

# ¿Qué tan alta puede ser la brecha de salarios en Chile? Investigando diferencias salariales entre hombres y mujeres a partir de regresiones de cuantiles<sup>Ψ</sup>

Marcela Peticar<sup>f</sup> y Alvaro Astudillo<sup>f</sup>

## Resumen

Este trabajo busca evaluar las brechas de salarios entre hombres y mujeres a partir de regresiones de cuantiles. Para esto se utiliza 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.

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% 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.

*Palabras claves: brechas salariales por género; discriminación; regresiones por cuantiles*

*Clasificación JEL: J31, J71*

---

<sup>Ψ</sup> Proyecto FONDECY 11060204, “Evaluación de las Brechas Salariales entre Hombres y Mujeres en Chile”.

<sup>f</sup> Marcela Peticar, Profesor asistente, Facultad de Economía y Negocios, ILADES-Universidad Alberto Hurtado ([mpeticara@uahurtado.cl](mailto:mpeticara@uahurtado.cl)). Alvaro Astudillo, Analista Económico Instituto Nacional de Estadísticas (INE) Proyecto "Actualización de IPP e IPM" ([alvaro.astudillo@ine.cl](mailto:alvaro.astudillo@ine.cl)).

## I. Introducción y motivación

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

La magnitud y determinantes de la brecha salarial en Chile es un tema de controversia y se ha generado una vasta literatura en torno a este tema. Desde los papers pioneros de Paredes (1982) y Paredes y Rivero (1982) hasta el año 2007 poco se había avanzado en la aplicación de técnicas econométricas más sofisticadas para estudiar el tamaño de la brecha salarial por género y sus determinantes. Recientemente (durante el año 2007 y 2008) se publican dos trabajos, Bravo, Sanhueza y Urzúa (2008a)<sup>1</sup> y Ñopo (2006), que avanzan con respecto a la literatura previa. Las conclusiones emanadas de trabajos previos parecen mantenerse. En particular estos estudios reportan, entre otras cosas, que la magnitud de la brecha es mayor entre trabajadores de alta escolaridad y alta experiencia laboral. Estos resultados son consistentes con resultados por Montenegro (2001) y Gill y Montenegro (2002) mediante regresiones por cuantiles. Estos hallazgos son consistentes con la existencia de un efecto “techo”. Esto es, al comparar las distribuciones de salarios de hombres y mujeres la brecha de salarios es mayor en los cuantiles más altos de la distribución de salarios.

---

<sup>1</sup> Adicionalmente Bravo, Sanhueza y Urzúa (2008b) también tienen un paper en el que evalúan las diferencias salariales en tres profesiones (médicos, abogados e ingenieros comerciales), utilizando una base de datos de egresados de la Universidad de Chile.

El propósito de este trabajo es contribuir a esta literatura a partir de la estimación de regresiones por cuantiles, con el propósito de evaluar cuánto de la brecha salarial puede atribuirse a un potencial efecto discriminación. Para esto se aplica la técnica de descomposición propuesta por Melly (2005, 2006). El enfoque de las regresiones por cuantiles provee un marco muy flexible para evaluar diferenciales de salarios entre dos o más grupos<sup>2</sup>.

La contribución de este trabajo con respecto a otros antes mencionados descansa en dos pilares<sup>3</sup>. Primero, en este trabajo utilizamos una base de datos hasta ahora poco explotada para evaluar brechas salariales. Esta es el panel de la Encuesta de Protección Social 2002-2006. Esta encuesta tiene la ventaja (por sobre otras encuestas laborales existentes en Chile) de tener variables de historial laboral autoreportada, por lo que es posible construir una medida de experiencia laboral efectiva, usualmente ausente en estudios de brechas salariales en Chile<sup>4</sup>. Segundo, este trabajo amplía la metodología de Montenegro (2001) y Gill y Montenegro (2002) al descomponer la brecha salarial por género mediante y al instrumentar una variable crítica, los años de educación. 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 describen los datos y en la sección IV se presentan los resultados. Finalmente en la sección V se concluye.

## II. Regresiones por cuantiles y descomposición

Se asume que el cuantil  $\theta$  puede escribirse como  $Q_\theta(y|x) = X\beta(\theta)$   $\theta \in (0,1)$  donde  $\beta(\theta)$  es un vector desconocido de parámetros al cuantil o percentil  $\theta$ ;  $X$  es un vector del  $n \times k$  de variables

---

<sup>2</sup> Ver Koenker y Bassett (1978), Koenker (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).

<sup>3</sup> En otro paper aún no terminado los autores ajustan sus estimaciones por la existencia de selección.

<sup>4</sup> Bravo, Sanhueza y Urzúa (2008a) utilizan la EPS 2002 y también presentan medidas de experiencia laboral efectiva.

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:

$$\hat{\beta}_t(\theta) = \arg \min \left[ n_t^{-1} \sum_{i:T_i=t} \rho_\theta(Y_i - X_i\beta) \right]$$

Donde  $t \in \{H, M\}$  y la función  $\rho$  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  $X_i\hat{\beta}_t(\theta)$ .

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 la predicciones obtenidas en una primer etapa en la que se regresa la variable educación en un conjunto de instrumentos. Ciertamente hay que ajustar los errores estándares del estimador para tomar en cuenta el error asociado a esta segunda 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, uno de be ser capaz de estimar la distribuciones contrafactuales de salarios que

hubiéramos observado entre las mujeres de haber tenido éstas las características y “retornos” de los hombres. Si uno asume que los cuantiles condicionales en algún conjunto de variables explicativas ( $X$ ) son lineales en  $X$ , uno puede 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

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

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

$$\hat{F}_{Y(t)}(q / T = t) = n_t^{-1} \sum_{i:T_i=t} \hat{F}_{Y(t)}(q / X_i)$$

Mientras que el cuantil no condicional se recupera como

$$\hat{q}_t(\theta) = \inf \left\{ q : n_t^{-1} \sum_{i:T_i=t} \hat{F}_{Y(t)}(q / X_i) \geq \theta \right\}$$

Nuestro interés des utilizar esta derivación para simular los cuantiles “contrafactuales”. Por ejemplo,

$$\hat{q}_c(\theta) = \inf \left\{ q : n_t^{-1} \sum_{i:T_i=t} \hat{F}_{Y(0)}(q / X_i) \geq \theta \right\}$$

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

$$\hat{q}_1(\theta) - \hat{q}_0(\theta) = [\hat{q}_1(\theta) - \hat{q}_c(\theta)] - [\hat{q}_c(\theta) - \hat{q}_o(\theta)]$$

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<sup>56</sup>.

### III. Data y modelos a estimar

La Encuesta de Protección Social incluye información de aproximadamente de diecisiete mil individuos, de los cuales el 50% son mujeres. Los distintos módulos de la encuesta registran información de estos individuos y de los miembros de sus hogares. En particular se registra información de la historia laboral de los encuestados.

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. Para todos los trabajos reportados entre enero del 2002 y la última encuesta, existe información de salarios. Se realizó una tarea de homogenización para unir las bases del año 2002, 2004 y 2006. Las historias laborales autos reportadas sólo se remontan al año 1980. Por esta razón todas las estimaciones se presentan para hombres y mujeres menores a 50 años en el año 2006. Los mayores a 50 años en este año, tenían más de 24 años en el año 1980, lo que nos hace presumir que sus historias laborales estaban censuradas.

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<sup>7</sup>. También se

---

<sup>5</sup> Ver Chernozhukov, Fernandez Val y Melly (2008).

<sup>6</sup> 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 [mperticara@uahurtado.cl](mailto:mperticara@uahurtado.cl).

realizan estimaciones ocupación-específicas de acuerdo a seis grandes grupos ocupacionales: profesionales y directivos, profesionales medios (técnicos), trabajadores del comercio o que atienden a clientes, administrativos, obreros y trabajadores agrícolas calificados y trabajadores no calificados.

En todos los casos la variable dependiente es el logaritmo natural del salario horario<sup>8</sup> y se introducen controles por experiencia laboral, años de educación, zona de residencia, tipo de empresa en la que trabaja y el tipo de contrato.

Se presentan especificaciones distintas, según las variables de experiencia laboral utilizadas y según se instrumente o no la variable educación. En primer lugar se presentan los resultados correspondientes a los modelos que incluyen sólo experiencia potencial (edad-escolaridad-6). Estos modelos permiten comparar los resultados de nuestras estimaciones con los resultados en trabajos anteriores<sup>9</sup>. 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 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. Los Cuadros 1 y 2, permiten al lector evaluar en mejor medida hasta que punto difieren los patrones de acumulación de experiencia efectiva entre

---

<sup>7</sup> Por un tema de espacio en este trabajo sólo se presenta algunas versiones de estos modelos. Todas las variantes de los modelos descritos no reportadas se encuentran disponibles a pedido. Estos resultados son también pueden consultarse en Astudillo (2008).

