

## **CAMBIOS EN LA ESTRUCTURA SALARIAL: Una Historia Desde la Regresión Cuantílica.**

*Héctor Manuel Zárate S<sup>A</sup>.*

### **Resumen**

El objetivo principal de éste artículo es analizar el cambio en los retornos de la educación y la experiencia en diferentes puntos de la distribución salarial a través de una aplicación empírica en el mercado laboral colombiano. También, se analiza la evolución de la desigualdad salarial y sus características distribucionales para el período de 1991 a 2000. El artículo se basa en la ecuación de Mincer y utiliza la técnica semi-paramétrica de regresión cuantílica. Los datos se obtienen de las Encuestas Nacionales de Hogares. Aunque los retornos tienen patrones de comportamiento similares, las magnitudes y la variabilidad difieren entre los cuantiles analizados. La desigualdad salarial se incrementó en el final del periodo de estudio de acuerdo a las habilidades de cada grupo.

Palabras claves: Retornos de la educación y experiencia, Desigualdad salarial, Regresión cuantílica.

---

<sup>A</sup> El autor es funcionario de la Subgerencia de Estudios Económicos del Banco de la República. Las opiniones y el contenido de este documento son de su exclusiva responsabilidad y por lo tanto, no comprometen a la institución ni a sus directivas. Se agradecen los valiosos comentarios de C. Arango, J. Julio, A. Mateus y N. Rodríguez.

## 1. INTRODUCCIÓN

Los cambios en la estructura salarial dependen de factores observables y no observables. La explicación del incremento salarial debido a los primeros, se ha concentrado en encontrar magnitudes que se relacionan principalmente con las características de los trabajadores como son, principalmente: educación y experiencia laboral. El segundo conjunto de factores ha sido relacionado con la desigualdad residual del salario. En los últimos años se ha observado un incremento significativo en la desigualdad salarial principalmente originado por diferenciales en educación y experiencia laboral.

La relación entre los cambios en la estructura de los ingresos salariales y los retornos de la educación y la experiencia<sup>1</sup> en el mercado laboral ha sido fuente de varias investigaciones que están bien documentadas en la literatura econométrica reciente<sup>2</sup>. Existen varias explicaciones surgidas a través del tiempo en diferentes países; Sin embargo, la que ha predominado es que las personas con mejor nivel educativo ganan mayores salarios y experimentan menos desempleo que las de menor nivel. Por su parte, la demanda de puestos de trabajo ha favorecido a trabajadores con mayor experiencia laboral. A pesar de la correlación positiva que se evidencia, los investigadores han sido cuidadosos en determinar la causalidad de estos factores.

Los anteriores argumentos que se relacionan con el aumento de la demanda de trabajadores calificados parecen ser los más convincentes, entre otras razones por el

---

<sup>1</sup> Los retornos de la educación o de la experiencia se refieren al porcentaje de incremento salarial obtenido por un año adicional de educación o por un año de mayor experiencia.

<sup>2</sup> Una encuesta de la literatura reciente indica que, desde 1970, más de 200 artículos acerca del tema han sido publicados. En general, se han usado métodos basados en variables instrumentales. Card (1999).

cambio tecnológico experimentado en la última década, la mayor integración al mercado internacional, la mejor movilidad de bienes de capital, los cambios institucionales motivados en los comienzos de los años noventa, el mejoramiento en la competitividad de algunos sectores industriales y la nueva composición entre bienes transables y no transables. Probablemente alguna combinación de los anteriores factores ha sido la causa que ha deteriorado la situación de los trabajadores no calificados. Varios estudios han tratado de explicar estos cambios a través del tiempo; sin embargo, este no es el objetivo principal del presente artículo.

El énfasis de este análisis es identificar la naturaleza de los cambios en diferentes puntos de la distribución salarial. Así mismo, basado en el modelo de economía positiva de formación de capital humano, se aplica técnicas de análisis de regresión cuantílica que permiten describir completamente la distribución condicional de los salarios dado el conjunto de características de las personas. En la primera parte se estudia los cambios en los retornos de la educación y de la experiencia en diferentes puntos de la distribución salarial en el período de 1991 a 2000. Posteriormente, se construyen medidas de desigualdad salarial que describen las magnitudes de tales cambios para grupos de trabajadores con diferentes habilidades.

El artículo está organizado de la siguiente forma: En la sección 2 se describe el modelo de capital humano, su función de ganancias, se identifican las componentes observables y no observables y además se describen los datos. . En la sección 3 se presenta el modelo econométrico y el método de estimación utilizado. En la sección 4 se analizan los resultados empíricos con especial atención en los cambios de los coeficientes de la educación, la experiencia y los cambios en la desigualdad salarial para personas con

diferentes habilidades. Finalmente, se presenta un resumen de los resultados, las conclusiones y recomendaciones.

## **2. LA FUNCIÓN DE GANANCIAS DE CAPITAL HUMANO**

El capital humano se forma por la combinación de dos factores: educación y/o experiencia laboral. La mayoría de las personas poseen algún grado de ambos. La hipótesis de que la tasa de ganancia de un individuo se incrementa con los años de educación ha sido confirmada empíricamente en diferentes circunstancias, lugares y períodos de tiempo. No obstante algunas excepciones se presentan. De la misma forma, la proposición que la tasa de ganancia incrementa con los años de experiencia hasta un cierto punto en el ciclo de vida y posteriormente desciende, es también una generalización empírica establecida<sup>3</sup>.

Los determinantes de los salarios se analizan mediante la relación funcional conocida en la literatura de economía laboral como la función de ganancias de capital humano. Esta especificación se caracteriza por ser lineal en los parámetros, por tener una adecuada transformación del salario real como variable dependiente y por considerar la educación, experiencia, cuadrado de la experiencia y algunas otras variables que controlan las características personales y los atributos de las personas en el conjunto de variables independientes.

---

<sup>3</sup> Las dos proposiciones se combinan en la ecuación de ganancias Mincer.

Para establecer la correcta transformación del salario se ha usado frecuentemente la función logaritmo, dado que esta se aproxima a la distribución normal, y también algunos estudios han demostrado que esta transformación es la mejor en la clase de transformaciones Box-Cox, además, su interpretación como cambio porcentual es muy conveniente para el análisis<sup>4</sup>. La función de ganancias de capital humano plantea que el logaritmo de las ganancias de los individuos en un período de tiempo dado puede ser replicado con una función de un término lineal en educación y uno cuadrático de experiencia de la siguiente forma:

$$\log y = \log y_0 + bS + cX - dX^2 + e \quad (1)$$

Donde  $S$  representa el nivel de educación,  $X$  es el número de años que una persona ha trabajado desde que termino su formación académica,  $e$  es el error aleatorio no observable. Debido a que las encuestas no incluyen una medición explícita de la experiencia se recomienda usar una medida artificial conocida como la experiencia potencial.

