

**CAMBIOS EN LA ESTRUCTURA SALARIAL
EN URUGUAY, 1986-2007:**

**UN ANÁLISIS MEDIANTE REGRESIONES
CUANTÍLICAS**

Guillermo Alves; Matías Brum; Mijail Yapor

Noviembre 2009

INSTITUTO DE ECONOMIA
Documentos basados en monografías de grado

01/09

Esta Serie promueve la difusión de los trabajos monográficos realizados u orientados por investigadores del Instituto de Economía para obtener la Licenciatura en Economía en la Facultad de Ciencias Económicas y de Administración.

La Serie también contiene los artículos premiados en los concursos bianuales organizados por el Instituto de Economía.

CAMBIOS EN LA ESTRUCTURA SALARIAL EN URUGUAY, 1986-2007: UN ANÁLISIS MEDIANTE REGRESIONES CUANTÍLICAS¹

Guillermo Alves²; Matías Brum³; Mijail Yapor⁴

Este artículo, basado en una tesis monográfica de grado, fue premiado durante las 3 Jornadas Académicas del Instituto de Economía en 2009.

Resumen

Existe un conjunto de características de los ocupados que influyen en la determinación del nivel y distribución de los salarios y definen así la estructura salarial de una economía. El estudio de la estructura salarial permite explicitar aspectos de incentivos y de distintos tipos de discriminación, que resultan de gran relevancia teórica y práctica.

En este artículo se analiza, mediante la estimación de regresiones cuantílicas, la evolución de los diferenciales salariales asociados a las características de sexo, educación, experiencia, rama de actividad, región y sector público o privado en Uruguay entre 1986 y 2007. Se verá que las estimaciones de las regresiones cuantílicas, al permitir identificar diferenciales salariales distintos a lo largo de la distribución, revela interesantes aspectos de la estructura salarial en Uruguay no observados en la estimación convencional por mínimos cuadrados ordinarios.

¹ Este artículo fue elaborado en base al trabajo monográfico “Evolución y determinantes de la desigualdad de remuneraciones por trabajo en Uruguay, 1986-2007”, con la que los autores obtuvieron el título de Licenciado en Economía en la Universidad de la República. Se agradece especialmente al tutor del trabajo monográfico Rodrigo Arim. Todos los defectos son nuestra responsabilidad.

² guillermo@iecon.ccee.edu.uy

³ mbrum@iecon.ccee.edu.uy

⁴ mijailyapor@gmail.com

1. Introducción

El presente documento tiene como objetivo el análisis de la evolución de la estructura salarial en Uruguay en los últimos veinte años, entendida como la desigualdad salarial proveniente de las diferencias de remuneraciones entre grupos de trabajadores definidos según ciertas características consideradas relevantes. Los trabajos empíricos y teóricos que componen la literatura sobre el tema encuentran que ciertas características influyen, de forma relativamente general, en el nivel y distribución de los salarios. Entre éstas se encuentran típicamente nivel de educación, experiencia, sexo y sector de actividad de los ocupados; su inclusión en regresiones arroja parámetros significativamente distintos de cero, lo que indica que existen diferencias en el salario promedio entre grupos de trabajadores. Son estas diferencias las que forman la estructura salarial de una economía concreta y su estudio permite explicitar aspectos de incentivos y de distintos tipos de discriminación que resultan de gran relevancia. Un aspecto potencialmente muy relevante de la estructura salarial suele, sin embargo, no estar presente en la mayoría de los estudios; distintos trabajos a nivel nacional e internacional indican que las diferencias salariales entre los distintos grupos de trabajadores no son homogéneas a lo largo de la distribución (Buchinsky, 1994; Amarante, 2002; Martins y Pereira, 2004). De forma de captar este fenómeno, en este trabajo se utilizará la herramienta de estimación por regresiones cuantílicas, que permite realizar una caracterización de la estructura salarial en forma *diferenciada* en la distribución a partir de la obtención de distintos parámetros para una misma característica, correspondientes a distintos cuantiles de la distribución de los salarios.

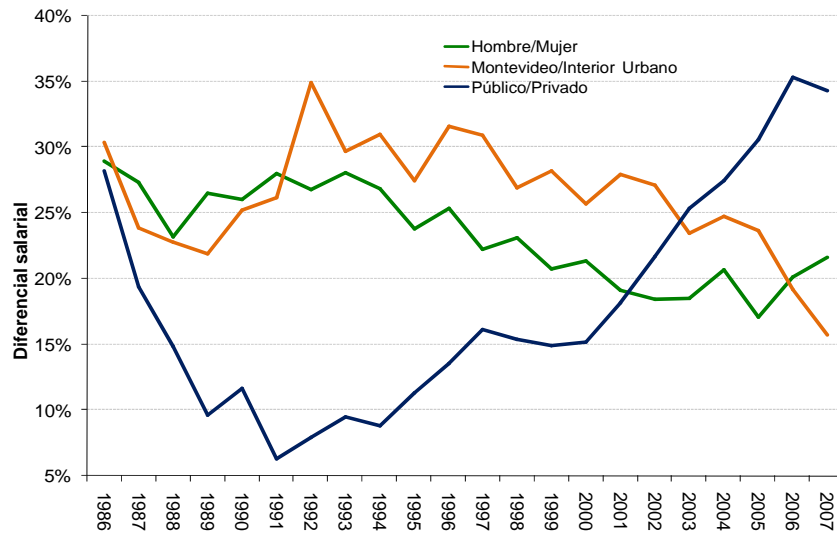
El documento se desarrolla en seis apartados. Luego de esta breve introducción se presenta una primera aproximación al objeto de estudio mediante el análisis de estructura salarial convencional mediante regresiones MCO. El tercer apartado se dedica al desarrollo de la metodología de estimación mediante regresiones cuantílicas y el cuarto a la presentación de los datos y ecuación a estimar. Los principales resultados del trabajo que llevan a una caracterización de la estructura salarial diferenciada a lo largo de la distribución se presentan el apartado quinto. Por último, se reserva un espacio para la discusión, incluyendo interpretación de los resultados y planteo de futuras líneas de investigación que se derivan de los mismos.

2 - Evolución de la estructura de remuneraciones

En esta sección se presenta una primera aproximación al análisis de la estructura salarial en Uruguay según las características región, sexo, educación, experiencia laboral, sector público o privado y rama de actividad, a partir de la estimación de regresiones MCO. Estos resultados muestran la evolución, entre 1986 y 2007, de las diferencias *promedio* de salarios entre grupos de trabajadores según esas características, que serán contrastadas luego con las estimaciones provenientes de las regresiones cuantílicas.

Comenzando con la estructura por región geográfica, se toman dos grupos para realizar el análisis: Montevideo e Interior urbano. El grupo de Montevideo muestra un diferencial salarial de 30,3% sobre el Interior al comienzo del período, que se reduce hasta 1989 y se incrementa fuertemente hasta 1992. Luego de este año, y hasta final de período, se observa una clara tendencia decreciente. Así, en 2007 los salarios en Montevideo son en promedio 15,4% superiores a los del resto del país urbano, la mitad del diferencial inicial.

GRÁFICO 1 - DIFERENCIALES POR SEXO Y REGIÓN Y SECTOR PÚBLICO-PRIVADO



Fuente: elaboración propia en base a ECH.

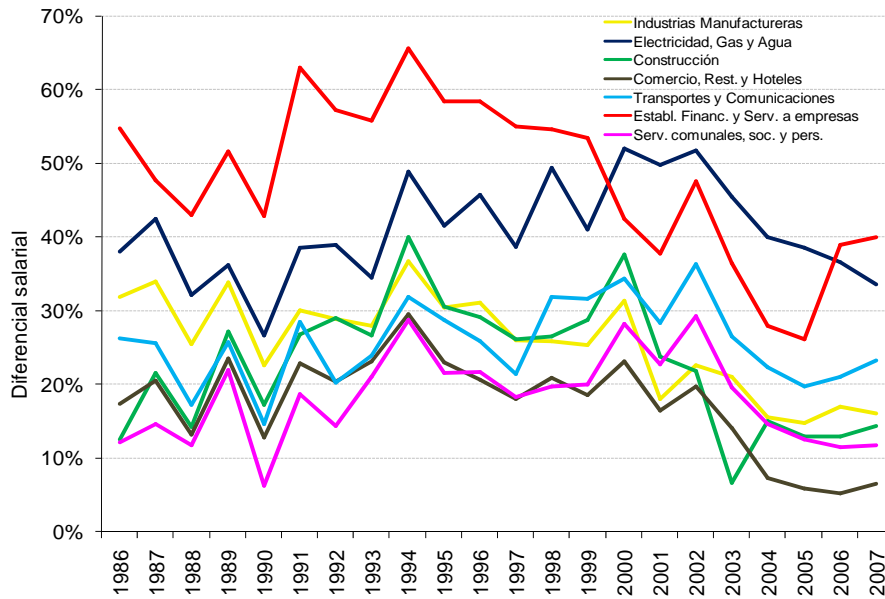
El diferencial por sexo a favor de los trabajadores hombres suele asociarse al concepto de discriminación salarial (Amarante y Espino, 2002) y es de 29% al comienzo del período. Como ha sido documentado en distintos trabajos (Amarante y Espino, 2002; Rivas y Rossi, 2000), éste presenta en los '90 una clara evolución a la baja, que se prolonga hasta el año 2002. En los últimos años sin embargo, el diferencial se ha

mantenido relativamente estable, lo que constituye un elemento de preocupación en la medida que aún se encuentra en el entorno del 20% (Gráfico 1).

En relación al diferencial salarial percibido por los trabajadores públicos en relación a los privados, de forma similar a lo señalado por Amarante (2001) se observa en el Gráfico 1 que éste presenta una fuerte caída hasta 1991. A partir de allí dicha tendencia se revierte, y aumenta hasta alcanzar al final del período un valor de 33,3%, levemente mayor al inicial.

La estructura salarial por sectores de actividad muestra a los salarios promedio de la Industria Manufacturera y Establecimientos Financieros y Servicios a Empresas (Establecimientos Financieros en adelante) claramente separados del resto de los sectores y con escasa diferenciación entre sí al comienzo del período (Gráfico 2). Por su parte, los retornos para el sector Agropecuario, variable omitida en la regresión, se encuentran sensiblemente por debajo del resto. En los primeros años del período se observa una fuerte reducción de la dispersión entre las ramas, que se revierte en parte en los '90, cuando es notoria la evolución al alza de Establecimientos Financieros distanciándose del resto. En el último subperíodo se observa un cambio relevante en la estructura salarial entre sectores de actividad debido a que el sector Agropecuario reduce en magnitud significativa su diferencial negativo respecto al resto y Establecimientos Financieros pierde su posición de supremacía relativa tras la fuerte crisis en 2002.

