



Universidad de la República
Facultad de Ciencias Sociales
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

Documentos de trabajo

Salarios Femeninos en el Uruguay

¿Existe un Techo de Cristal?

M. Bucheli y G. Sanroman

Documento No. 05/04

Agosto, 2004

Salarios femeninos en el Uruguay ¿existe un techo de cristal?

Marisa Bucheli¹

Graciela Sanroman²

Primera versión: Mayo, 2004

Esta versión: Agosto, 2004

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

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

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.

Clasificación JEL: J16, J71

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

1 Introducción

Distintos trabajos han analizado la diferencia salarial entre hombres y mujeres en el Uruguay, encontrando evidencia de la presencia de discriminación de género a través del estudio de la brecha promedio entre los salarios femeninos y masculinos (Bucheli y Rossi (1987), Furtado y Raffo (1998), Rivas y Rossi (2000); Amarante y Espino (2002)). En este contexto, este artículo busca responder a la pregunta ¿existe un techo de cristal para las mujeres en Uruguay? Habitualmente, 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.

La existencia de un techo de cristal para las mujeres implica entonces que los salarios femeninos se distancian de los masculinos más pronunciadamente en la parte superior de la distribución salarial. Por lo tanto, buscar evidencia acerca de la presencia de un techo de cristal requiere analizar la brecha salarial entre hombres y mujeres en distintas partes de la distribución salarial. Siguiendo a Albrecht et al (2001), Dolado y Llorens (2003) y Ardeazabal y Ugidos (2003), en este trabajo se utilizan regresiones cuantílicas y se estima la diferencia entre un salario hipotético que existiría sin discriminación y el salario efectivo. 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 del año 2002, 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 incluye un análisis descriptivo de la brecha salarial entre hombres y mujeres; 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 y se proponen nuevas líneas de investigación.

2 Análisis descriptivo de la brecha salarial observada

Distintos estudios realizados para el Uruguay muestran que el salario promedio masculino es superior al femenino. Al analizar esta brecha salarial promedio observada para los años 1991-97 utilizando la descomposición de Oaxaca-Ramson (1994), Rivas y Rossi (2000) encuentran que ella se explica completamente por el componente asociado a la existencia de discriminación de género en el mercado laboral: con excepción del año 1991, este componente representó más del 100% de la brecha. Consecuentemente, el componente que recoge la diferencia salarial asociada a diferencias en las características productivas de hombres y mujeres tomó signo negativo, indicando que las mujeres están mejor dotadas con características positivamente valoradas por el mercado laboral.

En la muestra bajo estudio, que corresponde a los asalariados públicos y privados que trabajan al menos 35 horas semanales en el año 2002, se observa que el salario masculino es superior al femenino, tanto en el promedio como en distintas posiciones de la distribución salarial. A su vez, las características promedio de los asalariados masculinos y femeninos son distintas y las mujeres están mejor dotadas de algunas características que tienen una prima salarial positiva, como por ejemplo el nivel educativo (ver cuadro 1).

Para analizar el comportamiento de la brecha observada, se la calculó para distintos percentiles de la distribución de salarios masculinos y femeninos (en logaritmos). Ello se ilustra en la gráfica 1, en la cual aparece la diferencia salarial entre hombres y mujeres, observándose que toma valores positivos en todos los percentiles analizados. En términos generales, no se visualiza un patrón creciente o decreciente: 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, dónde existe menor discriminación al analizar los salarios promedio (Amarante (2001) y Rivas y Rossi (2002)), 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, la brecha es positiva 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 trabajo 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. Se realiza una estimación sin control por autoselección de la muestra y una en que se procura realizar un control utilizando un procedimiento similar al propuesto por Buchinsky (1996) basado en el modelo de selección bietápico desarrollado por Heckman (1979). La principal diferencia es que en la etapa de autoselección aquí se utiliza un modelo paramétrico tipo probit mientras que Buchinsky (1996) realiza una estimación no paramétrica.

3.1 Regresiones cuantílicas

A diferencia del modelo de regresión tradicional, que es un modelo para la media condicional, la regresión cuantílica es una estimación condicional de los cuantiles. Por lo tanto, permite estimar los efectos marginales de los regresores en diferentes posiciones de la distribución de probabilidad de la variable bajo análisis.

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

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

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 θ de la distribución de los salarios condicionales.