<sup>8</sup> En Peticara (2007) y Peticara y Bueno (2008) se evalúa el tamaño de la brecha salarial por género utilizando tanto salarios horarios como mensuales. La brecha en salarios mensuales es siempre más grande que la brecha en salarios horarios.

<sup>9</sup> Montenegro (2001) y Gill y Montenegro (2002).

hombres y mujeres. En estos cuadros se presentan las distribuciones empíricas de la fracción del tiempo trabajado durante los últimos 5 y 10 años respectivamente para hombres y mujeres por nivel educativo y por tramos de edad. Si miramos a las mujeres con menos de 12 años de escolaridad formal y entre 40 y 49 años, sólo el 16.3% ha trabajado más del 90% del tiempo en los últimos 5 años, mientras que sólo el 13.3% ha trabajado más del 90% del tiempo en los últimos 10 años. Aproximadamente el 72.7% ha trabajado menos del 10% en los últimos 5 o 10 años. Parecería que el empleo continuo está lejos de ser la norma entre las mujeres de nivel educativo bajo. Mujeres más educadas presentan patrones de empleo más continuos. El 66.1% (58.7%) de las mujeres con 16 o más años de educación ha trabajado más del 90% del tiempo en los últimos 5 (10) años. Pero los patrones de empleo de las mujeres educadas siguen estando muy lejos de la norma de los hombres. En el grupo con 16 años o más de escolaridad y con 40-49 años, aproximadamente el 85% de los hombres ha trabajado más del 90% en los últimos cinco o 10 años.

El cuadro 3 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 tres grupos distintos: la muestra total, asalariados privados y asalariados privados que trabajan tiempo completo. De los 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.

#### IV. Resultados

Los resultados de las estimaciones y descomposiciones se reportan en los Gráficos 2 a 17 y Cuadros 4 a 9. Por conveniencia de espacio los resultados de algunas estimaciones sólo se presentan en gráficos<sup>10</sup>. En algunos gráficos se opta por suprimir los intervalos de confianza, para facilitar 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, el modelo de experiencia efectiva y el modelo de experiencia efectiva aumentado con controles por experiencia reciente respectivamente. En esta primera instancia no se instrumenta la variable educación, de tal manera de hacer estos resultados comparables a los reportados por Montenegro (2001). Los resultados para algunos cuantiles también se presentan en los Cuadros 4 y 5. 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 (asociado usualmente a discriminación) que es negativo y aumenta a medida que nos movemos hacia cuantiles superiores. En general se encuentra un efecto características positivo (a favor de la mujer) y estadísticamente distinto de cero al menos a partir de la mediana. El que el efecto parámetro sea altamente negativo y aumente a medidas que nos movemos hacia cuantiles superiores puede interpretarse como un caso de efecto “techo”, efecto ya reportado para Chile por Montenegro (2001) y Ñopo (2006). El efecto características claramente creciente y positivo y el efecto parámetro positivo se compensan por lo que el tamaño de la brecha tiende a permanecer relativamente constante en torno a 14%-16% a partir del cuantil 40 (Gráfico 3).

---

<sup>10</sup> Todas las variantes de los modelos, programas y bases de datos están disponibles. Escribir a mperticara@uahurtado.cl.

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 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 2 y 6 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% y se mantiene constante a lo largo de la distribución.

Los Gráficos 4 y 5 (y Cuadros 6 y 7) son equivalentes al Gráfico 3 (Cuadro 5, modelo con experiencia efectiva y controles por experiencia reciente), pero considerando los asalariados privados que trabajan a tiempo completo en el primero 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 monotonamente decreciente a lo largo de la distribución de salarios. El efecto características, también se reduce (menos favorable hacia las mujeres). La brecha de salarios, entonces se reduce a la izquierda del percentil 50, y pero aumenta para 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% vs. en 21% 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. En este caso sólo se reportan los resultados para el modelo que incluye controles por experiencia reciente y en 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 ocupaciones de mediana y baja calificación. Este efecto techo no está presente en el grupo de profesionales y técnicos y entre los trabajadores administrativos.

Entre los 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)<sup>11</sup> 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 como asesoras de hogar, trabajos mucho mejor pagos en promedio que otros empleos no calificados.

---

<sup>11</sup> Estos resultados no se presenta, pero están disponibles a pedido.

## V. 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.

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% 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. 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 en torno al 13% 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. Las menores brechas de salarios se encuentran entre profesionales técnicos y trabajadores no calificados. 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 pagos en promedio que otros empleos no calificados.

## Referencias Bibliográficas

- Albrecht, J., et al.** "Counterfactual distributions with sample selection adjustments: Econometric theory and an application to the netherlands," *Mimeo.* 2006, 52.
- Amemiya, T.** "Two stage least absolute deviations estimators." *Econometrica*, 1982, 50(3), pp. 689-711.
- Astudillo, A.** "Investigando diferencias salariales entre hombres y mujeres a partir de regresiones de cuantiles," *Tesis para acceder al grado Master of Arts in Economics. Trabajo financiado por Proyecto FONDECYT 11060204.* Santiago: ILADES-Georgetown University, 2008, 50.
- Autor, D., et al.** "Rising wage inequality: The role of composition and prices," *MIT Working Paper.* 2005.
- Blinder, A.** "Wage discrimination - reduced form and structural estimates." *Journal of Human Resources*, 1973, 8(4), pp. 436-55.
- Bravo, D., et al.** "Ability, schooling choices and gender labor market discrimination: Evidence for chile," Washington, D.C.: IADB, Research Network Working Paper #R-558, 2008a, 42.
- Bravo, D., et al.** "Is there labor discrimination among professionals in chile? Lawyers, doctors and business-people," Washington, D.C.: IADB, Research Network Working Paper # R-545, 2008b, 32.
- Buchinsky, M.** "Changes in us wage structure 1963-87: An application of quantile regression." *Econometrica*, 1994, 62, pp. 405-58.
- Chernozhukov, V., et al.** "Inference on contrafactual distributions," *Mimeo.* 2008, 50.

- Fitzenberger, B., et al.** eds. *Economic applications of quantile regressions*. Heidelberg: Physica-Verlag, 2002.
- Gill, I. y Montenegro, C.** "Responding to earning differentials in chile," I. Gill, et al., *Crafting labor policy: Techniques and lessons from latin america*. Washington D.C.: The World Bank, 2002, 300.
- Koenker, R. y Bassett, G.** "Regression quantiles." *Econometrica*, 1978, 46(1), pp. 33-50.
- Koenker, R. y Stephen, P.** "L-estimation for linear models." *Journal of the American Statistical Association*, 1987, 82, pp. 851-57.
- Machado, J. y Mata, J.** "Counterfactual decomposition of changes in wage distributions using quantile regression." *Journal of Applied Econometrics*, 2005, 20(4), pp. 445-65.
- Melly, B.** "Decomposition of differences in distribution using quantile regression." *Labour Economics*, 2005, 12(4), pp. 577-90.
- Melly, B.** "Estimation of counterfactual distributions using quantile regression," *Swiss Institute for International Economics and Applied Economic Research (SLAW), University of St. Gallen*. 2006, 50.
- Ministerio de Trabajo.** "Discriminación salarial contra la mujer: ¿un problema de segregación ocupacional y sectorial?" *Observatorio Laboral*, 2005, pp. 11-15.
- Montenegro, C.** "Wage distribution in chile: Does gender matter? A quantile regression approach," Washington D.C.: The World Bank, 2001, 35.
- Ñopo, H.** "The gender wage gap in chile 1992-2003 from a matching comparisons perspective," Interamerican Development Bank N° 2698 2006.
- Oaxaca, R. L.** "Male-female wage differentials in urban labor markets." *International Economic Review*, 1973, 14, pp. 693-709.

**Paredes, R.** "Diferencias de ingreso entre hombres y mujeres en el gran santiago, 1969 y 1981."

*Estudios de Economía*, 1982, 18, pp. 99-121.

**Perticara, M.** "Brechas salariales por género en Chile: Un análisis de sensibilidad," *ILADES-*

*Georgetown University Working Paper. Trabajo financiado por Proyecto FONDECYT 11060204.* Santiago, 2007, 43.

**Perticara, M. y Bueno, I.** "Entendiendo las brechas salariales por género en Chile," *ILADES-*

*Georgetown University Working Paper. Trabajo financiado por Proyecto FONDECYT 11060204.* Santiago, 2008, 32.