GRÁFICO 2 - EVOLUCIÓN DE LOS DIFERENCIALES POR RAMA DE ACTIVIDAD

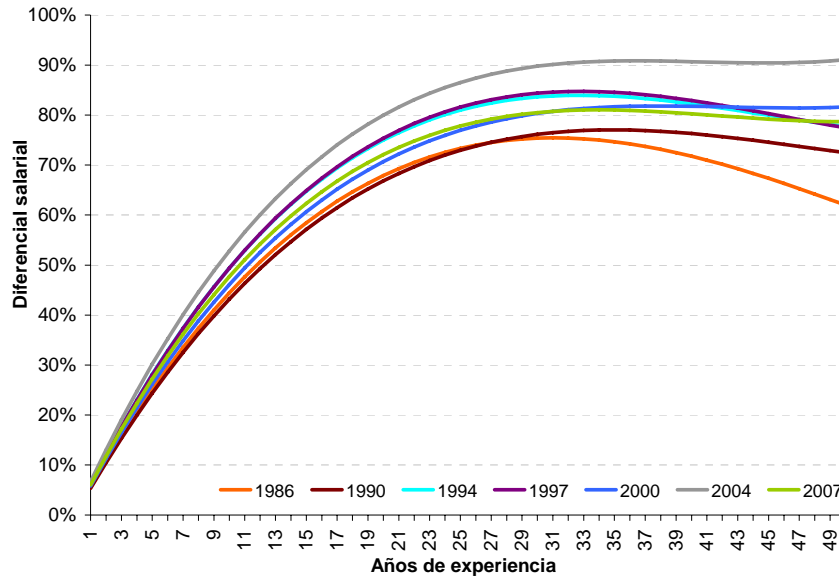


Fuente: elaboración propia en base a ECH

Para analizar el diferencial salarial por experiencia, se construyó como es usual la variable de experiencia potencial como proxy. En el Gráfico 3, donde se presentan los perfiles salario-experiencia para años seleccionados, se comprueba el hecho estilizado de que el salario crece con la experiencia, a tasa decreciente.⁵ La inclusión en la regresión de esta variable, al cuadrado y al cubo, implica justamente habilitar que los retornos de un año adicional de experiencia no sean idénticos para distintos tramos. El diferencial se incrementó hasta 2004, para luego caer hasta niveles similares a los de 2000.

⁵ El perfil muestra, para cada año de experiencia potencial de un trabajador, el diferencial salarial respecto a otro de idénticas características, pero con 0 años de experiencia.

GRÁFICO 3 - DIFERENCIAL SALARIAL POR AÑOS DE EXPERIENCIA, AÑOS SELECCIONADOS



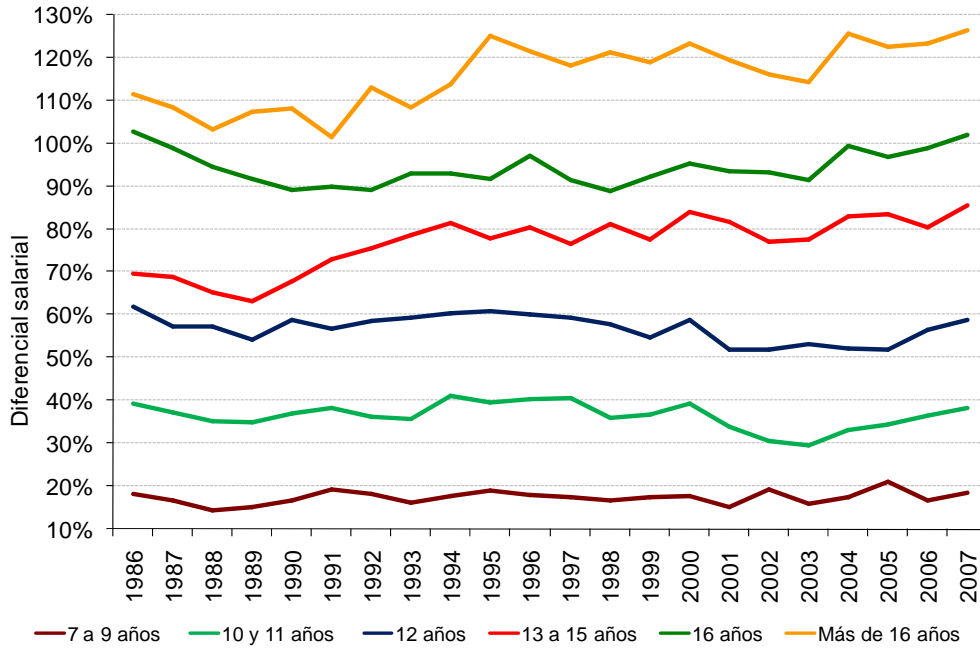
Fuente: elaboración propia en base a ECH.

Respecto a los diferenciales asociados al nivel educativo adquirido por los trabajadores, se consideran siete niveles que corresponden a “hasta primaria completa”, “ciclo básico incompleto”, “ciclo básico completo”, “secundaria incompleta”, “secundaria completa”, “terciaria hasta 3 años”, “terciaria 4 años” y “terciaria más de 4 años”. En primer lugar, se observa que las diferencias salariales del resto de los niveles respecto al primero (omitido) son mayores a las asociadas a los de las otras características analizadas. Por ejemplo, dado todo lo demás, un individuo con dieciséis años de educación recibe un salario al comienzo del período que duplica el de un individuo del primer grupo. Esto hace que la educación sea un aspecto de la estructura salarial particularmente relevante, lo que se corresponde con un importante desarrollo de literatura teórica y empírica.

En cuanto a la evolución de estos diferenciales salariales, se destaca su caída generalizada entre 1986 y 1989. Ésta es más pronunciada para los tres niveles superiores, lo que lleva a una leve reducción de la dispersión global. A partir de 1990 la tendencia cambia de signo para dar lugar a un incremento fuerte de la dispersión: los retornos de los tres niveles educativos superiores crecen en forma pronunciada hasta mediados de la década, y permanecen estables para los niveles inferiores. Desde la segunda mitad de los '90 y hasta fin de período, se verifica un movimiento suave pero permanente de los retornos de ambos grupos en direcciones opuestas, lo que continúa incrementando la dispersión. Se observa por lo tanto que los diferenciales por nivel

educativo evolucionan de igual forma que la dispersión global de los salarios (Arim y Zoppolo, 2000). Es de destacar dentro del incremento de los retornos a los niveles superiores, el aumento muy fuerte de aquellos asociados a terciaria incompleta (13 a 15 años) y a carreras largas y posgrados (más de 16 años).

GRÁFICO 4 - ESTRUCTURA DE LAS REMUNERACIONES POR NIVEL EDUCATIVO



Fuente: elaboración propia en base a ECH.

De acuerdo a esta primera aproximación a la evolución de la estructura salarial, existe una estructura clara de las remuneraciones en Uruguay según las características consideradas, que tuvo cambios relevantes en los últimos veinte años.⁶ Disminuyó la brecha salarial por género y región, mientras que se incrementó según tramos de educación y, en menor medida, años de experiencia. El diferencial existente a favor de los trabajadores ocupados en el sector público por su parte, experimentó una fuerte caída y una posterior recuperación, que dejó la situación virtualmente incambiada. Como ya se señaló, este análisis de la estructura salarial será enriquecido con la presentación de los coeficientes de regresiones cuantílicas, que permiten que el impacto de las características sobre los salarios varíe para distintos puntos de la distribución.

⁶ En el Cuadro 1 del Anexo se presentan los coeficientes estimados para años seleccionados con sus respectivos p-valores. Éstos muestran que todos los diferenciales analizados resultan significativamente distintos de cero al 1%.

3- Metodología

El punto de partida de la investigación empírica sobre desigualdad salarial es en general la estimación de una ecuación de Mincer (1974). En su versión más simple, expresada a continuación en la Ecuación 1, se estima mediante una regresión por MCO del logaritmo del salario real por hora contra años de educación (S) y experiencia laboral (E), este último término lineal y al cuadrado.⁷ Aquí, la experiencia se utiliza como proxy de la formación adquirida en el puesto de trabajo; su inclusión al cuadrado pretende reflejar la concavidad negativa observada empíricamente en el perfil ingreso-edad. De forma coherente con esto, una vez estimada la ecuación, este coeficiente debiera ser negativo.

$$(1) \quad \ln w_{it} = c_t + r_t S_{it} + b_{1t} E_{it} + b_{2t} E_{it}^2 + u_{it}$$

Un atractivo fundamental de esta ecuación es que los coeficientes estimados pueden interpretarse como precios o retornos a las características. Esto está asociado a que la misma se deriva formalmente del modelo básico de capital humano de Mincer (1974).⁸ Por otra parte, en esta ecuación los errores se suponen independientes e idénticamente distribuidos (iid) con media cero y varianza $\sigma_{u_t}^2$; incorrelacionados además con las variables independientes. Asumidos estos supuestos, las estimaciones MCO de los parámetros presentarán buenas propiedades. En particular serán insesgados, consistentes y eficientes o de mínima varianza (Teorema de Gauss-Markov).⁹ Sin embargo, el modelo teórico de Capital Humano predice que esta regresión presentará heteroscedasticidad, es decir la varianza del término de error no será la misma entre los individuos, debido a que la dispersión salarial será creciente con el nivel de experiencia y educación (Mincer, 1974; Neal y Rosen, 2000). En estas condiciones, el estimador MCO del parámetro dejará de ser eficiente y el de su varianza consistente.

⁷ Esta regresión básica es ampliable incluyendo variables como género, rama de ocupación, lugar de residencia, entre otras.

⁸ En el caso de el coeficiente de la educación la interpretación es directa, el r_t es el retorno de un año adicional de educación. Para obtener el retorno de un año adicional de experiencia debe observarse que $\partial \ln w_{it} / \partial E_{it} = b_{1t} + 2b_{2t} E_{it}$.

⁹ Más precisamente, esto refiere a que los estimadores MCO serán de mínima varianza dentro de la familia de los estimadores insesgados.

Existen diversos métodos para corregir este problema de heteroscedasticidad en estimaciones MCO, por lo que no sería una dificultad relevante si esta investigación no estuviera enfocada en el análisis de la distribución de los salarios. Para ilustrar esto último, considérese cómo se reflejaría en una estimación MCO el fenómeno bien documentado de diferenciales salariales por nivel educativo crecientes con el nivel de ingreso. Dado que la estimación MCO es condicional en media, los parámetros captarán únicamente el efecto del nivel educativo medio sobre los ingresos. El diferencial creciente quedará reflejado entonces en un residuo que se incrementará con el ingreso, ocultando el verdadero efecto de la educación sobre la distribución de los salarios.

En cuanto las regresiones cuantílicas permiten captar la incidencia diferenciada de las variables independientes sobre el salario a lo largo de la distribución, pueden solucionar el problema planteado en el párrafo anterior. Para su presentación, se comienza por la definición estándar del cuantil θ -ésimo de una variable aleatoria Y con distribución $F(Y)$:

$$(2) \quad Q_{\theta}(Y) = \inf(Y : F(Y) \geq \theta)$$

Dado que en este trabajo el cuantil corresponde a la distribución del logaritmo del salario para un conjunto de características de los individuos (X) , el cuantil θ -ésimo condicional en las características queda definido de la siguiente forma:¹⁰

$$(3) \quad Q_{\theta}(w|x_i) = \inf(w : F(w|x_i) \geq \theta)$$

La forma funcional considerada es lineal de forma que vincula este cuantil con las características de los individuos a través de un vector de parámetros $(\beta(\theta))$:

$$(4) \quad Q_{\theta}(w|x_i) = x_i' \beta(\theta)$$

¹⁰ En adelante se omitirá el subíndice i en las ecuaciones de forma de simplificar la notación.

