

# **SALARIOS FEMENINOS EN EL URUGUAY ¿EXISTE UN TECHO DE CRISTAL?**

**MARISA BUCHELI<sup>1</sup>  
GRACIELA SANROMAN<sup>2</sup>**

Primera versión: Mayo, 2004

Esta versión: Junio, 2005

## **RESUMEN**

El objetivo de este artículo es responder a la pregunta ¿existe un techo de cristal para las mujeres en Uruguay? Para ello se evalúa el comportamiento de la brecha entre los salarios masculinos y los femeninos a través de la distribución salarial. Se estiman regresiones cuantílicas de hombres y mujeres por separado y se estima la diferencia contrafactual entre el salario de los hombres y el que éstos obtendrían si sus características fueran remuneradas de acuerdo a la distribución de salarios de las mujeres. Después se realiza un análisis análogo obteniendo una brecha contrafactual para el salario femenino. Los resultados sugieren que los salarios femeninos están afectados por la existencia de un techo de cristal.

## **ABSTRACT**

The aim of this article is to answer the question of whether women in Uruguay face a glass ceiling. To do this, the conditional gender wage gap is evaluated along the empirical wage distribution function. Separated quantile regression for women and men are estimated. We evaluate the counterfactual gap between the observed male wage and what this would be if men's characteristics were remunerated in accordance with women's wage distribution. After this the counterfactual gap is also evaluated for women's wages. The results suggest that women's wages are affected by a glass ceiling.

---

1 Departamento de Economía. FCS, UDELAR. (marisa@decon.edu.uy)

2 CEMFI y Departamento de Economía. FCS, UDELAR. (gsanroman@decon.edu.uy)

**Clasificación JEL:** J16, J71

**Palabras claves:** discriminación de género, techo de cristal, regresiones cuantílicas

## 1 INTRODUCCIÓN

La participación de las mujeres en el mercado de trabajo y su tasa de empleo han venido creciendo en las últimas décadas en Uruguay. Así, la proporción de mujeres activas pasó de un 40% a mediados de los años ochenta a un 49% en el año 2003 mientras que la tasa de empleo femenina creció de 35% a 39% en igual período. Además, la tasa de desempleo femenina ha sido persistentemente mayor a la de los hombres. Por otra parte, el ingreso laboral promedio femenino ha sido inferior al masculino, aunque esta brecha ha presentado una tendencia decreciente.

Distintos trabajos han analizado la diferencia entre los ingresos laborales de hombres y mujeres en el Uruguay. A partir del análisis de la brecha promedio de los ingresos laborales para distintos subgrupos de trabajadores y en diferentes períodos, se ha encontrado evidencia de discriminación de género (Bucheli y Rossi (1987), Furtado y Raffo (1998), Rivas y Rossi (2000) ). Además, diversos trabajos sugieren la existencia de segregación ocupacional (Amarante y Espino (2001 y 2002) Furtado y Raffo (1998)).

La contribución de este artículo radica en estudiar en qué medida existe un techo de cristal. La expresión techo de cristal alude a una barrera invisible que impide a determinados grupos acceder a puestos directivos; es decir, se origina en impedimentos para acceder a la cima de los escalones jerárquicos y más en general, refiere a los límites del desarrollo de la carrera laboral y de las perspectivas de los asalariados de grupos discriminados. Una manera de encontrar evidencia de techo de cristal es analizar en qué medida la brecha salarial debida a discriminación es mayor en la cola superior de la distribución de los salarios. Para ello se estudia la brecha de ingresos salariales en distintas posiciones de la distribución.

Siguiendo a Albrecht, Bjorklund y Vroman (2003), Dolado y Llorens (2003) y Ardeazabal y Ugidos (2003), se utilizan regresiones cuantílicas y se estima la diferencia entre el salario efectivo y un salario hipotético que recibiría un hombre si sus atributos fueran remunerados de forma similar a lo que esos atributos son remunerados a las mujeres. Si esta diferencia contrafactual es más pronunciada en la parte superior de la distribución, entonces se interpreta que las mujeres enfrentan un techo de cristal.

Para realizar las estimaciones se utilizan microdatos provenientes de la Encuesta Continua de Hogares (ECH) del año 2002, del Instituto Nacional de Estadística (INE) correspondientes a asalariados que trabajan habitualmente al menos 35 horas semanales.

La diferencia salarial observada entre hombres y mujeres, es decir el análisis no condicionado por características, sugeriría que la brecha es estable a través de la distribución salarial. No obstante, cuando se analiza los resultados del análisis contrafactual propuesto se obtiene 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.

El resto del trabajo se organiza como sigue: en la sección 2 se detallan los antecedentes de este trabajo; la sección 3 explica la metodología utilizada; los resultados del análisis contrafactual aparecen en la sección 4; finalmente, en la sección 5 se sintetizan las conclusiones.

## 2 ANTECEDENTES

Distintos estudios realizados para el Uruguay muestran que el salario promedio masculino es superior al femenino. Existen varios antecedentes que estudian esta brecha salarial para diferentes sub-poblaciones de trabajadores y períodos. En su mayoría, recurrieron a analizar los valores promedio de los ingresos laborales y a estimar un componente atribuible a diferencias en las características de hombres y mujeres, atribuyendo a discriminación el residuo no explicado. El componente discriminatorio responde entonces a la diferencia de los premios que reciben hombres y mujeres por sus características. Su conclusión general es que la brecha bruta no se explica -al menos totalmente- por diferencias en los atributos productivos de los trabajadores.

Rivas y Rossi (2000) analizaron en qué medida la caída de la brecha salarial bruta de los años noventa se explicaba por una reducción del componente discriminatorio. Para ello, estudiaron la brecha promedio de los años 1991-97 para el grupo de trabajadores de 25 a 55 años -dependientes e independientes- que dedicaban tiempo completo al mercado de trabajo. El estudio concluyó que la disminución de la diferencia bruta de ingresos se debió fundamentalmente a una mejora en el capital humano de las mujeres

(educación formal y experiencia) y, en un grado menor, a una mejora en las características de su inserción laboral (ocupación y sector de actividad). El componente discriminatorio representaba más del 100% de la brecha bruta hacia fines del período, explicando así el total de la diferencia de ingresos entre hombres y mujeres.