### **2.1. Componentes observables y no observables de los cambios en la desigualdad salarial**

Una de las formas de cuantificar las contribuciones de los componentes observables y no observables es mediante la descomposición del análisis de varianza de un modelo lineal:

---

<sup>4</sup> La idea original de Box-Cox fue la de encontrar un parámetro  $\lambda$  tal que si la transformación  $y_\lambda = \begin{cases} (y^\lambda - 1) / \lambda & \text{si } \lambda \neq 0 \\ \log y & \text{si } \lambda = 0 \end{cases}$  es aplicada entonces  $y_\lambda$  es distribuida normalmente y tiene varianza homocedástica.

$$Y_{it} = X_{it}\beta_t + e_{it} \quad (2)$$

Donde  $Y_{it}$  es el logaritmo del salario del individuo  $i$ ,  $X_{it}$  es el conjunto de características que se observan en los individuos, tales como educación y experiencia. Los  $\beta_t$  son los parámetros desconocidos de las variables observables en  $t$  que se desean conocer,  $e_{it}$  es el error aleatorio, representado por el residuo del logaritmo del salario, que depende de habilidades no observables, errores de medición y de los errores en las estimaciones. Utilizando el tradicional supuesto de ortogonalidad que hay entre la parte sistemática del modelo,  $X_{it}\beta_t$  y los errores  $e_{it}$  se puede descomponer la varianza del logaritmo de los salarios en dos fuentes de variación: la variabilidad de los factores observables y la de los no observables:

$$Var(Y_{it}) = Var(X_{it}) + Var(e_{it}) \quad (3)$$

La primera parte se conoce en la literatura estadística como la componente entre grupos (inter-varianza) y la segunda, como la desigualdad dentro del grupo (intra-varianza).

Algunas limitaciones surgen en la aplicación del anterior modelo para explicar la variabilidad de los salarios. La primera es de carácter estadístico que asume que el error aleatorio proviene de una población normalmente distribuida<sup>5</sup>. Cualquier desviación del salario con respecto a esta distribución ocasiona que los procedimientos estadísticos sean extremadamente sensibles a pequeños cambios en los supuestos y que la potencia de las pruebas de hipótesis se reduzca considerablemente. La ecuación 2 explica los cambios en la función de la media condicional para diferentes atributos de las personas.

---

<sup>5</sup> Todos creen en la ley de normalidad de los errores, los analistas empíricos piensan que es un teorema matemático y los matemáticos piensan que es un hecho empírico.

Dada la heterogeneidad del salario entre los diferentes grupos de personas el promedio resulta ser una medida limitada para explicar los determinantes salariales de individuos con diversas habilidades.

Mediante el análisis de regresión de mínimos cuadrados se extiende la idea de estimar el promedio incondicional del parámetro hacia un método de estimar funciones condicionales del promedio. En este análisis los parámetros de localización y de escala están explicados por la variación de las variables explicativas. Por su parte la regresión de cuantiles ofrece una extensión de la estimación univariada de cuantiles hacia la estimación de funciones de cuantiles condicionales. Con este método se puede obtener una más completa descripción de la distribución condicional de los salarios dado un conjunto de atributos de los individuos.

## **2.2. Datos**

Los datos utilizados en este trabajo se los obtienen de las etapas nacionales efectuadas en septiembre de cada año de las encuestas nacionales hogares, (ENH) para el período 1991-2000. Se tienen en cuenta la información que reportan las personas que hacen parte del mercado laboral. La variable de interés que se analiza es el salario real por semana. Un problema importante es que algunos de los datos están codificados para personas con ingresos altos, lo cual ocasiona un sesgo en las estimaciones de los parámetros. Sin embargo, el censuramiento ocasionado no es problema cuando se utiliza la regresión cuantílica. Este aspecto se explica en el siguiente capítulo.

### 3. METODOLOGÍA

#### 3.1. Regresión cuantílica lineal

Se tiene una variable aleatoria  $Y$  que se caracteriza por tener una función de distribución  $F(y) = P(Y \leq y)$ . El  $\tau$ -ésimo cuantil de  $Y$  se define por:

$$Q_Y(\tau) = \inf\{y / F(y) \geq \tau\}$$

De la misma forma si tenemos una muestra con observaciones independientes e igualmente distribuidas,  $\{y_1, y_2, \dots, y_n\}$ , que proviene de la distribución  $F(y)$ , el  $\tau$ -ésimo cuantil de la muestra se define por la siguiente expresión:

$$\hat{Q}_Y(\tau) = \inf\{y / \hat{F}(y) \geq \tau\}. \text{ Donde } \hat{F} \text{ es la función de distribución muestral.}$$

La solución se obtiene mediante el siguiente problema de optimización:

$$\min_{b \in R} \left[ \sum_{t \in \{t: y_t \geq b\}} \tau |y_t - b| + \sum_{t \in \{t: y_t < b\}} (1 - \tau) |y_t - b| \right]$$

Cuando se considera el problema de regresión lineal la media condicional se puede expresar de la siguiente forma:  $\mu(x) = x' \beta$ . El objetivo de la regresión por mínimos cuadrados es buscar el valor de  $\beta$  que resuelva el siguiente problema de optimización:

$$\min_{\beta \in R} \sum_{i=1}^n (y_i - x_i' \beta)^2$$

De igual forma el  $\tau$ -ésimo cuantil de la muestra,  $\hat{\alpha}(\tau)$  soluciona

$$\min_{\alpha \in R} \sum_{i=1}^n \rho_{\tau}(y_i - \alpha)$$

el  $\tau$ -ésimo cuantil condicional puede expresarse entonces como:  $Q_y(\tau/x) = x' \beta(\tau)$

donde  $\hat{\beta}(\tau)$  soluciona la siguiente función:

$$\min_{\beta \in R} \sum_{i=1}^n \rho_{\tau}(y_i - x_i' \beta)$$

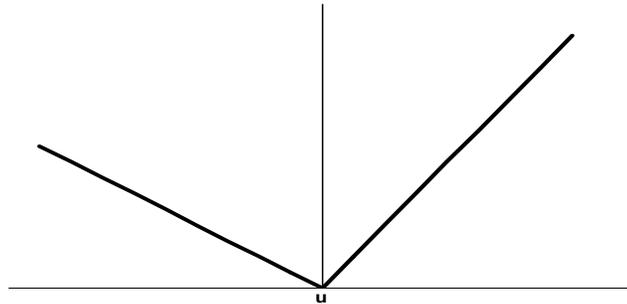
La regresión cuantílica se caracteriza por utilizar cualquier forma de la siguiente función  $\rho_{\tau}(u) : R \rightarrow R$ , con  $0 < \tau < 1$ .

$$\rho_{\tau}(u) = (\tau - \frac{1}{2})u + \frac{1}{2} |u|$$

$$\rho_{\tau}(u) = \max\{(\tau - 1)u, + \frac{1}{2} |u|\}$$

$$\rho_{\tau}(u) = \begin{cases} (\tau - 1)u & \text{para } u \leq 0 \\ \tau u & \text{para } u > 0 \end{cases}$$

Función  $\rho_\tau(u)$  para  $\tau = \frac{2}{3}$



El problema puede reformularse en términos de un problema de programación lineal de la siguiente forma:

$$\min_{(\beta, u, v) \in R^p \times R_+^{2n}} \{\tau \mathbf{1}_n' u + (1 - \tau) \mathbf{1}_n' v \mid X\beta + u - v = y\}$$

### 3.2. ¿Cómo funciona la regresión cuantílica?

El método de regresión tradicional se basa en la idea de minimizar una distancia euclidiana  $\|y - \hat{y}\|$  sobre todo  $\hat{y}$  en el espacio lineal generado por las columnas de  $x$ .

En regresión de cuantiles la distancia se define de la siguiente forma:

$$d_\tau(y, \hat{y}) = \sum_{i=1}^n \rho_\tau(y_i - \hat{y}_i)$$

En regresión lineal las estimaciones de mínimos cuadrados se obtienen diferenciando  $\|y - \hat{y}(\beta)\|$  para obtener las ecuaciones normales y posteriormente solucionar para  $\hat{\beta}$ .