Ahora bien, la dificultad que conlleva la estimación de este vector de parámetros llevó a que Koenker y Basset (1978) desarrollaran un algoritmo particular. Previo a su desarrollo y con el objetivo de evidenciar las ventajas que presenta el método de estimación mediante regresiones cuantílicas, resulta conveniente recordar que en la estimación de parámetros a través de regresiones tradicionales por MCO, estos se estiman minimizando la sumatoria de los errores al cuadrado:

$$(5) \quad \min_{\beta} \frac{1}{n} \left\{ \sum_{i=1}^n (w_i - x_i' \beta)^2 \right\}.$$

Aquí los parámetros obtenidos son condicionales en media, es decir, el impacto de los cambios en las variables independientes sobre la variable dependiente es en promedio. Por su parte, mediante la estimación de regresiones cuantílicas se obtienen parámetros para los distintos puntos de la distribución (cuantiles). El algoritmo propuesto por Koenker y Basset (1978) se basa en un problema de minimización de los errores de forma análoga al método MCO, pero a través de una ponderación especial:

$$(6) \quad \min_{\beta} \frac{1}{n} \left\{ \sum_{i:w_i > x_i' \beta} \theta |w_i - x_i' \beta| + \sum_{i:w_i < x_i' \beta} (1-\theta) |w_i - x_i' \beta| \right\}^{11}$$

El vector de parámetros para un determinado cuantil θ , $\beta(\theta)$, constituye la relación lineal entre la variable dependiente y las independientes para las observaciones de ese cuantil de la distribución de los salarios. Una aproximación intuitiva al problema puede verse en el siguiente ejemplo: si se considera el cuantil 0,75, el problema de minimización otorga una ponderación superior a las diferencias $(w_i - x_i' \beta)$ positivas que corresponderán a los salarios relativamente altos, los cuales son los que se quiere identificar con este cuantil. Los salarios bajos, que se corresponderán con diferencias $(w_i - x_i' \beta)$ negativas para este cuantil, tendrán una ponderación menor en el problema (0,25).

¹¹ Si bien la función objetivo de este problema no es diferenciable y por tanto la solución de optimización convencional no es posible, puede escribirse en forma de problema de programación lineal para ser resuelto.

Como fuera mencionado con anterioridad, el fenómeno de heteroscedasticidad se presenta con frecuencia en las estimaciones de ecuaciones de Mincer. Una propiedad diferencial que poseen estos estimadores es que presentan buenas propiedades en estas circunstancias.

Por otro lado, si bien la estimación mediante regresiones cuantílicas posee la ventaja de no suponer ninguna distribución a priori sobre los errores, esto lleva a que sus propiedades deban determinarse asintóticamente. Se enumeran a continuación algunas propiedades relevantes, utilizando como base el trabajo original de Koenker y Basset de 1978.

En primer lugar, los estimadores convergen en probabilidad al valor poblacional, es decir, son consistentes. Segundo, el estimador de la mediana es más eficiente que el MCO cuando la distribución poblacional de los errores no es gaussiana. Por último, y lo que implica la diferencia más relevante respecto a las regresiones MCO, los estimadores cuantílicos son más robustos en presencia de outliers.¹²

La ecuación que se estimará es una ecuación de Mincer ampliada, puesto que incluye, adicionalmente a las variables de capital humano, otras que tienen fundamentación en las explicaciones teóricas alternativas existentes en la literatura sobre desigualdad salarial.

$$\ln w_i = \beta_0 + \sum_j \beta_{edu_j} edu_j + \sum_{n=1}^3 \beta_{exp^n} exp_i^n + \beta_{sexo} sexo_i + \beta_{mvd} mvd_i + \beta_{rama} rama_i + \beta_{priv} priv_i + u_i$$

$\ln w_i$ - logaritmo del salario real por hora.

edu_i - variables binarias que indican el nivel educativo alcanzado, para siete niveles

exp_i^n - variable de experiencia potencial que se expresa lineal, al cuadrado y al cubo.

$sexo_i$ - variable binaria que toma valor 1 para hombre y 0 para mujer.

mvd_i - variable binaria que toma valor 1 para Montevideo y 0 para Interior.

$rama_i$ - variable que indica la rama de actividad.

¹² Estas propiedades se cumplen bajo la condición de no endogeneidad de las variables.

$priv_i$ - variable binaria que toma valor 1 para privados y 0 para públicos.

u_i - término de error

4- Fuente de datos y universo de análisis

Los datos utilizados provienen de la Encuesta Continua de Hogares (ECH) realizada mensualmente por el INE, para el período 1986-2007. La elección del período se debe a que, en los pocos años anteriores a 1986 en los que se llevó a cabo la Encuesta, esto solo se hizo en Montevideo.

En el período existieron algunos cambios muestrales relevantes, en cuanto podrían generar problemas de compatibilidad. En 1998 se cambió el marco muestral en base a la nueva información aportada por el Censo General de Población y Viviendas de 1996. Hasta ese año la muestra era sobre localidades de 900 y más habitantes, y pasó a ser sobre de más de 5.000. En 2006 nuevamente ocurrió un cambio del marco muestral en base a la información del Censo 2004 Fase 1. Las muestras de 2006 y 2007 incluyen el total del país: todas las localidades y áreas rurales. Este problema será superado al tomar en todos los años del período las observaciones correspondientes a localidades de más de 5.000 habitantes.

Por otro lado, el universo de interés se encuentra definido por los asalariados privados y públicos. A efectos de eliminar observaciones con valores de remuneraciones atípicamente grandes debido a la errónea declaración de horas trabajadas, se suprimirán las observaciones con menos de seis horas habituales por semana. A esta restricción se agregarán dos más para obtener una muestra con mayor homogeneidad entre los ocupados: se eliminan los individuos que declaren más de 120 horas trabajadas habitualmente por semana y más de 75 años de edad.

5. Resultados: una estructura salarial diferenciada a lo largo de la distribución

En este apartado se estudiará en detalle la evolución de la estructura y desigualdad salarial en Uruguay en el período mediante la estimación de regresiones cuantílicas. Se utilizará en general como hilo conductor el contraste con los resultados MCO, que

mostraron que, al igual que lo que sucede en otros países y como lo han detectado varios estudios para Uruguay, existe una serie de características de los trabajadores que generan una diferenciación marcada de salarios. Como se estableció ya, las regresiones cuantílicas permiten situar esta diferenciación, que define la estructura salarial, no sobre los salarios promedios sino sobre tantos puntos de la distribución como se quiera.

Como ya se vio, en Uruguay el grupo de trabajadores hombres gana en 2007 alrededor de un 20% más en promedio que el de mujeres controlando por otras características. Pero, ¿es ésta relación la misma para los trabajadores de salarios bajos que para los que obtienen altos salarios? En respuesta a preguntas como ésta en lo que sigue se volverá sobre los resultados MCO para contrastarlos con la evolución de los coeficientes cuantílicos asociados a las mismas características. Se espera obtener así una caracterización más detallada y precisa sobre la estructura salarial en Uruguay.

Además de proveer una caracterización de la estructura salarial, las diferencias entre coeficientes cuantílicos, para una característica dada, pueden verse como una medida de la desigualdad dentro del grupo de trabajadores que comparten esa característica. Melly (2005) propone tomar la diferencia entre los coeficientes de los cuantiles 90 y 10 para cuantificar esta potencial heterogeneidad a la interna de los grupos de trabajadores.¹³ El hecho de que ésta diferencia sea significativamente distinta de cero para una característica dada, respaldará la utilización de la herramienta para el análisis de estructura en reemplazo de la tradicional estimación MCO, ya que prueba que existen coeficientes para una misma característica que son significativamente distintos entre sí. Por otra parte, en términos econométricos esto último puede tomarse como un indicador de la existencia de heteroscedasticidad, lo que constituye un argumento adicional para utilizar regresiones cuantílicas debido a las propiedades de los estimadores (ver discusión en apartado 3).

Si bien el análisis se realizará mediante gráficos, en el Anexo se presentan cuadros con los coeficientes estimados para cuantiles y años seleccionados. Se incluyen también los p-valores que muestran que los coeficientes son, en general, significativamente distintos de 0 al 5%.¹⁴

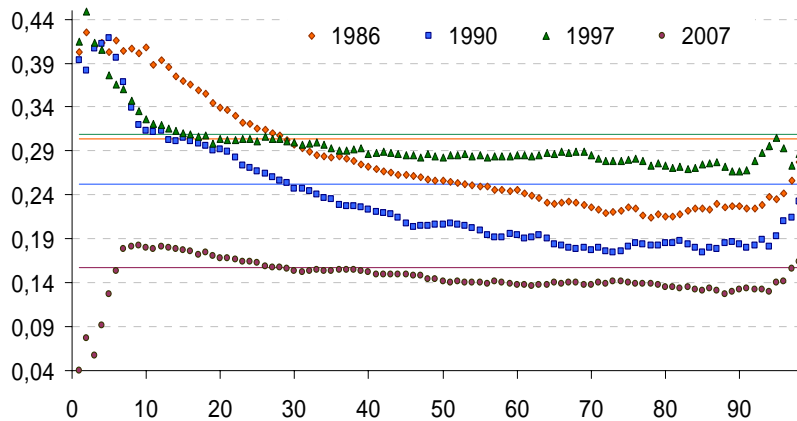
¹³ Para un mayor detalle de esto, ver Melly (2005), p. 13.

¹⁴ En general, las excepciones corresponden a los coeficientes asociados a algunas ramas, para los extremos de la distribución, como ser los percentiles por debajo del primer decil y por encima del último.

REGIÓN

En relación al diferencial por región, se confirma la evolución general del mismo en todo el período constatada en el análisis MCO: disminuye en 86-90, aumenta en 90-97 y vuelve a caer en 97-07. No obstante esto, la estimación de los coeficientes cuantílicos permite realizar precisiones reveladoras en torno al comportamiento del diferencial para distintos puntos de la distribución. Como característica general vale destacar que en todo el período el diferencial es decreciente a lo largo de la distribución, excepto en su tope. En otras palabras, es en el tramo inferior donde la diferenciación salarial por lugar de residencia es mayor. Este fenómeno, sin embargo, tiende a desaparecer en el período. Esta conclusión se ve respaldada por el estudio de la brecha entre los coeficientes del primer y noveno decil: al 1% de significación, la diferencia es negativa entre 1986 y 1996, y en algunos años aislados luego.¹⁵ En línea con esto, se observa en el Gráfico 5 un fuerte contraste entre lo pronunciado de este perfil en 1986 y 1990, por un lado, y la ligera pendiente para 1997 y 2007, por otro.¹⁶

GRÁFICO 5 - COEFICIENTES CUANTÍlicos MONTEVIDEO-INTERIOR PARA AÑOS SELECCIONADOS



Fuente: Elaboración propia en base a ECH.

Por otra parte, la reducción de la brecha para toda la distribución en 97-07 se da en dos etapas con movimientos claramente diferenciados: entre 1997 y 2004 el diferencial se reduce por debajo del tercer cuartil, mientras que entre 2004 y 2007 la caída es mayor en el tramo superior de la distribución (ver Gráfico 1 en Anexo).

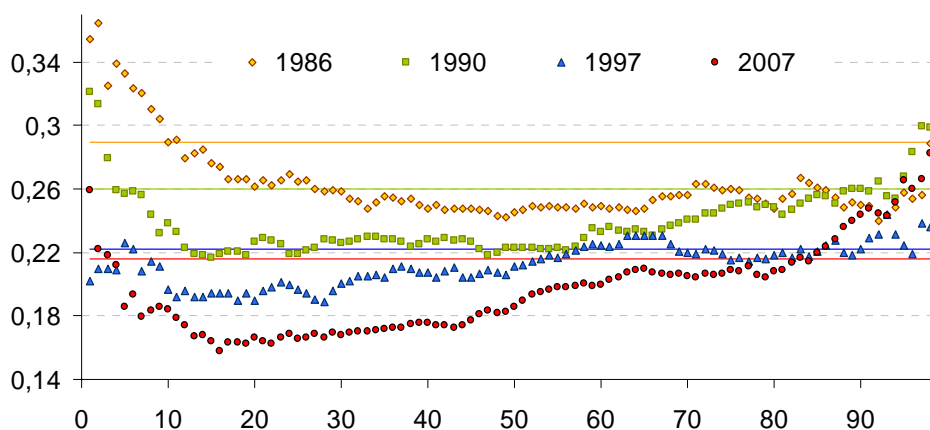
¹⁵ Al 5% de significación la diferencia es negativa entre 1986 y 1998, y luego para 2001, 2003, 2006 y 2007.