Este fenómeno refleja lo que ocurre en el mercado de trabajo de los asalariados privados. En efecto, Rivas y Rossi (2002) estudiaron las remuneraciones en el sector de asalariados privados y públicos concluyendo que en los años noventa, la discriminación por género creció entre los primeros y disminuyó para los segundos. Amarante (2001) señala que hacia fines de la década las diferencias entre hombres y mujeres en el sector público eran inexistentes.

La persistente diferencia salarial no explicada y atribuida a discriminación despertó el interés por el estudio de la segregación ocupacional, entendida como la concentración de mujeres en un pequeño número de ocupaciones. En un análisis del período 1986-1999 y sobre la base de distinguir 75 ocupaciones, Amarante y Espino (2001) concluyeron que el nivel de segregación es superior para los asalariados privados que para los públicos; encontraron además una tendencia creciente para los primeros y una decreciente para los segundos, cuyo efecto neto fue un nivel de segregación estable a lo largo de todo el período analizado. A su vez, Amarante y Espino (2002) estimaron en qué medida la concentración de mujeres en una ocupación incide en el nivel de las remuneraciones, encontrando impactos de distinto signo para hombres y mujeres. Si bien los salarios femeninos son menores cuanto mayor el grado de feminización de la ocupación, el efecto de la concentración de mujeres sobre el salario masculino es positivo. Amarante y Espino concluyen que los impactos de signo opuesto podrían ser resultado de haber considerado ocupaciones que contienen, en su interior, diferentes lugares en las jerarquías. Así, la feminización presentaría un efecto positivo sobre el salario masculino porque en las ocupaciones con alta proporción de mujeres, los cargos superiores estarían ocupados por hombres.

La hipótesis del techo de cristal se relaciona con la segregación ocupacional ya que refiere a la menor probabilidad que tienen las mujeres -u otros grupos pasibles de discriminación- de ser promovidas, en particular en los niveles jerárquicos superiores. O sea, a partir de determinado punto de su carrera laboral, las mujeres enfrentan barreras para continuar

ascendiendo. Esta menor movilidad ascendente en términos ocupacionales se reflejaría en una menor movilidad hacia la cola superior en la distribución de las remuneraciones.

La información más adecuada para analizar esta hipótesis es la recogida a nivel individual a lo largo de algún período de la vida laboral. Utilizando datos de panel, Gang, Landon-Lane y Yun (2003) encuentran que en Estados Unidos los hombres tienen mayor movilidad ascendente y que en Alemania el techo de cristal operaría solamente para los estratos de altos ingresos.

La información de corte transversal también permite analizar el fenómeno de techo de cristal. Si existen barreras para los ascensos, la brecha entre las remuneraciones de hombres y mujeres tenderá a ser mayor para los tramos superiores de ingresos que para los medianos o bajos. Así, una forma de aproximarse al análisis del techo de cristal ha sido estudiar la brecha atribuible a discriminación a lo largo de la distribución de las remuneraciones. Este tipo de análisis es utilizado por Albrecht, Bjorklund y Vroman (2003) quienes encuentran evidencia de la presencia de un techo de cristal para el caso de Suecia. A su vez, con datos para España, Dolado y Llorens (2003) concluyen que este sólo opera en el caso de las mujeres de educación alta.

En forma similar a esos dos artículos, en el presente trabajo se utiliza información de corte transversal -proveniente de la Encuesta Continua de Hogares del año 2002- para contrastar la hipótesis de techo de cristal. La muestra bajo estudio corresponde a los asalariados públicos y privados que trabajan al menos 35 horas semanales.

Para analizar el comportamiento de la brecha observada, se la calculó para distintos percentiles de la distribución de salarios masculinos y femeninos (en logaritmos). Se observa que el salario masculino es superior al femenino, tanto en el promedio como en distintas posiciones de la distribución salarial (gráfica 1). En términos generales, no se visualiza un patrón creciente o decreciente, ya que excepto en los extremos de las distribuciones, la brecha observada parece ser relativamente estable. En efecto, mientras que la diferencia en el promedio salarial (en logaritmos) es 0.12, entre los percentiles 5 y 95 oscila entre 0.09 y 0.15. Así, la simple comparación de la brecha salarial observada a lo largo de la distribución no sugeriría la presencia de un techo de cristal.

Los cálculos de la brecha a lo largo de la distribución dada alguna característica arrojan resultados algo diferentes. En la gráfica 2 aparece la brecha salarial observada para tres grupos de asalariados de distinto nivel de educación curricular: bajo nivel educativo (con menos de 9 años de educación curricular), nivel medio (de 9 a 11 años) y nivel alto (12 años o más). A partir del percentil 40 de la distribución salarial, la brecha presenta una tendencia creciente para los niveles educativos medio y alto; en particular, para este último, crece en forma más pronunciada luego del percentil 80, ilustrando un ensanchamiento de la brecha en el tope de la distribución.

A su vez, el comportamiento de la brecha también parece ser distinto si el cálculo está condicionado a la pertenencia al sector público o privado (gráfica 3). En el primero, el salario masculino es superior al femenino hasta el percentil 55; para valores más altos, la situación se invierte. En el sector privado en cambio, el salario masculino es mayor que el femenino en toda la distribución salarial. Al distinguir distintos tamaños de establecimiento (menos de 5 ocupados, 5 a 49 y 50 o más) la brecha presenta una tendencia marcadamente creciente para los establecimientos pequeños y grandes, en particular a partir del percentil 70.

### 3 METODOLOGÍA

En este artículo se procede a realizar un análisis contrafactual que permite evaluar, en distintos tramos de la distribución salarial, la diferencia entre los salarios masculinos y aquellos que los hombres percibirían si sus características fueran retribuidas como lo son cuando se trata de mujeres. Análogamente, se estima también la diferencia entre el salario hipotético que percibirían las mujeres si sus características fueran remuneradas como a los hombres y el salario efectivamente recibido.

El primer paso consiste en estimar regresiones cuantílicas. Las regresiones cuantílicas permiten estimar los efectos marginales de los regresores en el salario en varios puntos de la distribución de la variable dependiente.

En segundo lugar, se procede a realizar una descomposición de la diferencia salarial que permite estimar la brecha contrafactual buscada.