Por su parte en regresión de cuantiles se minimiza la siguiente expresión:

$$R(\beta) = d_{\tau}(y, \hat{y}(\beta)) = \sum_{i=1}^n \rho_{\tau}(y_i - x_i \beta)$$

donde:

$$\nabla R(\beta) = 0$$

La solución para  $\hat{\beta}(\tau)$  corresponde al área de la programación lineal. Específicamente es un problema de optimización convexa no diferenciable. Existen varios métodos de solución entre los más importantes están los de optimización lineal, planos de corte y el de punto interior.

### 3.3. Regresión cuantílica censurada

Las estimaciones para datos censurados en la variable dependiente se basan en la propiedad de equivariancia<sup>6</sup>. Un modelo simple censurado se puede describir en su forma más simple como:  $y_i^* = x_i' + u_i \quad i = 1, \dots, n$  donde  $u_i$  proviene de una muestra aleatoria con distribución  $F$ . Debido al censoramiento es imposible observar  $y_i^*$  pero en cambio se puede observar  $y_i = \max\{0, y_i^*\}$ .

Para algunas etapas en las encuestas anteriores a 1994 los resultados pueden estar afectados por el censoramiento de los ingresos observados en personas ubicadas en los extremos de la distribución salarial. El modelo de regresión de cuantiles censurado propuesto por Powell (1984, 1986) es consistente bajo las anteriores circunstancias y se puede escribir de la siguiente forma:

---

<sup>6</sup> Esta propiedad se refiere a que los cuantiles de la transformación monótona  $h(y)$  son simplemente la transformación de los cuantiles de la variable original  $Y$ . Esto es:  $Q_{h(y)}(\tau) = h(Q_Y(\tau))$ . En contraste El promedio no goza de esta propiedad:  $E(h(y)) \neq hE(y)$ .

Sea  $y_i^* = x_i' \beta_\tau + e_{\alpha}$  con  $Cuant(e_{\alpha} / x_i) = 0$ , y

$$y_i = \begin{cases} y_i^* & \text{si } y_i^* \leq y^0 \\ y^0 & \text{si } y_i^* > y^0 \end{cases}$$

Entonces, el cuantil condicional de  $y$ , dado  $x$  esta dado por  $Cuant_\tau(y/x) = \min(y^0, x' \beta_\tau)$ . Una estimación consistente para  $\beta_\tau$  es obtenida como una solución del siguiente problema de optimización:

$$\min \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \rho_\tau(y_i - \min(y^0, x_i' \beta))$$

### 3.4. Interpretación de las estimaciones de regresión cuantílica

Cuando la distribución de la variable dependiente o del error aleatorio es la misma para todo  $x$  entonces los vectores de coeficientes tan solo difieren en el intercepto. Es decir los coeficientes de las pendientes deben ser los mismos y son de la forma  $\beta'_\tau = (\beta_{1\tau}, \beta_{2\tau}, \dots, \beta_{k\tau})$ . Esta forma es conocida como el modelo de localización. Si la distribución del termino error depende de las  $x$ , los coeficientes no necesariamente son diferentes. El modelo de regresión de cuantiles puede ser escrito en la siguiente forma:

$$y_i = x_i' \beta_\tau + u_{\alpha} \text{ con } Cuant_\tau(y_i / x_i) = x_i' \beta_\tau \quad i = 1, 2, \dots, n$$

donde  $\beta_\tau$  y  $x_i$  son vectores  $K \times 1$ .  $Cuant_\tau(y_i / x_i) = x_i' \beta_\tau$  representa el  $\tau$ -ésimo cuantil condicional de  $y$  dado  $x$ .

## 4. RESULTADOS EMPÍRICOS

En esta sección se estima un modelo para la muestra completa. El análisis emplea una ecuación de forma reducida:  $\log \text{Salario} = \beta_0 + \beta_1 \text{Edu} + \beta_2 \text{Exp} + \beta_3 \text{Exp}^2 + \varepsilon_t$  y enfatiza principalmente en los retornos de la educación y la experiencia<sup>7</sup> y especialmente en los patrones de cambio observados en estos retornos a través del tiempo. En este modelo, la variable dependiente en todas las regresiones es el logaritmo natural de los salarios reales semanales, las variables explicativas incluyen: una constante, la educación, la experiencia, el cuadrado de la experiencia y una variable dummy para discriminar por el género del trabajador. El modelo de regresión cuantílica permite estimar la distribución condicional completa de  $y$  dado el conjunto de atributos  $x$ . Cada regresión se estima para cada año y se obtiene para los cuantiles .10, .25, .50, .75 y .90.

### 4.1. Retornos de la educación para la muestra completa

En esta sección se discuten los resultados para los incrementos salariales con respecto al nivel educativo en diferentes cuantiles de la distribución. Así mismo se analiza el patrón de cambio del retorno salarial durante el período de estudio. El término incremento (retorno) se refiere a la derivada del cuantil condicional con respecto a la educación:

$$\frac{\partial \text{Cuant}_\tau(\log \text{Salario} / x)}{\partial \text{educación}} = \beta_1$$

---

<sup>7</sup> Experiencia potencial es definida por:  $\text{Experiencia} = \min(\text{edad} - \text{educación} - 6, \text{edad} - 12)$ . La educación y la experiencia están medidas en años.

$\beta_1$  se interpreta como el incremento en el logaritmo del salario que un individuo obtiene con un año adicional de educación en el mismo cuantil.

Los resultados que se reportan en el cuadro 1 y gráfico 1 son los retornos de la educación para los cinco cuantiles escogidos .10, .25, .50, .75, .90 y para el retorno promedio de la muestra total. El primer resultado que se puede apreciar es la similaridad en el patrón de cambio de los retornos por educación para todos los cuantiles y para el promedio. No obstante los resultados evidencian diferencias significativas en dos aspectos principales:

a) aunque hay patrones similares de evolución a través del tiempo las diferencias en magnitud son considerables, en general los retornos son más altos en los cuantiles superiores (parte superior de la distribución salarial) que en los inferiores (parte baja de la distribución salarial). Durante la primera parte de la década del noventa hubo un constante incremento en los retornos de la educación en los dos cuantiles superiores, .75 .90, logrando estabilizarse en la segunda mitad del período de estudio. El comportamiento de la parte intermedia y baja de la distribución salarial fue más volátil y los retornos descendieron para los cuantiles .25, y .50 al finalizar la década.

b) las diferencias pueden observarse en la variación anual. Las fluctuaciones en los cuantiles intermedios son mas grandes que en los extremos. Específicamente el cuantil .25 presenta la mayor variabilidad.