¹⁶ Esta última tendencia señalada implica que el incremento de la brecha 90-97 detectada por el análisis MCO opera principalmente para salarios por encima del primer cuartil.

SEXO

El análisis de los coeficientes cuantílicos asociados al sexo confirma nuevamente una evolución diferenciada a lo largo de la distribución salarial, lo que lleva a fuertes contrastes respecto a las conclusiones derivadas del análisis MCO. Sí se confirma el hecho constatado en este último de que la desigualdad salarial por género disminuye en el período: la brecha al final es menor a la inicial para prácticamente la totalidad de los cuantiles considerados (Gráfico 6). Sin embargo, se destaca un cambio importante en la pendiente del perfil de los coeficientes a lo largo de la distribución, principalmente debido a una reducción debajo de la mediana a lo largo de los subperíodos. Mientras en 1986 la brecha salarial hombre-mujer decrece en la primera mitad de la distribución y es relativamente estable luego, en 2007 se reduce sólo hasta el primer quintil y se incrementa fuertemente en adelante.¹⁷

GRÁFICO 6 - SEXO: COEFICIENTES CUANTÍLICOS Y MCO, PARA AÑOS SELECCIONADOS



Fuente: Elaboración propia en base a ECH.

Resulta llamativo el elevado nivel del diferencial para los cuantiles superiores, y más aun su casi nula variación en el período en relación a lo acontecido en el resto de la distribución. El marcado incremento del diferencial salarial por género a lo largo de la distribución, para 2007, es un hecho consistente con la hipótesis presentada por Bucheli y Sanromán (2005) acerca de la existencia de un “techo de cristal”¹⁸ para las mujeres.

¹⁷ Como ejemplo de esto vale señalar que mientras en 1986, dadas las mismas características observables, el diferencial de un hombre sobre una mujer en el primer decil supera en cuatro puntos el del noveno (Cuadro 1), en 2007 es el diferencial del noveno decil el que supera al primero en siete puntos.

¹⁸ La existencia de un ‘techo de cristal’ implicaría que las mujeres tienen una menor probabilidad de ascenso que los hombres en el mercado laboral uruguayo, limitando la movilidad hacia la cola superior de la distribución salarial.

La diferencia en los coeficientes del primer y noveno decil respalda este resultado, al ser negativa al 1% de significación.¹⁹

¹⁹ Al 1% de significación se encuentra evidencia que apoya esta hipótesis también para 1994, 1996, 1999, 2000 y 2006. Al 5% resulta significativa también la diferencia negativa para 2003, y al 10% se incluye 1998, 2002 y 2004. Por lo tanto, puede conjeturarse que el fenómeno de 'techo de cristal' se muestra ausente hasta fines de los '90, a partir de cuando comienza a operar con intensidad variable.

CUADRO 1 - BRECHA ENTRE CUANTILES 90 Y 10 PARA AÑOS SELECCIONADOS

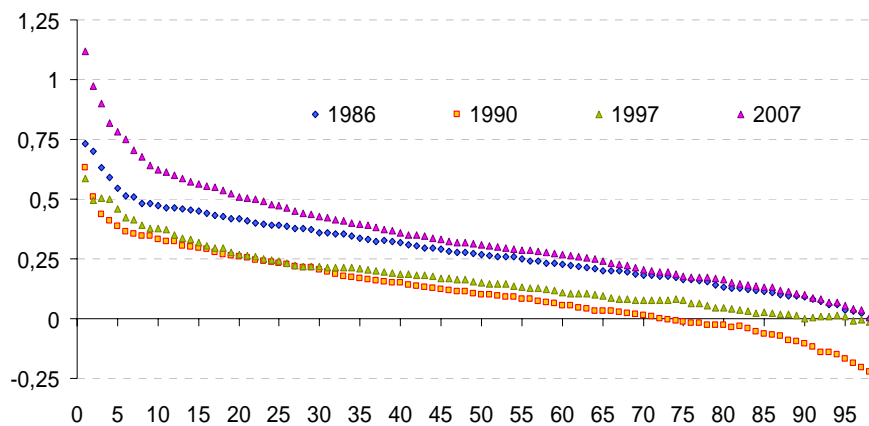
	1986	1990	1997	2007
Sexo	-0,0409 (0,1245)	0,0250 (0,3079)	0,0257 (0,317)	0,0594 (0,0014)
Exppot	0,0023 (0,7382)	0,0070 (0,2848)	0,0026 (0,6898)	-0,0141 (0,0293)
Exppot^2	-0,00002 (0,9475)	-0,00014 (0,6333)	0,0003 (0,4458)	0,0008 (0,0047)
Exppot^3	0,000003 (0,4862)	0,000003 (0,5397)	-0,000003 (0,4468)	-0,000008 (0,0189)
Tramedu 2	0,01534 (0,6195)	0,11644 (0,0001)	0,04257 (0,1602)	-0,02672 (0,3974)
Tramedu 3	0,0556 (0,1148)	0,12597 (0,0001)	0,12353 (0,0005)	-0,01776 (0,4581)
Tramedu 4	0,07569 (0,1066)	0,18034 (0,000)	0,24279 (0,000)	0,03634 (0,333)
Tramedu 5	0,14839 (0,0297)	0,21806 (0,000)	0,25466 (0,000)	0,05279 (0,055)
Tramedu 6	-0,0067 (0,9153)	0,07567 (0,1559)	0,16609 (0,0005)	-0,0090 (0,9273)
Tramedu 7	0,37306 (0,000)	0,39506 (0,000)	0,45296 (0,000)	0,2825 (0,000)
Mont/Int	-0,17965 (0,000)	-0,1289 (0,000)	-0,05923 (0,021)	-0,04740 (0,018)
Ind. Manufactureras	0,02996 (0,7204)	-0,14676 (0,0648)	-0,11004 (0,1626)	-0,0629 (0,4771)
Elect., Gas y Agua	0,10211 (0,3521)	-0,0838 (0,414)	-0,03249 (0,8114)	-0,09318 (0,3712)
Construcción	-0,1089 (0,2294)	-0,15257 (0,0651)	-0,01854 (0,9149)	0,0548 (0,2487)
Com., Rest. y Hoteles	-0,00859 (0,9189)	-0,22520 (0,0044)	-0,09204 (0,2377)	-0,21786 (0,0017)
Transp. y Comunic.	0,04727 (0,5972)	-0,13980 (0,0885)	0,04795 (0,5617)	-0,04456 (0,6845)
Estab. Fin. y Serv. a empresas	0,18077 (0,0531)	0,066998 (0,4441)	0,33669 (0,0001)	0,13444 (0,0264)
Serv. Comunales, soc. y pers.	0,12675 (0,1219)	0,00654 (0,9332)	0,10604 (0,1918)	0,047 (0,3368)
Púb/Priv	-0,38252 (0,000)	-0,43706 (0,000)	-0,37419 (0,000)	-0,52188 (0,000)

Fuente: Elaboración propia en base a procesamiento de ECH.

CATEGORÍA DE OCUPACIÓN

En general, la estimación MCO mostró que el diferencial entre los trabajadores del sector público y privado se reduce entre 1986 y 1990, crece moderadamente hasta 1997 y fuertemente hasta fin de período. Los coeficientes cuantílicos confirman estos cambios, a la vez que muestran que se dan en toda la distribución: los niveles del diferencial cambian, pero no la forma de su perfil (Gráfico 7). Este último es fuertemente decreciente, al punto que el diferencial llega a ser nulo y hasta negativo en el extremo superior.²⁰ Este resultado tiene respaldo también en la diferencia entre los coeficientes del primer y noveno decil, la cual es negativa y significativamente distinta de 0, al 1%, para todos los años del período.

GRÁFICO 7 - SECTOR PÚBLICO-PRIVADO: COEFICIENTES CUANTÍLICOS PARA AÑOS SELECCIONADOS



Fuente: Elaboración propia en base a ECH.

El trabajo de Amarante (2002) para el período 91-00, desarrollado para un universo de interés más reducido y con mayor diferenciación entre el tipo de trabajadores,²¹ arroja resultados similares a los señalados más arriba para los dos primeros subperíodos. En este sentido, la autora identifica en los tramos superiores de la distribución una penalización para los trabajadores públicos de la Administración Central y Gobiernos Departamentales respecto a los trabajadores privados formales; penalización que disminuye hacia finales del período considerado. A su vez, para el caso de trabajadores públicos de empresas y banca, se observa una prima respecto a los privados formales en los tramos inferiores de la distribución y una cierta penalización para los tramos

²⁰ Como ejemplo de esto, mientras en 1990 el diferencial MCO es de 11,6% a favor del asalariado público, en el análisis cuantílico trepa a 33,3% para el primer decil, es casi nulo para el séptimo (1,4%) y negativo (-10,4%) para el noveno.

²¹ Respecto a los trabajadores públicos distingue entre empresas y bancos por un lado, y de Administración Central y Municipios por otro. En el caso de trabajadores privados considera formales e informales por separado.

superiores. Ambos hallazgos revelan un perfil decreciente de los coeficientes cuantílicos a lo largo de la distribución, compatible con lo observado en este trabajo.

RAMA DE ACTIVIDAD

El análisis cuantílico confirma el ordenamiento claro entre sectores al comienzo del período señalado por los resultados MCO, y muestra que se mantiene en toda la distribución.²² Por otra parte, la mayoría de los diferenciales son crecientes hasta la mitad de la distribución y caen luego, con la excepción de Establecimientos Financieros, creciente en toda la distribución (Gráfico 8). Este patrón desaparece hacia 1990, cuando los diferenciales se aproximan entre sí y se vuelven más homogéneos a lo largo de la distribución. En la determinación de este patrón homogeneizador de los diferenciales entre sectores y a lo largo de la distribución en estos primeros años, resulta ineludible la referencia al rol de los Consejos de Salarios.

Hacia 1997 se desvirtúa el ordenamiento entre sectores observado al comienzo del período, especialmente por encima de la mediana donde prácticamente no existe diferencial salarial entre la mayoría de los sectores. Dos sectores que escapan a esta lógica son Agropecuario y Establecimientos Financieros, los cuales se ubican en el piso y tope del ordenamiento respectivamente e incrementan en 90-97 su distancia respecto al resto, especialmente en la segunda mitad de la distribución.