### 3.1 Regresiones cuantílicas

La regresión cuantílica estima el cuantil  $\theta$  de la variable dependiente  $y$  (en este caso el logaritmo del salario por hora) condicional en diversas covariables que recogen características observables del individuo. El cuantil  $\theta$  de una variable aleatoria condicional en  $x$  es el valor  $y_\theta$  tal que  $Pr(y_i < y_q | x_i) = \theta$  para  $\theta \in (0, 1)$ . Si se asume que  $y_q$  es lineal en  $x$ , esto es si  $y_q = x' \beta(\theta)$  entonces el vector  $\beta(\theta)$  es estimado como la solución a

$$\min_{\mathbf{b}(q)} \sum_{i: y_i \geq x'_i \mathbf{b}(q)} q |y_i - x'_i \mathbf{b}(q)| + \sum_{i: y_i < x'_i \mathbf{b}(q)} (1-q) |y_i - x'_i \mathbf{b}(q)| \quad (1)$$

En las regresiones cuantílicas del salario, los coeficientes estimados  $\beta(\theta)$  se pueden interpretar en forma análoga a los del modelo de regresión para la media condicional, pero en referencia a la retribución de las distintas características (por ejemplo la educación) al cuantil  $\theta$  de la distribución de los salarios condicionales.

Las estimaciones se realizaron para los percentiles 5, 10, 20, 25, 50, 75, 90 y 95, para hombres y mujeres por separado. Las observaciones son ponderadas por los expansores que tienen en cuenta el hecho de que se trata de una muestra estratificada.<sup>3</sup> Para estimar los errores estándar se siguió un procedimiento bootstrap realizándose 250 réplicas para cada regresión cuantílica. Así el error estándar de cada coeficiente es el obtenido en su distribución empírica.

Se trabaja con dos especificaciones de la ecuación salarial. En una de ellas, las variables independientes utilizadas fueron: los años de educación; la experiencia (calculada como la edad menos la educación menos seis) y su cuadrado; un conjunto de variables binarias que recogen el departamento de residencia (19 departamentos). En la otra se incluye además: variables binarias que distinguieron la ocupación (trabajadores de categoría directiva, profesionales o técnicos, empleados, trabajadores en servicios personales o vendedores, trabajadores agrícolas, operarios, trabajadores no calificados, miembros de las fuerzas armadas); variables binarias que recogieron el sector de actividad (sector agropecuario y minas; industria manufacturera;

<sup>3</sup> Nótese que a diferencia de los modelos de regresión para la media condicional, la introducción de estos ponderadores podría ser relevante para la consistencia de los coeficientes estimados en las regresiones cuantílicas.



electricidad, gas y agua; construcción; comercio, hoteles y restaurantes; transporte y comunicaciones; servicios financieros o a empresas; otros servicios); variables binarias que identificaron el tipo y tamaño de establecimiento (sector público; microempresa -menos de 5 trabajadores; establecimiento privado con 5 a 49 trabajadores; establecimiento privado con 50 trabajadores o más).

Se estimaron dos tipos de modelos. Uno de ellos no considera el término de corrección por autoselección mientras que el otro sí lo tiene en cuenta.

Para controlar por autoselección se realizó, en una etapa previa, la estimación de modelos probit (para hombres y mujeres por separado) cuya variable dependiente -a la que denominamos  $d$ - tomó valor 1 para los asalariados (ocupación principal) que trabajaban habitualmente al menos 35 horas semanales.

Las variables independientes utilizadas en el modelo probit -a las que denominamos  $z$ - fueron: los años de educación y su cuadrado; la edad y su cuadrado; una variable binaria que recogió la asistencia al sistema educativo; una variable binaria que recogió si el trabajador recibía una pasividad; un conjunto de variables binarias que distinguieron el parentesco con el jefe del hogar (jefe, cónyuge, hijo u otro), el estado conyugal (casado, separado, soltero), el tipo de hogar (unipersonal, en pareja con y sin hijos, monoparental o extendido), la presencia de hijos pequeños (menores de 3, de 3 a 6 años y de 6 a 13); el lugar de residencia (19 variables que identificaron el departamento); el ingreso per cápita del resto del hogar; el tamaño del hogar y la tasa de desempleo del hogar.

De la estimación de los modelos probit se obtuvo una predicción de la probabilidad de estar ocupado  $\hat{p} = \Phi(z'g)$  -donde  $z$  son las características del individuo y  $g$  los parámetros estimados. A partir de ello se obtiene la inversa del ratio de Mills (1) y se define un término de corrección (al que denominamos  $b$ ).

$$b = I(m + sp) = \frac{j(m + sp)}{\Phi(m + sp)} \quad (2)$$

donde  $\mu$  y  $\sigma$  son los coeficientes asociados a la constante y la pendiente en una estimación de un nuevo modelo probit cuya variable dependiente es  $d$

y cuyas covariables son la constante y el término  $\rho$ . A su vez,  $\phi$  y  $\Phi$  son respectivamente la función de densidad y de distribución de una variable aleatoria normal estándar. Para estimar las regresiones cuantílicas controlando por sesgo de autoselección, se incluye un polinomio de tercer orden en el término  $b$  tal como lo propone Buchinsky (1996).

### 3.2 Análisis contrafactual

Para realizar el análisis contrafactual se procede en primer lugar a descomponer la brecha salarial siguiendo el espíritu de la propuesta por Oaxaca (1973). Esta permite descomponer la brecha salarial en dos términos: uno se debe a que los hombres y las mujeres tienen características diferentes; el otro responde a que el mercado retribuye estas características en forma distinta a trabajadores de distinto sexo.

En el caso de las regresiones cuantílicas, la descomposición contiene tres términos y se puede expresar como,

$$\Delta y_q = \Delta x_q \mathbf{b}_q^m + x_q^h \Delta \mathbf{b}_q + \Delta u_q \quad (3)$$

donde  $\Delta y_q = y_q^h - y_q^m$ ,  $\Delta x_q = x_q^h - x_q^m$ ,  $\Delta \mathbf{b}_q = \mathbf{b}_q^h - \mathbf{b}_q^m$ ,  $\Delta u = u_q^h - u_q^m$ . El supraíndice  $m$  corresponde a las mujeres mientras que el  $h$  a hombres. La variable  $y_j^q$ ,  $j=h,m$  representa el cuantil  $\theta$  de la distribución condicional de los salarios ofrecidos a hombres y mujeres respectivamente;  $x_q^j = E(x_i | y = y_q^j, j)$  es la esperanza de las características laborales en el cuantil  $\theta$  y  $u_q^j = E(u_i | y = y_q^j, j)$  es el error de la regresión cuantílica en dicho cuantil.