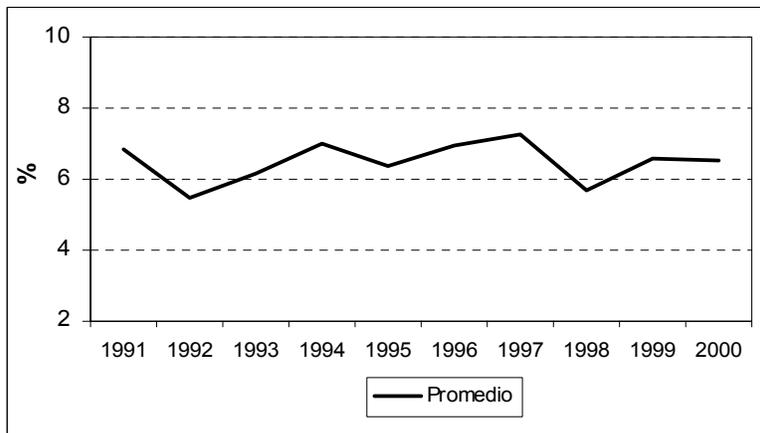
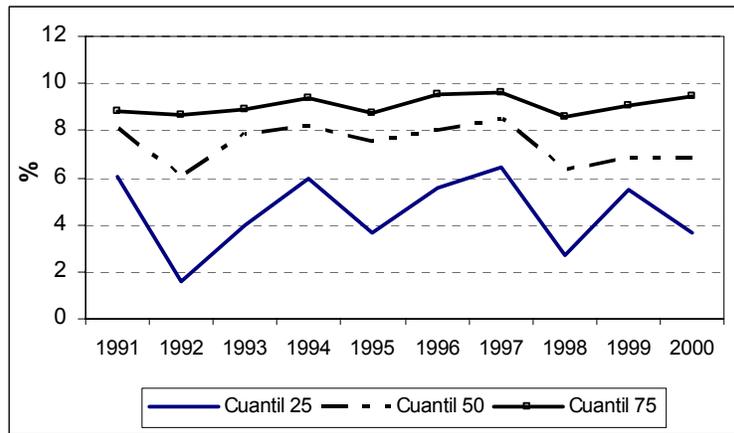
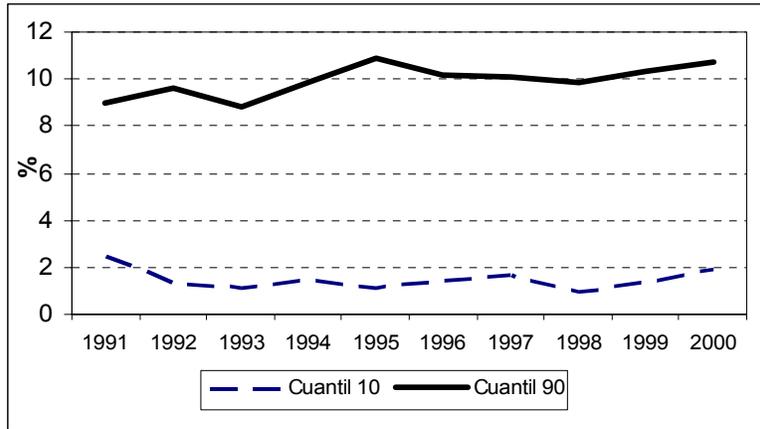
### Cuadro 1

Modelo para el grupo total - Retornos de la educación  
 Promedio, cuantiles .10, .25, .50, .75, .90  
 Variable dependiente: Log. del ingreso semanal de salarios

Año	Regresiones					
	Promedio	Cuant. 0.1	Cuant. 0.25	Cuant. 0.5	Cuant. 0.75	Cuant. 0.9
1991	6.86	2.44 (1.08)	6.05 (0.78)	8.08 (0.44)	8.80 (0.26)	8.95 (0.36)
1992	5.45	1.38 (0.12)	1.55 (0.47)	6.04 (0.77)	8.68 (0.38)	9.60 (0.44)
1993	6.15	1.13 (2.3)	4.00 (1.2)	7.85 (0.58)	8.92 (0.34)	8.86 (0.51)
1994	6.98	1.47 (1.26)	5.97 (0.93)	8.19 (0.43)	9.41 (0.27)	9.88 (0.49)
1995	6.39	1.15 (0.18)	3.63 (1.2)	7.54 (0.55)	8.77 (0.4)	10.85 (0.51)
1996	6.93	1.44 (0.7)	5.57 (0.92)	8.00 (0.44)	9.52 (0.28)	10.14 (0.4)
1997	7.26	1.69 (1.01)	6.43 (1.08)	8.52 (0.49)	9.58 (0.31)	10.07 (0.33)
1998	5.69	0.93 (0.18)	2.67 (0.106)	6.38 (0.66)	8.62 (0.32)	9.84 (0.41)
1999	6.60	1.39 (0.47)	5.45 (0.98)	6.80 (0.48)	9.03 (0.34)	10.33 (0.42)
2000	6.50	1.89 (0.28)	3.66 (1.4)	6.81 (0.6)	9.44 (0.38)	10.71 (0.466)

Nota: Cada regresión incluye una constante, la educación, experiencia, el cuadrado de la experiencia  
 Una variable *dummy* para las mujeres. Los números reportados son los coeficientes de la educación  
 multiplicados por 100. Los errores estándar en paréntesis y se calculan mediante el método de *bootstrap*  
*trapping*.

Gráfico 1  
Retornos de la educación por cuantiles



## 4.2. Retornos de la experiencia para la muestra total

El incremento salarial debido a la experiencia adicional se obtiene con la derivada del cuantil condicional del logaritmo del salario con respecto a la experiencia. El resultado de esta diferenciación en el modelo de capital humano es de la siguiente forma:

$$\frac{\partial Q_{\rho}(\log \text{Salario} / x)}{\partial \text{experiencia}} = \beta_2 + 2\beta_3 \text{Exp}$$

Para determinar el retorno de la experiencia, se necesita evaluar la anterior derivada en algunos niveles de dicha experiencia. En este trabajo se seleccionaron dos puntos de interés: 5 años de experiencia para representar el retorno de los nuevos entrantes del mercado laboral, y 15 años para el de trabajadores experimentados. Las diferencias en los retornos para del los dos grupos de trabajadores son una consecuencia de la relación entre los coeficientes del termino lineal y cuadrático de la experiencia en los diferentes cuantiles.

Los retornos medidos en porcentaje son presentados en el Cuadro 2a. 2b y en los gráficos 2a y 2b para los dos grupos de trabajadores. Los nuevos trabajadores en el mercado laboral obtuvieron retornos más altos en los cinco cuantiles escogidos y dentro de este grupo aquellos con salarios en la parte baja de la distribución se beneficiaron con un mejor retorno durante el periodo de estudio. Por su parte, Los retornos salariales de los trabajadores experimentados fueron mayores entre mas alto el nivel salarial. En este grupo se observó que la diferencia fue creciente hasta 1998 y disminuyó en los años 1999 y 2000. Un factor común en todos los cuantiles de ambos grupos es el incremento significativo que se observó en los retornos a partir de 1999 luego de una disminución gradual desde el comienzo de la década.

### 4.3. Retornos de la experiencia para trabajadores con diferente nivel educativo

El grupo total de trabajadores se subdividió en seis sub-grupos de acuerdo con la interacción entre el nivel educativo alcanzado y el grado de experiencia. Para el nivel educativo se agruparon en: Bachilleres, los que no terminaron estudios universitarios y los graduados universitarios. La experiencia permaneció acorde con la circunstancia de si el trabajador es nuevo en el mercado laboral, o si ya es un trabajador experimentado. Los resultados se pueden apreciar en los cuadros 3a a 5b. Para los trabajadores nuevos-bachilleres.