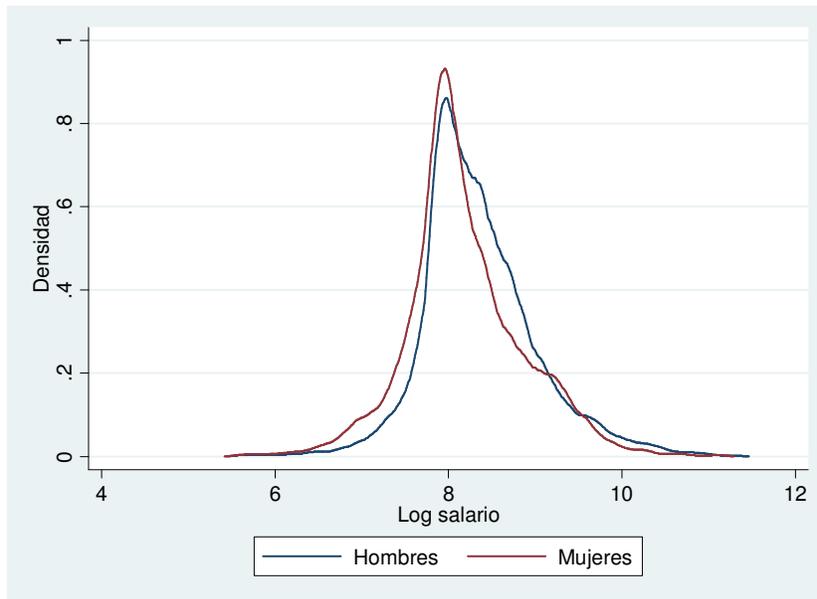
**Powell, J. L.** "The asymptotic normality of two-stage least absolute deviations estimators."

*Econometrica*, 1983, 51(5), pp. 1569-75.

