

¿EXISTEN BRECHAS SALARIALES POR GÉNERO EN CHILE?

Descomposición de las diferencias salariales entre hombres
y mujeres en el contexto de regresiones por cuantiles

Marcela Peticara

ILADES, Universidad Alberto Hurtado

Alvaro Astudillo

Instituto Nacional de Estadísticas (INE) de Chile

Resumen: Este trabajo busca evaluar las brechas de salarios entre hombres y mujeres a partir de regresiones de cuantiles, utilizando los datos de la Encuesta de Protección Social 2002–2006. Las estimaciones realizadas toman en cuenta la potencial endogeneidad de la variable educación y se incluyen controles de experiencia laboral efectiva.

Se encuentra que el efecto características es pequeño y estadísticamente no significativo hasta aproximadamente el quintil 50 (mediana), donde se hace positivo (favorable a las mujeres) y crece monótonicamente hasta llegar a 12 por ciento en el percentil 90. El efecto parámetro (o componente no explicado) es siempre negativo a lo largo de toda la distribución. Notablemente, no encontramos un efecto techo en el mercado laboral chileno una vez que controlamos por la potencial endogeneidad de la variable educación. Las estimaciones intra-ocupación revelan que las mayores brechas de salarios se encuentran entre trabajadores del comercio y obreros y trabajadores agrícolas calificados.

INTRODUCCIÓN Y MOTIVACIÓN

Según reportes del Ministerio del Trabajo y Previsión Social de Chile (2005) en el año 2003 existe una brecha salarial promedio entre hombres y mujeres asalariados del 5 por ciento. Según Montenegro (2001) esta brecha ha tendido a reducirse durante toda la década del 90, pasando de 18 por ciento en el año 1990 a 5 por ciento en el año 1998.

La magnitud y determinantes de la brecha salarial en Chile son temas de controversia sobre los cuales se ha generado una vasta literatura. Desde los trabajos pioneros de Paredes (1982) y Paredes y Rivero (1994), hasta el año 2007 poco se había avanzado en la aplicación de técnicas econométri-

Los autores agradecen el financiamiento del Fondo Nacional de Desarrollo Científico y Tecnológico (FONDECYT) de Chile a través del proyecto N° 11060204 "Evaluación de las Brechas Salariales entre Hombres y Mujeres en Chile".

Latin American Research Review, Vol. 45, No. 2. © 2010 by the Latin American Studies Association.

cas más sofisticadas para estudiar la magnitud de la brecha salarial por género y sus determinantes. Durante el año 2007 y 2008 Bravo, Sanhueza y Urzúa (2008a)¹ y Ñopo (2006) publican trabajos que muestran avances en las metodologías utilizadas por la literatura previa. En particular estos estudios reportan, entre otras cosas, que la magnitud de la brecha salarial es mayor entre trabajadores de alta escolaridad y alta experiencia laboral, resultados que son consistentes con los obtenidos por Montenegro (2001) y Gill y Montenegro (2002) mediante regresiones por cuantiles. Estos hallazgos sugieren la existencia de un efecto techo, es decir, al comparar las distribuciones de salarios de hombres y mujeres la brecha salarial es mayor en los cuantiles más altos de ésta distribución.

El propósito de este trabajo es contribuir a la literatura al evaluar cuánto de la brecha salarial puede atribuirse a un potencial efecto discriminación, en el contexto de estimación de regresiones por cuantiles.² Para esto se aplica la técnica de descomposición propuesta por Melly (2005, 2006).

La contribución de este trabajo con respecto a otros antes mencionados descansa en dos pilares. Primero, se utiliza el panel de la Encuesta de Protección Social (EPS) 2002–2006, base de datos hasta ahora poco explotada para evaluar brechas salariales. Esta base de datos posee la ventaja de tener variables de historial laboral autoreportada que permiten la construcción de una medida de experiencia laboral efectiva. Usualmente esta medida no ha sido utilizada en estudios de brechas salariales en Chile.³ Segundo, este trabajo amplía la metodología de Montenegro (2001) y Gill y Montenegro (2002) al descomponer la brecha salarial por género mediante la metodología propuesta por Melly (2005, 2006) y al instrumentar una variable crítica, años de educación.

Trabajos como el de Bravo, Sanhueza y Urzúa (2008a) proponen un enfoque distinto al estimar un modelo multiecuacional que considera estimaciones para salarios, horas trabajadas, acumulación de experiencia laboral y educación. Aun cuando la metodología y los objetivos de este último trabajo son diferentes a los nuestros, existen conclusiones coincidentes que refuerzan los resultados entregados por este trabajo.

La estructura de este trabajo es la siguiente. En la sección II se describe la metodología y se presentan los modelos a estimar. En la sección III se

1. Adicionalmente Bravo, Sanhueza y Urzúa (2008b) publican otro trabajo que evalúa las diferencias salariales en tres profesiones (médicos, abogados e ingenieros comerciales), utilizando una base de datos de egresados de la Universidad de Chile.

2. Ver Koenker y Bassett (1978), Koenker y Portnoy (1987), Buchinsky (1994) y Fitzenberger (2002) para aplicaciones de regresiones por cuantiles. En Albrecht et al (2006), Autor et al (2005) pueden encontrarse ejercicios de descomposición utilizando la técnica de Machado y Mata (2005).

3. Bravo, Sanhueza y Urzúa (2008a) utilizan la EPS 2002 y también presentan medidas de experiencia laboral efectiva.

describen los datos. En la sección IV se presentan los resultados y finalmente en la sección V se concluye.

REGRESIONES POR CUANTILES Y DESCOMPOSICIÓN

El enfoque de las regresiones por cuantiles provee un marco flexible para evaluar diferenciales de salarios entre dos o más grupos, debido principalmente a la posibilidad de capturar distintos efectos de las variables explicativas sobre una variable de interés, dependiendo del lugar en la distribución condicional asociada en que nos encontremos.

Se asume que el cuantil θ puede escribirse como $Q_\theta(y|x) = X\beta(\theta)$ $\theta \in (0,1)$ donde $\beta(\theta)$ es un vector desconocido de parámetros del cuantil o percentil θ ; X es una matriz $n \times k$ de variables independientes e y es la variable dependiente, que en nuestro caso corresponde al logaritmo del salario horario.

Siguiendo a Koenker y Bassett (1978) estos estimadores pueden ser obtenidos como la solución al siguiente problema de minimización:

$$(1) \beta_t(\theta) = \operatorname{argmin} \left[n_t^{-1} \sum_{i=1}^{n_t} \rho_\theta(Y_i - X_i\beta) \right],$$

donde $t \in \{H, M\}$ y la función ρ está dada por $\rho_\theta(z) = z[\theta - I(z \leq 0)]$ e I es la función indicador. Dado este supuesto de linealidad, el cuantil condicional de $Y(t)$ puede ser estimado consistentemente por $X_i\beta_t(\theta)$.

La extensión de métodos de variables instrumentales en este contexto ha sido estudiada por Amemiya (1982) y Powell (1983). El procedimiento de estimación consiste en utilizar como regresor las predicciones obtenidas tras modelar la variable educación como función de un conjunto de instrumentos y ajustar el error estándar de este estimador tomando en cuenta el error asociado a la primera etapa.

Ahora bien, nuestro interés radica en poder descomponer el diferencial salarial por género en un efecto características y un efecto parámetro. Machado y Mata (2005) proponen una extensión de la metodología clásica de Oaxaca-Blinder (Blinder 1973; Oaxaca 1973) basada en técnicas de remuestreo. De igual manera, Melly (2005, 2006) propone un estimador alternativo al de Machado-Matta (MM), teóricamente más eficiente y más fácil de computar. Este estimador es numéricamente idéntico al estimador MM cuando el número de simulaciones usadas en el cómputo de este estimador tiendan a infinito (Melly 2006).

La idea de Melly es simple. Para poder aplicar la descomposición de Oaxaca-Blinder a los cuantiles, debe ser posible estimar la distribución contrafactual de salarios que se hubiese observado entre las mujeres de haber tenido éstas las características y retornos observados para los hombres. Si se asume que los cuantiles condicionales en algún conjunto de variables explicativas (X) son lineales en X , es posible encontrar los cuantiles

no-condicionados invirtiendo la función de distribución condicionada de la variable de interés (en este caso salarios). La función de distribución no-condicionada de los salarios puede estimarse integrando la distribución condicional en el rango de las variables explicativas. Finalmente, uno puede recuperar los cuantiles no-condicionales invirtiendo la distribución no condicionada de salarios.

En particular Melly (2006) propone estimar la distribución condicional de $Y(t)$ dado X_i en q como

$$(2) \hat{F}_{Y(t)}(q/X_i) = \sum_{j=1}^J (\theta_j - \theta_{j-1}) I(X_i \beta_j(\theta) \leq q) d\theta,$$

donde I es nuevamente la función indicador. Luego la distribución no condicional de salarios puede recuperarse como

$$(3) \hat{F}_{Y(t)}(q/T = t) = n_i^{-1} \sum_{i \in I_{i=t}} \hat{F}_{Y(t)}(q/X_i).$$

Mientras que el cuantil no condicional se recupera como

$$(4) \hat{q}_i(\theta) = \inf \left\{ q : n_i^{-1} \sum_{i \in I_{i=t}} \hat{F}_{Y(t)}(q/X_i) \geq \theta \right\}.$$

Nuestro interés es utilizar esta derivación para simular los cuantiles contrafactuales. Por ejemplo:

$$(5) \hat{q}_c(\theta) = \inf \left\{ q : n_i^{-1} \sum_{i \in I_{i=t}} \hat{F}_{Y(t)}(q/X_i) \geq \theta \right\}.$$

Nos daría los cuantiles salariales de las mujeres de haber sido retribuidas como los hombres. Y entonces la diferencia en los cuantiles no-condicionales de salarios puede descomponerse como

$$(6) \hat{q}_i(\theta) - \hat{q}_c(\theta) = [\hat{q}_i(\theta) - \hat{q}_c(\theta)] - [\hat{q}_c(\theta) - \hat{q}_c(\theta)],$$

donde el primer corchete representa el efecto de los coeficientes y el segundo el efecto de las características. Bajo supuestos usuales en regresiones por cuantiles, los estimadores presentados son consistentes y asintóticamente normales.⁴

DATA Y MODELOS A ESTIMAR

Los datos utilizados en este estudio provienen de la Encuesta de Protección Social, la cual tiene por objetivo recopilar información sobre el mercado laboral y el sistema de protección social chileno. Es una encuesta de carácter longitudinal, habiéndose aplicado hasta la fecha tres rondas en años 2002, 2004 y 2006. La cuarta ronda, realizada en diciembre del 2008, aún no está disponible.