Tabla 2a  
 Modelo para el grupo total - Retornos de la experiencia  
 para trabajadores con cinco años de experiencia  
 Promedio, cuantiles .10 , .25, .50, .75, .90  
 Variable dependiente: Log. del ingreso semanal de salarios

Año	Regresiones					
	Promedio	Cuant. 0.1	Cuant. 0.25	Cuant. 0.5	Cuant. 0.75	Cuant. 0.9
5 años de experiencia						
1991	3.92	4.53 (0.62)	4.16 (0.31)	3.73 (0.21)	3.65 (0.27)	3.53 (0.50)
1992	4.10	5.48 (0.46)	4.05 (0.48)	3.55 (0.28)	3.80 (0.32)	3.60 (0.55)
1993	3.79	4.41 (0.63)	3.79 (0.43)	3.57 (0.31)	3.39 (0.31)	3.80 (0.41)
1994	3.60	4.98 (0.73)	3.03 (0.36)	3.23 (0.26)	3.09 (0.28)	3.69 (0.55)
1995	3.50	3.83 (0.62)	3.34 (0.40)	3.23 (0.24)	3.48 (0.30)	3.60 (0.56)
1996	3.35	4.39 (0.66)	3.38 (0.29)	3.02 (0.23)	2.96 (0.34)	3.01 (0.50)
1997	3.40	4.52 (0.59)	3.41 (0.33)	3.01 (0.26)	2.89 (0.29)	3.19 (0.35)
1998	2.86	2.67 (0.35)	2.69 (0.40)	2.94 (0.25)	3.00 (0.27)	3.00 (0.40)
1999	2.49	2.47 (0.49)	2.88 (0.36)	2.40 (0.31)	2.31 (0.29)	2.41 (0.44)
2000	3.93	5.45 (1.00)	4.61 (0.57)	3.13 (0.31)	3.32 (0.29)	3.14 (0.51)

Ibidem

Grafico 2a  
 Retornos de la experiencia para los trabajadores nuevos  
 (5 años de experiencia)

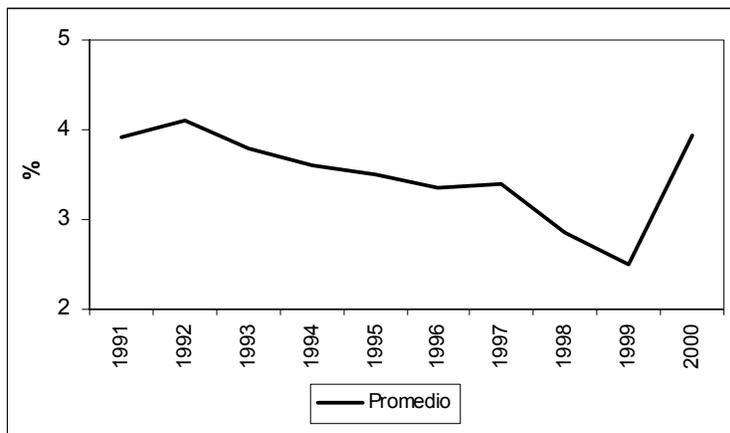
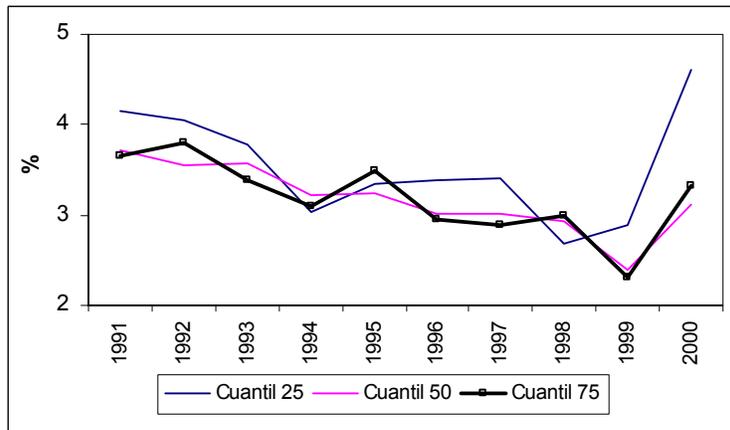
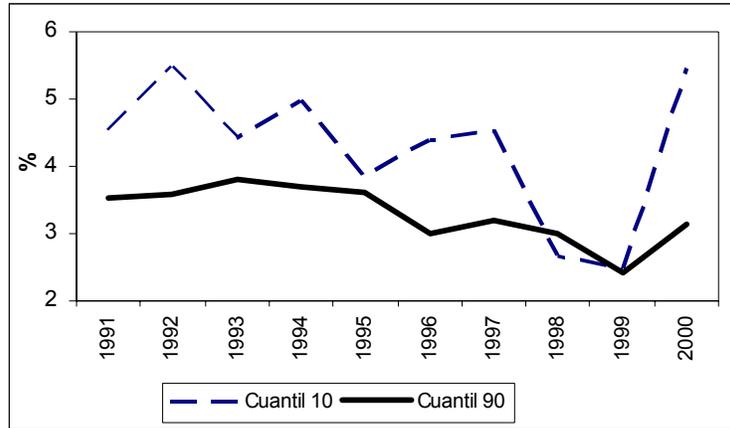
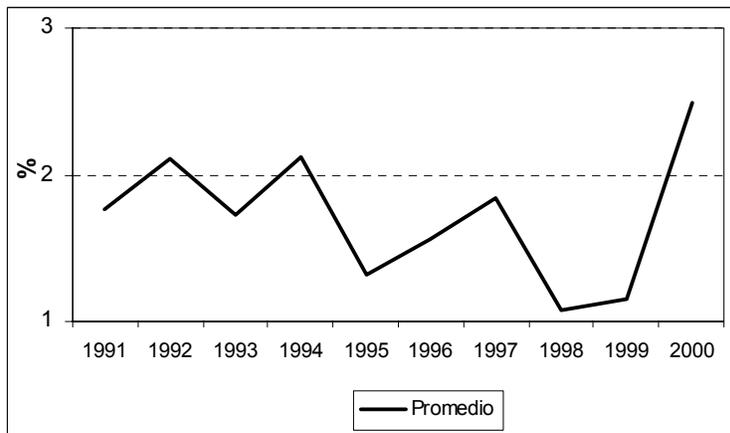
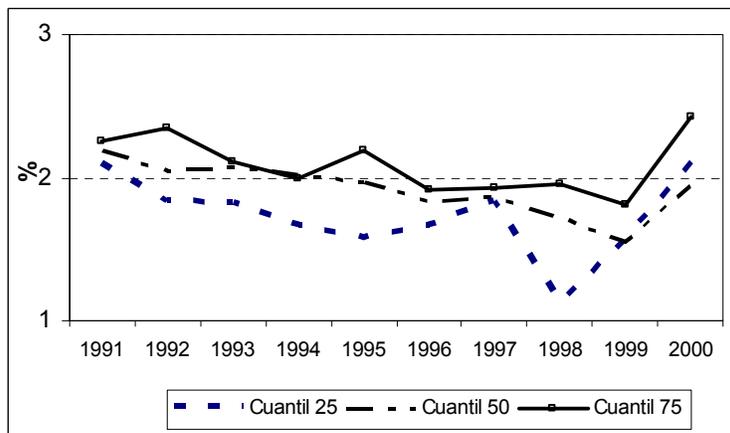
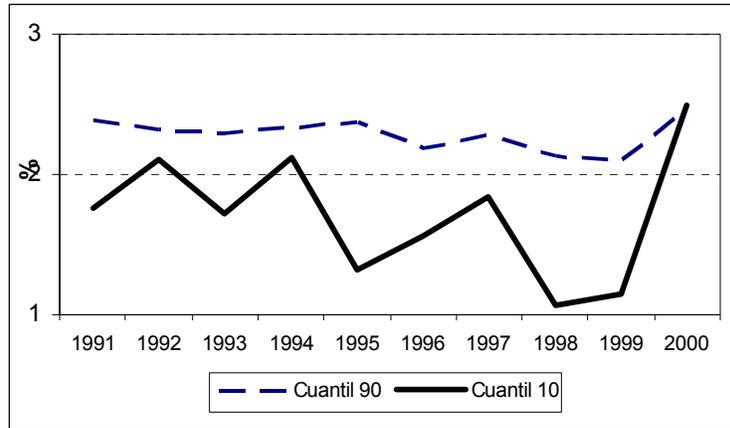