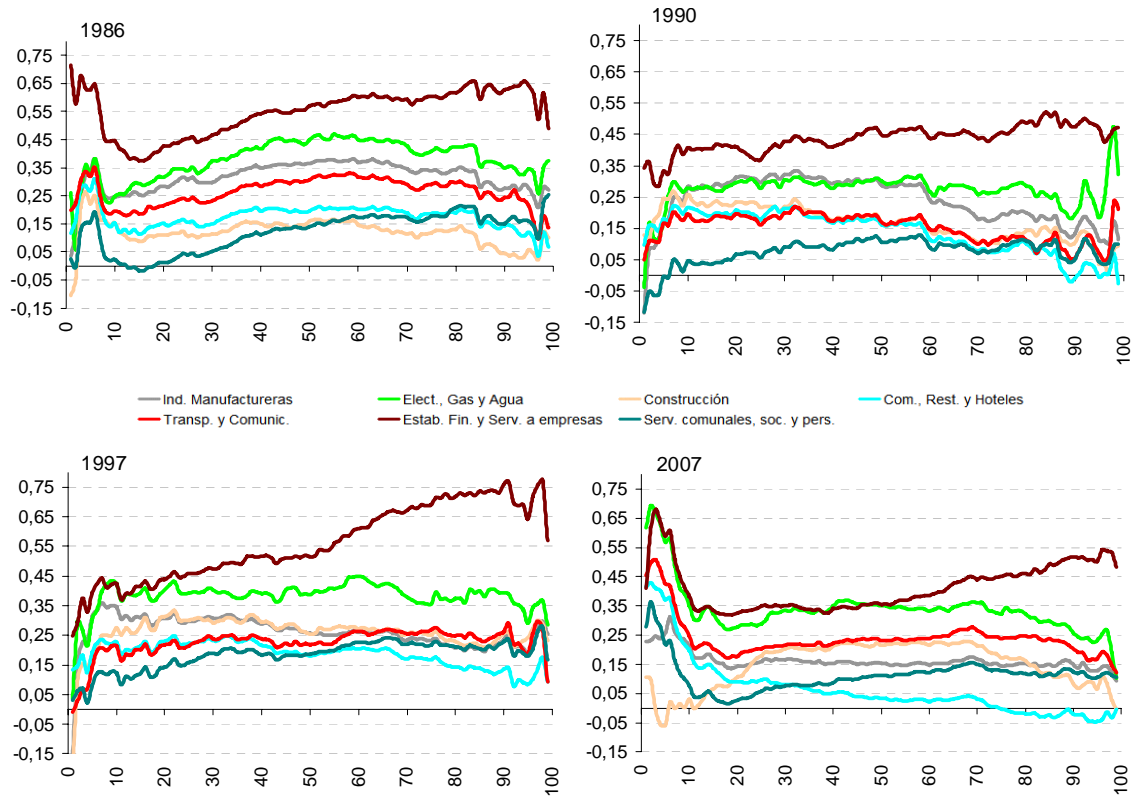
En 97-07 se confirma la pérdida relativa de la mayor parte de los sectores respecto al Agropecuario, constatada en los resultados MCO. Al interior del subperíodo,²³ se verifica que hacia 2004 desaparece la diferenciación entre ramas en el primer quintil de la distribución. Se destaca además que se reduce de forma drástica el diferencial de Establecimientos Financieros para toda la distribución, lo que resulta coherente con la severa crisis que afectó a este sector. Luego de 2004 sin embargo, los diferenciales respecto al sector Agropecuario se incrementan fuertemente en el extremo inferior de la distribución, con excepción de Construcción. Esto podría estar asociado tanto al efecto del incremento del salario mínimo como de la reinstalación de la negociación colectiva, en la medida que es esperable que estas instituciones tengan menor incidencia en la

²² La excepción a esto lo constituye Servicios Sociales, que prácticamente no se diferencia de Agropecuario en el primer decil y superan a Comercio y Construcción en el noveno.

²³ Ver Gráfico 2 en Anexo.

fijación de salarios en el sector Agropecuario. La excepción del diferencial del sector Construcción por otra parte, es coherente con la existencia previa de negociación colectiva, ya que este fue uno de los sectores que no la perdió en 1992.

GRÁFICO 8 - RAMA: COEFICIENTES CUANTÍLICOS PARA AÑOS SELECCIONADOS



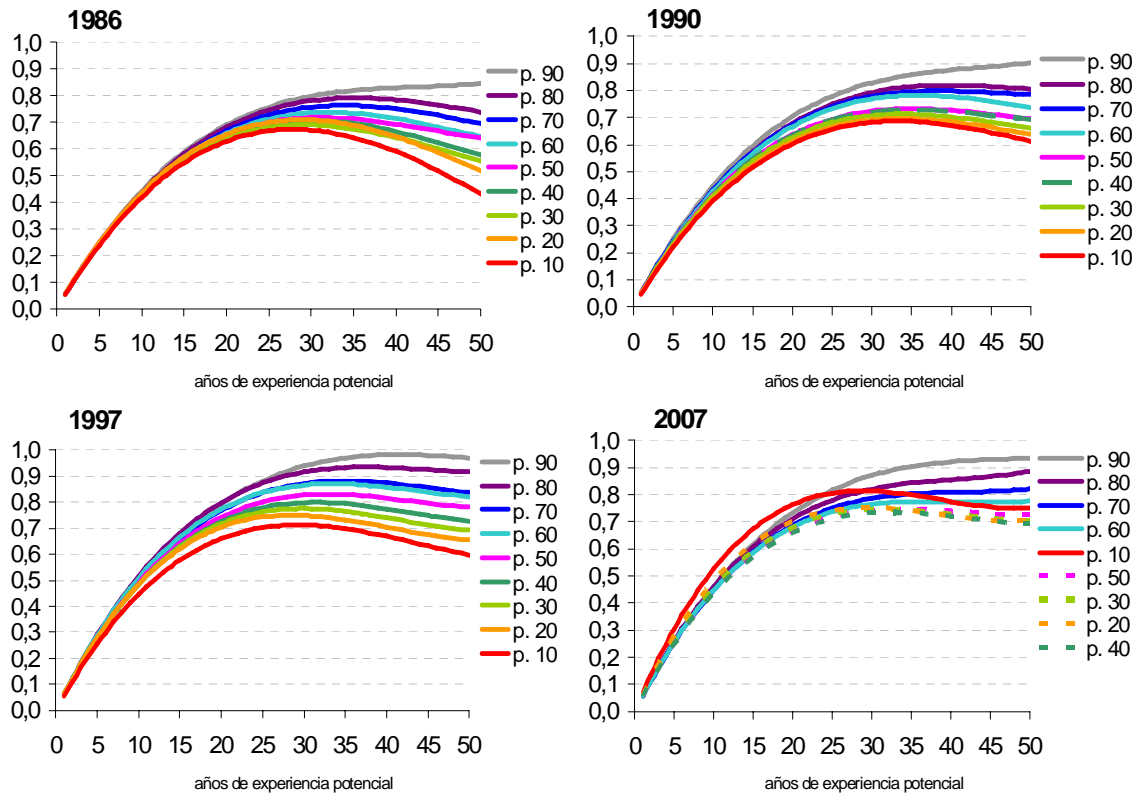
Fuente: Elaboración propia en base a ECH.

EXPERIENCIA POTENCIAL

Del análisis del Gráfico 9 pueden extraerse varias conclusiones respecto a la evolución de la experiencia potencial. En primer lugar, para cada uno de los años del período²⁴ el incremento en los años de experiencia conlleva un aumento de dispersión entre los coeficientes cuantílicos. Esto podría interpretarse como un incremento de la desigualdad intragrupos con los años de experiencia e implica, por ejemplo, que para un grupo de individuos con idénticas características, el aumento en la experiencia de sus miembros amplifica la dispersión salarial dentro del mismo.

²⁴ Por simplicidad gráfica se exponen solamente años seleccionados.

GRÁFICO 9 – RETORNOS A LA EXPERIENCIA POTENCIAL PARA PERCENTILES Y AÑOS SELECCIONADOS*



Fuente: Elaboración propia en base a ECH.

* El orden particular de los perfiles se recoge en la referencia incluida en el gráfico. Los deciles fueron representados con los mismos colores para los distintos años; en 2007 se grafican con líneas punteadas dada la superposición de perfiles por debajo de la mediana.

En cuanto a su evolución, el fenómeno de dispersión descrito en el párrafo anterior acompaña la tendencia de la desigualdad salarial global en los dos primeros subperíodos: se reduce en 86-90 y se incrementa en 90-97. La reducción de la dispersión hacia final del período responde a un alza importante de los retornos debajo de la mediana.

NIVEL EDUCATIVO

Respecto al análisis de los retornos a la educación, se confirma en general la evolución descrita mediante el análisis MCO. Los mismos caen para todos los tramos definidos en los primeros años del período, en tanto en 90-97 se incrementan para los tres tramos superiores mientras los tres inferiores permanecen estables. Esta divergencia entre niveles inaugurada en los '90, continúa en 97-07 de forma más moderada debido al incremento de los primeros y caída de los segundos.

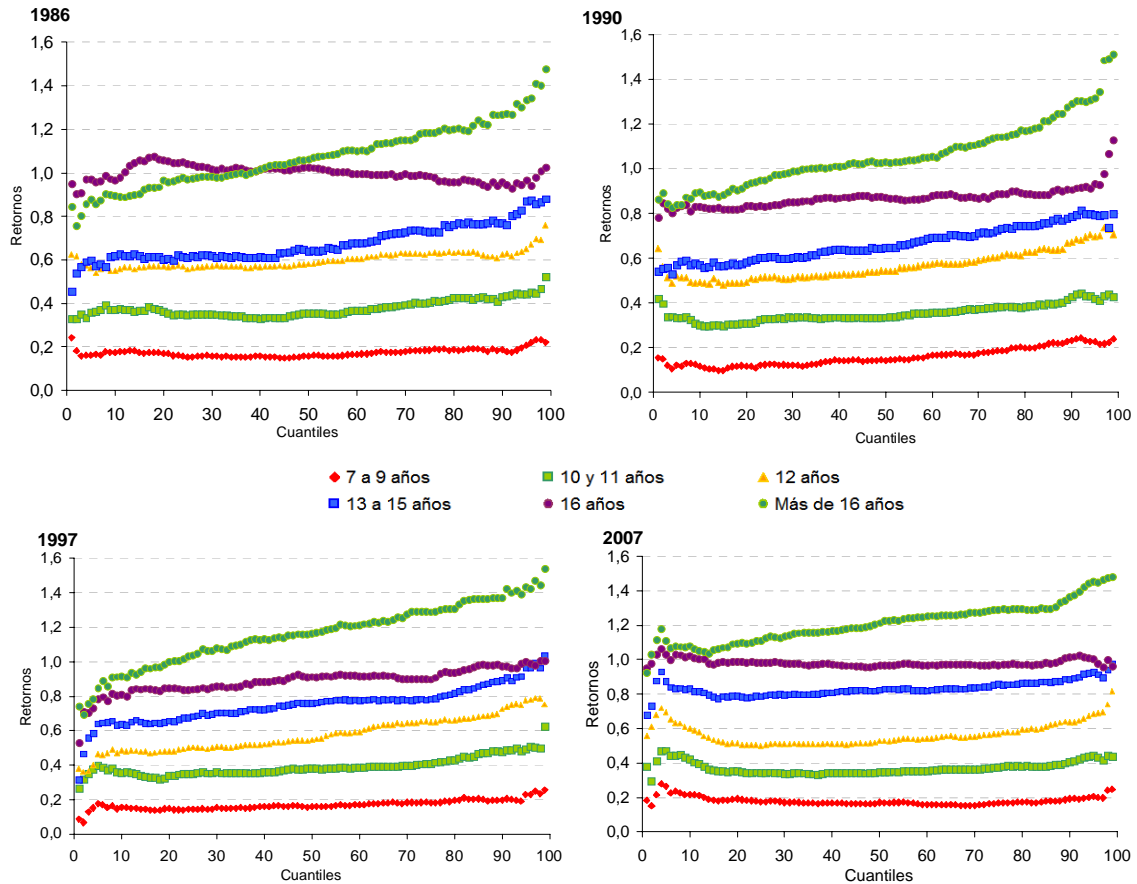
El análisis de regresión cuantílica muestra que en general los retornos para un mismo nivel educativo crecen a lo largo de la distribución (Gráfico 10). En línea con esto, la diferencia en los coeficientes para el primer y noveno decil resulta en general positiva y significativamente distinta de 0 al 1%.²⁵ Esta brecha es además creciente con el nivel educativo, fenómeno que se acentúa en el período 90-97 (en particular en 90-94) debido a una compresión de los retornos en el extremo inferior de la distribución, y se reduce luego en 97-07 por el fenómeno inverso. El fuerte incremento de los coeficientes para los deciles más bajos en este último subperíodo se da principalmente entre 2004 y 2007, en donde se contrarresta la leve caída ocurrida entre 1997 y 2004.²⁶ Esto último puede pensarse como indicador de la reducción de la dispersión intragrupo, y su simultaneidad con la reinstalación y funcionamiento de los Consejos de Salarios lleva a la hipótesis de que la tendencia de estos a homogeneizar los salarios por categoría de ocupación puede reducir la dispersión en la remuneración a la calificación de los trabajadores.