El objetivo del análisis contrafactual es estimar el segundo componente del lado derecho de la ecuación (3), o sea evaluar para las distintas posiciones de la distribución el término:

$$g_q^h = \bar{x}_q^h \Delta \mathbf{b}_0 \quad \text{si } d=1. \quad (4)$$

El término  $g_q^h$  permite evaluar la diferencia entre los salarios que efectivamente perciben los hombres y aquellos que percibirían si sus características fueran retribuidas como a las mujeres. Análogamente se estima  $g_q^m = \bar{x}_q^m \Delta \mathbf{b}_0$ .

Para evaluar estos términos se utiliza la aplicación que Albrecht, Bjorklund y Vroman (2003) hacen del método propuesto por Machado y Mata (2000). El mismo consiste en realizar un procedimiento de *bootstrap* para evaluar  $\bar{x}_q^h$  estimando el valor promedio de  $\bar{x}_q^h$  en 100 muestras de tamaño 100. Este procedimiento se repite 250 veces de forma de obtener una medida de la dispersión del término  $g_q^h$ . Este método permite minimizar el término  $\Delta u_q$  y estimar  $g_q^h$  de forma consistente.

Para introducir el término de corrección por autoselección en la descomposición de la brecha salarial existen diversas alternativas, tal como se discute en Neuman y Oaxaca (2003). En el presente trabajo se opta por utilizar la inversa del ratio de Mills que surge del modelo de probabilidad femenino de pertenecer a la muestra pero evaluada a partir de las características de los hombres.

#### 4 RESULTADOS

El análisis se realizó utilizando información sobre asalariados de tiempo completo relevada por la ECH para el año 2002.

Las características de los individuos son diferentes según el sexo: si bien en promedio los años de experiencia potencial son similares (21 años), las mujeres cuentan con un año más de educación curricular que los hombres (10.8 años vis a vis 9.5) y se concentran en mayor medida en la capital (ver cuadro 1).

También difieren las características del empleo. Al clasificar a los trabajadores según el tipo de establecimiento (público o privado y, en este último caso, tres tamaños diferentes) se observa que las mujeres se distribuyen en forma relativamente uniforme; los hombres en cambio, tienen una participación menor en las empresas pequeñas.

Por otro lado, desde el punto de vista de las ocupaciones, la diferencia más sobresaliente radica en la mayor concentración relativa de las mujeres en las categorías de empleadas y trabajadoras de servicios personales; mientras, los hombres presentan mayor peso relativo en las tareas de operario. Por último, en cuanto al sector de actividad, más de la mitad de las mujeres trabaja en el sector servicios mientras que solo lo hace el 26% de los hombres.

#### 4.1 Regresiones cuantílicas

En el cuadro 2 se presenta los resultados obtenidos a partir de estimaciones de las regresiones cuantílicas que no incorporaron ningún procedimiento para controlar por selección de la muestra. En el cuadro 3 aparecen los resultados obtenidos cuando se utiliza el procedimiento de control por autoselección. En cada caso se realizan dos especificaciones diferentes de la ecuación salarial. En la primera se controla por las variables de capital humano (años de educación y experiencia) y región (considerándose los diecinueve departamentos); en la segunda además se incluyen como regresores la ocupación, el sector de actividad y el tipo de establecimiento.

En todas las estimaciones y para todas las posiciones de la distribución, los retornos de la educación son significativos y positivos, tomando en la mayor parte de los casos valores superiores en la cola derecha. La comparación por género indica que suelen ser mayores -o al menos iguales- para los hombres que para las mujeres.

A su vez, la significación y el signo de los coeficientes asociados a los años de experiencia laboral y su cuadrado son también los esperados en todas las estimaciones y para las distintas posiciones analizadas: el primero es positivo y el segundo, negativo. Además, el resultado neto para los valores relevantes de esta variable es positivo; así, en todos los percentiles el salario crece con la experiencia a tasas decrecientes.

Los coeficientes asociados con las variables que capturan el tipo de establecimiento también presentan los signos esperados. En el sector privado el salario está positivamente correlacionado con el tamaño del establecimiento. En cambio, no se encuentran diferencias sistemáticas entre los salarios de los ocupados en establecimientos de mayor tamaño y los trabajadores del sector público. Específicamente, los salarios de las mujeres correspondientes a los tramos altos de la distribución son mayores cuando trabajan en establecimientos grandes del sector privado; en los tramos bajos de la distribución salarial las diferencias no son significativas. En el caso de los hombres, los salarios son mayores en el sector público para los tramos inferiores de la distribución y las diferencias no son significativas en los tramos superiores.

Por último, cabe señalar que en algunas de las especificaciones los coeficientes asociados a los términos de corrección por autoselección son significativos, pero no se encuentra una regularidad en este resultado. Tampoco se detectan cambios sustantivos en los coeficientes de las variables explicativas.

#### **4.2 Brecha contrafactual**

En el cuadro 4 se presenta las estimaciones de la brecha contrafactual calculadas a partir de los coeficientes de las regresiones que no controlan por selección de la muestra. Las diferentes columnas refieren al resultado obtenido para los distintos percentiles analizados (5, 10, 20, 25, 50, 75, 90, 95).

En la fila 1 aparece la brecha observada, la cual presenta -tal como se mencionó- un comportamiento estable a lo largo de la distribución.

En la fila 2, se informa la brecha contrafactual considerando como base las características de las mujeres. Con este cálculo se obtiene una estimación de la diferencia entre el salario hipotético de las mujeres (si sus características fueran remuneradas como a los hombres) y el salario efectivo. En la fila 3, el cálculo se basa en las características de los hombres y mide la brecha contrafactual entre el salario efectivo masculino y el que prevalecería si los hombres fueran retribuidos como las mujeres. En ambos cálculos, la brecha es positiva en todas las posiciones de la distribución lo que indica que la retribución de las características es menor para las mujeres que para los hombres. Esta diferencia es mayor para los percentiles superiores a la mediana que para los inferiores; además, por encima de la mediana, presenta un patrón creciente aunque sin importantes diferencias entre el percentil 90 y 95.