Tabla 2b  
 Modelo para el Grupo Total - Retornos de la experiencia  
 Para trabajadores con 15 años de experiencia  
 Promedio, cuantiles .10,.25,.50,.75,.90  
 Variable dependiente: Log del ingreso semanal de salarios

Año	Regresiones					
	Promedio	Cuant. 0.1	Cuant. 0.25	Cuant. 0.5	Cuant. 0.75	Cuant. 0.9
15 años de experiencia						
1991	2.14	1.76 (0.79)	2.10 (0.38)	2.19 (0.25)	2.26 (0.33)	2.39 (0.62)
1992	2.13	2.10 (0.60)	1.84 (0.53)	2.04 (0.34)	2.34 (0.39)	2.33 (0.67)
1993	2.01	1.73 (0.86)	1.83 (0.52)	2.08 (0.33)	2.11 (0.36)	2.29 (0.48)
1994	2.03	2.12 (0.87)	1.67 (0.45)	2.02 (0.30)	1.99 (0.33)	2.33 (0.69)
1995	1.89	1.31 (0.75)	1.58 (0.50)	1.97 (0.29)	2.19 (0.36)	2.37 (0.68)
1996	1.83	1.56 (0.81)	1.66 (0.34)	1.83 (0.28)	1.92 (0.41)	2.19 (0.63)
1997	1.95	1.84 (0.71)	1.83 (0.40)	1.86 (0.32)	1.93 (0.34)	2.29 (0.43)
1998	1.60	1.07 (0.40)	1.12 (0.47)	1.72 (0.30)	1.96 (0.33)	2.13 (0.48)
1999	1.64	1.15 (0.58)	1.57 (0.43)	1.55 (0.38)	1.82 (0.34)	2.09 (0.53)
2000	2.28	2.49 (1.14)	2.11 (0.68)	1.94 (0.37)	2.43 (0.34)	2.45 (0.61)

Ibídem

Grafico 2b  
 Retorno de la experiencia para los trabajadores antiguos  
 (15 años de experiencia)

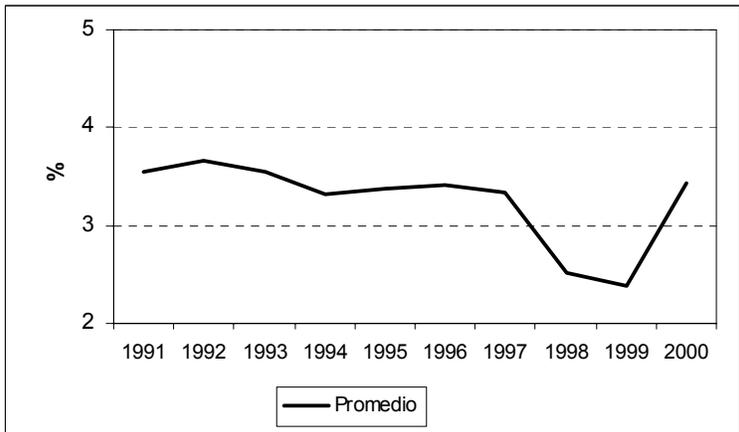
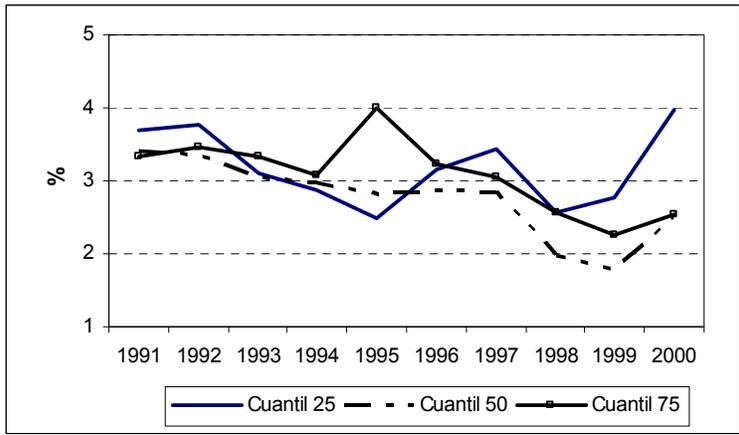
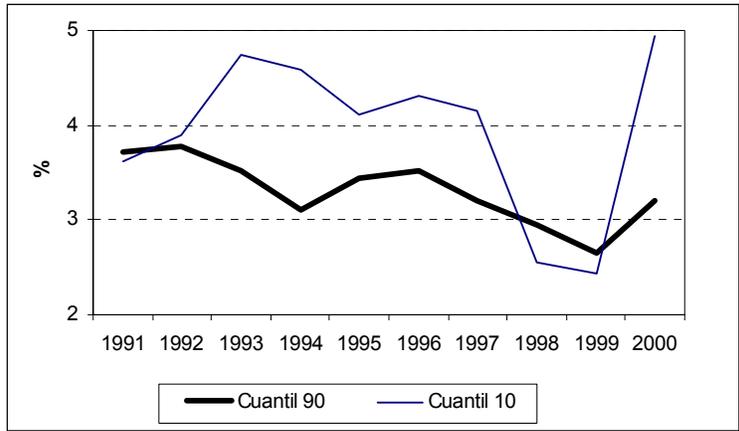


Cuadro 3a  
 Retornos de la experiencia para trabajadores nuevos  
 Bachilleres  
 promedio, cuantiles .10, .25, .50, .75, .90  
 Variable dependiente: Log. del ingreso semanal de salarios

Año	Regresiones					
	Promedio	Cuant. 0.1	Cuant. 0.25	Cuant. 0.5	Cuant. 0.75	Cuant. 0.9
1991	3.55	3.61 (0.21)	3.69 (0.21)	3.41 (0.09)	3.34 (0.26)	3.71 (0.07)
1992	3.66	3.90 (0.20)	3.78 (0.15)	3.37 (0.10)	3.46 (0.10)	3.78 (0.17)
1993	3.55	4.74 (0.34)	3.11 (0.16)	3.06 (0.08)	3.33 (0.11)	3.52 (0.17)
1994	3.32	4.58 (0.23)	2.86 (0.17)	2.98 (0.09)	3.07 (0.12)	3.10 (0.18)
1995	3.38	4.12 (0.23)	2.50 (0.17)	2.82 (0.11)	3.99 (0.60)	3.45 (0.16)
1996	3.42	4.31 (0.24)	3.16 (0.09)	2.87 (0.08)	3.23 (0.08)	3.51 (0.13)
1997	3.34	4.16 (0.27)	3.43 (0.10)	2.85 (0.08)	3.05 (0.09)	3.20 (0.15)
1998	2.52	2.55 (0.20)	2.56 (0.12)	1.97 (0.08)	2.57 (0.09)	2.95 (0.15)
1999	2.38	2.43 (0.19)	2.76 (0.13)	1.79 (0.08)	2.26 (0.11)	2.65 (0.17)
2000	3.43	4.95 (0.32)	3.97 (0.19)	2.49 (0.11)	2.55 (0.09)	3.21 (0.17)

Ibídem.

