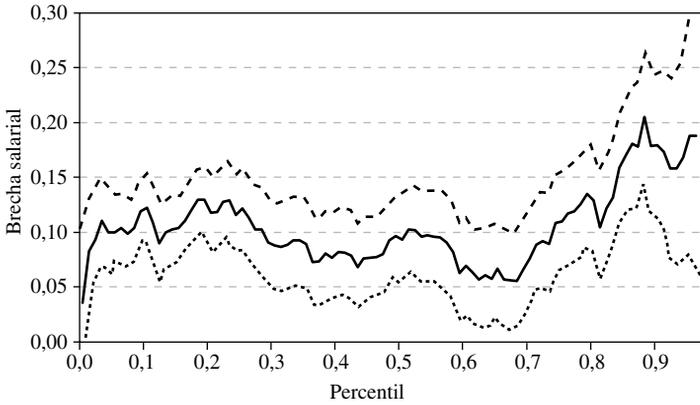
Por ejemplo, en el percentil 90 la brecha por género en promedio es de 5,6%. Un 19% se explica por diferencias en los coeficientes entre hombres y mujeres y puede ser interpretado como diferencias en los retornos. Es decir, a este nivel las mujeres son retribuidas casi un 20% menos que los hombres y dicha diferencia es compensada por el efecto de estar mejor dotadas, en un 13,7%.

Observando estos resultados se podría concluir que existe un efecto techo de cristal para las mujeres: el efecto retorno 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.

La Figura 5 presenta 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 dada por diferencias en las características entre

FIGURA 5

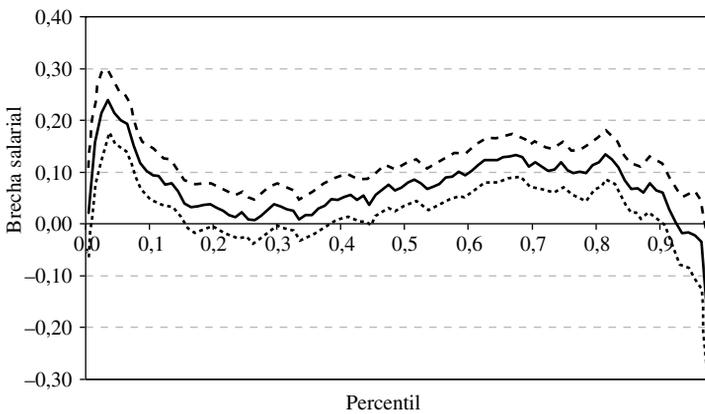
DIFERENCIA DEL LOGARITMO SALARIAL ENTRE HOMBRES Y EL SALARIO QUE LAS MUJERES RECIBIRIAN SI TENIENDO LAS CARACTERISTICAS DE LOS HOMBRES FUERAN REMUNERADOS COMO MUJERES



Nota: Las líneas punteadas representan un intervalo de confianza al 95% estimado por *bootstrap* con 1.000 simulaciones.

FIGURA 6

DIFERENCIA DEL LOGARITMO DE SALARIOS ENTRE HOMBRES Y MUJERES SI ESTAS FUERAN REMUNERADAS COMO HOMBRES



Nota: Las líneas punteadas representan un intervalo de confianza al 95% estimado por *bootstrap* con 1.000 simulaciones.

hombres y mujeres. Esta brecha se corresponde al efecto discriminación presentado anteriormente en la Tabla 7.

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 6 y dicha brecha es menor en toda la distribución. Por lo tanto, se concluye que la brecha del logaritmo salarial entre género es explicada por diferencias en los retornos de las características observables de hombres y mujeres que a diferencias de estas características.

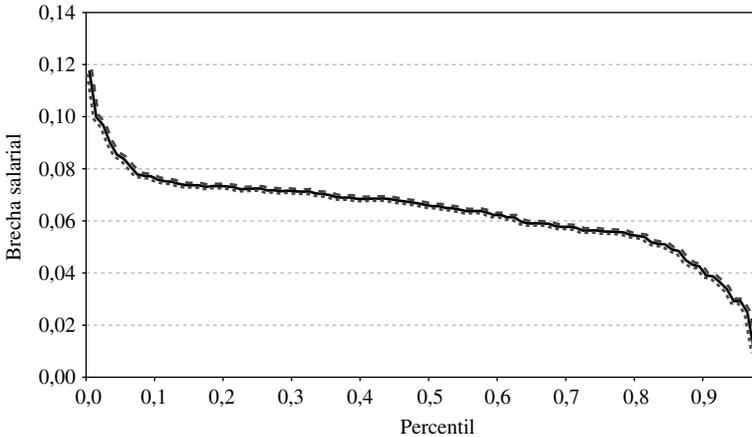
### **5.3. Resultados: descomposición de Machado-Mata corrigiendo por sesgo de selección**

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 homocedasticidad en la distribución de errores.