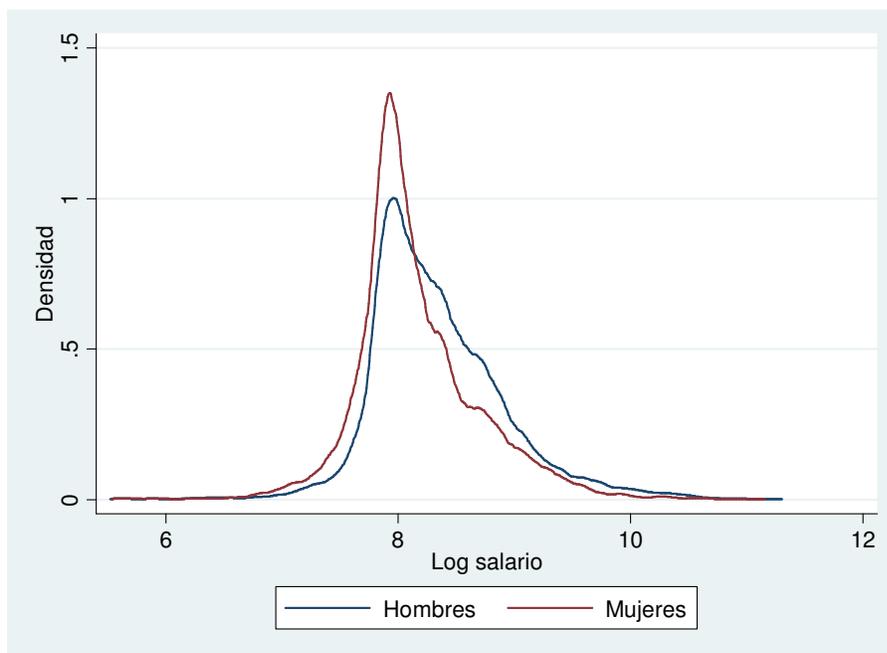
## Gráfico 1

### Distribución de los salarios. Estimaciones Kernel. Hombres y Mujeres

#### A- Muestra completa

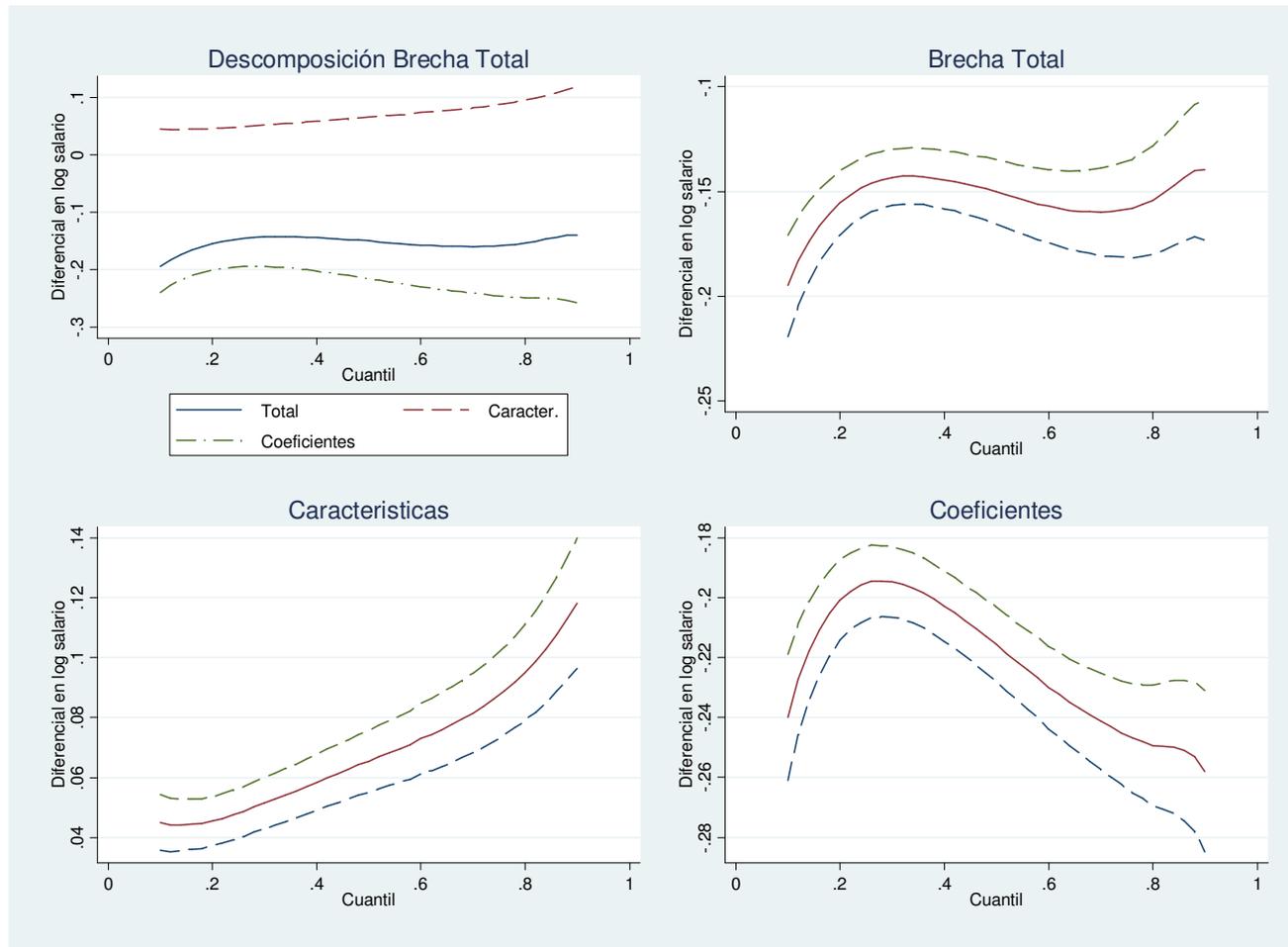


#### B- Asalariados privados a tiempo completo



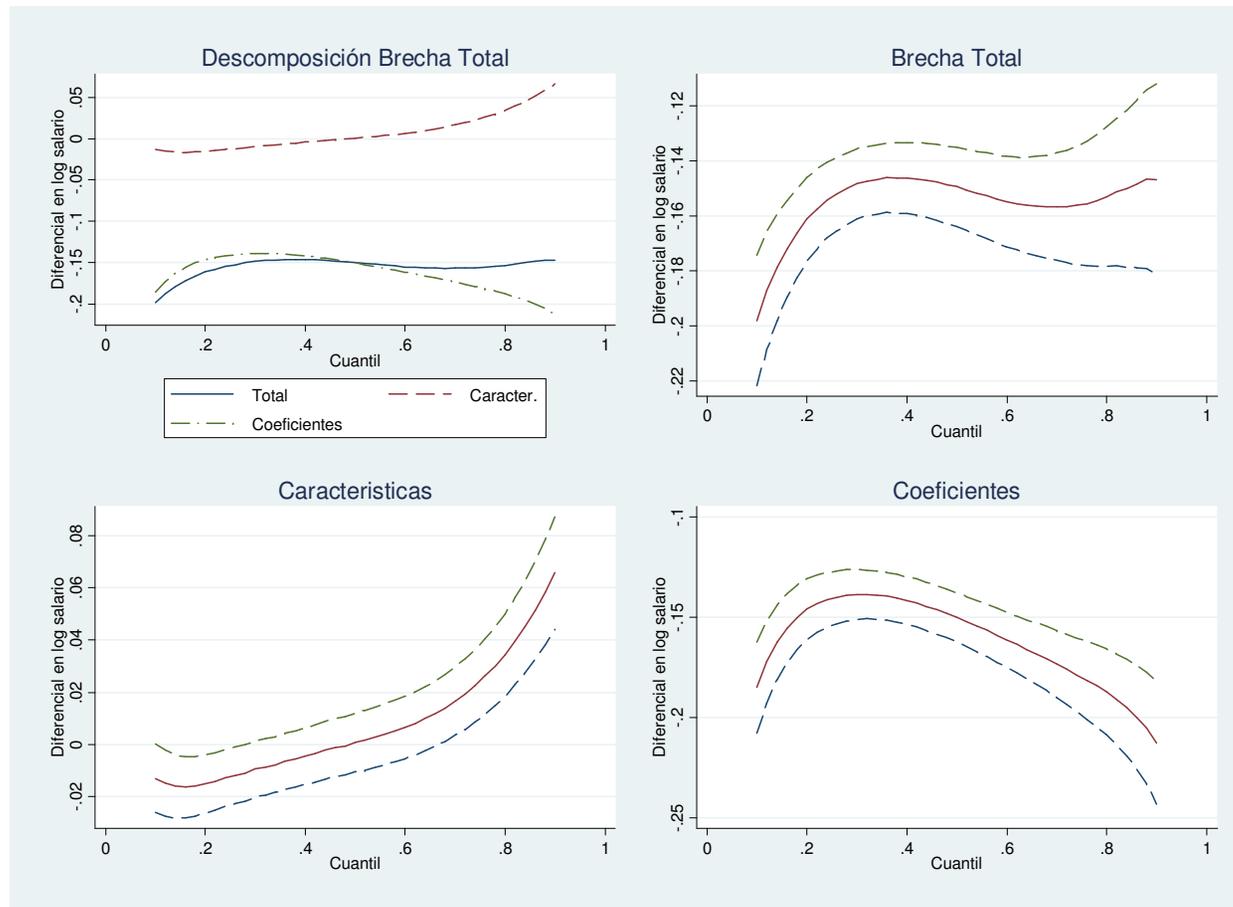
Fuente: Elaboración propia en base a EPS 2002-2006.

**Gráfico 2. Descomposición de la brecha salarial por género - Modelo con experiencia potencial**



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

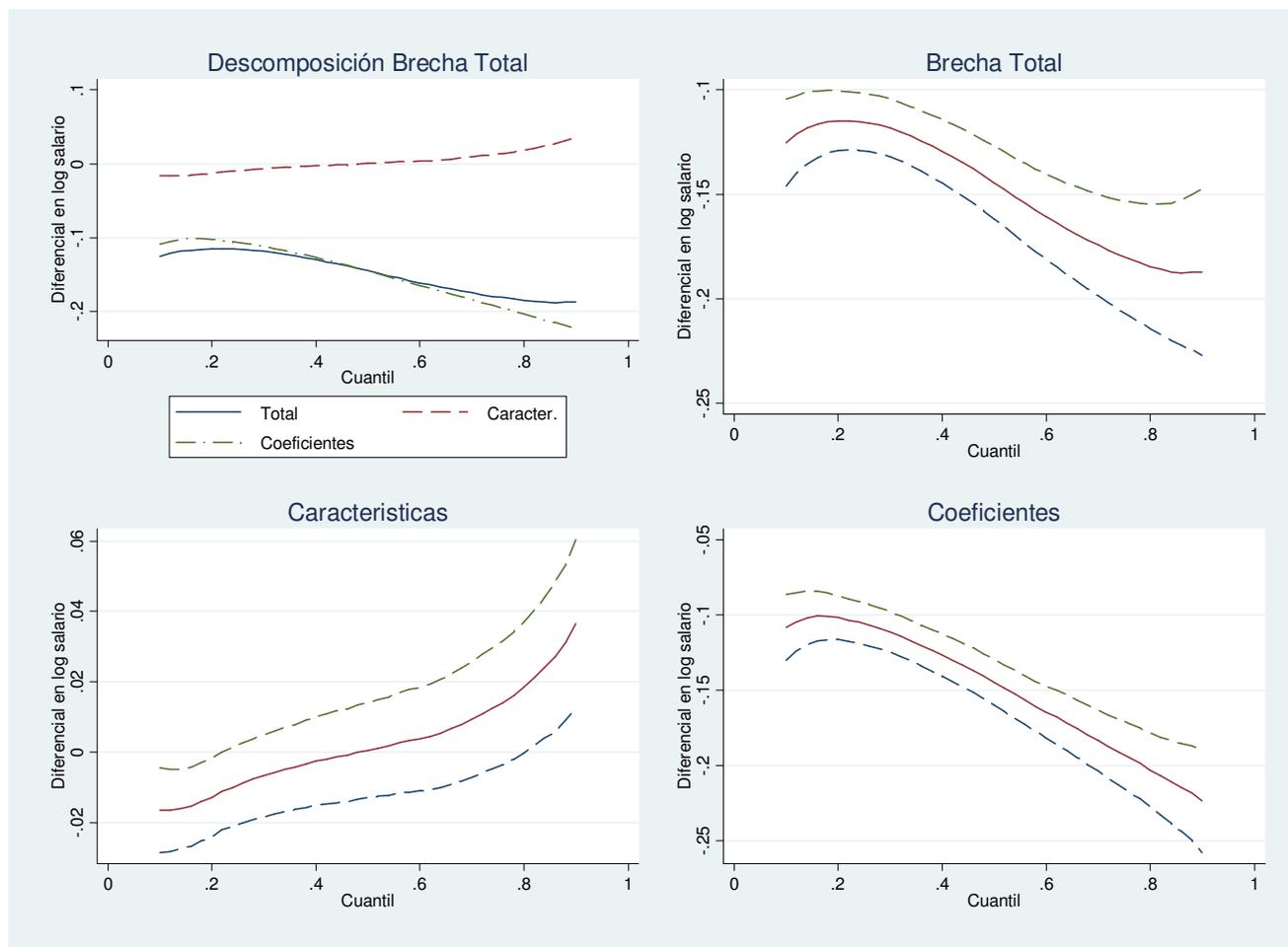
**Gráfico 3. Descomposición de la brecha salarial por género- Modelo con experiencia efectiva y controles por experiencia reciente**



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

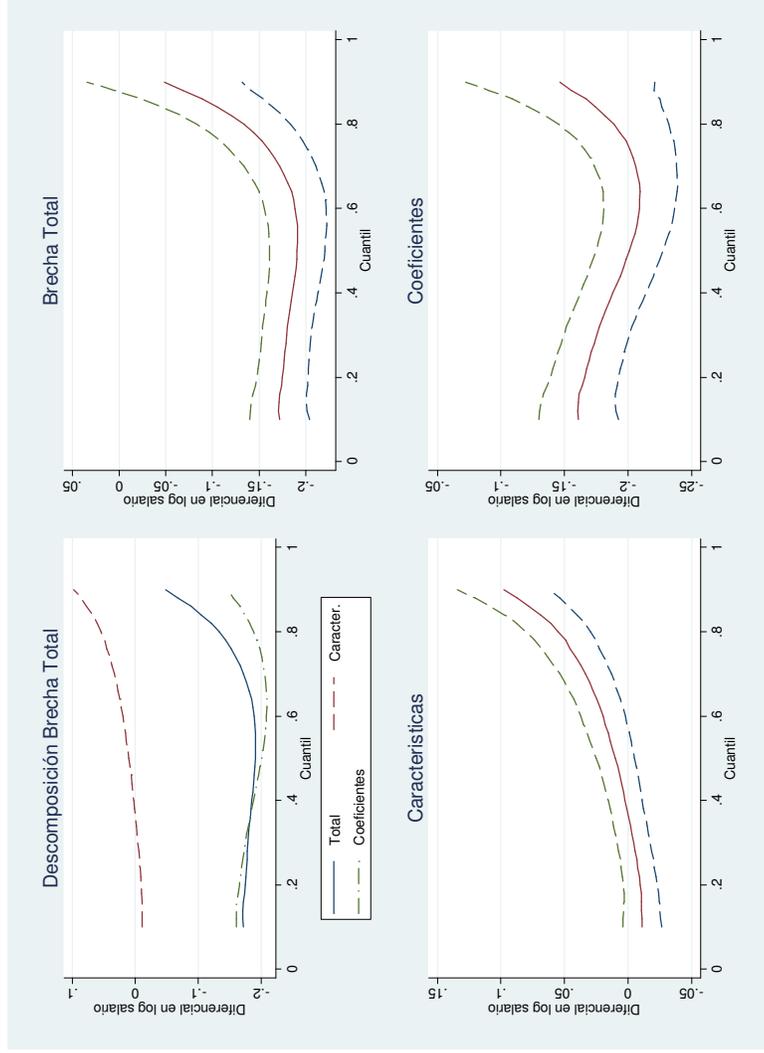
**Gráfico 4. Descomposición de la brecha salarial por género - Modelo con experiencia efectiva y controles por experiencia reciente.**