Gráfico 3a  
 Retorno de la experiencia – Trabajadores nuevos  
 Bachilleres



Fuente: Encuesta Nacional de Hogares- Etapas - Septiembre. DANE.  
 Cálculos del autor

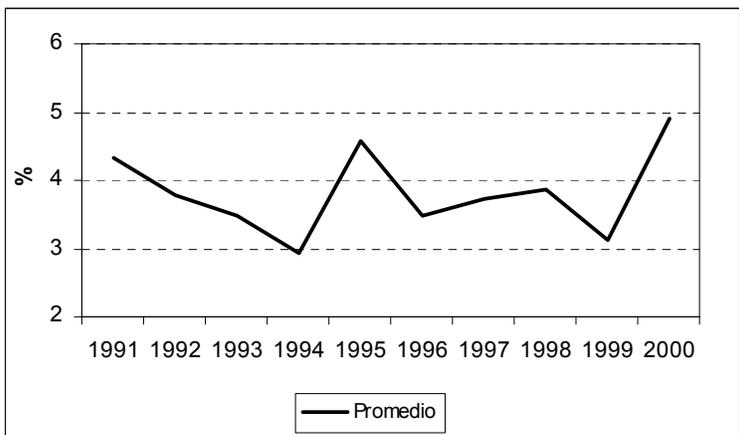
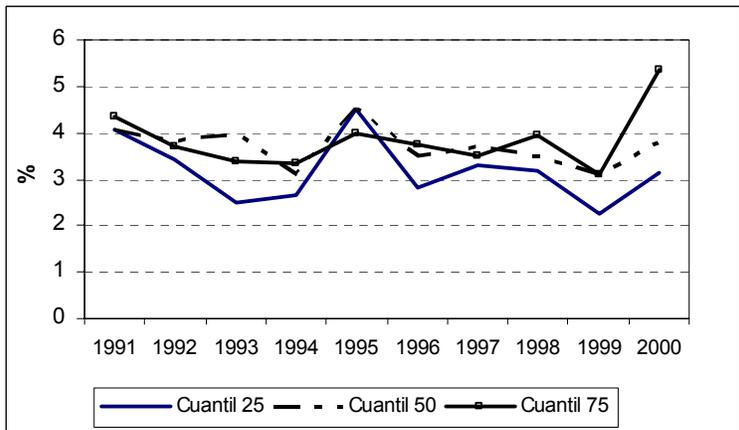
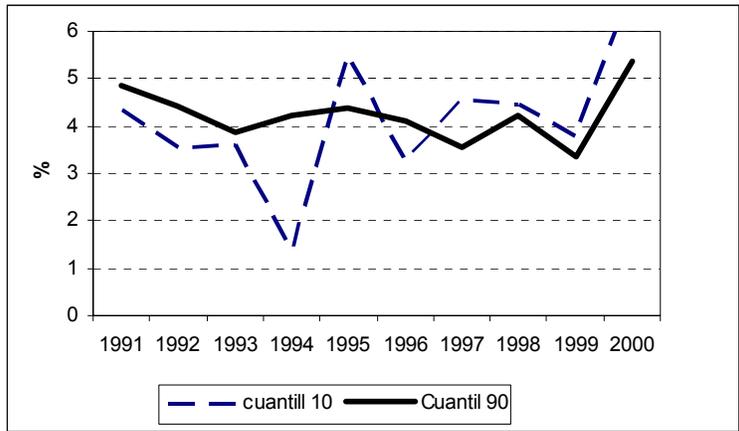
Cuadro 3b

Retornos de la experiencia para trabajadores nuevos  
 Universitarios que no terminaron estudios  
 Promedio, cuantiles .10,.25,.50,.75,.90  
 Variable dependiente: Log. del ingreso semanal de salarios

Año	Regresiones					
	Promedio	Cuant. 0.1	Cuant. 0.25	Cuant. 0.5	Cuant. 0.75	Cuant. 0.9
1991	4.33	4.35 (0.20)	4.06 (0.11)	4.08 (0.44)	4.34 (0.26)	4.84 (0.36)
1992	3.79	3.55 (1.20)	3.44 (0.53)	3.82 (0.63)	3.72 (0.59)	4.43 (1.11)
1993	3.47	3.59 (1.58)	2.51 (0.65)	4.00 (0.67)	3.39 (0.58)	3.88 (0.86)
1994	2.94	1.38 (0.89)	2.65 (0.64)	3.09 (0.61)	3.36 (0.52)	4.21 (0.71)
1995	4.58	5.50 (1.40)	4.53 (0.57)	4.51 (0.57)	3.99 (0.60)	4.37 (0.79)
1996	3.48	3.23 (1.19)	2.82 (0.62)	3.49 (0.42)	3.75 (0.43)	4.09 (0.78)
1997	3.72	4.52 (0.84)	3.29 (0.56)	3.70 (0.40)	3.52 (0.32)	3.57 (0.66)
1998	3.86	4.47 (0.72)	3.17 (0.63)	3.51 (0.41)	3.94 (0.41)	4.21 (0.68)
1999	3.12	3.77 (0.97)	2.26 (0.59)	3.11 (0.48)	3.12 (0.53)	3.36 (0.83)
2000	4.91	6.93 (1.28)	3.14 (0.69)	3.77 (0.49)	5.36 (0.55)	5.36 (0.84)

Ibídem.

Grafico 3b  
 Retornos de la experiencia – Trabajadores nuevos  
 Universitarios que no terminaron sus estudios

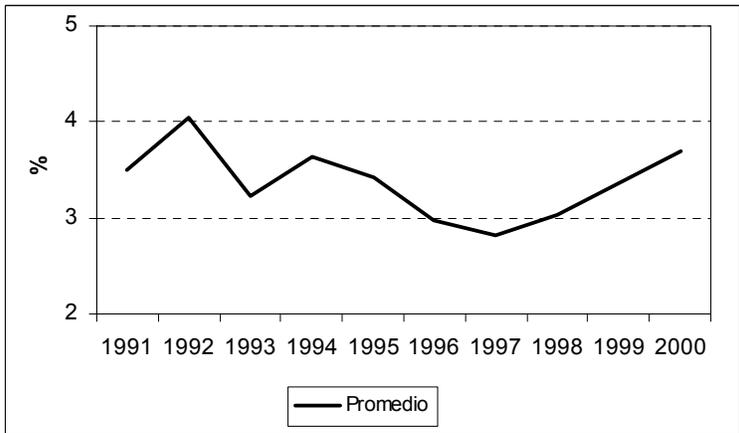
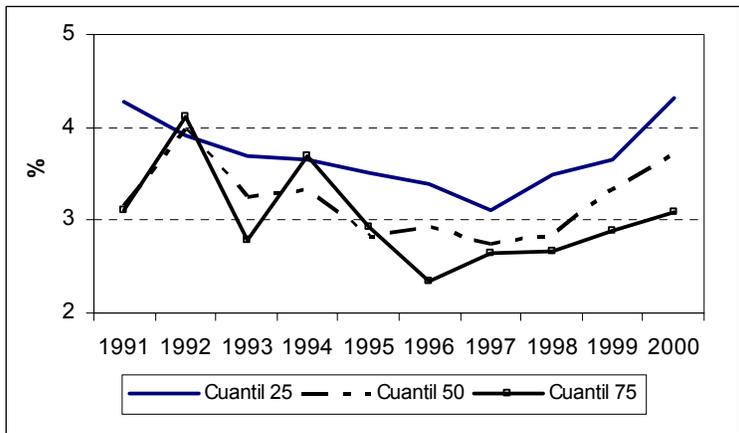
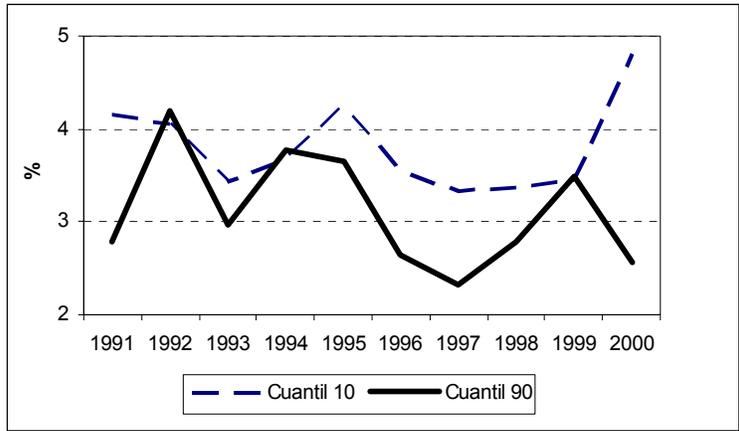