4. Ver Chernozhukov, Fernandez Val y Melly (2008). Para las estimaciones se utiliza el software STATA MP 10.0, y en particular se utiliza el paquete *rqdeco* escrito por Melly. Estos programas debieron ser modificados para poder instrumentar la variable educación. Estas modificaciones están disponibles escribiendo a los autores.

La Encuesta de Protección Social incluye información de aproximadamente diecisiete mil individuos, de los cuales el 50 por ciento son mujeres. Los distintos módulos de la encuesta registran información tanto de los individuos seleccionados así como de los miembros de sus hogares. En particular se registra información general del entrevistado, información sobre su historia laboral, ingresos familiares, activos y patrimonio, protección social, salud, capacitaciones, historia personal, entre otras.

Las historias laborales auto reportadas de la EPS contienen información relativamente detallada de los períodos de actividad (empleo y desempleo) e inactividad de los encuestados. Mediante este reporte pueden reconstruirse las historias laborales de hombres y mujeres cuyos trabajos reportados, entre enero del 2002 y la última encuesta, poseen información de salario.

Las historias laborales auto reportadas sólo se remontan desde el año 1980. Por esta razón todas las estimaciones se presentan para hombres y mujeres menores a cincuenta años en el año 2006. Esta decisión se justifica al considerar que los entrevistados mayores a cincuenta años (al año 2006), tenían más de veinticuatro años en el año 1980, lo que nos hace presumir que sus historias laborales estarían censuradas.

Tal como se ha expuesto, en una primera etapa, es necesario estimar modelos de salarios para hombres y mujeres a través de las regresiones por cuantiles. El modelo general a estimar se puede expresar como:

$$(7) \ln Y_t = \beta_{00} + \beta_{110} ESC_t + \beta_{210} ESC_t^2 + \beta_{310} EXP_t + \beta_{410} EXP_t^2 + \delta_{10} X_{1t} + \mu_{it}$$

donde $t \in \{H, M\}$,⁵ Y corresponde al salario hora de los individuos, ESC corresponde a la escolaridad del individuo, EXP es la variable que mide experiencia laboral, X_1 corresponde a un set de variables de información personal tales como: si el individuo vive en la zona sur, norte o en la Región Metropolitana, si se encuentra casado, soltero o separado; si trabaja en una empresa pequeña, mediana o grande y si tiene contrato o no, entre otras.⁶ Los β y δ son los vectores de parámetros a estimar, los cuales dependen del cuantil en el cual nos encontremos.

Se presentan estimaciones para el total de la muestra (asalariados y trabajadores independientes) y otras estimaciones para los asalariados privados que trabajan a tiempo completo.⁷ También se realizan estimaciones ocupación-específica de acuerdo a seis grandes grupos ocupacionales:

5. H , hombres; M , mujeres.

6. En general estas variables son un conjunto de *dummies* que tienen como categoría base un individuo que vive en la Región Metropolitana, soltero, que trabaja en una empresa grande y sin contrato. Además, en una de las formulaciones del modelo se adicionan variables que miden el *timing* de experiencia laboral al considerar como distinta la experiencia adquirida hace diez y cinco años atrás.

7. Por un tema de espacio en este trabajo sólo se presenta algunas versiones de estos modelos. Todas las variantes de los modelos descritos pero no reportados en este trabajo pueden ser solicitados escribiendo a mpeticara@uahurtado.cl.

profesionales y directivos, profesionales medios (técnicos), trabajadores del comercio o que atienden a clientes, administrativos, obreros y trabajadores agrícolas calificados y trabajadores no calificados.

Se presentan especificaciones distintas según las variables de experiencia laboral utilizadas y si se instrumentaliza o no la variable educación. En primer lugar se presentan los resultados correspondientes a los modelos que incluyen sólo experiencia potencial (edad del individuo menos los años de escolaridad menos seis). Estos modelos permiten comparar los resultados de nuestras estimaciones con resultados anteriormente reportados en la literatura. El segundo conjunto de modelos no sólo contiene medidas de experiencia laboral efectiva, sino que flexibiliza la forma funcional permitiendo que años de experiencia laboral reciente tengan un mayor impacto sobre los salarios. El tercer conjunto de estimaciones además instrumenta la variable educación utilizando información sobre nivel educativo y ocupación de los padres del entrevistado.

Hay razones para esperar que los patrones de acumulación de experiencia laboral difieran entre hombres y mujeres. Las mujeres en general presentan un patrón de participación laboral mucho más intermitente que el de los hombres. El cuadro 1, permiten al lector evaluar en mejor medida hasta que punto difieren los patrones de acumulación de experiencia efectiva entre hombres y mujeres. En este cuadro se presentan las distribuciones empíricas de la fracción del tiempo trabajado durante los últimos cinco y diez años respectivamente para hombres y mujeres por nivel educativo y por tramos de edad. Si miramos a las mujeres con menos de doce años de escolaridad formal y entre cuarenta y cuarenta y nueve años, sólo el 16.3 por ciento ha trabajado más del 90 por ciento del tiempo en los últimos cinco años, mientras que sólo el 13.3 por ciento ha trabajado más del 90 por ciento del tiempo en los últimos diez años. Además, aproximadamente el 72.7 por ciento ha trabajado menos del 10 por ciento en los últimos cinco o diez años. Parecería que el empleo continuo está lejos de ser la norma entre las mujeres de nivel educativo bajo. Por otro lado, mujeres más educadas presentan patrones de empleo más continuos. El 66.1 por ciento (58.7 por ciento) de las mujeres con dieciséis o más años de educación ha trabajado más del 90 por ciento del tiempo en los últimos cinco (diez) años. Aún así, los patrones de empleo de las mujeres educadas siguen estando muy lejos de la norma de los hombres. En el grupo con dieciséis años o más de escolaridad y edades entre cuarenta y cuarenta y nueve años, aproximadamente el 85 por ciento de los hombres ha trabajado más del 90 por ciento en los últimos cinco o diez años.

El cuadro 2 permite apreciar los promedios y las desviaciones estándar para hombres y mujeres de las principales variables que utilizamos para este estudio. En el gráfico 1 se presentan estimaciones Kernel para la densidad de salarios de hombres y mujeres en dos grupos distintos: la muestra total y asalariados privados que trabajan tiempo completo. De los

Cuadro 1 Continuidad en las historias laborales, hombres y mujeres, por tramos de edad y nivel educativo, al año 2006 (últimos cinco y diez años)

| | % tiempo trabajado en los últimos 5 años | | | % tiempo trabajado en los últimos 10 años | | |
|-------------------------|--|------------|------------|---|------------|------------|
| | Más del 10 | Más del 50 | Más del 90 | Más del 10 | Más del 50 | Más del 90 |
| Hombres | | | | | | |
| 0–11 años educ. | | | | | | |
| 20–29 | 91.7% | 56.6% | 16.5% | 90.1% | 44.2% | 3.8% |
| 30–39 | 95.1% | 84.3% | 48.1% | 95.5% | 88.3% | 44.6% |
| 40–49 | 96.7% | 84.2% | 47.5% | 96.6% | 87.7% | 48.5% |
| 12 años educ. | | | | | | |
| 20–29 | 93.1% | 48.9% | 13.1% | 89.9% | 51.5% | 31.5% |
| 30–39 | 97.7% | 90.2% | 59.5% | 97.9% | 90.5% | 53.9% |
| 40–49 | 99.0% | 94.4% | 66.7% | 99.1% | 96.6% | 67.8% |
| 12–15 años educ. | | | | | | |
| 20–29 | 70.3% | 28.4% | 9.4% | 66.2% | 11.7% | 0.7% |
| 30–39 | 98.9% | 89.8% | 61.6% | 99.2% | 88.2% | 47.7% |
| 40–49 | 99.3% | 93.5% | 72.8% | 99.3% | 94.4% | 71.3% |
| 16 años educ. | | | | | | |
| 20–29 | 66.2% | 13.7% | 5.7% | 56.5% | 6.2% | 0.3% |
| 30–39 | 92.3% | 78.6% | 52.8% | 94.0% | 68.9% | 29.0% |
| 40–49 | 99.0% | 95.2% | 84.0% | 99.6% | 96.8% | 85.2% |
| Mujeres | | | | | | |
| 0–11 años educ. | | | | | | |
| 20–29 | 61.9% | 19.6% | 3.3% | 64.4% | 12.4% | 0.7% |
| 30–39 | 75.4% | 35.0% | 12.9% | 79.2% | 36.4% | 9.2% |
| 40–49 | 72.7% | 40.6% | 16.3% | 73.3% | 39.2% | 13.3% |
| 12 años educ. | | | | | | |
| 20–29 | 81.5% | 28.6% | 6.9% | 73.1% | 42.0% | 31.1% |
| 30–39 | 78.4% | 45.2% | 22.5% | 83.8% | 48.7% | 15.9% |
| 40–49 | 81.1% | 49.9% | 26.1% | 83.7% | 47.5% | 20.9% |
| 12–15 años educ. | | | | | | |
| 20–29 | 79.5% | 31.9% | 5.0% | 67.9% | 7.9% | 0.8% |
| 30–39 | 86.4% | 65.5% | 36.1% | 93.1% | 62.6% | 29.8% |
| 40–49 | 85.9% | 63.5% | 43.0% | 88.6% | 68.2% | 38.1% |
| 16 años educ | | | | | | |
| 20–29 | 54.1% | 10.5% | 2.0% | 49.4% | 4.0% | 0.6% |
| 30–39 | 89.5% | 64.5% | 44.6% | 90.9% | 59.6% | 26.4% |
| 40–49 | 95.0% | 83.7% | 66.1% | 96.0% | 82.0% | 58.7% |

Fuente: Elaboración propia en base a EPS 2002–2006.