Para todos esos cálculos se utilizan los coeficientes obtenidos en las regresiones que controlan por capital humano y lugar de residencia. En las filas 4 y 5 se presentan los resultados correspondientes a estimaciones que incluyen como regresores adicionales la ocupación, el sector de actividad y el tipo de establecimiento.

Al comparar las estimaciones presentadas en la fila 4 con las que aparecen en la fila 2 se observa que para los percentiles bajos la brecha contrafactual es menor, siendo no significativamente diferente de 0 para el percentil 5. Sin embargo, a partir del percentil 75 la brecha estimada es

similar en ambas especificaciones. A su vez la brecha estimada en la fila 5 no presenta diferencias relevantes con respecto a los resultados de la fila 3 para los percentiles bajos y tiende a ser mayor en los tramos superiores de la distribución.

En resumen, se detectan algunas diferencias en las estimaciones puntuales según la especificación de la ecuación salarial con la que se trabaja. Sin embargo, en todos los casos la brecha es mayor en los tramos superiores de la distribución salarial.

En el cuadro 5 aparecen los resultados obtenidos a partir de estimaciones en que se procedió a controlar por selección de la muestra. En este caso, se vuelve a obtener un patrón creciente a través de la distribución en todos los cálculos realizados (excepto para la fila 2 en que éste se observa solamente hasta el percentil 90).

En resumen, los resultados son robustos respecto al comportamiento de la brecha a lo largo de la distribución salarial e indican un comportamiento compatible con la hipótesis de techo de cristal.

## 5 CONCLUSIONES

Este artículo busca responder a la pregunta ¿existe un techo de cristal para las mujeres en Uruguay? Con dicho objetivo se analiza la brecha salarial entre hombres y mujeres a través de la distribución salarial de los asalariados que trabajaban habitualmente al menos 35 horas semanales.

La brecha salarial observada entre hombres y mujeres se mantiene estable a través de la distribución salarial para el año estudiado. Pero para evaluar correctamente el comportamiento de la brecha entre los salarios masculinos y los 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. Se trabajó con cuatro estimaciones que difirieron por las variables independientes incorporadas y según se utilizara un control por autoselección. Con los coeficientes resultantes se calculó, para los distintos percentiles, la diferencia entre el salario que las mujeres recibirían si sus características fueran remuneradas como las de los hombres y su salario efectivo.

Asimismo, se calculó la diferencia entre el salario efectivo de los hombres y el que percibirían si sus características fueran remuneradas como a las mujeres.

Se obtuvo así, para distintas posiciones de la distribución salarial, ocho estimaciones de la brecha entre hombres y mujeres atribuibles a una diferente remuneración de sus características. Estas brechas fueron mayores para los percentiles superiores que para los tramos inferiores. Es destacable, además, que en la mayoría de los casos se observa un patrón notoriamente creciente a lo largo de la distribución. Estos resultados sugieren la existencia de un techo de cristal para las mujeres en el Uruguay.

### **Anexo: Los datos utilizados**

Los datos utilizados provienen de la ECH relevada por el INE de Uruguay en el año 2002. Se trata de una muestra ponderada representativa de las localidades con más de 5.000 habitantes. Para el presente estudio, se utiliza la información de los asalariados de 18 a 58 años que trabajan habitualmente 35 horas semanales o más en su ocupación principal, excepto los trabajadores de servicio doméstico que duermen en el hogar para el cual trabajan.

El número de casos en este rango de edad para el año 2002 es 29.051 de los cuales 19.614 están ocupados; 10.506 son asalariados en su ocupación principal y trabajan habitualmente al menos 35 horas semanales en ese empleo.

El ingreso relevado en la ECH corresponde al del mes anterior a la entrevista. Debido a registros sin información sobre remuneraciones (no pudiéndose distinguir si se trataba de ocupados recientes que no tenían ingreso laboral el mes anterior o de omisiones), se conoce la remuneración por hora para 9.815 casos: 5.917 hombres y 3.898 mujeres.

Para calcular la remuneración por hora de los asalariados se sumó los siguientes rubros de ingresos percibidos en la ocupación principal: el salario líquido; los ingresos por concepto de comisiones, incentivo y horas extras; los viáticos; las propinas; las retribuciones en especie; los complementos pagados por el empleador y una estimación de tres beneficios previstos para los asalariados.

Uno de estos beneficios refiere al subsidio de las prestaciones de salud. En Uruguay, el sistema de salud privado descansa en un conjunto de instituciones en las que la atención requiere el pago de una cuota mensual. Los asalariados privados contribuyentes al sistema de seguridad social tienen derecho a percibir esta cuota; por otra parte, algunos trabajadores están amparados en convenios laborales que prevén que el empleador se haga cargo de una o más cuotas, como ocurre en varios organismos públicos. La ECH releva el número de cuotas percibidas a través del empleo, lo que permitió estimar el equivalente total en dinero de la percepción de estas prestaciones.



Un segundo beneficio de los asalariados es el aguinaldo. Este consiste en una suma equivalente a un salario mensual. El tercer beneficio es el salario vacacional: consiste en una cuota parte del salario mensual que se percibe para hacer uso de la licencia anual. La ECH pregunta si el trabajador tiene derecho a aguinaldo en su ocupación principal: en caso de respuesta afirmativa, se imputó adicionalmente el importe de esos dos beneficios.

La remuneración así estimada fue deflactada por el índice de precios al consumo y dividido por el número de horas semanales habitualmente trabajadas en dicha ocupación.