Es esperable que este patrón tan claro de retornos crecientes con los cuantiles tenga un efecto de incremento de la dispersión salarial global si se lo asocia con los cambios en la distribución de los ocupados por nivel educativo. En el período todos los niveles educativos aumentaron su participación en el total en relación con el de hasta seis años de educación, lo que implica que la mayor parte de los ocupados pasó a grupos en los que la dispersión de salarios entre sus integrantes era mayor que en los que estaban antes. En otras palabras y aunque resulte en apariencia paradójico, los incrementos en los niveles de educación generaron por esta vía mayores (y no menores) niveles de desigualdad entre los trabajadores.

²⁵ Al 1%, la diferencia es significativamente diferente de 0 para todos los años para el último nivel educativo considerado, y para casi todos los años para el tercer, cuarto y quinto nivel. Para el segundo y el sexto, en cambio, la diferencia es en buena parte no significativamente diferente de 0 al 1%.

²⁶ Ver Gráfico 4.4 en Anexo.

GRÁFICO 10 - RETORNOS A LA EDUCACIÓN. PERCENTILES Y NIVELES SELECCIONADOS



Fuente: Elaboración propia en base a ECH.

Martins y Pereira (2004) confirman para quince países la relación positiva entre retornos y cuantiles y discuten las causas que podrían explicarla. En primer lugar, señalan que la sobre educación implica que algunos individuos trabajen en puestos con menor requerimiento de capital humano del que poseen, lo que les reporta menor ingreso respecto a otros individuos con igual nivel de formación, pero en puestos acordes al mismo. En segundo lugar, el efecto sobre los salarios de la desigual distribución de las habilidades no adquiridas a través de la educación formal se amplifica con el nivel educativo, de existir complementariedad entre ambos. Esto llevaría a que los trabajadores más *hábiles*²⁷ posean un mayor retorno para un mismo nivel de educación y queden ubicados más arriba en la distribución.²⁸ Por último, el papel de las diferencias en la calidad de la educación o en los campos de estudio elegidos no es soslayable. En

²⁷ No está de más enfatizar aquí, que el término *hábiles* se utiliza para indicar todos aquellos atributos que impliquen una mayor productividad del trabajo y no hayan sido adquiridos a través de la educación formal o la experiencia. Como fue discutido en el Marco Teórico, en ningún caso esto queda restringido a las *habilidades innatas*.

²⁸ Los autores señalan además la posible existencia de un problema de endogeneidad en estos resultados. Si las "habilidades", o incluso otros elementos como el capital social, inciden en el número de años de educación aprobados, probablemente en los niveles superiores se esté sobreestimando el impacto de la educación formal debido a que allí están los trabajadores con mayores habilidades y/o capital social.

esta hipótesis, los trabajadores que quedan en el extremo inferior de la distribución se caracterizarían por haber cursado estudios de menor calidad o haber elegido campos de estudio con menor remuneración (ex-post).²⁹ De forma más general, la correlación positiva entre retornos y cuantiles estaría explicada por factores heterogéneamente distribuidos entre los trabajadores que interactúan con la educación, reforzando o debilitando su efecto.

Además de ser relevantes para la distribución de las remuneraciones debido a su magnitud, los retornos a la educación son claves para determinar las opciones de formación de los individuos y por tanto la evolución de la oferta laboral. Aquí, el análisis de regresión cuantílica realiza un aporte valioso. En la teoría del capital humano los individuos eligen su formación en función de cierta estructura de retornos que se supone en general igual para todos ellos (Mincer, 1974), pero el análisis anterior muestra que empíricamente esto podría no ser así. En 2007, por ejemplo, un individuo en el tope del primer quintil obtiene un retorno 10,6% superior al pasar del sexto al séptimo nivel de educación; si estuviera situado en el tope del cuarto quintil, en cambio, el retorno adicional sería de 32,6%. Esto podría tomarse como un indicio de que los mismos escalones no tienen asociados igual premio para individuos con distinto contexto, por lo que es esperable que las decisiones de formación conduzcan a trayectorias de ascenso a través de los mismos que arriben a distintos umbrales.

Una vez analizados los resultados de las estimaciones por regresiones cuantílicas para cada una de las características seleccionadas, se ha comprobado en general que los diferenciales salariales asociados a las mismas no son homogéneos a lo largo de la distribución, sino que presentan diferencias significativas en distintos tramos y se modifican a lo largo del período. En particular, se vio que éstos son crecientes a lo largo de la distribución para distintos niveles de educación, experiencia potencial y para el sector de Establecimientos Financieros y Servicios a Empresas. Entre los que experimentan cambios muy relevantes en el período se cuentan región, para el que desaparece el perfil decreciente inicial, y sexo, cuyo perfil adquiere gradualmente una pendiente positiva.

²⁹ Este último factor operaría con mayor fuerza en los niveles superiores ya que existe mayor diversidad en el tipo de formación asociado a una misma cantidad de años de estudio. Por ejemplo, mientras 6 años de educación corresponden casi exclusivamente a la enseñanza primaria, 16 años podrían corresponderse con títulos tan variados como carreras de nivel terciario existen.

En una última reflexión respecto a los cambios en la estructura salarial descritos, se observó en los últimos años del período un fuerte incremento simultáneo en el extremo inferior de la distribución en los diferenciales de experiencia, del resto de los sectores respecto a Agropecuario, y por nivel educativo. Esto tiene un correlato en una menor dispersión interna de estos grupos y es probable que haya sido generado por los cambios institucionales del mercado de trabajo en esos años.

6. Discusión

En este último apartado se retoman los resultados más relevantes del análisis de estructura salarial mediante regresiones cuantílicas y se ofrecen elementos interpretativos respecto a sus determinantes.

En primer lugar, respecto a la relación entre los salarios de Montevideo e Interior, hubo en el período una tendencia a la reducción del diferencial que existe estructuralmente en favor de los primeros. Dos explicaciones alternativas podrían esbozarse para comprender dicha evolución. Una primera, de corte institucional, plantea que como los Consejos de Salarios fijan un mínimo salarial por rama que no distingue entre Montevideo e Interior, son un instrumento que podría tener efectos a la baja sobre el diferencial. En efecto, el contraste entre distintos puntos de la distribución muestra que en los '80 el diferencial era especialmente fuerte entre los trabajadores de ingresos bajos, fenómeno que ha tendido a desaparecer en el período, probablemente debido a que los Consejos de Salarios tienen un potencial especial para actuar en los bajos salarios del interior del país. Del mismo modo, el cambio en el marco institucional que implicó el abandono de la convocatoria a los Consejos en 1992 se asocia con el incremento de la brecha observado a partir del primer quintil en 90-97, así como también con la reinstalación de los Consejos en 2005 podría haberse dado el fenómeno inverso.³⁰

Alternativamente, una segunda explicación, basada en la política cambiaria y sus impactos sobre la dinámica sectorial de la economía, indicaría que el atraso cambiario inducido por la política de estabilización de los '90 habría perjudicado a los sectores transables con fuerte peso en el Interior, lo que explicaría la mayor caída del salario en el interior respecto a Montevideo. A fines de los '90 y en los primeros años de la década actual, la devaluación y el shock de precios internacionales habrían tenido el efecto inverso, reduciendo esta vez el diferencial.

En segundo lugar, otro diferencial con una evolución clara a la baja es el de sexo. Esto es ya un hecho estilizado en cuanto ha sido señalado en numerosos estudios, por lo que

³⁰ Subyace en este análisis la hipótesis de que los Consejos de Salarios no afectan al primer tramo de la distribución salarial, lo que puede deberse a que estos salarios corresponden en su mayoría a empleos informales.

quizá el aporte original de la presente investigación esté restringido a señalar que el proceso de reducción se ha dado con mayor fuerza entre trabajadores y trabajadoras de bajos ingresos, lo que implica que al final del período el diferencial adquiere un perfil creciente con el nivel de los salarios. Este último factor, que se asocia a la existencia de un ‘techo de cristal’ para las mujeres (Bucheli y Sanromán, 2005), junto con el hecho de que el diferencial promedio se ha mantenido estable en los últimos años, puede constituir una preocupación importante en una mirada prospectiva.

Como tercer elemento a destacar, en Uruguay el salario de los trabajadores públicos supera en promedio al de los privados controlando por las demás características y, si bien se reduce fuertemente en los ‘80, crece luego para terminar apenas por encima del nivel de inicio de período. Este diferencial parece estructural en la medida en que se mantiene en todo el período, es muy fuerte entre trabajadores de bajos ingresos y casi no existe en el tope de la distribución. En función del estudio de Amarante (2002), el importante diferencial entre los trabajadores más bajos - superior al 50% - estaría asociado en especial a los trabajadores de empresas y banca pública.

En cuarto término, la estructura salarial según sectores de actividad, captados a un dígito de la CIIU con las limitaciones de identificación que eso implica, muestra que los trabajadores del sector primario tienen salarios menores que el resto, en casi todo el período. En el ciclo de crecimiento de los últimos años, sin embargo, la dinámica actividad del sector asociada a una demanda internacional creciente y precios relativos internos favorables, estaría haciendo desaparecer esa situación desventajosa. Una situación inversa a la de los ocupados en el sector primario caracteriza a los trabajadores del sector de Establecimientos Financieros y Servicios a Empresas. Estos gozan de un diferencial positivo respecto al resto de los sectores, que fue creciente en los ‘90 y cayó en magnitud con la crisis. Esto sin embargo, dista de cumplirse para todos los trabajadores del sector, ya que se detectó una gran dispersión salarial en su interior, que se redujo con la última crisis. Por otra parte, el incremento de los diferenciales en el extremo inferior de la distribución respecto al sector Agropecuario, de todas las ramas con excepción de Construcción, parecería indicar una mayor incidencia de la reinstalación de los Consejos de Salarios en ese tramo de la distribución, y un menor impacto en la fijación de salarios en Agropecuario y Construcción.

Por último, la educación se mostró como una variable de primer orden debido al monto de los diferenciales salariales que tiene asociados. A lo largo del período, principalmente debido a lo ocurrido en la primera mitad de los '90 con los retornos del nivel terciario, se configura de forma cada vez más clara una estructura diferenciada entre niveles educativos, lo que implica que el salto salarial asociado a pasar de un nivel a otro es cada vez es más fuerte. Se comprobó, además, que los diferenciales son crecientes con el salario y que esto se acentúa en el período, especialmente para los tramos superiores, lo que tiene una contracara de mayor dispersión salarial a la interna de los niveles educativos. Al igual que lo observado para los sectores de actividad, este fenómeno de mayor dispersión entre los trabajadores de un mismo nivel educativo parece atenuarse por el funcionamiento de los Consejos de Salarios en los años recientes. Este estado de retornos a la educación, diferenciado a lo largo de la distribución, implica en especial premios distintos para distintos individuos que comparten un mismo nivel de educación formal adquirido y por lo tanto es un tema a estudiar. En particular, analizar cómo incide esto en las decisiones de formación puede arrojar conclusiones interesantes, especialmente en un contexto en que el crecimiento de los niveles de formación ha sido lento, lo que provoca que el país se ubique actualmente muy rezagado en comparaciones internacionales.