Cuadro 2 *Promedios y desviaciones estándares de las principales variables para hombre y mujer*

| Variable | Hombre | | Mujer | |
|-------------------------------|----------|------------|----------|------------|
| | Promedio | Desv. Est. | Promedio | Desv. Est. |
| Vive en Zona Norte | 0,104 | 0,305 | 0,079 | 0,270 |
| Vive en Zona Sur | 0,398 | 0,489 | 0,320 | 0,466 |
| Trabaja en empresa pequeña | 0,440 | 0,496 | 0,406 | 0,491 |
| Trabaja en empresa mediana | 0,140 | 0,347 | 0,101 | 0,302 |
| Trabaja en empresa grande | 0,348 | 0,476 | 0,386 | 0,487 |
| Es casado | 0,714 | 0,452 | 0,539 | 0,498 |
| Es separado | 0,069 | 0,253 | 0,163 | 0,369 |
| Años de educación | 10,065 | 3,565 | 11,248 | 3,572 |
| Años de educación al cuadrado | 114,013 | 72,824 | 139,270 | 79,960 |
| Si tiene contrato | 0,557 | 0,497 | 0,506 | 0,500 |
| Experiencia real | 16,515 | 6,903 | 12,781 | 6,825 |
| Experiencia potencial | 22,789 | 8,901 | 21,189 | 8,672 |
| Madre sabe leer | 0,833 | 0,373 | 0,886 | 0,318 |
| Padre sabe leer | 0,866 | 0,341 | 0,899 | 0,301 |
| Madre con ed. básica | 0,480 | 0,500 | 0,529 | 0,499 |
| Madre con ed. media | 0,221 | 0,415 | 0,262 | 0,440 |
| Madre con ed. técnica | 0,009 | 0,096 | 0,013 | 0,114 |
| Madre con ed. superior | 0,008 | 0,089 | 0,015 | 0,122 |
| Padre con ed. básica | 0,285 | 0,451 | 0,210 | 0,408 |
| Padre con ed. media | 0,244 | 0,429 | 0,307 | 0,461 |
| Padre con ed. técnica | 0,014 | 0,117 | 0,025 | 0,155 |
| Padre con ed. superior | 0,014 | 0,119 | 0,033 | 0,179 |
| Salario mensual deflactado | 294.640 | 1.742.724 | 215.126 | 366.328 |
| Salario horario deflactado | 6019 | 17781 | 5277 | 9487 |

Fuente: Elaboración propia en base a EPS 2002–2006.

gráficos se desprende un claro patrón. La distribución de salarios de las mujeres está más corrida hacia la izquierda que la de los hombres. Este patrón se acentúa a medida que restringimos la muestra. Las diferenciales entre hombres y mujeres asalariados que trabajan a tiempo completo son más pronunciadas.

RESULTADOS

Los resultados de las estimaciones y descomposiciones se reportan en los gráficos 2 a 11 y cuadros 3 a 5. Por conveniencia de espacio los resultados de algunas estimaciones sólo se presentan en gráficos.⁸ En algunos de ellos se opta por suprimir los intervalos de confianza, para facilitar

8. Todas las variantes de los modelos, programas y bases de datos están disponibles escribiendo a los autores.

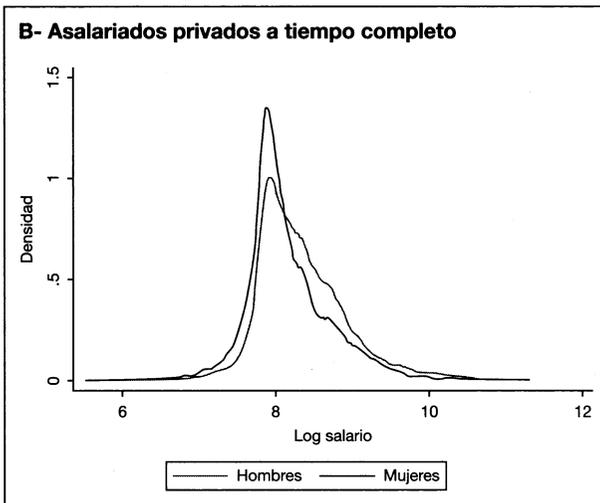
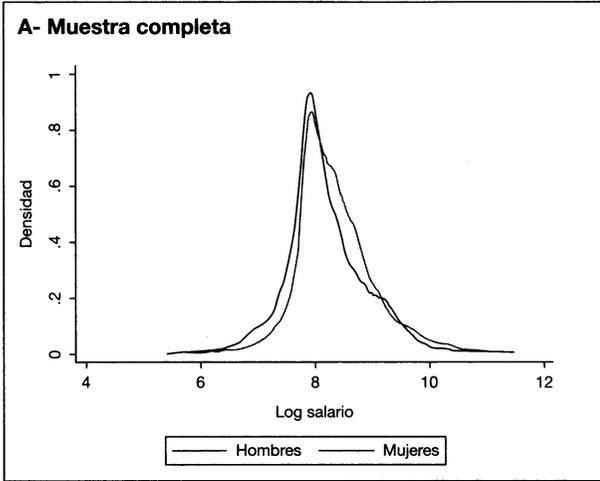


Gráfico 1 Distribución de los salarios, estimaciones kernel, hombres y mujeres

Fuente: Elaboración propia en base a EPS 2002–2006.

la comparación entre las distintas especificaciones. Las regresiones por cuantiles y sus correspondientes descomposiciones se presentan para los cuantiles 10 a 90.

En los gráficos 2 y 3 se presenta la estimación de las brechas de salarios por género para el modelo de experiencia potencial y el modelo de experiencia efectiva con controles por experiencia reciente. En esta primera instancia no se instrumenta la variable educación, para de esa forma hacer estos resultados comparables a los reportados por Montene-

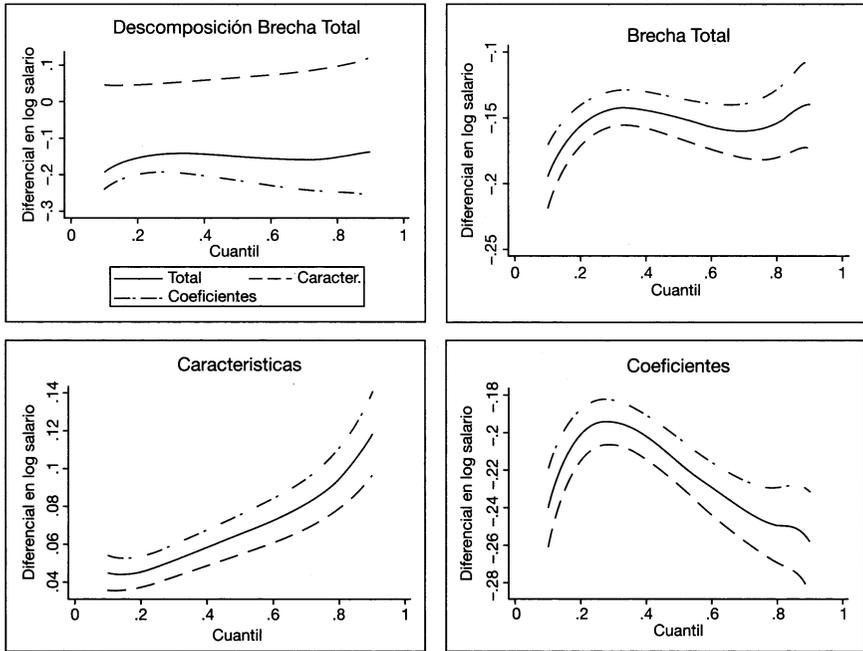


Gráfico 2 Descomposición de la brecha salarial por género: Modelo con experiencia potencial

Fuente: Elaboración propia en base a EPS 2002–2006.

gro (2001). El cálculo de la brecha salarial por género y su descomposición, para algunos cuantiles, se presenta en el cuadro 3. En todos los casos la brecha de salarios total estimada para hombres y mujeres es negativa, independientemente del cuantil donde hagamos la comparación. Existe un efecto parámetro (hombres y mujeres reciben pagos distintas por los mismos atributos, asociado usualmente a discriminación) que es negativo y aumenta a medida que nos movemos hacia cuantiles superiores. Esto se puede interpretar como un caso de efecto techo, resultado ya reportado para Chile por Montenegro (2001) y Ñopo (2006). Por otro lado, se encuentra un efecto características (diferencias salariales producto de que hombres y mujeres tienen características distintas) positivo (a favor de la mujer) y estadísticamente distinto de cero al menos a partir de la mediana. Ambos efectos, el parámetro y el características, se compensan causando que el tamaño de la brecha tienda a permanecer relativamente constante en torno a 14–16 por ciento a partir del cuantil 40 (gráfico 3).