**Sólo asalariados privados a tiempo completo (Más 40 hs. Semanales)**



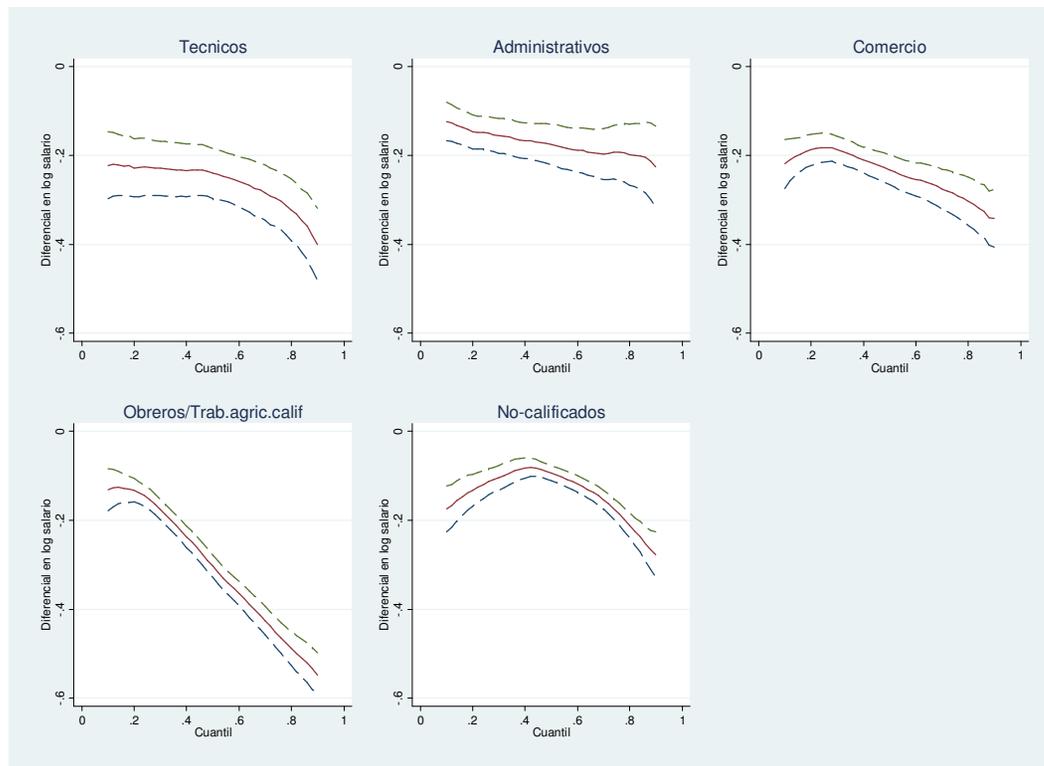
Fuente: Elaboración propia en base a EPS 2002-2006.

**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 40 hs. Semanales). Variable educación instrumentada**



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

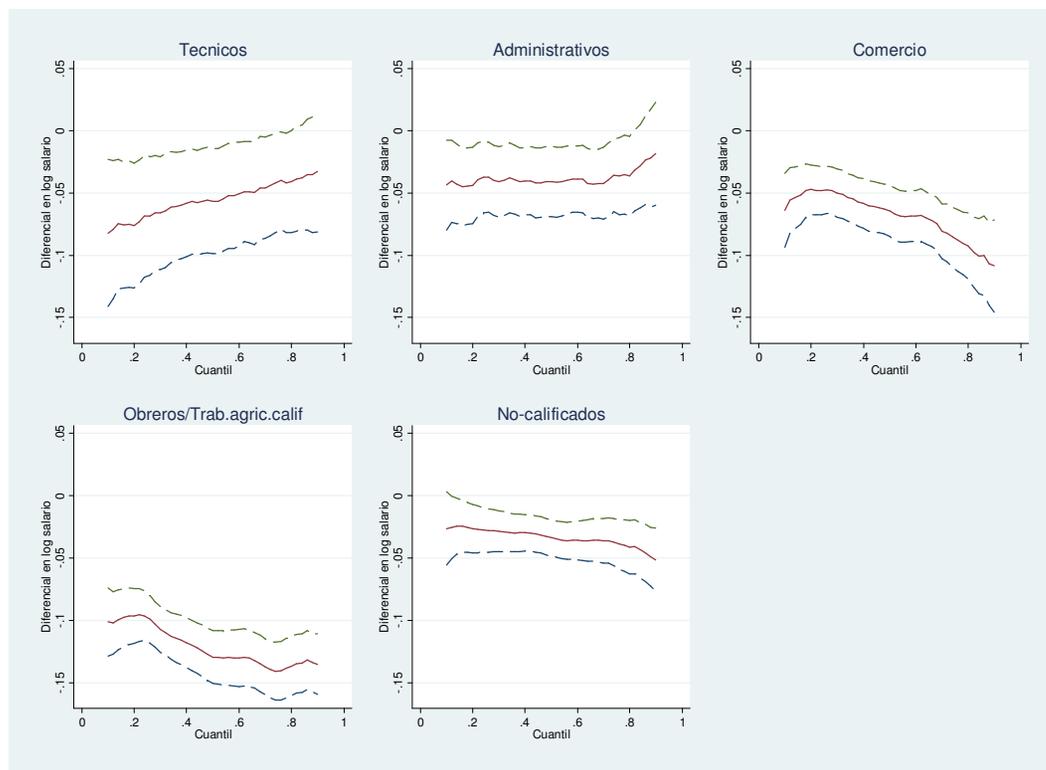
**Gráfico 6. Regresiones por cuantiles ocupación-específicas. Descomposición de la brecha salarial por género. Modelo con experiencia efectiva y controles por experiencia reciente– Efecto total e intervalo de confianza. Sólo asalariados privados a tiempo completo (Más 40 hs. Semanales)**



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

Nota. Este mismo gráfico está disponible para las otras especificaciones

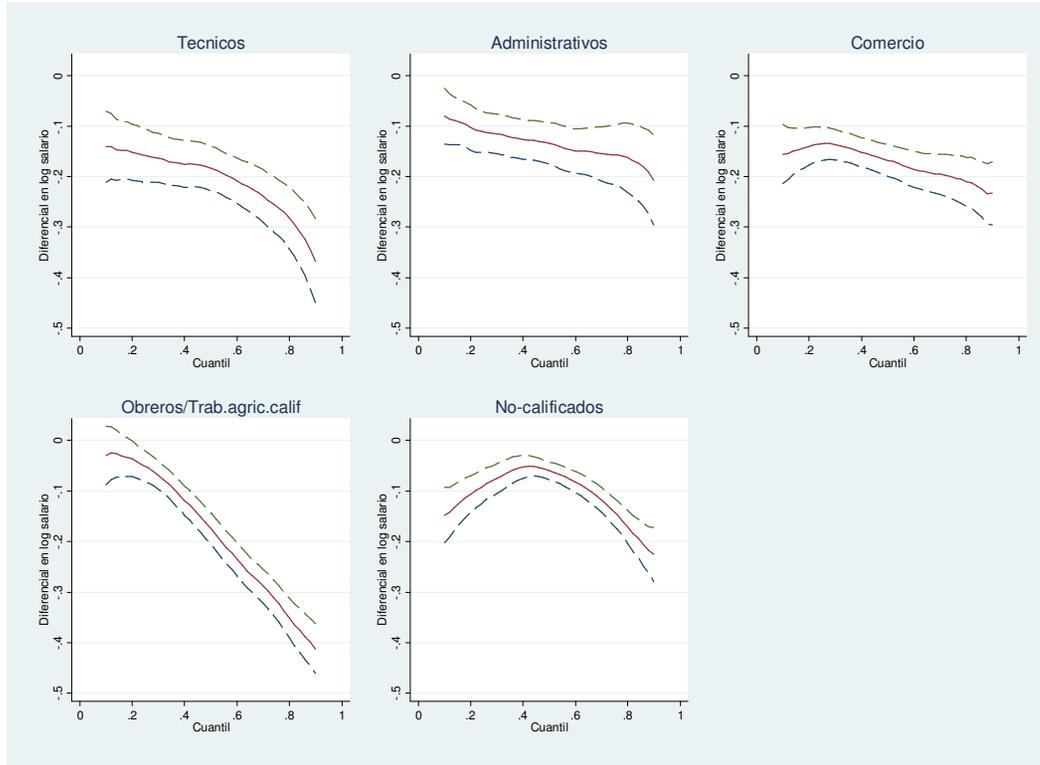
**Gráfico 7. Regresiones por cuantiles ocupación-específicas. Descomposición de la brecha salarial por género. Modelo con experiencia efectiva y controles por experiencia reciente– Efecto características e intervalo de confianza. Sólo asalariados privados a tiempo completo (Más 40 hs. Semanales)**