Bibliografía

- Alves, G., Brum, M. y Yapor, M. (2009). Evolución y determinantes de la desigualdad salarial en Uruguay. 1986-2007. Documento presentado en el Capítulo Uruguay de la Red sobre Desigualdad y Pobreza de América Latina y el Caribe (NIP), Junio 2009.
- Amarante, V. (2001). *Diferencias salariales entre trabajadores del sector público y privado*. Documento de Trabajo 2/01, Instituto de Economía, Facultad de Ciencias Económicas y Administración, Universidad de la República.
- Amarante, V. (2002). *Salarios públicos y privados: los distintos segmentos del mercado laboral. 1991-2000*. Documento de Trabajo 4/02, Instituto de Economía, Facultad de Ciencias Económicas y Administración, Universidad de la República.
- Amarante, V. y Espino, A. (2002). *La segregación ocupacional de género y las diferencias en las remuneraciones de los asalariados privados 1990-2000*. Documento de Trabajo 5/02, Instituto de Economía, Facultad de Ciencias Económicas y Administración, Universidad de la República.
- Arim, R. y Zoppolo, G. (2000). *Remuneraciones relativas y desigualdad del mercado de trabajo. Uruguay: 1986-1999*. Trabajo monográfico, Facultad de Ciencias Económicas y Administración, Universidad de la República.
- Blau, F. y Kahn, L. (1994). *International differences in male wage inequality: institutions versus market forces*. Working paper N° 4678. NATIONAL BUREAU OF ECONOMIC RESEARCH.
- Bucheli, M. y Sanromán, G., (2005). *Salarios femeninos en el Uruguay. ¿existe un techo de cristal?* Departamento de Economía, Facultad de Ciencias sociales, Universidad de la República.
- Buchinsky, M. (1994). Changes in the U.S. Wage Structure 1963-1987: application of Quantil Regression. *Econometrica*, Vol. 62, N° 2.
- Casella, G. y Berger, R. (2002). *Statistical Inference*. Duxbury Advanced Series.

- Frölich, M. y Melly, B. (2008). *Estimation of quantile treatment effects with STATA*. Mimeo. Disponible en <http://www.alexandria.unisg.ch/publications/46580>.
- Juhn, C., Murphy, M. y Pierce, B. (1993). *Wage Inequality and the Rise in Returns to Skill*. Journal of Political Economy. Vol. 101, N° 3. pp. 410-442.
- INE (2006). *Metodología de la Encuesta Nacional de Hogares Ampliada 2006*. INE.
- Martins, P. y Pereira, P. (2004). *Does education reduce wage inequality? Quantile regression evidence from 16 countries*. Labour Economics. Vol. 11. pp. 355 – 371.
- Melly, B. (2005). *Decomposition of differences in distributions using quantile regression*. Labor Economics. Vol. 12. pp. 577-590.
- Melly, B. (2006). *Estimation of counterfactual distributions using quantile regression*. Swiss Institute for International Economics and Applied Economics Research (SIAW). Discussion Paper. Disponible en <http://www.alexandria.unisg.ch/publications/22644>.
- Miles, D. y Rossi, M. (1999), *Geographic concentration and structure of wages in developing countries: the case of Uruguay*. Documento de Trabajo N° 13/99, Departamento de Economía, Facultad de Ciencias sociales, Universidad de la República.
- Mincer, J. (1974). *Schooling, Experience and Earnings*. NBER.
- Neal, D. y Rosen, S. (2000). *Theories of the distribution of earnings*. En Handbook of Income Distribution, Vol. 1.
- Rivas, F. y Rossi, M. (2000) *Discriminación salarial en el Uruguay 1991-1997*. Documento de Trabajo N° 07/00, Departamento de Economía, Facultad de Ciencias sociales, Universidad de la República.

Anexo – Tablas y gráficos auxiliares

CUADRO 1 - COEFICIENTES Y SIGNIFICACIÓN DE LA REGRESIÓN MCO PARA AÑOS SELECCIONADOS

	1986	1990	1997	2004	2007
Sexo	0,290 (0,000)	0,260 (0,000)	0,222 (0,000)	0,202 (0,000)	0,215 (0,000)
Exppot	0,058 (0,000)	0,056 (0,000)	0,065 (0,000)	0,070 (0,000)	0,063 (0,000)
Exppot^2	-0,001 (0,000)	-0,001 (0,000)	-0,002 (0,000)	-0,002 (0,000)	-0,002 (0,000)
Exppot^3	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)
Tramedu 2	0,183 (0,002)	0,166 (0,011)	0,174 (0,000)	0,176 (0,000)	0,185 (0,000)
Tramedu 3	0,393 (0,000)	0,371 (0,000)	0,406 (0,000)	0,331 (0,000)	0,382 (0,000)
Tramedu 4	0,619 (0,000)	0,589 (0,000)	0,593 (0,000)	0,521 (0,000)	0,589 (0,000)
Tramedu 5	0,697 (0,000)	0,677 (0,000)	0,766 (0,000)	0,830 (0,000)	0,856 (0,000)
Tramedu 6	1,027 (0,000)	0,892 (0,000)	0,914 (0,000)	0,995 (0,000)	1,021 (0,000)
Tramedu 7	1,114 (0,000)	1,083 (0,000)	1,182 (0,000)	1,256 (0,000)	1,264 (0,000)
Mont/Int	0,303 (0,000)	0,252 (0,000)	0,309 (0,000)	0,234 (0,000)	0,154 (0,000)
Ind. Manufacturera	0,318 (0,000)	0,226 (0,000)	0,260 (0,000)	0,155 (0,000)	0,160 (0,000)
Elect., Gas y Agua	0,380 (0,000)	0,266 (0,000)	0,386 (0,000)	0,399 (0,000)	0,335 (0,000)
Construcción	0,125 (0,002)	0,172 (0,000)	0,261 (0,000)	0,150 (0,000)	0,143 (0,000)
Com., Rest. y Hoteles	0,174 (0,000)	0,127 (0,008)	0,180 (0,000)	0,073 (0,004)	0,065 (0,000)
Transp. y Comunic.	0,262 (0,000)	0,147 (0,002)	0,214 (0,000)	0,224 (0,000)	0,232 (0,000)
Estab. Fin. y Serv. A empresas	0,547 (0,000)	0,428 (0,000)	0,550 (0,000)	0,280 (0,000)	0,399 (0,000)
Serv. comunales, soc. y pers.	0,121 (0,019)	0,062 (0,145)	0,183 (0,000)	0,146 (0,000)	0,117 (0,000)
Púb/Priv	0,282 (0,000)	0,116 (0,025)	0,165 (0,000)	0,296 (0,000)	0,333 (0,000)
Constante	3,550 (0,000)	3,878 (0,000)	3,768 (0,000)	3,494 (0,000)	3,750 (0,000)

CUADRO 2 - COEFICIENTES PARA CUANTILES SELECCIONADOS. AÑO 1986 - UNIVERSO AMPLIO

	Cuantiles				
	0.10	0.25	0.50	0.75	0.90
Sexo	0,286 (0,000)	0,263 (0,000)	0,246 (0,000)	0,257 (0,000)	0,245 (0,000)
Exppot	0,055 (0,000)	0,060 (0,000)	0,058 (0,000)	0,057 (0,000)	0,057 (0,000)
Exppot^2	-0,001 (0,000)	-0,001 (0,000)	-0,001 (0,000)	-0,001 (0,000)	-0,001 (0,000)
Exppot^3	0,000 (0,007)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)
Tramedu 2	0,173 (0,000)	0,153 (0,000)	0,157 (0,000)	0,185 (0,000)	0,188 (0,000)
Tramedu 3	0,373 (0,000)	0,346 (0,000)	0,355 (0,000)	0,405 (0,000)	0,428 (0,000)
Tramedu 4	0,549 (0,000)	0,556 (0,000)	0,581 (0,000)	0,631 (0,000)	0,624 (0,000)
Tramedu 5	0,620 (0,000)	0,611 (0,000)	0,640 (0,000)	0,727 (0,000)	0,768 (0,000)
Tramedu 6	0,965 (0,000)	1,040 (0,000)	1,025 (0,000)	0,985 (0,000)	0,958 (0,000)
Tramedu 7	0,895 (0,000)	0,970 (0,000)	1,063 (0,000)	1,184 (0,000)	1,268 (0,000)
Mont/Int	0,407 (0,000)	0,315 (0,000)	0,257 (0,000)	0,226 (0,000)	0,228 (0,000)
Ind. Manufacturera	0,246 (0,000)	0,308 (0,000)	0,365 (0,000)	0,340 (0,000)	0,276 (0,000)
Elect., Gas y Agua	0,247 (0,004)	0,338 (0,000)	0,450 (0,000)	0,409 (0,000)	0,349 (0,000)
Construcción	0,154 (0,019)	0,106 (0,01)	0,159 (0,000)	0,117 (0,005)	0,046 (0,219)
Com., Rest. y Hoteles	0,152 (0,014)	0,155 (0,000)	0,197 (0,000)	0,187 (0,000)	0,144 (0,003)
Transp. y Comunic.	0,196 (0,003)	0,234 (0,000)	0,308 (0,000)	0,290 (0,000)	0,243 (0,000)
Estab. Fin. y Serv. a empresas	0,446 (0,000)	0,453 (0,000)	0,571 (0,000)	0,603 (0,000)	0,627 (0,000)
Serv. comunales, soc. y pers.	0,024 (0,362)	0,040 (0,151)	0,139 (0,000)	0,178 (0,000)	0,151 (0,002)
Púb/Priv	0,475 (0,000)	0,391 (0,000)	0,269 (0,000)	0,165 (0,000)	0,092 (0,000)
Constante	2,904 (0,000)	3,289 (0,000)	3,629 (0,000)	3,954 (0,000)	4,302 (0,000)

CUADRO 3 - COEFICIENTES PARA CUANTILES SELECCIONADOS. AÑO 1990 - UNIVERSO AMPLIO

	Cuantiles				
	0.10	0.25	0.50	0.75	0.90
Sexo	0,237	0,215	0,220	0,250	0,262
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Exppot	0,050	0,051	0,054	0,055	0,057
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Exppot^2	-0,001	-0,001	-0,001	-0,001	-0,001
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Exppot^3	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
	(0,003)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Tramedu 2	0,116	0,127	0,142	0,186	0,233
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Tramedu 3	0,302	0,329	0,335	0,383	0,428
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Tramedu 4	0,492	0,515	0,540	0,611	0,672
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Tramedu 5	0,570	0,607	0,649	0,735	0,788
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Tramedu 6	0,830	0,837	0,871	0,888	0,906
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
tramedu 7	0,895	0,959	1,030	1,142	1,290
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Mont/Int	0,312	0,267	0,206	0,181	0,184
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Ind. Manufacturera	0,283	0,296	0,287	0,197	0,136
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,005)
Elect., Gas y Agua	0,280	0,277	0,302	0,278	0,196
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,002)
Construcción	0,258	0,217	0,171	0,123	0,105
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,003)	(0,034)
Com., Rest. y Hoteles	0,217	0,177	0,163	0,081	-0,008
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,022)	(0,44)
Transp. y Comunic.	0,197	0,160	0,170	0,122	0,057
	(0,002)	(0,000)	(0,000)	(0,002)	(0,167)
Estab. Fin. y Serv. a empresas	0,407	0,368	0,449	0,456	0,474
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Serv. comunales, soc. y pers.	0,046	0,056	0,107	0,096	0,053
	(0,236)	(0,094)	(0,004)	(0,008)	(0,162)
Púb/Priv	0,333	0,232	0,100	-0,014	-0,104
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,166)	(0,000)
Constante	3,217	3,598	3,948	4,274	4,591
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)