3.2 Descomposición de Oaxaca-Blinder

En este artículo el interés no está centrado en estimar regresiones cuantílicas ni retornos de las características de los individuos *per se*. El foco del análisis es realizar un estudio contrafactual de cuál sería el salario que los hombres percibirían si sus características fueran remuneradas como en el caso de las mujeres. Para realizar ese tipo de análisis se recurre a la metodología de descomposición propuesta por Oaxaca (1973), la cual 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 la versión original y en la mayoría de las aplicaciones empíricas realizadas en los últimos años esta descomposición se basa en la estimación de modelos lineales para la media condicional de la forma:

$$y_i^* = x'_i\beta + u_i \text{ con } E(u_i | x_i) = 0 \quad (2)$$

donde y_i^* es el logaritmo del salario, x_i es un vector $k \times 1$ de características observables del individuo y u_i recoge características inobservables para el econométra que se suponen no correlacionadas con las observables.

Las propiedades del estimador de Mínimos Cuadrados Ordinarios aseguran que el salario predicho evaluado en el vector de características medias de la muestra se iguala exactamente al salario medio, o sea, $E(y_i^*) = E(x_i)' \beta$. La descomposición de Oaxaca-Blinder requiere realizar dos estimaciones de la ecuación salarial, una utilizando una muestra compuesta exclusivamente por hombres y otra con la muestra de mujeres.

En base a estimaciones de las ecuaciones del tipo [2] se construye la siguiente igualdad:

$$E(y_i^{m*}) - E(y_i^{f*}) = \left[E(x_i^m) - E(x_i^f) \right]' \beta^f + E(x_i^m)' [\beta^m - \beta^f] \quad (3)$$

donde $E(y_i^{j*}) = E(y_i^* | j)$ con $j = m$ para los hombres y $j = f$ para las mujeres, igual definición se aplica para $E(x_i^j)$. β^m y β^f , en tanto, son los coeficientes resultantes de realizar estimaciones de la ecuación salarial con submuestras para hombres y mujeres, respectivamente.

El primer término del lado derecho de la ecuación [3] recoge las diferencias en el salario promedio atribuibles a diferencias en las características laborales de hombres y mujeres, mientras que el segundo término es el componente denominado discriminación debido a que el mismo expresa las diferencias salariales originadas en el hecho de que las características laborales son desigualmente retribuidas según se trate de hombres o de mujeres. Otra alternativa es realizar la descomposición considerando que las características de base son las de las mujeres.

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

$$y_\theta^{m*} - y_\theta^{f*} = \left[x_\theta^m - \bar{x}_\theta^f \right]' \beta_\theta^f + x_\theta^{m'} \left[\beta_\theta^m - \beta_\theta^f \right] + \left[u_\theta^m - u_\theta^f \right] \quad (4)$$

donde y_θ^{j*} , $j = m, f$ representan el cuantil θ de la distribución de los salarios condicionales ofrecidos a hombres y mujeres respectivamente; $x_\theta^j = E(x_i | y = y_\theta^j, j = j)$ es la esperanza de las características en el cuantil θ y $u_\theta^j = E(u_i | y = y_\theta^j, j = j)$ es el error de la regresión cuantílica en dicho cuantil.

Reescribimos [4] como

$$\Delta y_\theta^* = \Delta x_\theta' \beta_\theta^j + x_\theta^{j'} \Delta \beta_\theta + \Delta u_\theta \text{ con } j = m, f \quad (5)$$

donde $\Delta y_\theta^* = y_\theta^{m*} - y_\theta^{f*}$, $\Delta x_\theta' = x_\theta^m - x_\theta^f$, $\Delta \beta_\theta = \beta_\theta^m - \beta_\theta^f$ y $\Delta u_\theta = u_\theta^m - u_\theta^f$.

La idea del análisis contrafactual es procurar estimar el segundo componente del lado derecho de la ecuación [5] en las distintas posiciones de la distribución salarial para las cuales se realizan las regresiones cuantílicas.

3.3 Control por autoselección de la muestra

El grupo en estudio consiste en asalariados que trabajan habitualmente al menos 35 horas por semana. Para controlar la autoselección se estima una ecuación de selección en la cual la variable dependiente asume el valor 1 si el individuo pertenece al grupo y el valor 0 en caso contrario.