## Referencias

- Albrecht, J.; Bjorklund, A. y S. Vroman, 2003.** “*Is there a glass ceiling in Sweden?*”, *Journal of Labor Economics*, 2003, 21 (1), 145-177.
- Amarante, V., 2001.** “*Diferencias salariales entre trabajadores del sector público y privado*” Serie Documentos de Investigación, DT 02/01, Instituto de Economía, Facultad de Ciencias Económicas y de Administración, UDELAR.
- Amarante, V. y A. Espino, 2001.** “*La evolución de la segregación laboral por sexo en Uruguay. 1986-1999*”, Documento de Trabajo 3/01, Instituto de Economía, Facultad de Ciencias Económicas y de Administración, UdelAR
- Amarante, V y A. Espino, 2002.** “*La segregación ocupacional de género y las diferencias en las remuneraciones de los asalariados privados (1990-2000)*”, Serie Avances de Investigación, DT 05/02, Instituto de Economía, Facultad de Ciencias Económicas y de Administración, UDELAR.
- Ardeazabal, J. y A. Ugidos, 2003.** “*Measuring the gender gap at different quantiles of the wage distribution*”, *Estudios sobre la Economía Española*, 108, Fundación de Estudios de Economía Aplicada, FEDEA.
- Blinder, A., 1973.** “*Wage discrimination: reduced form and structural estimates*”. *Journal of Human Resources*, 8(4), 436-455.
- Bucheli, M. y M. Rossi, 1987.** “*Discriminación laboral contra la mujer*”. Instituto de Economía, Documento de Trabajo No. 4.
- Buchinsky, M., 1996.** “*The Dynamics of Changes in the Female Wage Distribution in the U.S.: A Quantile Regression Approach*”, mimeo, Yale University.
- Dolado, J.J. y V. Llorens, 2004.** “*Gender Wage Gaps by Education in Spain: Glass Floors vs. Glass Ceilings*”. Documento de Trabajo 0403, CEMFI.
- Furtado, M. y L. Raffo 1998.** “*Discriminación y segregación laboral por género*”. Monografía de Graduación. Facultad de Ciencias Económicas, UDELAR.
- Gang, I. N., Landon-Lane, J. y Yung, M., 2003.** “*Does the Glass Ceiling Exist? A Cross-National Perspective on Gender Income Mobility*” IZA, DP 713.
- Machado, J.A.F y J. Mata, 2004.** “*Counterfactual Decomposition of Changes in Wage Distribution using Quantile Regression*”, *Journal of Applied Econometrics*, forthcoming.

- Neuman, S. y R. Oaxaca, 2003.** “*Estimating Labor Market Discrimination with Selectivity-Corrected Wage Equations: Methodological Considerations and An Illustration from Israel*”, Discussion Paper 2-2003, The Pinhas Sapir Center for Development Tel-Aviv University.
- Oaxaca, R., 1973.** “*Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets*”, International Economic Review, 14, 693-709.
- Rivas, F. y Rossi, M., 2002.** “*Evolución de las diferencias salariales entre el sector público y el sector privado en Uruguay*”, Documento de Trabajo 2/02, Departamento de Economía, Facultad de Ciencias Sociales, UDELAR.
- Rivas, F. y Rossi, M., 2000.** “*Discriminación salarial en el Uruguay 1991-1997*”. Documento de Trabajo 7/00, Departamento de Economía, Facultad de Ciencias Sociales, UDELAR.

<b>Cuadro 1. Valores promedio de las variables</b>			
	<i>Todos</i>	<i>Hombres</i>	<i>Mujeres</i>
Mujer	0,392		
Años de educación	10,0	9,5	10,8
Experiencia	21,4	21,6	21,1
<b>Zona geográfica</b>			
Montevideo	0,537	0,506	0,584
Interior	0,463	0,494	0,416
<b>Tamaño</b>			
Privado, pequeño	0,210	0,180	0,256
Privado, mediano	0,286	0,312	0,246
Privado, grande	0,261	0,258	0,265
Público	0,244	0,251	0,233
<b>Rama de actividad</b>			
Agropecuario y minas	0,042	0,063	0,009
Industria, electricidad gas y agua	0,172	0,204	0,123
Construcción	0,050	0,079	0,005
Comercio, hoteles y restaurantes	0,203	0,203	0,203
Transporte y comunicaciones	0,080	0,106	0,038
Financiero y servicios a empresas	0,088	0,082	0,097
Servicios	0,366	0,263	0,526
<b>Ocupación</b>			
Trabajadores de categoría directiva	0,013	0,017	0,008
Profesionales y técnicos	0,113	0,093	0,145
Empleados	0,209	0,136	0,323
Trabajadores servicios personales y vendedores	0,195	0,160	0,249
Trabajadores agrícolas	0,015	0,024	0,002
Operarios	0,231	0,346	0,053
No calificados	0,201	0,189	0,218
Fuerzas Armadas	0,022	0,035	0,002