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

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

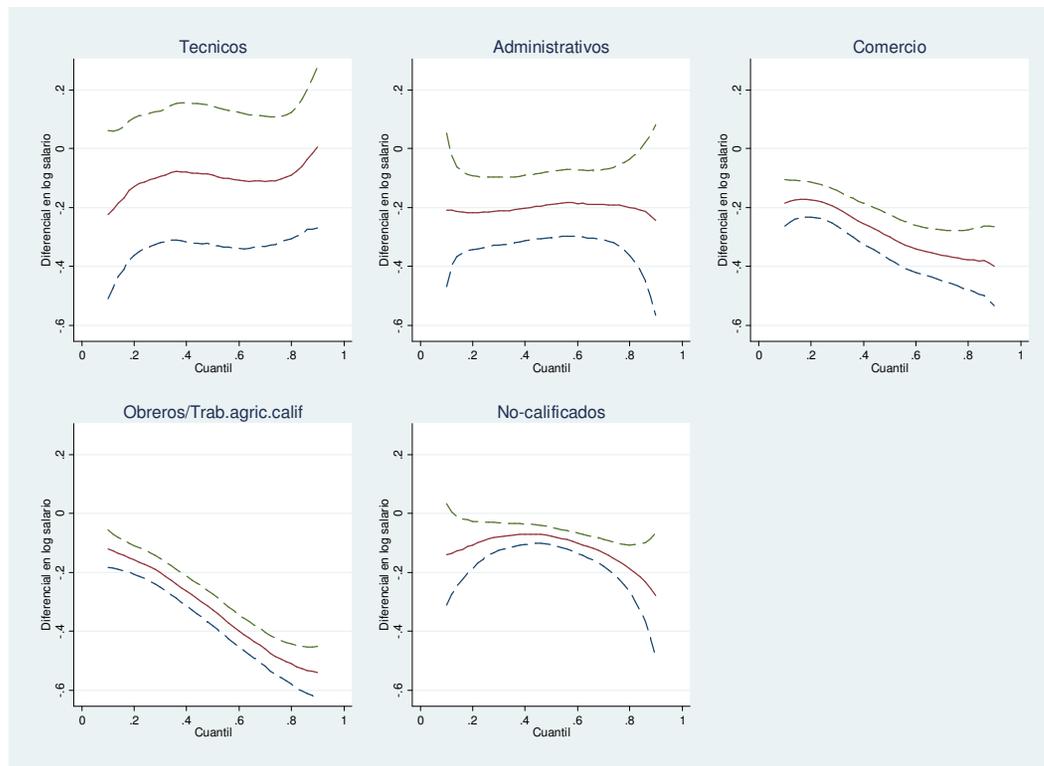
**Gráfico 8. Regresiones por cuantiles ocupación-específicas. Descomposición de la brecha salarial por género. Modelo con experiencia efectiva y controles por experiencia reciente– Efecto coeficiente e intervalo de confianza. Sólo asalariados privados a tiempo completo (Más 40 hs. Semanales)**



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-específicas. 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 40 hs. Semanales). Variable educación instrumentada**

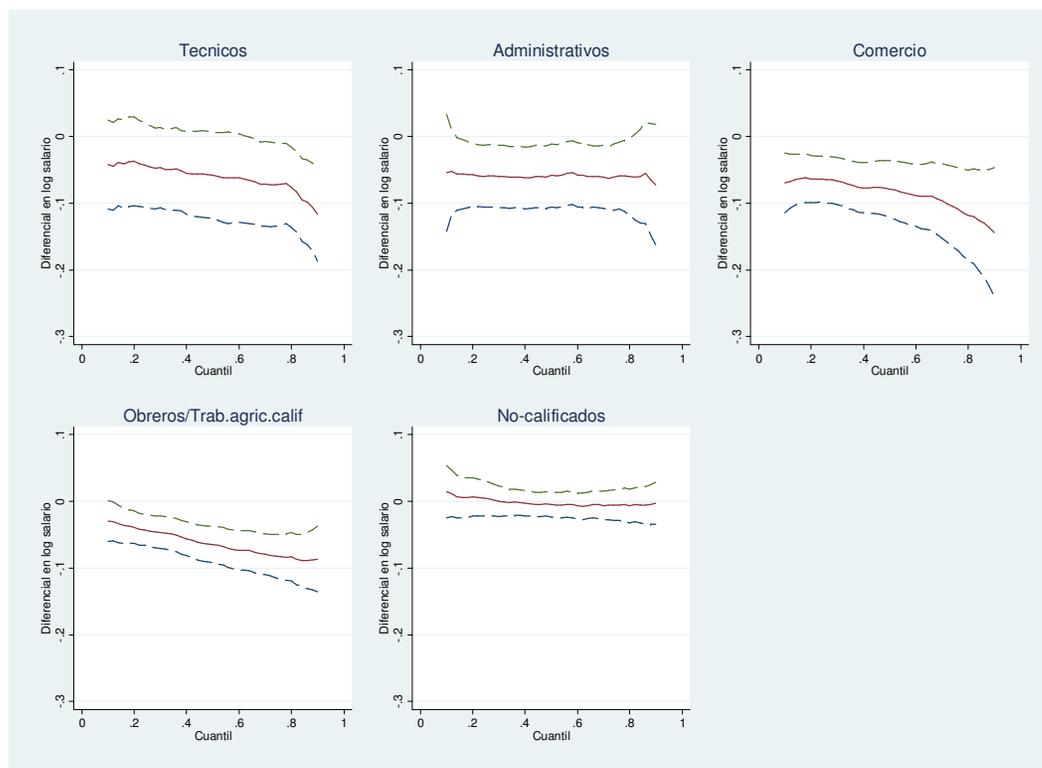


Fuente: Elaboración propia en base a EPS 2002-2006.

Nota. Este mismo gráfico está disponible para las otras especificaciones

**Gráfico 10. Regresiones por cuantiles ocupación-específicas. 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 40 hs. Semanales).**

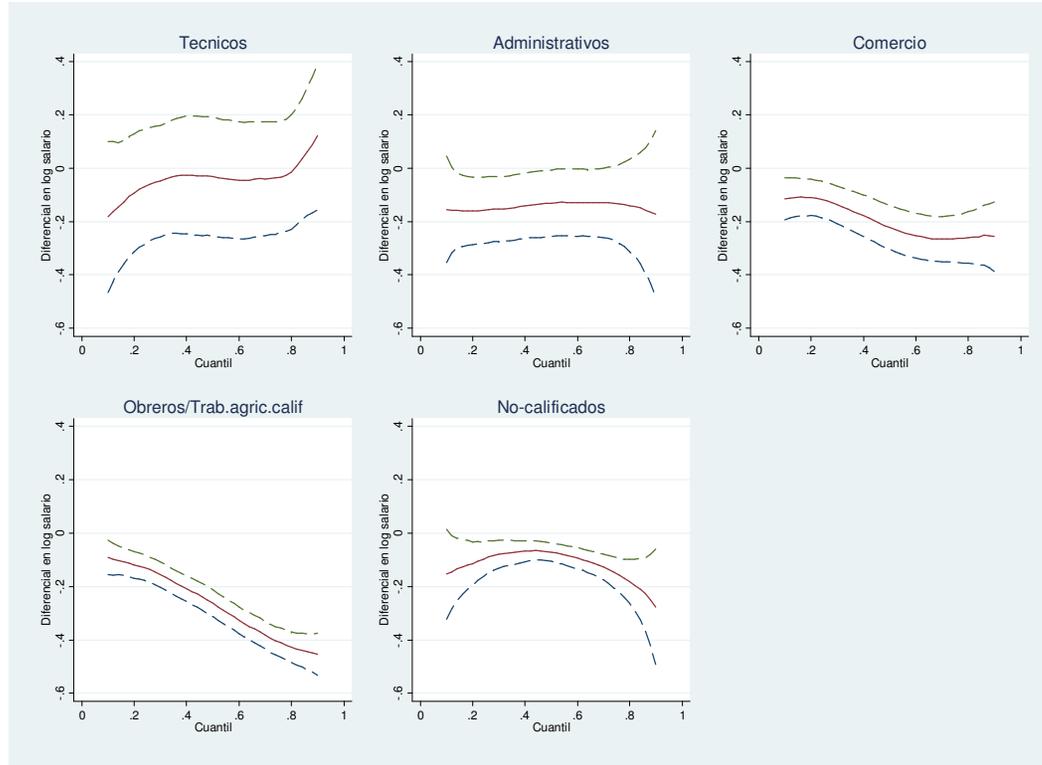
**Variable educación instrumentada**



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-específicas. 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 40 hs. 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