El controlar por experiencia potencial y no por experiencia laboral efectiva, tiende a sobreestimar el efecto características (hacerlo más positivo, a favor de las mujeres) y a sobreestimar el efecto parámetro (lo hace más negativo, indicando mayor discriminación de la que existe). La inclusión

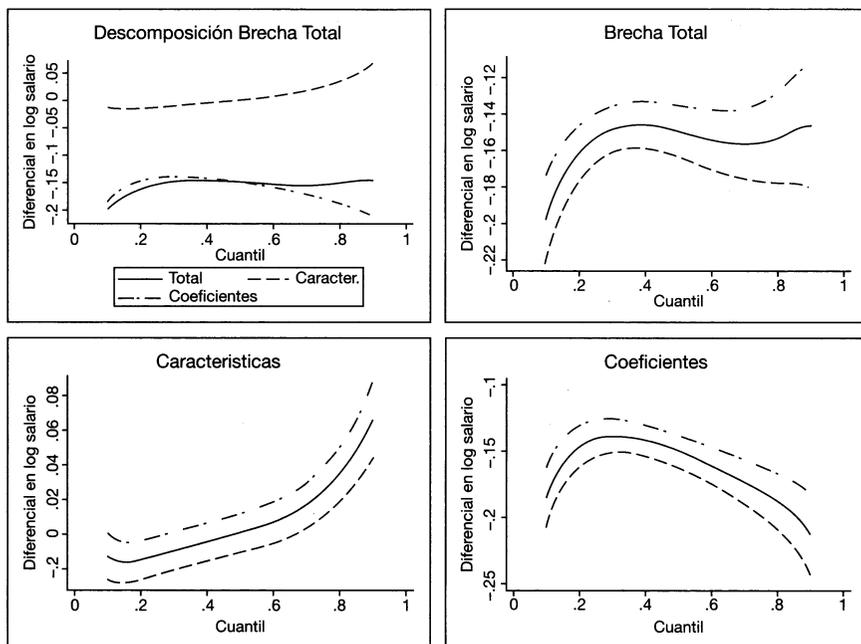


Gráfico 3 Descomposición de la brecha salarial por género: Modelo con experiencia efectiva y controles por experiencia reciente

Fuente: Elaboración propia en base a EPS 2002–2006.

de controles por experiencia reciente, reduce en un par de puntos porcentuales el efecto parámetro (lo hace menos negativo), mientras que también reduce el efecto características (lo hace más positivo). En las regresiones que se incluyen controles por experiencia reciente se encuentra un alto retorno a años de la experiencia laboral reciente. En particular, para las mujeres, un año trabajado en los últimos cinco años puede tener una tasa de retorno entre dos y seis puntos porcentuales más alta, según el cuantil en el cual nos ubiquemos. Para las mujeres la tasa de retorno de años de experiencia laboral reciente es creciente a lo largo de la distribución de salarios. Para los hombres, por el contrario ésta se ubica en torno al 3–4 por ciento y se mantiene constante a lo largo de la distribución.

Los gráficos 4 y 5 (y cuadro 4) son equivalentes al gráfico 3 (y cuadro 3, modelo M2), pero considerando los asalariados privados que trabajan a tiempo completo para ambos casos y controlando por la potencial endogeneidad de la variable educación en el segundo. Nótese que, mientras que el efecto coeficiente tiene una forma de u-invertida en la muestra total, en la muestra de asalariados a tiempo completo el efecto coeficientes es monótonicamente decreciente a lo largo de la distribución de salarios. El efecto características también se reduce (menos favorable hacia las mu-

Cuadro 3 Descomposición de la brecha salarial por género. Modelo con experiencia potencial (M1) y modelo con experiencia real y control por experiencia reciente (M2). Cuantiles seleccionados

| Cuantil | M1: Con exp. Potencial | | | M2: Con exp. real y control exp. reciente | | |
|------------|------------------------|---------------------|------------------------|---|-----------------------|------------------------|
| | Total | Ef. Caract. | Ef. Parám. | Total | Ef. Caract. | Ef. Parám. |
| 0.1 | -0.19 [-0.22 -0.17] | 0.05 [0.04 0.05] | -0.24 [-0.26 -0.22] | -0.20 [-0.22 -0.17] | -0.01 [-0.03 0.00] | -0.19 [-0.21 -0.16] |
| 0.2 | -0.16 [-0.17 -0.14] | 0.05 [0.04 0.05] | -0.20 [-0.21 -0.19] | -0.16 [-0.18 -0.15] | -0.02 [-0.03 0.00] | -0.15 [-0.16 -0.13] |
| 0.3 | -0.14 [-0.16 -0.13] | 0.05 [0.04 0.06] | -0.19 [-0.21 -0.18] | -0.15 [-0.16 -0.14] | -0.01 [-0.02 0.00] | -0.14 [-0.15 -0.13] |
| 0.4 | -0.14 [-0.16 -0.13] | 0.06 [0.05 0.07] | -0.20 [-0.21 -0.19] | -0.15 [-0.16 -0.13] | 0.00 [-0.02 0.01] | -0.14 [-0.15 -0.13] |
| 0.5 | -0.15 [-0.17 -0.13] | 0.07 [0.06 0.08] | -0.22 [-0.23 -0.20] | -0.15 [-0.16 -0.14] | 0.00 [-0.01 0.01] | -0.15 [-0.16 -0.14] |
| 0.6 | -0.16 [-0.17 -0.14] | 0.08 [0.06 0.08] | -0.24 [-0.24 -0.22] | -0.16 [-0.17 -0.14] | 0.02 [-0.01 0.02] | -0.17 [-0.18 -0.15] |
| 0.7 | -0.16 [-0.18 -0.14] | 0.08 [0.07 0.09] | -0.24 [-0.26 -0.23] | -0.16 [-0.18 -0.14] | 0.02 [0.00 0.03] | -0.17 [-0.19 -0.16] |
| 0.8 | -0.15 [-0.18 -0.13] | 0.10 [0.08 0.11] | -0.25 [-0.27 -0.23] | -0.15 [-0.18 -0.13] | 0.03 [0.02 0.05] | -0.19 [-0.21 -0.17] |
| 0.9 | -0.14 [-0.17 -0.11] | 0.12 [0.10 0.14] | -0.26 [-0.28 -0.23] | -0.15 [-0.18 -0.11] | 0.07 [0.04 0.09] | -0.21 [-0.24 -0.18] |

Fuente: Elaboración propia en base a EPS 2002–2006

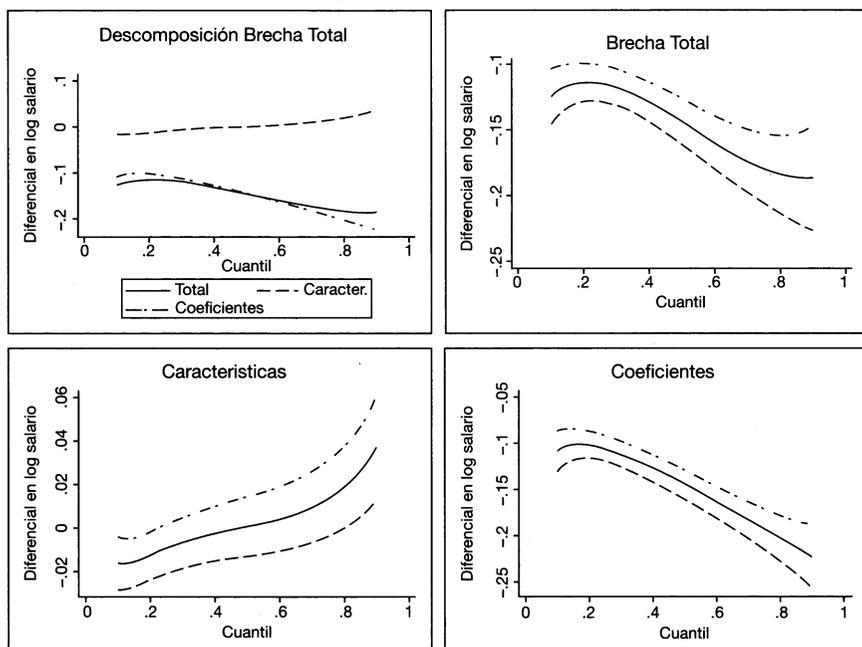


Gráfico 4 Descomposición de la brecha salarial por género: Modelo con experiencia efectiva y controles por experiencia reciente, sólo asalariados privados a tiempo completo (más de cuarenta horas semanales)

Fuente: Elaboración propia en base a EPS 2002–2006.

eres), generando que al combinarse con el efecto anterior, la brecha de salarios se reduzca a la izquierda del percentil 50, pero aumente para los percentiles superiores.

Notablemente, al instrumentar la variable educación, las mayores brechas de salarios se encuentran en los percentiles medios. La brecha de salarios (aún cuando siempre negativa) se ve notablemente reducida en los percentiles más altos (en el percentil 90 es 13 por ciento versus 21 por ciento en el modelo anterior). Ciertamente, la estimación se torna mucho más imprecisa, pero bajo esta nueva especificación la brecha total en salarios casi desaparece para los percentiles superiores.