La Figura 7 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 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 qué parte del efecto de selección se debe a las características observables y qué parte a las características no observables. La porción dada por las características no observables se obtiene comparando la distribución de la muestra de mujeres trabajando con la distribución original de salarios femeninos observados; se presenta en la Figura 9 y representa en el entorno de dos tercios, mientras que la Figura 8 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.

FIGURA 7

BRECHA SALARIAL ENTRE HOMBRES Y MUJERES  
DESPUES DE CORREGIR POR SESGO DE SELECCION

*Nota:* Las líneas punteadas representan un intervalo de confianza al 95% estimado por *bootstrap* con 1.000 simulaciones.

Por último, se analiza qué proporción de la brecha salarial entre género, si todas las mujeres trabajaran, se debe a diferentes características y qué proporción a diferentes retribuciones de estas características. La Figura 10 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 tienen su mayor efecto en la media de la distribución.

En síntesis, se encuentra un efecto selección positivo y significativo en que 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 5); 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 10). Este resultado refleja que si se observa a todas las mujeres, presentan menores niveles educativos y años de experiencia que los hombres.

FIGURA 8

SELECCION MUESTRAL BASADA EN CARACTERISTICAS OBSERVABLES

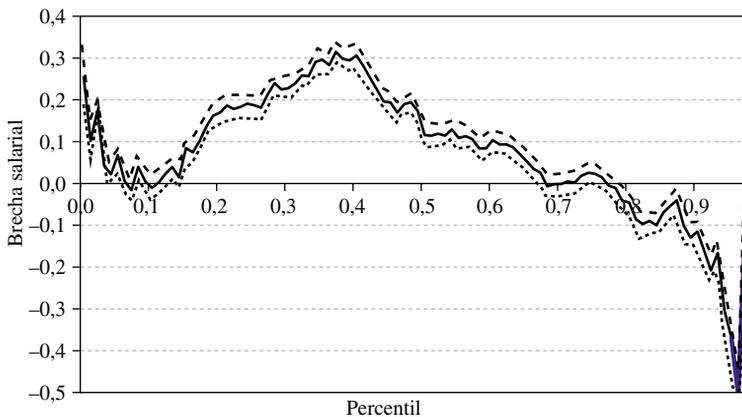
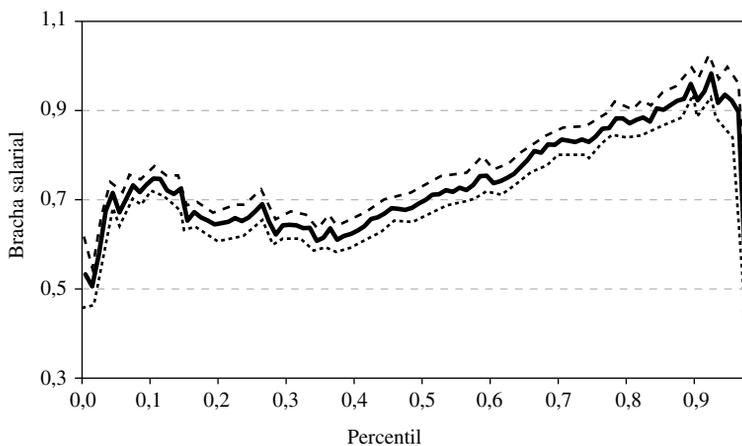


FIGURA 9

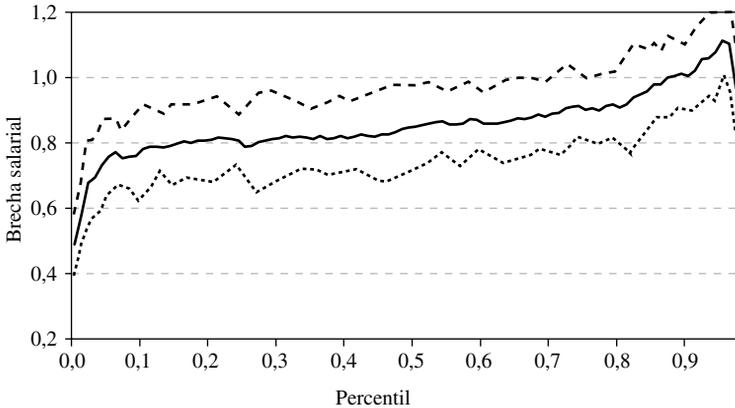
SELECCION MUESTRAL BASADA EN CARACTERISTICAS NO OBSERVABLES



Nota: Las líneas punteadas representan un intervalo de confianza al 95% estimado por *bootstrap* con 1.000 simulaciones.