**Cuadro 1: Continuidad en las historias laborales. Hombres y Mujeres. Por tramos de edad y nivel educativo – Al año 2006 (últimos 5 años)**

	% tiempo trabajado en los últimos 5 años				
	Más del 10	Más del 30	Más del 50	Más del 70	Más del 90
<b>Hombres</b>					
<b>0-11 años educ</b>					
20-29	91.7%	69.5%	56.6%	41.7%	16.5%
30-39	95.1%	90.9%	84.3%	72.7%	48.1%
40-49	96.7%	91.6%	84.2%	70.3%	47.5%
<b>12 años educ</b>					
20-29	93.1%	62.9%	48.9%	33.1%	13.1%
30-39	97.7%	94.7%	90.2%	82.3%	59.5%
40-49	99.0%	98.5%	94.4%	88.1%	66.7%
<b>12-15 años educ</b>					
20-29	70.3%	40.7%	28.4%	21.3%	9.4%
30-39	98.9%	96.3%	89.8%	81.7%	61.6%
40-49	99.3%	98.5%	93.5%	87.7%	72.8%
<b>16 años educ</b>					
20-29	66.2%	24.9%	13.7%	9.2%	5.7%
30-39	92.3%	83.4%	78.6%	69.8%	52.8%
40-49	99.0%	97.3%	95.2%	92.4%	84.0%
<b>Mujeres</b>					
<b>0-11 años educ</b>					
20-29	61.9%	39.1%	19.6%	10.8%	3.3%
30-39	75.4%	50.0%	35.0%	24.6%	12.9%
40-49	72.7%	52.6%	40.6%	28.3%	16.3%
<b>12 años educ</b>					
20-29	81.5%	44.0%	28.6%	15.8%	6.9%
30-39	78.4%	58.2%	45.2%	33.5%	22.5%
40-49	81.1%	62.7%	49.9%	38.4%	26.1%
<b>12-15 años educ</b>					
20-29	79.5%	41.3%	31.9%	16.2%	5.0%
30-39	86.4%	76.4%	65.5%	53.8%	36.1%
40-49	85.9%	73.6%	63.5%	55.4%	43.0%
<b>16 años educ</b>					
20-29	54.1%	20.6%	10.5%	5.5%	2.0%
30-39	89.5%	71.0%	64.5%	57.4%	44.6%
40-49	95.0%	88.3%	83.7%	74.7%	66.1%

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

**Cuadro 2: Continuidad en las historias laborales. Hombres y Mujeres. Por tramos de edad y nivel educativo – Al año 2006 (últimos 10 años)**

	% tiempo trabajado en los últimos 10 años				
	Más del 10	Más del 30	Más del 50	Más del 70	Más del 90
<b>Hombres</b>					
<b>0-11 años educ</b>					
20-29	90.1%	62.3%	44.2%	21.6%	3.8%
30-39	95.5%	92.8%	88.3%	76.9%	44.6%
40-49	96.6%	91.9%	87.7%	80.4%	48.5%
<b>12 años educ</b>					
20-29	89.9%	70.2%	51.5%	38.1%	31.5%
30-39	97.9%	94.4%	90.5%	83.6%	53.9%
40-49	99.1%	98.8%	96.6%	91.8%	67.8%
<b>12-15 años educ</b>					
20-29	66.2%	27.2%	11.7%	4.4%	0.7%
30-39	99.2%	95.6%	88.2%	74.9%	47.7%
40-49	99.3%	95.3%	94.4%	89.1%	71.3%
<b>16 años educ</b>					
20-29	56.5%	10.9%	6.2%	3.0%	0.3%
30-39	94.0%	79.3%	68.9%	51.0%	29.0%
40-49	99.6%	98.4%	96.8%	95.2%	85.2%
<b>Mujeres</b>					
<b>0-11 años educ</b>					
20-29	64.4%	28.4%	12.4%	3.5%	0.7%
30-39	79.2%	49.4%	36.4%	22.6%	9.2%
40-49	73.3%	51.7%	39.2%	26.1%	13.3%
<b>12 años educ</b>					
20-29	73.1%	54.5%	42.0%	34.8%	31.1%
30-39	83.8%	59.3%	48.7%	31.2%	15.9%
40-49	83.7%	58.6%	47.5%	33.5%	20.9%
<b>12-15 años educ</b>					
20-29	67.9%	27.0%	7.9%	3.6%	0.8%
30-39	93.1%	79.6%	62.6%	49.1%	29.8%
40-49	88.6%	74.3%	68.2%	58.6%	38.1%
<b>16 años educ</b>					
20-29	49.4%	7.2%	4.0%	1.8%	0.6%
30-39	90.9%	70.2%	59.6%	45.7%	26.4%
40-49	96.0%	87.6%	82.0%	72.4%	58.7%

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

**Cuadro 3: Promedios y desviaciones estándares de las principales variables para****Hombre y Mujer**

Variable	Hombre		Mujer	
	Mean	Std. Dev.	Mean	Std. Dev.
Norte	0,104	0,305	0,079	0,270
Sur	0,398	0,489	0,320	0,466
Empresa pequeña	0,440	0,496	0,406	0,491
Empresa mediana	0,140	0,347	0,101	0,302
Empresa grande	0,348	0,476	0,386	0,487
Casado	0,714	0,452	0,539	0,498
Separado	0,069	0,253	0,163	0,369
Años de educación	10,065	3,565	11,248	3,572
Años de educacion2	114,013	72,824	139,270	79,960
Tiene contrato	0,557	0,497	0,506	0,500
Exp Real	16,515	6,903	12,781	6,825
Exp Potenciall	22,789	8,901	21,189	8,672
Casado	0,714	0,452	0,539	0,498
Separado	0,069	0,253	0,163	0,369
sabe_1~madre	0,833	0,373	0,886	0,318
sabe_1~padre	0,866	0,341	0,899	0,301
dummy_educ~2	0,480	0,500	0,529	0,499
dummy~madre3	0,221	0,415	0,262	0,440
dummy~madre4	0,009	0,096	0,013	0,114
dummy~madre5	0,008	0,089	0,015	0,122
dummy_educ~1	0,285	0,451	0,210	0,408
dummy~padre3	0,244	0,429	0,307	0,461
dummy~padre4	0,014	0,117	0,025	0,155
dummy~padre5	0,014	0,119	0,033	0,179
salario_def	294.640	1.742.724	215.126	366.328
salario_ho~f	6019	17781	5277	9487

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

**Cuadro 4: Descomposición de la brecha de salarios por género. Modelo con experiencia potencial. Cuantiles seleccionados**

<b>Cuantil</b>	<b>Total</b>			<b>Efecto característica</b>			<b>Efecto parámetro</b>		
<b>0.1</b>	-0.19	[	-0.22 -0.17 ]	0.05	[	0.04 0.05 ]	-0.24	[	-0.26 -0.22 ]
<b>0.2</b>	-0.16	[	-0.17 -0.14 ]	0.05	[	0.04 0.05 ]	-0.20	[	-0.21 -0.19 ]
<b>0.3</b>	-0.14	[	-0.16 -0.13 ]	0.05	[	0.04 0.06 ]	-0.19	[	-0.21 -0.18 ]
<b>0.4</b>	-0.14	[	-0.16 -0.13 ]	0.06	[	0.05 0.07 ]	-0.20	[	-0.21 -0.19 ]
<b>0.5</b>	-0.15	[	-0.17 -0.13 ]	0.07	[	0.06 0.08 ]	-0.22	[	-0.23 -0.20 ]
<b>0.6</b>	-0.16	[	-0.17 -0.14 ]	0.07	[	0.06 0.08 ]	-0.23	[	-0.24 -0.22 ]
<b>0.7</b>	-0.16	[	-0.18 -0.14 ]	0.08	[	0.07 0.09 ]	-0.24	[	-0.26 -0.23 ]
<b>0.8</b>	-0.15	[	-0.18 -0.13 ]	0.10	[	0.08 0.11 ]	-0.25	[	-0.27 -0.23 ]
<b>0.9</b>	-0.14	[	-0.17 -0.11 ]	0.12	[	0.10 0.14 ]	-0.26	[	-0.28 -0.23 ]