Similares estimaciones se realizan estratificadas por grandes grupos ocupacionales. Nótese que las estimaciones en este caso no corrigen por autoselección, en el sentido de que la elección de la ocupación puede ser endógena, dado que no se considera dentro de los objetivos propuestos para este trabajo. Sin embargo sirven para hacer comparables los resultados con otros encontrados en la literatura. Para todos estos casos sólo se reportan los resultados para el modelo que incluye controles por expe-

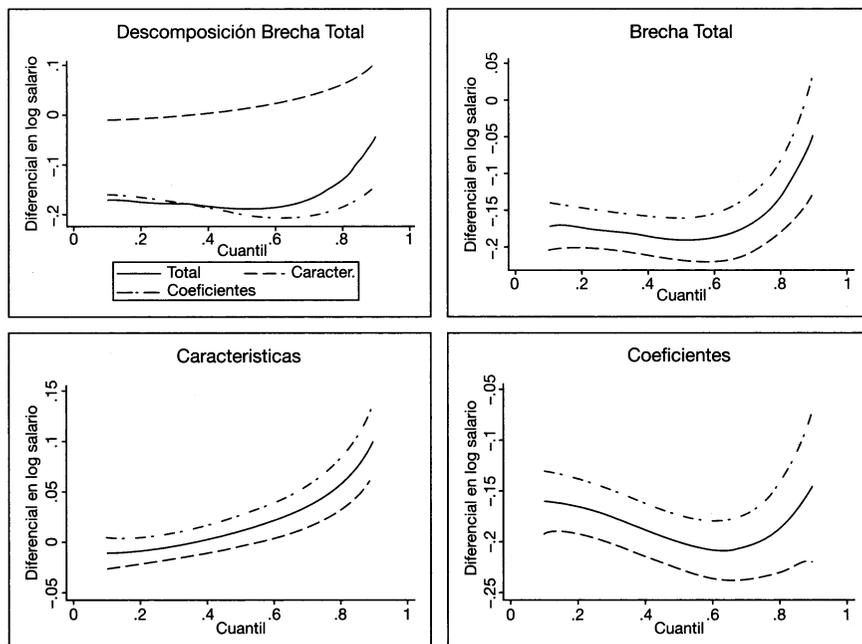


Gráfico 5 Descomposición de la brecha salarial por género: Modelo con experiencia efectiva y controles por experiencia reciente, sólo asalariados privados a tiempo completo (más de cuarenta horas semanales), variable educación instrumentada

Fuente: Elaboración propia en base a EPS 2002–2006.

riencia reciente y para el modelo que además instrumentaliza la variable educación. Todos los resultados se refieren a la muestra de asalariados a tiempo completo (gráficos 6 a 11). Pasaremos a comentar directamente los resultados del modelo con educación instrumentada.

Claramente el efecto coeficiente gobierna el tamaño de la brecha total. Las mujeres parecen enfrentar claramente un techo en sus niveles de salarios en ocupaciones de mediana y baja calificación. Este efecto techo no está presente en el grupo de profesionales y técnicos y entre los trabajadores administrativos. Notablemente, el efecto techo si está presente cuando no se instrumenta la variable educación. Las estimaciones con la muestra total (incluyendo independientes y cuenta propia)⁹ son similares a los encontrados con la muestra de asalariados a tiempo completo, con una única excepción. Primero, en la muestra total el efecto techo no es tan pronunciado para los trabajadores no-calificados. Este hallazgo puede tener su origen en que en que las mujeres no calificadas tienden a insertarse

9. Estos resultados no se presentan, pero están disponibles a pedido.

Cuadro 4 Descomposición de la brecha de salarios por género. Modelo con experiencia real y controles por experiencia reciente (M2) y modelo con experiencia real, controles por experiencias reciente y variable educación instrumentalizada (M3). Sólo para asalariados que trabajan tiempo completo (más de cuarenta horas semanales)

| Cuantil | M2: Con exp. real y control exp. reciente | | | M3: M2 + Educación instrumentalizada | | |
|------------|---|---------------------|------------------------|--------------------------------------|-----------------------|------------------------|
| | Total | Ef. Caract. | Ef. Parám. | Total | Ef. Caract. | Ef. Parám. |
| 0.1 | -0.19 [-0.22 -0.17] | 0.05 [0.04 0.05] | -0.24 [-0.26 -0.22] | -0.16 [-0.20 -0.13] | -0.01 [-0.03 0.01] | -0.15 [-0.19 -0.12] |
| 0.2 | -0.16 [-0.17 -0.14] | 0.05 [0.04 0.05] | -0.20 [-0.21 -0.19] | -0.17 [-0.20 -0.14] | 0.00 [-0.02 0.01] | -0.17 [-0.20 -0.14] |
| 0.3 | -0.14 [-0.16 -0.13] | 0.05 [0.04 0.06] | -0.19 [-0.21 -0.18] | -0.18 [-0.21 -0.15] | 0.00 [-0.01 0.02] | -0.18 [-0.21 -0.15] |
| 0.4 | -0.14 [-0.16 -0.13] | 0.06 [0.05 0.07] | -0.20 [-0.21 -0.19] | -0.18 [-0.21 -0.15] | 0.01 [0.00 0.03] | -0.19 [-0.22 -0.17] |
| 0.5 | -0.15 [-0.17 -0.13] | 0.07 [0.06 0.08] | -0.22 [-0.23 -0.20] | -0.18 [-0.22 -0.15] | 0.02 [0.00 0.04] | -0.20 [-0.23 -0.17] |
| 0.6 | -0.16 [-0.17 -0.14] | 0.07 [0.06 0.08] | -0.23 [-0.24 -0.22] | -0.17 [-0.21 -0.14] | 0.03 [0.01 0.06] | -0.21 [-0.24 -0.17] |
| 0.7 | -0.16 [-0.18 -0.14] | 0.08 [0.07 0.09] | -0.24 [-0.26 -0.23] | -0.15 [-0.19 -0.10] | 0.05 [0.02 0.07] | -0.20 [-0.24 -0.16] |
| 0.8 | -0.15 [-0.18 -0.13] | 0.10 [0.08 0.11] | -0.25 [-0.27 -0.23] | -0.10 [-0.16 -0.04] | 0.07 [0.04 0.10] | -0.18 [-0.23 -0.12] |
| 0.9 | -0.14 [-0.17 -0.11] | 0.12 [0.10 0.14] | -0.26 [-0.28 -0.23] | -0.01 [-0.11 0.08] | 0.12 [0.08 0.16] | -0.13 [-0.21 -0.04] |

Fuente: Elaboración propia en base a EPS 2002–2006.

Cuadro 5 Coeficientes seleccionados para cada cuantil. Modelos con experiencia real y controles por experiencia efectiva

| | <i>Muestra total</i> | | | | | <i>Asalariados tiempo completo</i> | | | | |
|--------------------------|----------------------|---------|---------|---------|---------|------------------------------------|---------|---------|---------|---------|
| | 10 | 30 | 50 | 70 | 90 | 10 | 30 | 50 | 70 | 90 |
| Hombres | | | | | | | | | | |
| Educación | -0.0090 | -0.0488 | -0.0605 | -0.0792 | -0.1080 | -0.0125 | -0.0476 | -0.0642 | -0.0885 | -0.1168 |
| Educación al cuadrado | 0.0032 | 0.0056 | 0.0070 | 0.0086 | 0.0109 | 0.0026 | 0.0053 | 0.0070 | 0.0088 | 0.0109 |
| Experiencia | 0.0140 | 0.0007 | -0.0021 | -0.0062 | -0.0023 | -0.0039 | -0.0070 | -0.0016 | -0.0048 | -0.0086 |
| Experiencia al cuadrado | -0.0003 | -0.0001 | 0.0001 | 0.0003 | 0.0002 | 0.0001 | 0.0002 | 0.0001 | 0.0002 | 0.0003 |
| Meses trabajados 5 años | 0.0025 | 0.0030 | 0.0031 | 0.0036 | 0.0037 | 0.0027 | 0.0033 | 0.0028 | 0.0030 | 0.0024 |
| Meses trabajados 10 años | 0.0010 | 0.0005 | 0.0011 | 0.0011 | 0.0008 | 0.0014 | 0.0004 | 0.0009 | 0.0008 | 0.0012 |
| Meses trabajados 15 años | -0.0010 | 0.0004 | 0.0004 | 0.0005 | 0.0014 | -0.0003 | 0.0007 | 0.0005 | 0.0007 | 0.0014 |
| Mujeres | | | | | | | | | | |
| Educación | -0.0188 | -0.0493 | -0.0866 | -0.1040 | -0.0810 | -0.0310 | -0.0687 | -0.1015 | -0.1260 | -0.1042 |
| Educación al cuadrado | 0.0037 | 0.0055 | 0.0078 | 0.0093 | 0.0087 | 0.0037 | 0.0059 | 0.0081 | 0.0099 | 0.0096 |
| Experiencia | -0.0104 | -0.0164 | -0.0159 | -0.0140 | -0.0142 | 0.0017 | -0.0092 | -0.0137 | -0.0090 | -0.0057 |
| Experiencia al cuadrado | 0.0002 | 0.0004 | 0.0005 | 0.0005 | 0.0006 | 0.0000 | 0.0003 | 0.0006 | 0.0004 | 0.0006 |
| Meses trabajados 5 años | 0.0026 | 0.0020 | 0.0026 | 0.0027 | 0.0053 | 0.0026 | 0.0032 | 0.0034 | 0.0034 | 0.0060 |
| Meses trabajados 10 años | 0.0003 | 0.0009 | 0.0007 | 0.0005 | -0.0016 | 0.0009 | -0.0001 | 0.0005 | 0.0002 | -0.0013 |
| Meses trabajados 15 años | 0.0012 | 0.0010 | 0.0009 | 0.0011 | 0.0020 | -0.0001 | 0.0009 | 0.0006 | 0.0010 | 0.0012 |

Fuente: Elaboración Propia en base a EPS 2002-2004.