Así, el modelo a estimar se resume en dos ecuaciones. La primera recoge la probabilidad de que el hombre o la mujer trabaje, como asalariado al menos 35 horas semanales. La segunda brinda una estimación de la diferencia entre los salarios de hombres y mujeres en los distintos cuantiles. Como se explica a continuación, en la segunda ecuación las variables x refieren a características observables de los individuos y la variable h al término de corrección por sesgo de autoselección.

$$\Pr(d = 1 | z) = \Phi(z' \gamma) \quad (6)$$

$$\begin{aligned} \Delta y_\theta &= \Delta x' \pi_\theta^j + x^j' \Delta \pi_\theta \\ &\quad + \Delta h(b)' \delta_\theta + h(b^j)' \Delta \delta_\theta \\ &\quad + \Delta u_\theta \text{ si } d = 1 \end{aligned} \quad (7)$$

donde,

d : es una variable binaria que asume el valor 1 si el individuo es un asalariado que trabaja al menos 35 horas y $\Phi(\cdot)$ es la función de distribución de una variable aleatoria normal estándar,

z : es un vector de $(k_1 + k_2) \times 1$ características observables, incluyendo k_2 una variable continua,

Δy_θ es igual a la diferencia entre y_θ^m y y_θ^f siendo y_θ^j el cuantil θ observado de la distribución muestral de los salarios masculinos si $j = m$ y de los salarios femeninos si $j = f$,

x es un vector $k_1 \times 1$ de características observables,

$h(b)$ es un vector $q \times 1$ que incluye en cada fila los términos de un polinomio de orden q en b ,

b es la inversa del ratio de Mills estandarizada (ver Buchinsky, 1996) y se discute con mayor detalle en la subsección siguiente,

π_θ^j : son los coeficientes de las variables incluidas en el vector x en una regresión del cuantil θ condicionado por x y $h(b)$, con $j = m, f$ para las estimaciones que utilizan la muestra de hombres y mujeres respectivamente y $\Delta\pi_\theta$ igual a la diferencia $\pi_\theta^m - \pi_\theta^f$,

δ_θ^j : son los coeficientes del vector $h(b)$ en una regresiones del cuantil θ condicionado por x y $h(b)$, con $j = m, f$ para las estimaciones que utilizan la muestra de hombres y mujeres respectivamente y $\Delta\delta_\theta$ igual a la diferencia $\delta_\theta^m - \delta_\theta^f$.

3.4 Análisis contrafactual

El análisis contrafactual aquí realizado puede expresarse a través de la siguiente ecuación:

$$g_\theta^j = \bar{x}_\theta^j \Delta\beta_\theta + h(\bar{b}_\theta^0) \Delta\delta_\theta \text{ si } d = 1 \quad (8)$$

donde \bar{x}_θ^j y \bar{b}_θ^0 son el promedio de características observables y de la inversa del ratio de Mills en el cuantil θ , respectivamente.

Es decir el interés se centra en estimar el término g_θ^j el cual, para $j = m$, 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, si se estima ese término para $j = f$, es decir, se estima la diferencia entre un salario hipotético de mujeres (como si sus características fueran retribuidas igual que a los hombres) y su salario efectivo.

Para evaluar dicho término se utiliza la aplicación que Albrecht et al (2003) hacen del método propuesto por Machado y Mata (2000). El mismo consiste en estimar $\beta_\theta^m, \beta_\theta^f$ desde las muestras de hombres y mujeres respectivamente y realizar un procedimiento de *bootstrap* para evaluar el término \bar{x}_θ^m .

Se especifican dos modelos diferentes. En el modelo 1 se considera $b = 0$, es decir no se realiza control por autoselección. El modelo 2 considera un

polinomio de tercer grado en b . Es importante tener en cuenta las características de b y explicitar algunas opciones realizadas para la estimación de la diferencia contrafactual dada por [8].

En primer lugar b la inversa del ratio de Mills se define como,

$$b = \lambda(\mu + \sigma\Phi(z'\gamma)) = \frac{\phi[\mu + \sigma\Phi(z'\gamma)]}{\Phi[\mu + \sigma\Phi(z'\gamma)]} \quad (9)$$

donde μ y σ son los coeficientes de la constante y del término $\Phi(z'\gamma)$ en una estimación de [6] en un nuevo modelo probit cuya variable dependiente es d , es decir la variable dependiente es la binaria que adopta el valor 1 si se trata de un asalariado que trabaja al menos 35 horas y los regresores una constante y la probabilidad predicha por el modelo [6]; $\phi(\cdot)$ y $\Phi(\cdot)$ son respectivamente la función densidad y de distribución de una variable aleatoria normal estándar.