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

**Cuadro 5: Descomposición de la brecha de salarios por género. Modelo con experiencia real y con controles por experiencia reciente. Cuantiles seleccionados**

<b>Cuantil</b>	<b>Total</b>			<b>Efecto característica</b>			<b>Efecto parámetro</b>		
<b>0.1</b>	-0.20	[	-0.22 -0.17 ]	-0.01	[	-0.03 0.00 ]	-0.19	[	-0.21 -0.16 ]
<b>0.2</b>	-0.16	[	-0.18 -0.15 ]	-0.02	[	-0.03 0.00 ]	-0.15	[	-0.16 -0.13 ]
<b>0.3</b>	-0.15	[	-0.16 -0.14 ]	-0.01	[	-0.02 0.00 ]	-0.14	[	-0.15 -0.13 ]
<b>0.4</b>	-0.15	[	-0.16 -0.13 ]	0.00	[	-0.02 0.01 ]	-0.14	[	-0.15 -0.13 ]
<b>0.5</b>	-0.15	[	-0.16 -0.14 ]	0.00	[	-0.01 0.01 ]	-0.15	[	-0.16 -0.14 ]
<b>0.6</b>	-0.15	[	-0.17 -0.14 ]	0.01	[	-0.01 0.02 ]	-0.16	[	-0.18 -0.15 ]
<b>0.7</b>	-0.16	[	-0.18 -0.14 ]	0.02	[	0.00 0.03 ]	-0.17	[	-0.19 -0.16 ]
<b>0.8</b>	-0.15	[	-0.18 -0.13 ]	0.03	[	0.02 0.05 ]	-0.19	[	-0.21 -0.17 ]
<b>0.9</b>	-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.

**Cuadro 6: Descomposición de la brecha de salarios por género. Modelo con experiencia real y con controles por experiencia reciente. Cuantiles seleccionados**

**Asalariados privados que trabajan a tiempo completo**

<b>Cuantil</b>	<b>Total</b>	<b>Efecto característica</b>	<b>Efecto parámetro</b>
<b>0.1</b>	-0.13 [ -0.15 -0.10 ]	-0.02 [ -0.03 0.00 ]	-0.11 [ -0.13 -0.09 ]
<b>0.2</b>	-0.11 [ -0.13 -0.10 ]	-0.01 [ -0.02 0.00 ]	-0.10 [ -0.12 -0.09 ]
<b>0.3</b>	-0.12 [ -0.13 -0.10 ]	-0.01 [ -0.02 0.00 ]	-0.11 [ -0.12 -0.10 ]
<b>0.4</b>	-0.13 [ -0.14 -0.11 ]	0.00 [ -0.02 0.01 ]	-0.13 [ -0.14 -0.11 ]
<b>0.5</b>	-0.14 [ -0.16 -0.13 ]	0.00 [ -0.01 0.01 ]	-0.14 [ -0.16 -0.13 ]
<b>0.6</b>	-0.16 [ -0.18 -0.14 ]	0.00 [ -0.01 0.02 ]	-0.16 [ -0.18 -0.15 ]
<b>0.7</b>	-0.17 [ -0.20 -0.15 ]	0.01 [ -0.01 0.03 ]	-0.18 [ -0.20 -0.16 ]
<b>0.8</b>	-0.18 [ -0.21 -0.15 ]	0.02 [ 0.00 0.04 ]	-0.20 [ -0.23 -0.18 ]
<b>0.9</b>	-0.19 [ -0.23 -0.15 ]	0.04 [ 0.01 0.06 ]	-0.22 [ -0.26 -0.19 ]

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

**Cuadro 8: Descomposición de la brecha de salarios por género. Modelo con experiencia real y con controles por experiencia reciente. Cuantiles seleccionados Asalariados privados que trabajan a tiempo completo. Modelo que instrumenta la variable educación**

<b>Cuantil</b>	<b>Total</b>	<b>Efecto característica</b>	<b>Efecto parámetro</b>
<b>0.1</b>	-0.16 [ -0.20 -0.13 ]	-0.01 [ -0.03 0.01 ]	-0.15 [ -0.19 -0.12 ]
<b>0.2</b>	-0.17 [ -0.20 -0.14 ]	0.00 [ -0.02 0.01 ]	-0.17 [ -0.20 -0.14 ]
<b>0.3</b>	-0.18 [ -0.21 -0.15 ]	0.00 [ -0.01 0.02 ]	-0.18 [ -0.21 -0.15 ]
<b>0.4</b>	-0.18 [ -0.21 -0.15 ]	0.01 [ 0.00 0.03 ]	-0.19 [ -0.22 -0.17 ]
<b>0.5</b>	-0.18 [ -0.22 -0.15 ]	0.02 [ 0.00 0.04 ]	-0.20 [ -0.23 -0.17 ]
<b>0.6</b>	-0.17 [ -0.21 -0.14 ]	0.03 [ 0.01 0.06 ]	-0.21 [ -0.24 -0.17 ]
<b>0.7</b>	-0.15 [ -0.19 -0.10 ]	0.05 [ 0.02 0.07 ]	-0.20 [ -0.24 -0.16 ]
<b>0.8</b>	-0.10 [ -0.16 -0.04 ]	0.07 [ 0.04 0.10 ]	-0.18 [ -0.23 -0.12 ]
<b>0.9</b>	-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 9: Coeficientes Seleccionados. Modelo con experiencia real y con controles por experiencia reciente.**

**A- Muestra Total**

	<b>Hombres</b>				
	<b>10</b>	<b>30</b>	<b>50</b>	<b>70</b>	<b>90</b>
Educación	-0.0090	-0.0488	-0.0605	-0.0792	-0.1080
Educación 2	0.0032	0.0056	0.0070	0.0086	0.0109
Experiencia	0.0140	0.0007	-0.0021	-0.0062	-0.0023
Experiencia 2	-0.0003	-0.0001	0.0001	0.0003	0.0002
Meses trabajados 5 años	0.0025	0.0030	0.0031	0.0036	0.0037
Meses trabajados 10 años	0.0010	0.0005	0.0011	0.0011	0.0008
Meses trabajados 15 años	-0.0010	0.0004	0.0004	0.0005	0.0014
	<b>Mujeres</b>				
	<b>10</b>	<b>30</b>	<b>50</b>	<b>70</b>	<b>90</b>
Educación	-0.0188	-0.0493	-0.0866	-0.1040	-0.0810
Educación 2	0.0037	0.0055	0.0078	0.0093	0.0087
Experiencia	-0.0104	-0.0164	-0.0159	-0.0140	-0.0142
Experiencia 2	0.0002	0.0004	0.0005	0.0005	0.0006
Meses trabajados 5 años	0.0026	0.0020	0.0026	0.0027	0.0053
Meses trabajados 10 años	0.0003	0.0009	0.0007	0.0005	-0.0016
Meses trabajados 15 años	0.0012	0.0010	0.0009	0.0011	0.0020

**B- Asalariados privados que trabajan a tiempo completo**

	<b>Hombres</b>				
	<b>10</b>	<b>30</b>	<b>50</b>	<b>70</b>	<b>90</b>
Educación	-0.0125	-0.0476	-0.0642	-0.0885	-0.1168
Educación 2	0.0026	0.0053	0.0070	0.0088	0.0109
Experiencia	-0.0039	-0.0070	-0.0016	-0.0048	-0.0086
Experiencia 2	0.0001	0.0002	0.0001	0.0002	0.0003
Meses trabajados 5 años	0.0027	0.0033	0.0028	0.0030	0.0024
Meses trabajados 10 años	0.0014	0.0004	0.0009	0.0008	0.0012
Meses trabajados 15 años	-0.0003	0.0007	0.0005	0.0007	0.0014
	<b>Mujeres</b>				
	<b>10</b>	<b>30</b>	<b>50</b>	<b>70</b>	<b>90</b>
Educación	-0.0310	-0.0687	-0.1015	-0.1260	-0.1042
Educación 2	0.0037	0.0059	0.0081	0.0099	0.0096
Experiencia	0.0017	-0.0092	-0.0137	-0.0090	-0.0057
Experiencia 2	0.0000	0.0003	0.0006	0.0004	0.0006
Meses trabajados 5 años	0.0026	0.0032	0.0034	0.0034	0.0060
Meses trabajados 10 años	0.0009	-0.0001	0.0005	0.0002	-0.0013
Meses trabajados 15 años	-0.0001	0.0009	0.0006	0.0010	0.0012

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