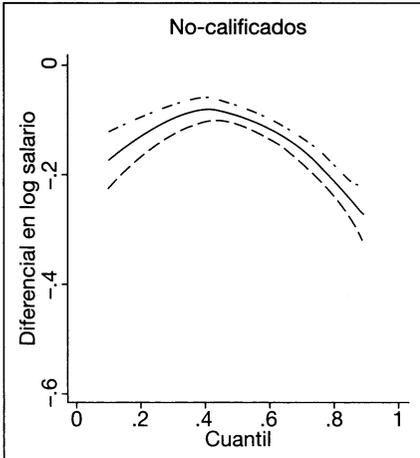
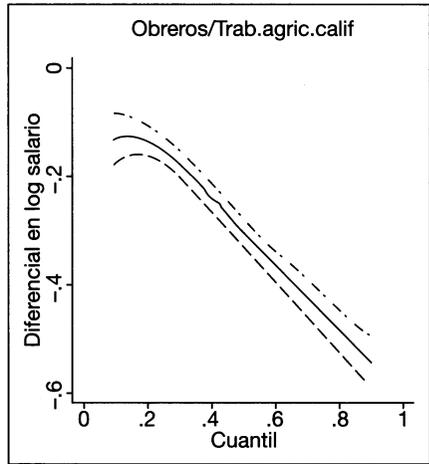
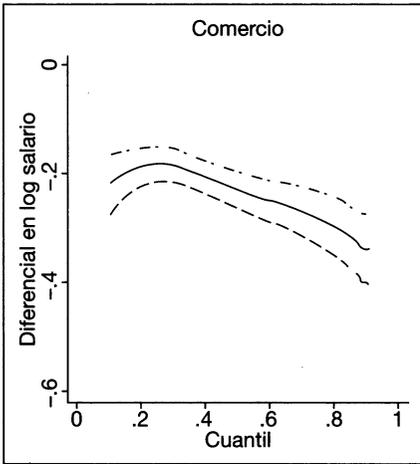
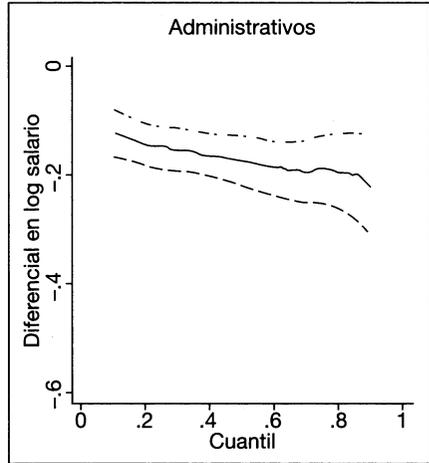
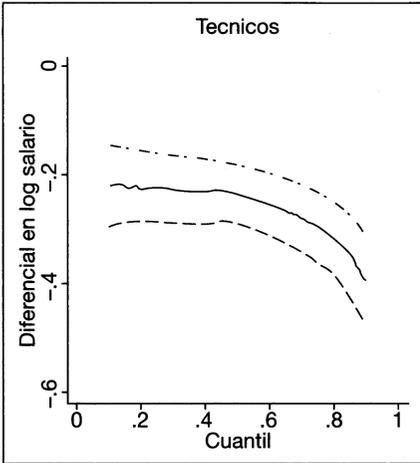


Gráfico 6 Regresiones por cuantiles ocupación-específica, descomposición de la brecha salarial por género: Modelo con experiencia efectiva y controles por experiencia reciente, efecto total e intervalo de confianza, sólo asalariados privados a tiempo completo (más de cuarenta horas semanales)

Fuente: Elaboración propia en base a EPS 2002-2006.

Nota: Este mismo gráfico está disponible para las otras especificaciones.

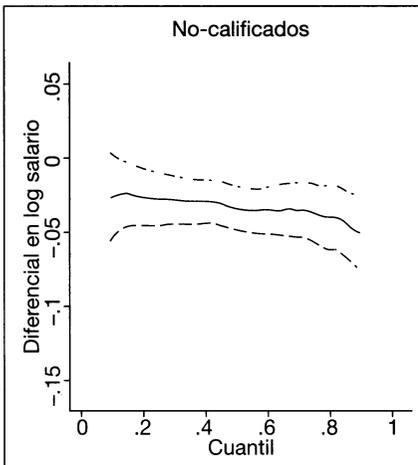
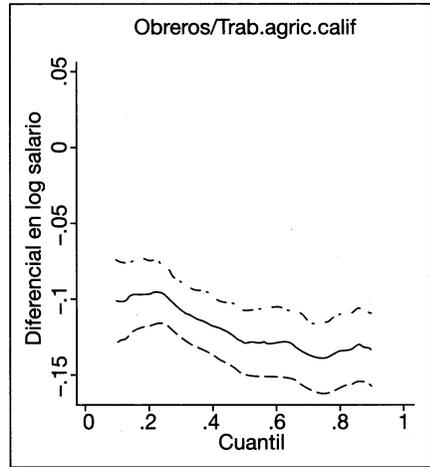
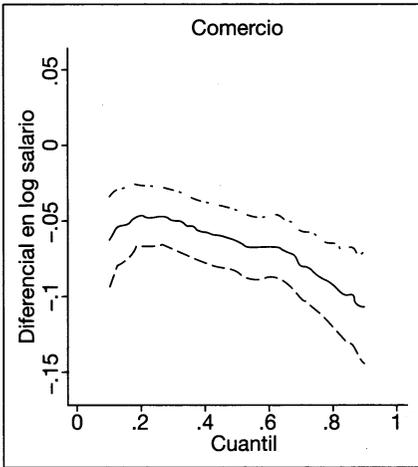
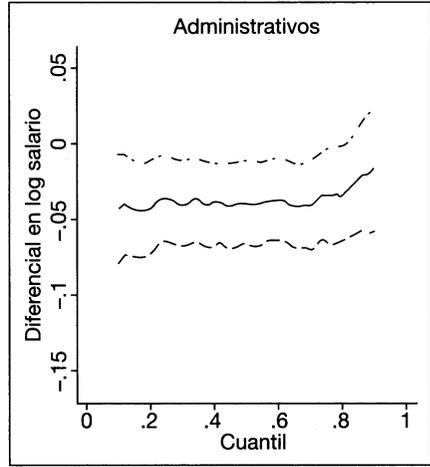
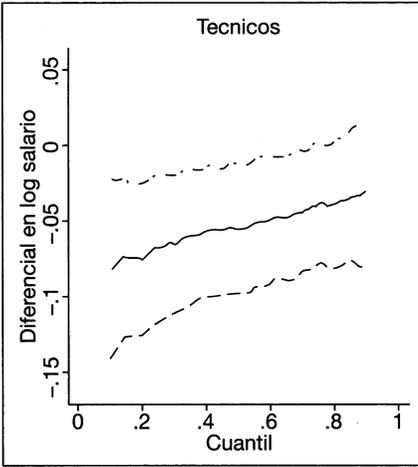


Gráfico 7 Regresiones por cuantiles ocupación-específica, descomposición de la brecha salarial por género: Modelo con experiencia efectiva y controles por experiencia reciente, efecto características e intervalo de confianza, sólo asalariados privados a tiempo completo (más de cuarenta horas semanales)

Fuente: Elaboración propia en base a EPS 2002-2006.

Nota: Este mismo gráfico está disponible a pedido para las otras especificaciones.

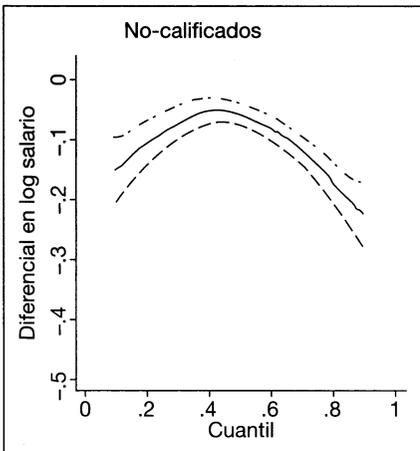
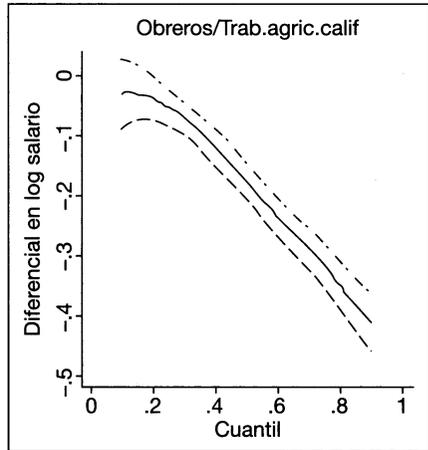
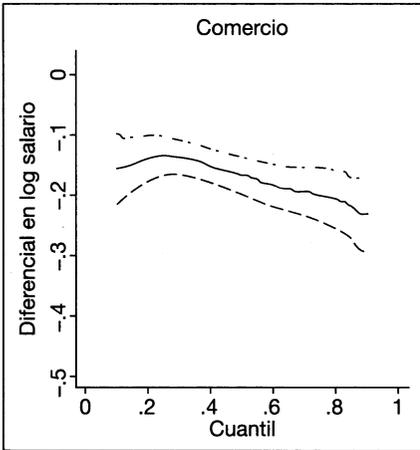
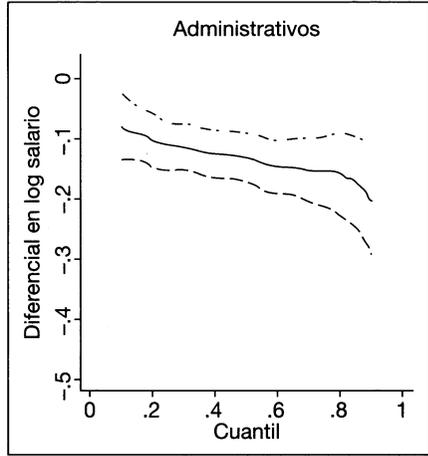
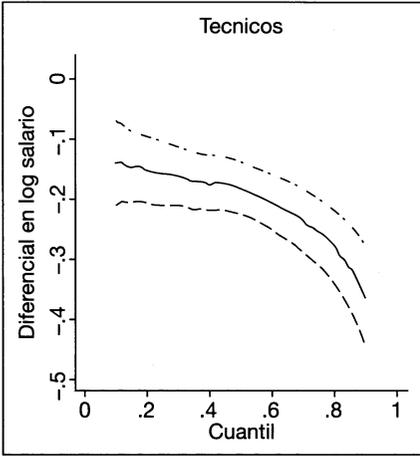


Gráfico 8 Regresiones por cuantiles ocupación-específica, descomposición de la brecha salarial por género: Modelo con experiencia efectiva y controles por experiencia reciente, efecto coeficiente e intervalo de confianza, sólo asalariados privados a tiempo completo (más de cuarenta horas semanales)

Fuente: Elaboración propia en base a EPS 2002-2006.