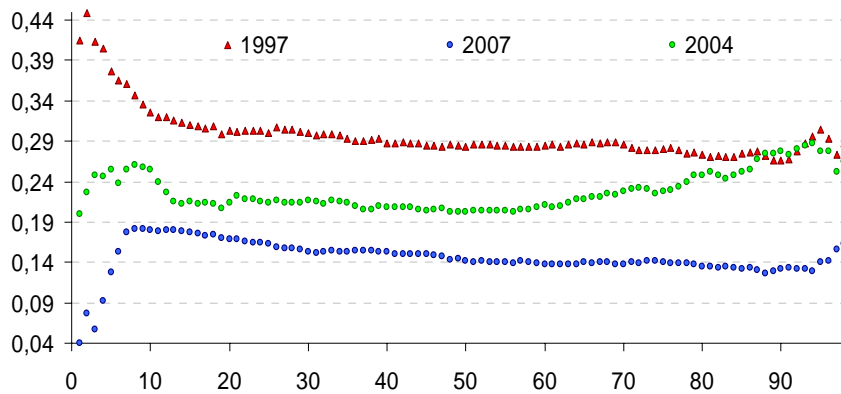
CUADRO 4- COEFICIENTES PARA CUANTILES SELECCIONADOS. AÑO 1997 - UNIVERSO AMPLIO

	Cuantiles				
	0.10	0.25	0.50	0.75	0.90
Sexo	0,197	0,196	0,211	0,215	0,222
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Exppot	0,060	0,066	0,065	0,069	0,062
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Exppot^2	-0,002	-0,002	-0,002	-0,002	-0,001
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Exppot^3	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,003)
Tramedu 2	0,154	0,143	0,158	0,181	0,197
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Tramedu 3	0,353	0,351	0,383	0,408	0,477
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Tramedu 4	0,483	0,503	0,545	0,650	0,726
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Tramedu 5	0,637	0,683	0,761	0,783	0,892
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Tramedu 6	0,808	0,839	0,913	0,898	0,974
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
tramedu 7	0,916	1,036	1,165	1,290	1,369
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Mont/Int	0,325	0,301	0,283	0,280	0,266
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Ind. Manufacturera	0,346	0,299	0,255	0,232	0,235
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Elect., Gas y Agua	0,424	0,391	0,386	0,355	0,392
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Construcción	0,274	0,302	0,253	0,250	0,256
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Com., Rest. y Hoteles	0,227	0,222	0,181	0,167	0,135
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,001)
Transp. y Comunic.	0,213	0,213	0,218	0,268	0,261
	(0,001)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Estab. Fin. y Serv. a empresas	0,423	0,458	0,515	0,691	0,760
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Serv. comunales, soc. y pers.	0,123	0,159	0,186	0,218	0,229
	(0,02)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Púb/Priv	0,376	0,240	0,152	0,075	0,002
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,461)
Constante	3,154	3,499	3,827	4,101	4,413
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)

CUADRO 5 - COEFICIENTES PARA CUANTILES SELECCIONADOS. AÑO 2007 - UNIVERSO AMPLIO

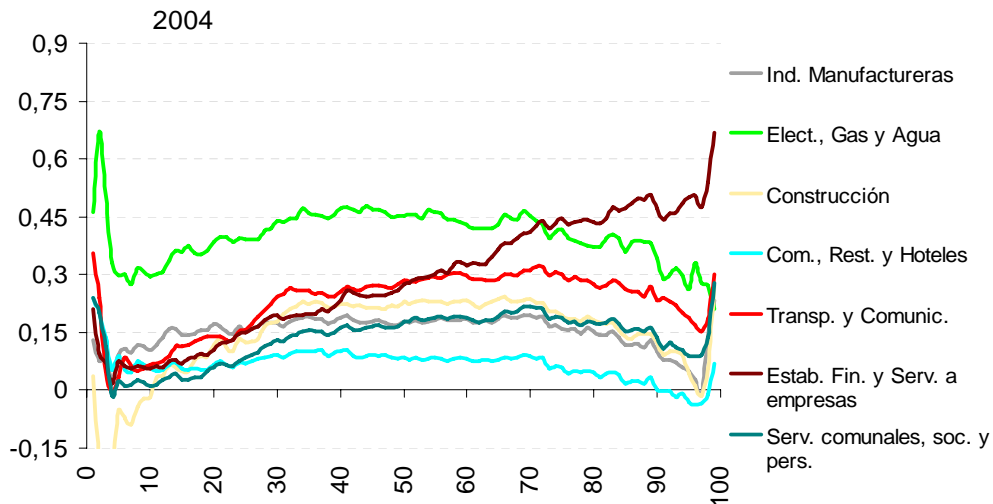
	Cuantiles				
	0.10	0.25	0.50	0.75	0.90
Sexo	0,184 (0,000)	0,166 (0,000)	0,186 (0,000)	0,209 (0,000)	0,243 (0,000)
Exppot	0,072 (0,000)	0,063 (0,000)	0,059 (0,000)	0,060 (0,000)	0,058 (0,000)
Exppot^2	-0,002 (0,000)	-0,002 (0,000)	-0,001 (0,000)	-0,001 (0,000)	-0,001 (0,000)
Exppot^3	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)
Tramedu 2	0,219 (0,000)	0,176 (0,000)	0,171 (0,000)	0,168 (0,000)	0,192 (0,000)
Tramedu 3	0,424 (0,000)	0,344 (0,000)	0,349 (0,000)	0,375 (0,000)	0,406 (0,000)
Tramedu 4	0,600 (0,000)	0,501 (0,000)	0,529 (0,000)	0,570 (0,000)	0,637 (0,000)
Tramedu 5	0,832 (0,000)	0,789 (0,000)	0,824 (0,000)	0,858 (0,000)	0,885 (0,000)
Tramedu 6	1,024 (0,000)	0,985 (0,000)	0,967 (0,000)	0,970 (0,000)	1,015 (0,000)
tramedu 7	1,081 (0,000)	1,111 (0,000)	1,214 (0,000)	1,293 (0,000)	1,364 (0,000)
Mont/Int	0,180 (0,000)	0,163 (0,000)	0,142 (0,000)	0,141 (0,000)	0,132 (0,000)
Ind. Manufacturera	0,211 (0,000)	0,159 (0,000)	0,154 (0,000)	0,144 (0,000)	0,148 (0,000)
Elect., Gas y Agua	0,351 (0,000)	0,289 (0,000)	0,349 (0,000)	0,323 (0,000)	0,258 (0,000)
Construcción	0,029 (0,339)	0,179 (0,000)	0,216 (0,000)	0,172 (0,000)	0,084 (0,004)
Com., Rest. y Hoteles	0,198 (0,000)	0,095 (0,000)	0,034 (0,037)	-0,004 (0,424)	-0,020 (0,242)
Transp. y Comunic.	0,246 (0,000)	0,203 (0,000)	0,231 (0,000)	0,238 (0,000)	0,202 (0,000)
Estab. Fin. y Serv. a empresas	0,383 (0,000)	0,350 (0,000)	0,355 (0,000)	0,450 (0,000)	0,518 (0,000)
Serv. comunales, soc. y pers.	0,076 (0,083)	0,057 (0,006)	0,112 (0,000)	0,127 (0,000)	0,124 (0,000)
Púb/Priv	0,624 (0,000)	0,471 (0,000)	0,310 (0,000)	0,177 (0,000)	0,102 (0,000)
Constante	2,888 (0,000)	3,494 (0,000)	3,894 (0,000)	4,213 (0,000)	4,503 (0,000)

GRÁFICO 1 - REGIÓN: COEFICIENTES CUANTÍLICOS PARA AÑOS SELECCIONADOS



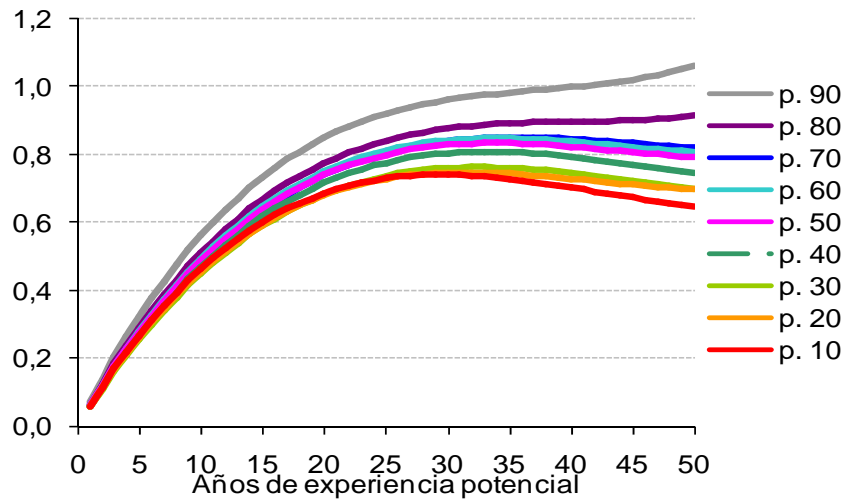
Fuente: Elaboración propia en base a procesamiento de ECH.

GRÁFICO 2- RAMA: COEFICIENTES CUANTÍLICOS PARA AÑO 2004 - UNIVERSO AMPLIO



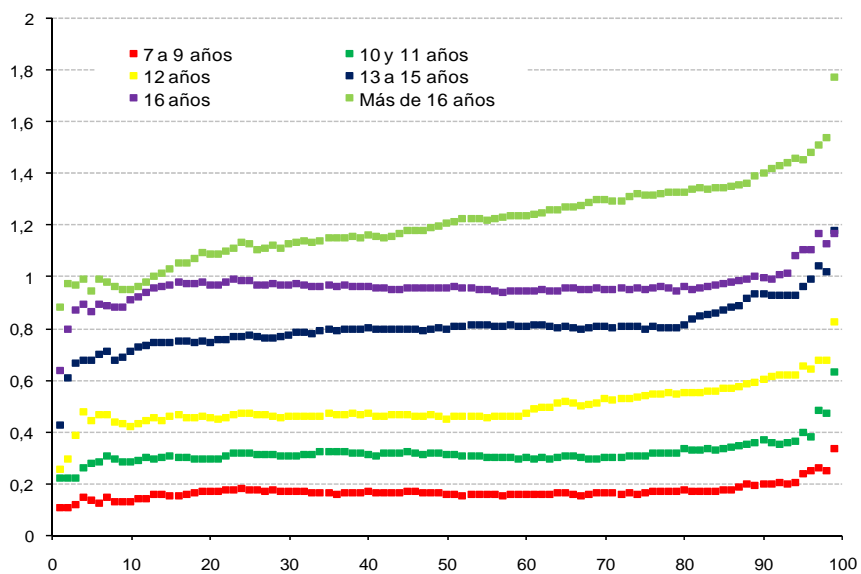
Fuente: Elaboración propia en base a procesamiento de ECH.

GRÁFICO 3- COEFICIENTES CUANTÍLICOS POR AÑOS DE EXPERIENCIA. AÑO 2003



Fuente: Elaboración propia en base a procesamiento de ECH.

GRÁFICO 4- COEFICIENTES CUANTÍLICOS POR TRAMO DE EDUCACIÓN. AÑO 2004



Fuente: Elaboración propia en base a procesamiento de ECH.