Para realizar el análisis contrafactual se estima un modelo probit para cada sexo, de forma que tanto γ^j como μ^j y σ^j , $j = m, f$ diferirán según se trate de hombres o de mujeres.

En Neuman y Oaxaca (2003) se realiza una discusión exhaustiva de las distintas alternativas para evaluar el término b . De las opciones planteadas por estos autores, en este estudio se opta por estimar, $b^0 = \lambda(\mu^f + \sigma^f\Phi(z'\gamma^f))$. Esto significa que cuando se analiza la diferencia entre el salario masculino en el cuantil θ y el que prevalecería si las características fueran remuneradas a las mujeres, se calcula un término de selección que representa cual sería el comportamiento del hombre en relación a su decisión de participación en el mercado laboral si, manteniendo sus características, se comportara como una mujer. Es importante señalar que cuando se estima la brecha contrafactual basándose en las características de las mujeres b^0 es igual a b .

3.5 Estimación

Siguiendo la metodología detallada en las subsecciones anteriores, se procede a seguir los pasos necesarios para obtener las distintas medidas de la brecha contrafactual.

En primer lugar, se estiman modelos probit para la selección muestral estimados con la muestra masculina y femenina separadamente. Los regresores incluidos se detallan en anexo. Posteriormente, se procede a obtener un estimador de la variable b y b^0 .

En segundo lugar, se estiman las regresiones cuantílicas. Las estimaciones se realizaron para los percentiles (5, 10, 20, 25, 50, 75, 90, 95). Recuérdese que se estiman modelos separados para hombres y mujeres, considerando dos tipos de modelos. Los modelos tipo 1 no consideran el término de corrección por autoselección mientras que los modelos tipo 2 incluyen un polinomio de tercer grado en b . Finalmente se estiman cuatro modelos porque ambos se combinan con dos grupos de covariables alternativos. Primero, el modelo 1.a. y 2.a. incluye la educación, la experiencia potencial y su cuadrado y la región de residencia del hogar como covariables. Estas características presentan algunas diferencias entre sexos: si bien en promedio los años de experiencia son similares (21 años), las mujeres cuentan con un año más de educación curricular que los hombres (10.8 años vis à vis 9.5) y se concentran en mayor medida en la capital (ver cuadro 1).

En una segunda especificación, en los modelos 1.b. y 2.b. se incluye adicionalmente algunas características del empleo: el tipo de establecimiento (público o privado y, en este último caso, tres tamaños diferentes), el sector de actividad y la ocupación. La distribución de hombres y mujeres en estos grupos es distinta, tal como aparece en el cuadro 1. Por un lado, las mujeres se distribuyen en forma relativamente uniforme entre los cuatro tipos de establecimiento; 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 (un mayor detalle de los datos utilizados aparece en el cuadro 1).

Al igual que en modelo probit las observaciones son ponderadas por los expansores que tienen en cuenta el hecho de que se trata de una muestra estratificada.¹ Adicionalmente, se incluye el polinomio de orden tres de las inversas del ratio de Mills. Estos dos problemas hacen que el estimador tradicional de los errores estándar no sea consistente. Debido a ello, se sigue

¹Nótese que a diferencia que en 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.

un procedimiento bootstrap para estimar los errores estándar, realizándose 250 réplicas para cada regresión cuantílica. Así el error estándar de cada coeficiente es el obtenido en su distribución empírica.

En tercer lugar, se obtienen las estimaciones de las características medias en cada cuantil siguiendo la metodología detallada en Albrecht et al. (2001) extrayendo muestras de tamaño 100. Finalmente, se calcula la diferencia contrafactual expuesta en [8] y se vuelve a utilizar la técnica *bootstrap* para evaluar la significación de este término, realizando en total 250 réplicas de tamaño 100.

4 Resultados

4.1 Regresiones cuantílicas

En el cuadro 2 se presenta los resultados obtenidos a partir de estimaciones que no incorporaron ningún procedimiento para controlar por selección de la muestra; en el cuadro 3, se utiliza el procedimiento de control presentado en el apartado 3.3.