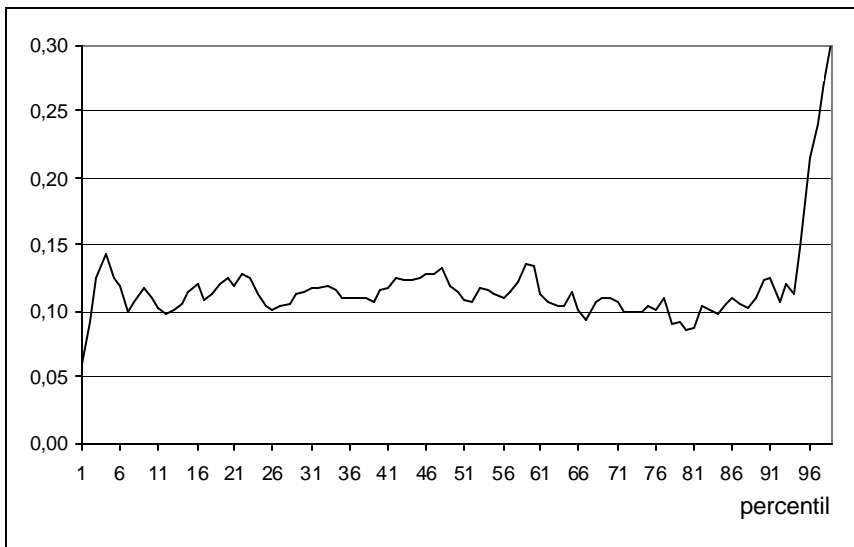
<b>Cuadro 2. Resultados de las estimaciones de regresiones cuantílicas en que no se controla por selección de la muestra</b>										
	<i>Mujeres</i>					<i>Hombres</i>				
	10	25	50	75	90	10	25	50	75	90
<i>Especificación 1</i>										
Años de educación	0,087 (0,005)	0,092 (0,004)	0,100 (0,004)	0,112 (0,003)	0,120 (0,004)	0,098 (0,005)	0,096 (0,003)	0,099 (0,003)	0,112 (0,003)	0,130 (0,005)
Experiencia	0,371 (0,073)	0,373 (0,037)	0,458 (0,033)	0,484 (0,038)	0,398 (0,054)	0,528 (0,046)	0,530 (0,033)	0,582 (0,028)	0,564 (0,037)	0,641 (0,042)
Experiencia al cuadrado	-0,054 (0,016)	-0,050 (0,008)	-0,065 (0,007)	-0,064 (0,008)	-0,043 (0,012)	-0,078 (0,010)	-0,071 (0,007)	-0,077 (0,006)	-0,067 (0,008)	-0,074 (0,009)
<i>Especificación 2</i>										
Años de educación	0,044 (0,006)	0,049 (0,005)	0,050 (0,004)	0,058 (0,005)	0,060 (0,006)	0,058 (0,005)	0,062 (0,003)	0,066 (0,003)	0,067 (0,003)	0,067 (0,004)
Experiencia	0,337 (0,052)	0,364 (0,039)	0,354 (0,036)	0,379 (0,037)	0,353 (0,047)	0,392 (0,041)	0,386 (0,028)	0,444 (0,027)	0,426 (0,031)	0,427 (0,032)
Experiencia al cuadrado	-0,049 (0,011)	-0,053 (0,008)	-0,050 (0,008)	-0,052 (0,008)	-0,045 (0,009)	-0,054 (0,009)	-0,049 (0,006)	-0,058 (0,006)	-0,051 (0,006)	-0,049 (0,007)
Tamaño pequeño	-0,363 (0,060)	-0,385 (0,039)	-0,311 (0,033)	-0,336 (0,036)	-0,370 (0,042)	-0,574 (0,044)	-0,483 (0,032)	-0,409 (0,029)	-0,383 (0,028)	-0,350 (0,041)
Tamaño mediano	-0,131 (0,045)	-0,189 (0,030)	-0,178 (0,027)	-0,221 (0,033)	-0,238 (0,039)	-0,200 (0,038)	-0,153 (0,022)	-0,160 (0,020)	-0,171 (0,024)	-0,157 (0,030)
Sector Público	-0,007 (0,052)	-0,028 (0,038)	-0,015 (0,029)	-0,064 (0,032)	-0,098 (0,043)	0,174 (0,047)	0,133 (0,031)	0,092 (0,027)	0,021 (0,033)	0,068 (0,036)
(1) Desvío estándar en 250 réplicas entre paréntesis.										
(2) En la estimación de la especificación tipo 1, también se incluyeron 18 variables binarias de región geográfica; en la especificación 2; además, se consideraron 7 variables binarias de ocupación y 6 de sector de actividad.										
(3) El parámetro y desvío estándar de la experiencia están multiplicados por 10; los de la experiencia al cuadrado, por 100.										

<b>Cuadro 3. Resultados de las estimaciones de regresiones cuantílicas en que se controla por selección de la muestra</b>										
	<i>Mujeres</i>					<i>Hombres</i>				
	10	25	50	75	90	10	25	50	75	90
<i>Especificación 1</i>										
Años de educación	0,094 (0,005)	0,095 (0,005)	0,103 (0,004)	0,118 (0,004)	0,125 (0,005)	0,099 (0,006)	0,095 (0,004)	0,099 (0,003)	0,111 (0,003)	0,132 (0,004)
Experiencia	0,439 (0,072)	0,425 (0,042)	0,506 (0,038)	0,538 (0,043)	0,510 (0,057)	0,351 (0,054)	0,389 (0,041)	0,418 (0,036)	0,427 (0,037)	0,510 (0,044)
Experiencia al cuadrado	-0,067 (0,016)	-0,062 (0,009)	-0,076 (0,008)	-0,076 (0,009)	-0,066 (0,012)	-0,038 (0,012)	-0,041 (0,009)	-0,042 (0,008)	-0,039 (0,008)	-0,045 (0,010)
Inv. Ratio Mills (IRM)	-2,955 (2,340)	-1,865 (1,134)	-3,365 (1,041)	-3,296 (1,101)	-1,750 (1,391)	-3,448 (1,280)	-4,103 (1,515)	-3,070 (0,984)	-2,465 (1,430)	-4,798 (1,594)
IRM al cuadrado	2,731 (2,669)	1,408 (1,292)	3,220 (1,159)	3,041 (1,243)	1,530 (1,603)	2,308 (1,324)	3,358 (1,523)	2,400 (0,984)	1,927 (1,387)	3,827 (1,550)
IRM al cubo	-0,741 (0,967)	-0,268 (0,467)	-0,936 (0,409)	-0,822 (0,443)	-0,347 (0,581)	-0,551 (0,423)	-0,965 (0,491)	-0,672 (0,312)	-0,562 (0,434)	-1,056 (0,485)
<i>Especificación 2</i>										
Años de educación	0,045 (0,006)	0,049 (0,005)	0,053 (0,004)	0,060 (0,005)	0,062 (0,006)	0,061 (0,005)	0,060 (0,003)	0,063 (0,003)	0,066 (0,003)	0,065 (0,004)
Experiencia	0,369 (0,057)	0,369 (0,045)	0,387 (0,039)	0,421 (0,044)	0,390 (0,048)	0,227 (0,044)	0,246 (0,036)	0,302 (0,032)	0,272 (0,035)	0,292 (0,040)
Experiencia al cuadrado	-0,055 (0,012)	-0,054 (0,009)	-0,056 (0,008)	-0,060 (0,010)	-0,054 (0,010)	-0,017 (0,010)	-0,019 (0,008)	-0,028 (0,042)	-0,018 (0,007)	-0,020 (0,009)
Tamaño pequeño	-0,362 (0,058)	-0,373 (0,039)	-0,315 (0,031)	-0,337 (0,037)	-0,384 (0,041)	-0,544 (0,042)	-0,456 (0,030)	-0,405 (0,026)	-0,377 (0,026)	-0,325 (0,033)
Tamaño mediano	-0,110 (0,043)	-0,186 (0,032)	-0,179 (0,026)	-0,215 (0,033)	-0,240 (0,040)	-0,206 (0,034)	-0,147 (0,022)	-0,163 (0,019)	-0,172 (0,023)	-0,170 (0,026)
Sector Público	0,002 (0,053)	-0,022 (0,038)	-0,028 (0,026)	-0,063 (0,033)	-0,088 (0,041)	0,192 (0,040)	0,146 (0,031)	0,086 (0,026)	0,002 (0,033)	0,043 (0,034)
Inv. Ratio Mills (IRM)	-1,684 (1,505)	-2,748 (1,342)	-3,626 (1,977)	-3,414 (1,069)	-1,069 (1,242)	-1,799 (1,364)	-2,918 (1,118)	-2,628 (0,974)	-3,393 (1,031)	-1,962 (1,411)
IRM al cuadrado	1,205 (1,737)	2,761 (1,506)	3,770 (1,238)	3,458 (1,222)	0,828 (1,398)	0,980 (1,377)	2,176 (1,155)	2,080 (0,975)	2,911 (1,035)	1,486 (1,378)
IRM al cubo	-0,207 (0,631)	-0,872 (0,539)	-1,215 (0,447)	-1,058 (0,443)	-0,121 (0,494)	-0,225 (0,442)	-0,584 (0,379)	-0,597 (0,312)	-0,883 (0,330)	-0,441 (0,431)
(1) Desvío estándar en 250 réplicas entre paréntesis.										
(2) En la estimación de la especificación 1, también se incluyó 18 variables binarias de región geográfica; en la 2 adicionalmente se incluyó: 7 variables binarias de ocupación y 6 de sector de actividad.										
(3) El parámetro y desvío estándar de la experiencia están multiplicados por 10; los de la experiencia al cuadrado, por 100.										