FIGURA 10

DIFERENCIA ENTRE EL LOGARITMO SALARIAL DE LOS HOMBRES Y EL SALARIO QUE LAS MUJERES RECIBIRIAN SI TODAS TRABAJARAN Y TUVIERAN LAS MISMAS CARACTERISTICAS QUE LOS HOMBRES PERO FUERAN REMUNERADAS COMO MUJERES (LUEGO DE AJUSTAR POR SELECCION)



*Nota:* Las líneas punteadas representan un intervalo de confianza al 95% estimado por *bootstrap* con 1.000 simulaciones.

## VI. CONCLUSIONES

En este trabajo se utilizaron regresiones cuantílicas y la descomposición de Machado-Mata con sesgo de selección a la brecha salarial entre género en Uruguay en el 2007. 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 semiparamétricas 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 otra 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 incrementó a lo largo de la distribución, esto es, hay un

efecto “techo de cristal”. La mayor parte de esta diferencia se explica por distintas retribuciones para iguales características y tan solo una pequeña parte se explica por diferentes características.

No obstante, las mujeres presentan una tasa de participación laboral menor a la de los hombres, por lo que se incorporó el efecto selección. Se encuentra que si todas las mujeres trabajaran 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.

Finalmente, como medida de política pública frente a la existencia de una brecha salarial que no puede explicarse por medio de diferencias en dotación se pueden aplicar subsidios al trabajo femenino. Se pueden mencionar como ejemplo las guarderías infantiles, escuelas de tiempo completo y la flexibilización de licencias maternas. Sin embargo, los autores no conocen estudio de evaluación de impacto de dichas políticas en América Latina en la oferta laboral femenina.

## VII. REFERENCIAS

- ALBRECHT, J.; A. BJÖRKLUND y S. VROMAN (2003). “Is there a Glass Ceiling in Sweden?”, *Journal of Labor Economics* 21 (1), pp. 145-177.
- ALBRECHT, J.; A. VAN VUUREN y S. VROMAN (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 A. ESPINO (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.
- BUCHELI, M. y G. SANROMAN (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.; N. FORTIN y T. LEMIEUX (1996). “Labor Market Institutions and the Distribution of Wages, 1973-1992: a Semiparametric Approach”, *Econometrica* 64 (5), pp. 1001-1044.
- EROSA A.; L. FUSTER y D. RESTUCIA (2010). “A Quantitative Theory of the Gender Gap in Wages”, Instituto Madrileño de Estudios Avanzados (IMDEA) Ciencias Sociales, Working Paper 2010-04.
- 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 G. BASSETT (1978). “Regression Quantiles”, *Econometrica* 46, pp. 33-50.
- MACHADO, J. y J. MATA (2005). “Counterfactual decomposition of changes in wage distributions using quantile regression”, *Journal of Applied Econometrics* 20, pp. 445-465.
- MELLY, B. (2006). “Estimation of Counterfactual Distributions using Quantile Regression”, Swiss Institute for International Economics and Applied Economic Research (SIAW), University of St. Gallen, Discussion Paper 50.

- OAXACA, R. (1973). "Male-Female Differentials in Urban Labor Markets", *International Economic Review* 14, pp. 693-709.
- RIVAS, M.F. y M. ROSSI (2002). *Discriminación salarial en el Uruguay 1991-1997*, Departamento de Economía, Facultad de Ciencias Sociales, Universidad de la República.
- SILVERMAN, B. W. (1986). *Density Estimation for Statistics and Data Analysis*, Chapman and Hall: London.
- SOSA ESCUDERO, W. (2006). "Quantile Regression", mimeo, Universidad de San Andrés.
- TENJO, J.; R. RIBERO y L. BERNAT (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.

## VIII. ANEXO

La base de datos utilizada en el trabajo es la Encuesta Continua de Hogares del 2007 elaborada por el Instituto Nacional de Estadística de Uruguay con el objetivo de obtener una descripción socioeconómica de la población del país. La muestra es representativa de todo el país, pero en este trabajo se concentró en la capital Montevideo, que representa casi la mitad de la población del país.

Se seleccionó a personas 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. La muestra del 2007 comprende 18.259 personas entre 18 y 55 años, 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 menores 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 a rendición de cuentas, propinas, aguinaldo, salario vacacional, boletos de transporte, recibo alimento o bebidas, tickets alimentación, recibo vivienda o alojamiento, retribución en especie, complemento pagado por el empleador y cuotas mutuales. En primer lugar, la variable cuota mutua es una variable indicadora, por lo tanto, si el trabajador recibe cuota mutua se multiplicó por el valor de la misma (definida en la encuesta como  $mtc\_cuota$ ). En segundo lugar, si un trabajador tiene derecho a aguinaldo se calcularon 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 este 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 dividido en tres variables: si el establecimiento cuenta con menos de 5 empleados, entre 5 y 49 empleados y más de 50 empleados.