Nota: Este mismo gráfico está disponible a pedido para las otras especificaciones.

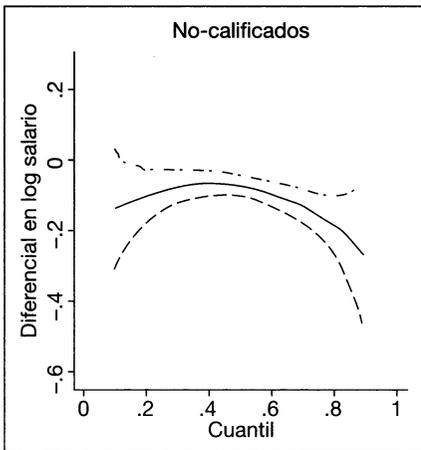
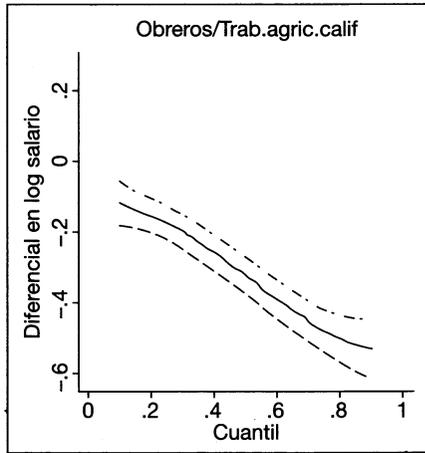
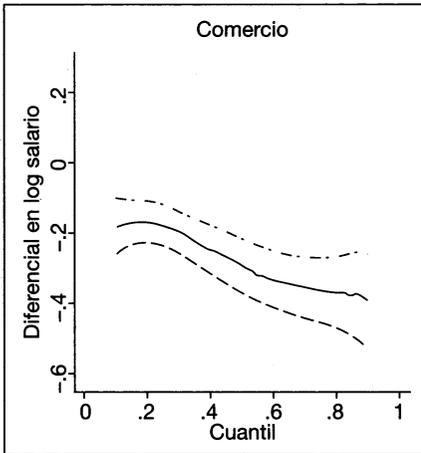
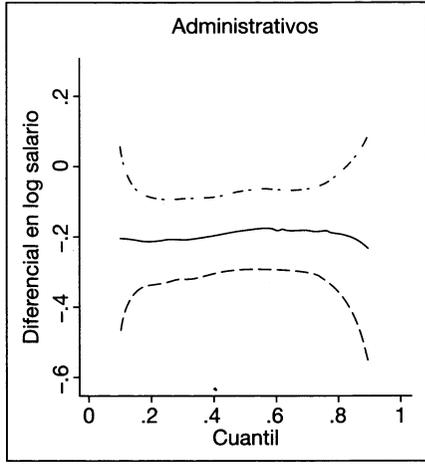
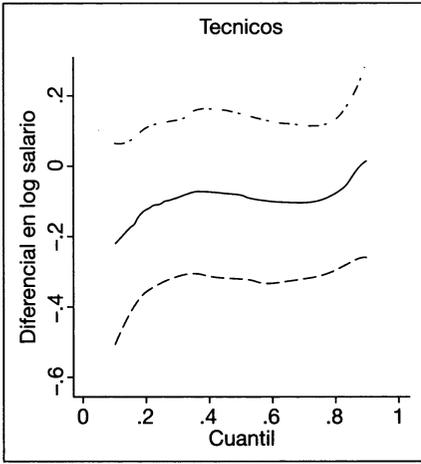


Gráfico 9 Regresiones por cuantiles ocupación-específica, descomposición de la brecha salarial por género: Modelo con experiencia efectiva y controles por experiencia reciente, efecto total e intervalo de confianza, sólo asalariados privados a tiempo completo (más de cuarenta horas semanales), variable educación instrumentada

Fuente: Elaboración propia en base a EPS 2002–2006.

Nota: Este mismo gráfico está disponible para las otras especificaciones.

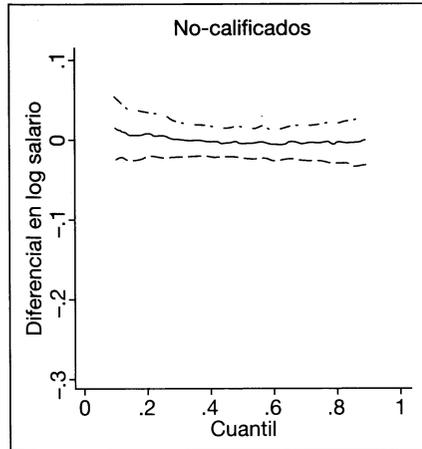
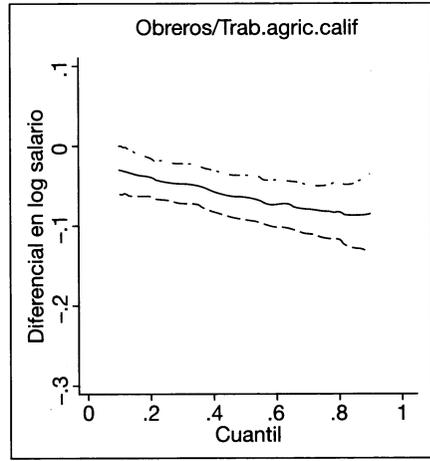
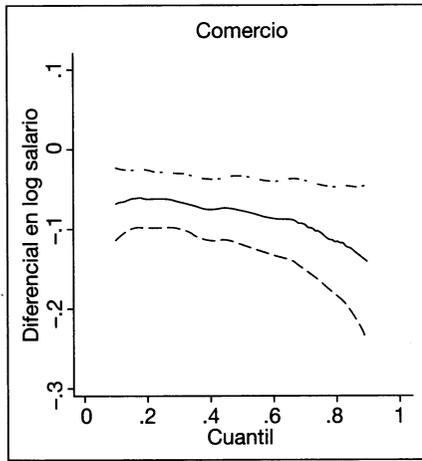
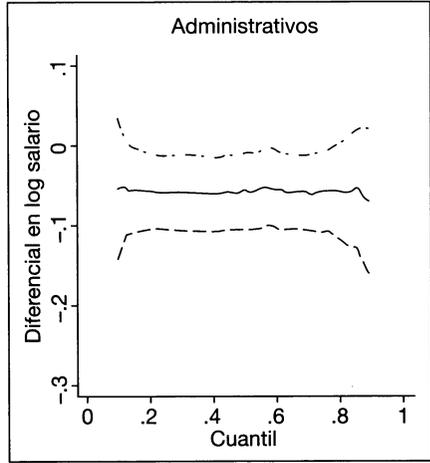
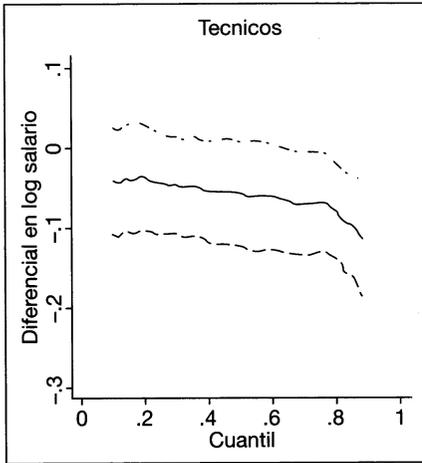


Gráfico 10 Regresiones por cuantiles ocupación-específica, descomposición de la brecha salarial por género: Modelo con experiencia efectiva y controles por experiencia reciente, efecto características e intervalo de confianza, sólo asalariados privados a tiempo completo (más de cuarenta horas semanales), variable educación instrumentada

Fuente: Elaboración propia en base a EPS 2002–2006.

Nota: Este mismo gráfico está disponible a pedido para las otras especificaciones.