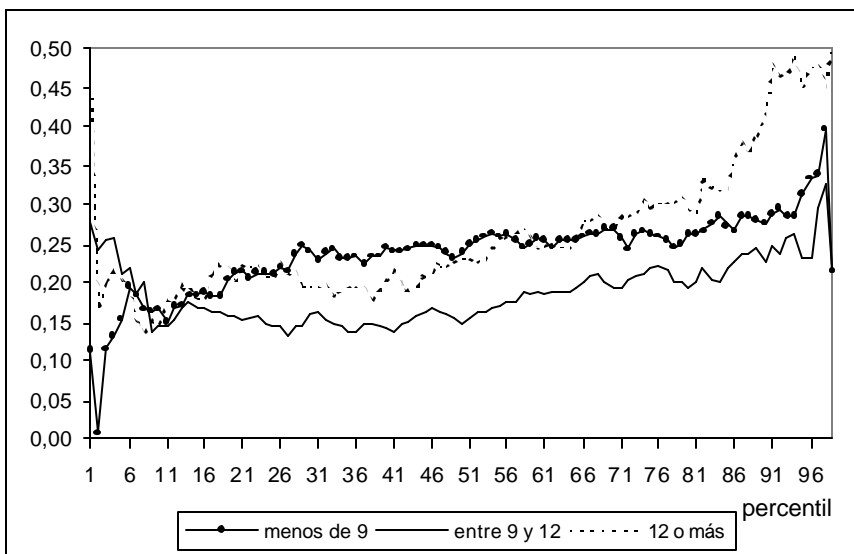
<b>Cuadro 4. Estimaciones de la brecha salarial estimadas a partir de regresiones cuantílicas sin realizar control por selección de la muestra</b>							
	<i>Percentil</i>						
	5	10	25	50	75	90	95
1. Brecha observada	0,126	0,110	0,104	0,115	0,104	0,123	0,147
<i>Variables de control: educación, experiencia y residencia</i>							
2. $\bar{x}_q^m (b_h^h - b_q^m)$	0,223 (0,032)	0,231 (0,018)	0,224 (0,013)	0,249 (0,014)	0,257 (0,010)	0,334 (0,014)	0,337 (0,014)
3. $\bar{x}_q^h (b_q^h - b_q^m)$	0,137 (0,024)	0,203 (0,017)	0,235 (0,016)	0,277 (0,014)	0,293 (0,011)	0,344 (0,013)	0,369 (0,014)
<i>Variables de control: educación, experiencia, residencia, ocupación, sector de actividad, empleo público y tamaño del establecimiento</i>							
4. $\bar{x}_q^m (b_h^h - b_q^m)$	-0,009 (0,037)	0,066 (0,029)	0,138 (0,018)	0,199 (0,017)	0,239 (0,013)	0,366 (0,016)	0,344 (0,020)
5. $\bar{x}_q^h (b_q^h - b_q^m)$	0,142 (0,038)	0,209 (0,030)	0,259 (0,020)	0,319 (0,019)	0,353 (0,017)	0,411 (0,018)	0,381 (0,024)

<b>Cuadro 5. Estimaciones de la brecha salarial estimadas a partir de regresiones cuantílicas realizando un control por selección de la muestra</b>							
	<i>Percentil</i>						
	5	10	25	50	75	90	95
1. Brecha observada	0,126	0,110	0,104	0,115	0,104	0,123	0,147
<i>Variables de control: educación, experiencia y residencia</i>							
2. $\bar{x}_q^m (b_h^h - b_q^m)$	0,153 (0,036)	0,181 (0,025)	0,200 (0,016)	0,241 (0,015)	0,255 (0,014)	0,357 (0,023)	0,343 (0,022)
3. $\bar{x}_q^h (b_q^h - b_q^m)$	0,056 (0,028)	0,158 (0,023)	0,220 (0,016)	0,288 (0,016)	0,324 (0,015)	0,419 (0,024)	0,458 (0,026)
<i>Variables de control: educación, experiencia, residencia, ocupación, sector de actividad, empleo público y tamaño del establecimiento</i>							
4. $\bar{x}_q^m (b_h^h - b_q^m)$	-0,019 (0,038)	0,035 (0,032)	0,111 (0,020)	0,195 (0,019)	0,265 (0,016)	0,341 (0,019)	0,356 (0,024)
5. $\bar{x}_q^h (b_q^h - b_q^m)$	0,106 (0,041)	0,164 (0,034)	0,232 (0,021)	0,343 (0,021)	0,395 (0,020)	0,437 (0,020)	0,450 (0,028)

**Gráfica 1. Diferencia de salarios (en log) entre hombres y mujeres**



**Gráfica 2. Diferencia de salarios (en log) entre hombres y mujeres por años de educación**





**Gráfica 3. Diferencia de salarios (en log) entre hombres y mujeres según pertenencia al sector público o privado y tamaño del establecimiento**