En todas las estimaciones y para todas las posiciones de la distribución, los retornos de la educación son significativos y positivos, tomando valores superiores en la cola derecha. La comparación por género indica que suelen ser mayores para los hombres que para las mujeres, en particular cuando se controla por ocupación, rama de actividad y tipo de establecimiento.

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 la pertenencia al sector público o privado (distinguiendo tres tamaños de establecimiento) también presentan los signos esperados. Utilizando como grupo de comparación a quienes trabajan en establecimientos de 50 trabajadores o más, se detecta un efecto marcadamente negativo en el salario de aquellos ocupados en establecimientos con menos de 5 trabajadores; el efecto es también negativo, pero de menor magnitud, cuando el establecimiento ocupa entre 5 y 49

trabajadores.

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, para las mujeres la prima es positiva y significativa en los tramos inferiores de la distribución salarial, pero es negativa para los tramos superiores. En cambio, en el caso de los hombres, la prima es positiva en los tramos inferiores y no significativa en los 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 ni cambios sustantivos en los coeficientes de las restantes variables.

4.2 Brecha contrafactual

En el cuadro 4 se presenta un primer conjunto de resultados obtenidos a partir de estimaciones que no controlan por selección de la muestra. Las diferentes columnas refieren al resultado obtenido para los distintos percentiles analizados. En la fila 1 aparece la brecha observada para los percentiles (5, 10, 20, 25, 50, 75, 90, 95), la cual no presenta -tal como se mencionó- un patrón identificable a través de la distribución. En la fila 2, se informa la brecha contrafactual que surge de estimar el modelo 1.a, considerando como base las características de las mujeres. El cálculo refiere entonces a la diferencia estimada entre el salario hipotético de las mujeres (si sus características fueran remuneradas como a los hombres) y el efectivo. El signo positivo indica que la retribución de las características es menor para las mujeres que para los hombres en todos percentiles analizados. 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.

En la fila 3, el cálculo realizado mide la brecha contrafactual entre el salario efectivo masculino y el que prevalecería si los hombres fueran retribuidos como las mujeres. Nuevamente se recogen signos positivos para todos los percentiles. Además, en este cálculo la brecha presenta un patrón creciente a través de toda la distribución, incluso por debajo de la mediana.

Las filas 4 y 5 se presentan los resultados de cálculos análogos pero a partir de estimaciones del modelo 1.b. Para los percentiles bajos, la brecha

contrafactual disminuye notoriamente con respecto a la estimación anterior, siendo no significativamente diferente de 0 para el percentil 5. La diferencia crece para percentiles mayores, al menos hasta el percentil 90. También se obtiene un patrón creciente a través de la distribución hasta el mismo percentil cuando se calcula la diferencia entre el salario efectivo de los hombres y el que percibirían si sus características fueran remuneradas como a las mujeres.

A su vez, en el cuadro 5 aparecen los resultados obtenidos a partir de estimaciones en que se procedió a controlar por selección de la muestra, o sea, los modelos tipo 2. En este caso, se obtiene un patrón creciente a través de la distribución en los cuatro cálculos realizados, excepto para la fila 2 en que éste se observa solamente hasta el percentil 90.

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 en distintas partes 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, sugiriendo que en el Uruguay existen diferencias salariales entre hombres y mujeres pero no se observaría un comportamiento del tipo techo de cristal.

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. 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 a los hombres y su salario efectivo.

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. 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.

No obstante, este artículo es una primera aproximación al problema bajo análisis. Nuevos trabajos de investigación se requieren para poder determinar con certeza la existencia del denominado techo de cristal. En primer lugar, este mismo estudio podría realizarse utilizando datos correspondientes a cortes transversales de otros años. En segundo lugar, en relación al problema de autoselección, podrían utilizarse otros métodos de estimación semi-paramétricos o no paramétricos.

Anexo: Los datos utilizados

Los datos utilizados provienen de la Encuesta Continua de Hogares (ECH) relevada por el Instituto Nacional de Estadística (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 rango de edades se eligió en virtud de que la edad mínima para trabajar sin restricciones legales es 18 años mientras que la mínima requerida a las mujeres para jubilarse es 58 años. 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 a 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 si el trabajador contribuye al sistema de seguridad social en su ocupación principal y 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 un 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 en la remuneración un sexto del salario líquido mensual.

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.