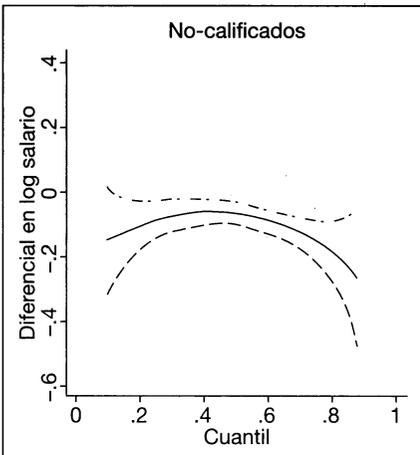
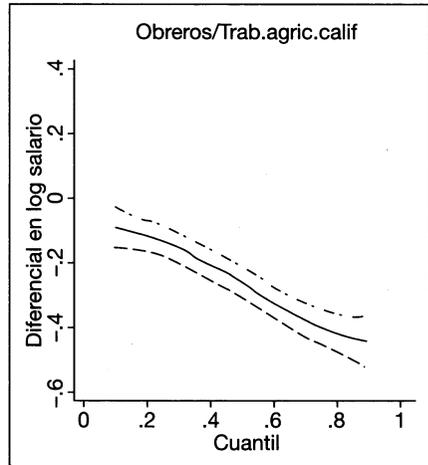
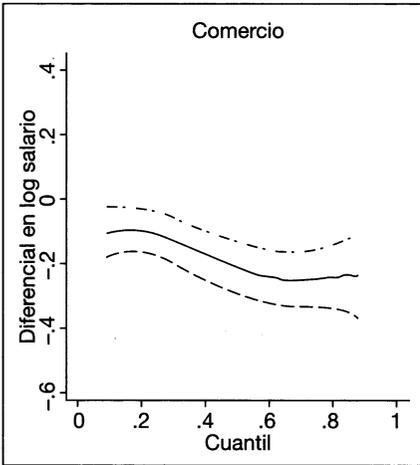
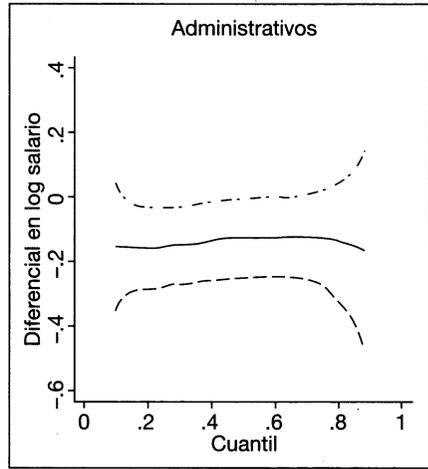
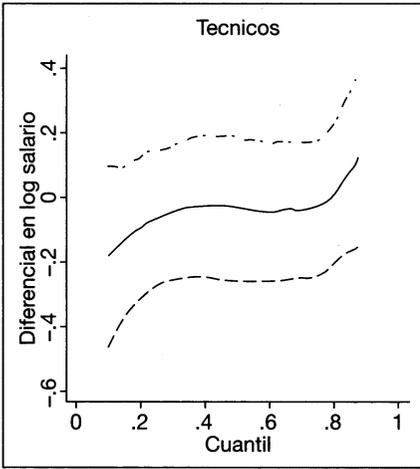


Gráfico 11 Regresiones por cuantiles ocupación-específica. Descomposición de la brecha salarial por género. Modelo con experiencia efectiva y controles por experiencia reciente—Efecto coeficiente e intervalo de confianza. Sólo asalariados privados a tiempo completo (más de cuarenta horas semanales). Variable educación instrumentada

Fuente: Elaboración propia en base a EPS 2002–2006.

Nota: Este mismo gráfico está disponible a pedido para las otras especificaciones.

como asesoras de hogar, trabajos mucho mejor pagados en promedio que otros empleos no calificados.

CONCLUSIONES

El propósito principal de este trabajo es evaluar la existencia de brechas de salarios entre hombres y mujeres a partir de regresiones de cuantiles. En particular en este trabajo se utiliza la técnica de descomposición de Melly (2006) para descomponer dichas diferencias en un efecto características (diferencias salariales producto de que hombres y mujeres tienen características distintas) y un efecto retornos o coeficientes (hombres y mujeres reciben pagas distintas por los mismos atributos). Para esto utilizamos los datos de la Encuesta de Protección Social 2002–2006. En las estimaciones se toma en cuenta la potencial endogeneidad de la variable educación y se incluyen controles de experiencia laboral efectiva. No se controla por la posible endogeneidad de la selección ocupacional ni el potencial sesgo de selección, aspectos que escapan a los objetivos planteados para este trabajo. No obstante, hasta ahora no existen trabajos realizados para Chile que consideren este tipo de controles.

Se encuentra que el efecto características (brecha salarial atribuible a diferencias en características de hombres y mujeres) es pequeño y estadísticamente no significativo hasta aproximadamente el quintil 50 (mediana), donde se hace positivo (favorable a las mujeres) y crece en forma monótona hasta llegar a 13 por ciento en el percentil 90. Aún cuando el efecto parámetro es siempre negativo a lo largo de toda la distribución, no encontramos un efecto techo una vez que corregimos la estimación por la potencial endogeneidad de la variable educación. Esto es, ya no se encuentran las mayores brechas de salario en los cuantiles más altos de la distribución de salarios horarios. Por el contrario, la brecha salarial no explicada es más alta al centro de la distribución de salarios (en torno a la mediana) y se ubica cerca del 13 por ciento en el percentil 90. Estudios anteriores para Chile, que no ajustan por la potencial endogeneidad de la variable educación, reportan un efecto techo importante en el mercado laboral chileno.

Las estimaciones intra-ocupación revelan que las mayores brechas de salarios se encuentran entre trabajadores del comercio y obreros y trabajadores agrícolas calificados. Por otra parte, las menores brechas de salarios se encuentran entre profesionales técnicos y trabajadores no calificados, resultados similares a los encontrados en Bravo, Sanhueza y Urzúa (2008a). En todas las ocupaciones, el efecto coeficientes o componente atribuible a discriminación prima por sobre el componente características.

Al considerar sólo trabajadores asalariados a tiempo completo, las brechas salariales se reducen en los primeros cuantiles y se amplían en los últimos. Notoriamente, el efecto techo, ausente entre los trabajadores no-

calificados en la muestra completa, se hace muy evidente. Este hallazgo puede tener su origen en que las mujeres no calificadas tienden a insertarse como asesoras de hogar, trabajos mucho mejor pagados en promedio que otros empleos no calificados.

REFERENCIAS

- Albrecht, James, Aico van Vuuren y Susan Vroman
2006 "Counterfactual Distributions with Sample Selection Adjustments: Econometric Theory and an Application to the Netherlands". Mimeo, 52.
- Amemiya, Takeshi
1982 "Two Stage Least Absolute Deviations Estimators". *Econometrica* 50 (3): 689–711.
- Autor, David, Lawrence Katz y Melissa Kearney
2005 "Rising Wage Inequality: The Role of Composition and Prices". Working Paper, Massachusetts Institute of Technology.
- Blinder, Alan
1973 "Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates". *Journal of Human Resources* 8 (4): 436–455.
- Bravo, David; Claudia Sanhueza y Sergio Urzúa
2008a "Ability, Schooling Choices and Gender Labor Market Discrimination: Evidence for Chile". Washington, D.C.: IADB, Research Network Working Paper #R-558, 42.
2008b "Is There Labor Discrimination among Professionals in Chile? Lawyers, Doctors and Business-People". Washington, D.C.: IADB, Research Network Working Paper #R-545, 32.
- Buchinsky, Moshe
1994 "Changes in US Wage Structure 1963–87: An Application of Quantile Regression". *Econometrica* 62: 405–458.
- Chernozhukov, Victor, Ivan Fernandez Val y Blaise Melly
2008 "Inference on Counterfactual Distributions". Mimeo, 50.
- Fitzenberger, Bernd, Roger Koenker y Jose Machado, eds.
2002 *Economic Applications of Quantile Regressions*. Heidelberg: Physica-Verlag.
- Gill, Indermit, y Claudio Montenegro
2002 "Responding to Earning Differentials in Chile". En *Crafting Labor Policy: Techniques and Lessons from Latin America*, editado por Indermit Gill, Claudio Montenegro y Dorte Dormeland. Washington D.C.: World Bank.
- Koenker, Roger, y Gilbert Bassett
1978 "Regression Quantiles". *Econometrica* 46 (1): 33–50.
- Koenker, Roger, y Stephen Portnoy
1987 "L-Estimation for Linear Models". *Journal of the American Statistical Association* 82: 851–857.
- Machado, José, y José Mata
2005 "Counterfactual decomposition of changes in wage distributions using quantile regression". *Journal of Applied Econometrics* 20 (4): 445–465.
- Melly, Blaise
2005 "Decomposition of Differences in Distribution Using Quantile Regression". *Labor Economics* 12 (4): 577–590.
2006 "Estimation of Counterfactual Distributions Using Quantile Regression". *Swiss Institute for International Economics and Applied Economic Research (SIAW), University of St. Gallen*, 50 p.
- Ministerio de Trabajo y Previsión Social de Chile (Chile)
2005 "Discriminación salarial contra la mujer: ¿un problema de segregación ocupacional y sectorial?" *Observatorio Laboral*: 11–15.
- Montenegro, Claudio
2001 "Wage Distribution in Chile: Does Gender Matter? A Quantile Regression Approach". Washington, D.C.: World Bank, 35.

Ñopo, Hugo

2006 "The Gender Wage Gap in Chile 1992–2003 from a Matching Comparisons Perspective". Interamerican Development Bank No. 2698.

Oaxaca, R. L.

1973 "Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets". *International Economic Review* 14: 693–709.

Paredes, Ricardo.

1982 "Diferencias de ingreso entre hombres y mujeres en el Gran Santiago, 1969 y 1981". *Estudios de Economía* 18: 99–121.

Paredes, Ricardo, y Rivero, Luis

1994 "Gender Wage Gaps in Chile. A Long Term View: 1958–1990". *Estudios de Economía* 21.

Powell, James L.

1983 "The Asymptotic Normality of Two-Stage Least Absolute Deviations Estimators". *Econometrica* 51 (5): 1569–1575.