Para estimar el sesgo de selección se realizó la estimación de un modelo probit cuya variable tomó valor 1 cuando se trataba de un ocupado que en su ocupación principal era un asalariado que trabajaba habitualmente al menos 35 horas semanales. Las variables independientes utilizadas 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 algún beneficio del sistema de seguridad social; 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, moparental o extendido), la presencia de hijos pequeños (menores de 3, de 3 a 6 años y de 6 a 13) y el lugar de residencia (19 variables que identificaron el departamento); el ingreso per cápita del resto del hogar; el tamaño del hogar; la tasa de desempleo del hogar.

En la estimación de las regresiones cuantílicas, las variables indepen-

dientes utilizadas fueron: los años de educación; la experiencia (calculada como la edad menos seis) y su cuadrado; un conjunto de variables binarias que recogió el departamento de residencia (19 departamentos); 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; 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).

References

- [1] ALBRECHT, J.; BJORKLUND, A. Y S. VROMAN (2001), “Is there a glass ceiling in Sweden?”, Discussion Paper Series No. 282, IZA.
- [2] AMARANTE, V. (2002), “Salarios públicos y privados: los diferentes segmentos del mercado laboral 1991-2000,” Serie Documentos de Investigación, DT 04/02, Instituto de Economía, Facultad de Ciencias Económicas y de Administración, UDELAR.
- [3] 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.
- [4] 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.
- [5] BLINDER, A. (1973), “Wage discrimination: reduced form and structural estimates”. *Journal of Human Resources*, 8(4), 436-455.
- [6] BUCHELI, M. Y M. ROSSI (1987). ”Discriminación laboral contra la mujer”. Instituto de Economía, Documento de Trabajo No. 4.
- [7] DOLADO, J.J. Y V. LLORENS (2004), “Gender Wage Gaps by Education in Spain: Glass Floors vs. Glass Ceilings”. Documento de Trabajo 0403, CEMFI.

- [8] FURTADO, M. Y L. RAFFO (1998), “Discriminación y segregación laboral por género”. Monografía de Graduación. Facultad de Ciencias Económicas, UDELAR.
- [9] HECKMAN, J.J. (1979), “Sample Selection Bias as a Specification Error” *Econometrica*, 47, 153-163.
- [10] 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.
- [11] OAXACA, R. (1973), “Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets”, *International Economic Review*, 14, 693-709.
- [12] OXACA, R. Y M.R. RAMSON (1994), “On Discrimination an the decomposition of Wage Differentials”, *Journal of Econometrics*, 61, 5-21.
- [13] RIVAS, F. Y ROSSI, M. (2002), “Evolución de las diferencias salariales entre el sector público y el sector privado en Uruguay”, Documento de Trabajo N° 2/02, Departamento de Economía, Facultad de Ciencias Sociales, UDELAR.
- [14] RIVAS, F. Y ROSSI, M. (2000), “ Discriminación salarial en el Uruguay 1991-1997. Documento de Trabajo N° 7/00, Departamento de Economía, Facultad de Ciencias Sociales, UDELAR..

Cuadro 1. Valores promedio de las variables

	<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
<i>Zona geográfica</i>			
Montevideo	0,537	0,506	0,584
Interior	0,463	0,494	0,416
<i>Tamaño</i>			
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
<i>Rama de actividad</i>			
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
<i>Ocupación</i>			
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

Cuadro 2. Resultados de las estimaciones de regresiones cuantílicas en que no se controla por selección de la muestra

	<i>Mujeres</i>					<i>Hombres</i>				
	10	25	50	75	90	10	25	50	75	90
Modelo 1a										
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)
Modelo 1b										
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 del modelo tipo 1, también se incluyeron 18 variables binarias de región geográfica; en el modelo tipo 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.

Cuadro 3. Resultados de las estimaciones de regresiones cuantílicas en que se controla por selección de la muestra

	<i>Mujeres</i>					<i>Hombres</i>				
	10	25	50	75	90	10	25	50	75	90
Modelo 2a										
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)
Modelo 2b										
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.

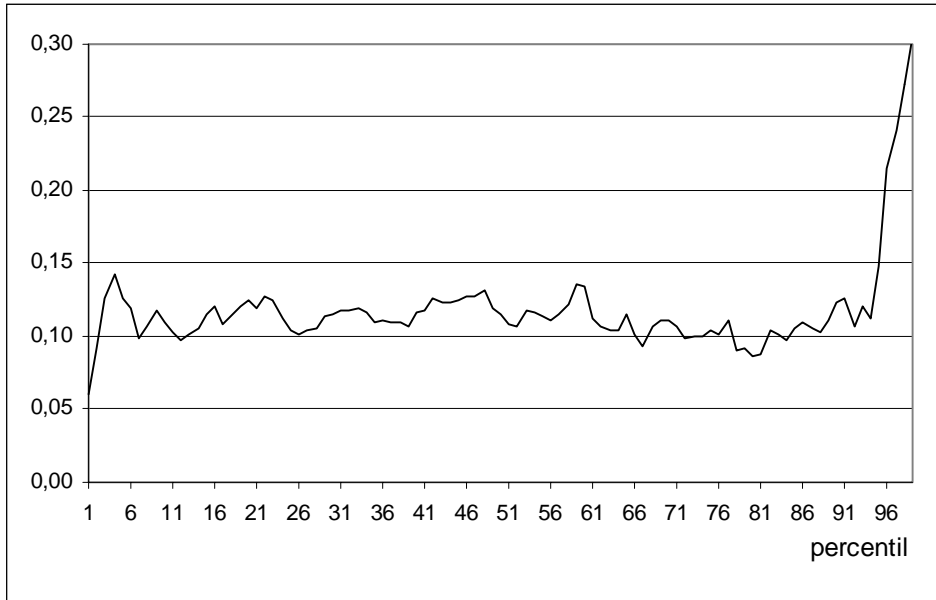
Cuadro 4. Estimaciones de la brecha salarial estimadas a partir de regresiones cuantílicas sin realizar control por selección de la muestra

	<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. $\bar{x}_\theta^f (\beta_\theta^m - \beta_\theta^f)$	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. $\bar{x}_\theta^m (\beta_\theta^m - \beta_\theta^f)$	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. $\bar{x}_\theta^f (\beta_\theta^m - \beta_\theta^f)$	-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. $\bar{x}_\theta^m (\beta_\theta^m - \beta_\theta^f)$	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)

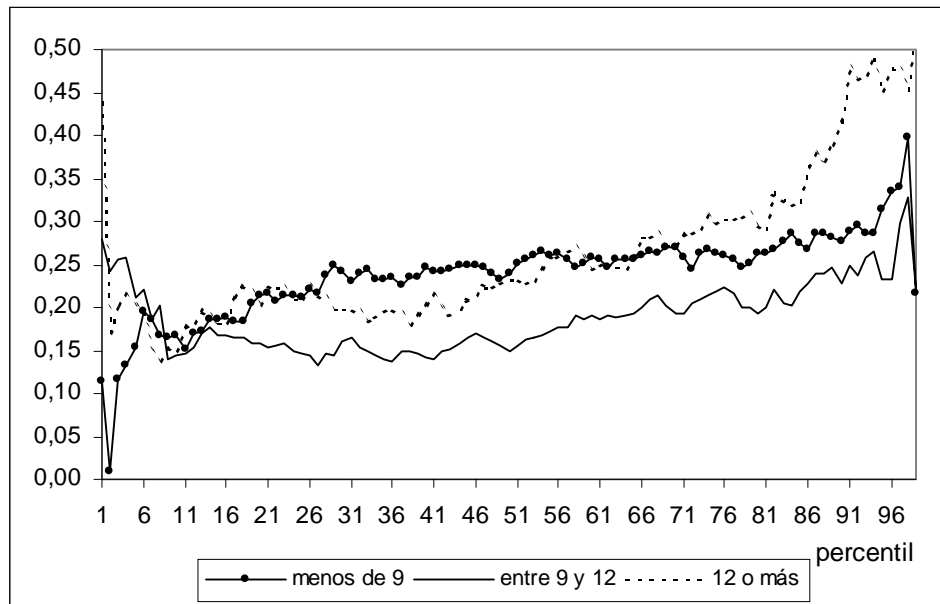
Cuadro 5. Estimaciones de la brecha salarial estimadas a partir de regresiones cuantílicas realizando un control por selección de la muestra

	<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. $\bar{x}_\theta^f (\beta_\theta^m - \beta_\theta^f)$	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. $\bar{x}_\theta^m (\beta_\theta^m - \beta_\theta^f)$	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. $\bar{x}_\theta^f (\beta_\theta^m - \beta_\theta^f)$	-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. $\bar{x}_\theta^m (\beta_\theta^m - \beta_\theta^f)$	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