Cuadro 3c  
 Retornos de la experiencia para trabajadores nuevos  
 Universitarios que se graduaron  
 Promedio, cuantiles .10, .25, .50, .75, .90  
 Variable dependiente: Log del ingreso semanal de salarios

Año	Regresiones					
	Promedio	Cuant. 0.1	Cuant. 0.25	Cuant. 0.5	Cuant. 0.75	Cuant. 0.9
1991	3.49	4.16 (0.67)	4.27 (0.41)	3.14 (0.31)	3.11 (0.41)	2.79 (0.67)
1992	4.05	4.06 (0.58)	3.91 (0.51)	3.97 (0.35)	4.11 (0.41)	4.19 (0.75)
1993	3.23	3.43 (0.84)	3.70 (0.45)	3.25 (0.36)	2.79 (0.46)	2.96 (0.64)
1994	3.63	3.68 (0.72)	3.66 (0.35)	3.32 (0.36)	3.70 (0.52)	3.78 (0.69)
1995	3.43	4.23 (0.61)	3.51 (0.45)	2.82 (0.31)	2.92 (0.51)	3.65 (0.76)
1996	2.97	3.55 (0.49)	3.38 (0.39)	2.92 (0.32)	2.34 (0.47)	2.64 (0.61)
1997	2.83	3.32 (0.46)	3.11 (0.34)	2.74 (0.28)	2.64 (0.41)	2.32 (0.68)
1998	3.03	3.36 (0.47)	3.49 (0.52)	2.84 (0.37)	2.67 (0.39)	2.78 (0.79)
1999	3.36	3.45 (0.47)	3.66 (0.41)	3.33 (0.48)	2.88 (3.64)	3.49 (0.44)
2000	3.69	4.79 (1.00)	4.31 (0.49)	3.72 (0.43)	3.08 (0.40)	2.56 (0.63)

Ibíd.

Gráfico 3c  
 Retorno de la experiencia – Trabajadores nuevos  
 Universitarios graduados



## Cuadro 4a

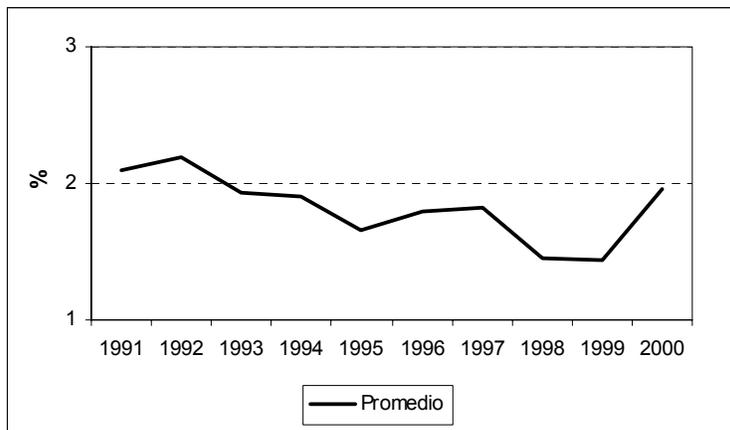
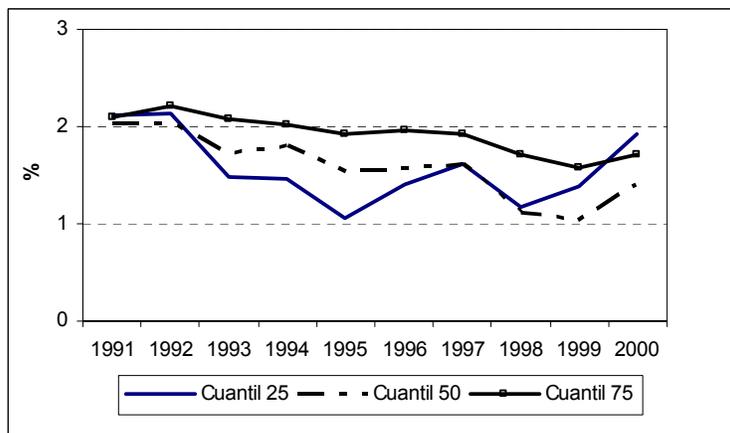
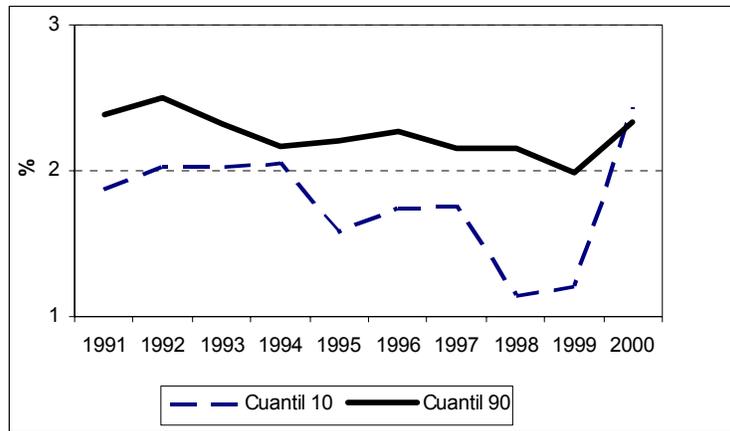
Retornos de la experiencia para trabajadores Antiguos  
 Bachilleres  
 Promedio, cuantiles .10,.25,.50,.75,.90  
 Variable dependiente: Log. del ingreso semanal de salarios

Año	Regresiones					
	Promedio	Cuant. 0.1	Cuant. 0.25	Cuant. 0.5	Cuant. 0.75	Cuant. 0.9
1991	2.10	1.87 (0.24)	2.11 (0.13)	2.04 (0.11)	2.10 (0.09)	2.39 (0.19)
1992	2.19	2.03 (0.24)	2.14 (0.19)	2.04 (0.13)	2.22 (0.13)	2.50 (0.20)
1993	1.93	2.03 (0.40)	1.49 (0.19)	1.74 (0.10)	2.07 (0.13)	2.32 (0.20)
1994	1.90	2.05 (0.27)	1.46 (0.20)	1.80 (0.11)	2.02 (0.12)	2.17 (0.22)
1995	1.66	1.58 (0.28)	1.06 (0.19)	1.53 (0.13)	1.93 (0.14)	2.20 (0.19)
1996	1.79	1.74 (0.28)	1.41 (0.11)	1.58 (0.08)	1.97 (0.09)	2.27 (0.15)
1997	1.82	1.76 (0.31)	1.62 (0.13)	1.62 (0.10)	1.92 (0.11)	2.16 (0.17)
1998	1.46	1.14 (0.23)	1.17 (0.15)	1.11 (0.09)	1.71 (0.11)	2.15 (0.18)
1999	1.44	1.20 (0.22)	1.39 (0.17)	1.03 (0.10)	1.57 (0.12)	1.99 (0.21)
2000	1.96	2.44 (0.37)	1.93 (0.22)	1.40 (0.13)	1.72 (0.10)	2.33 (0.19)

Ibídem.

Gráfico 4a

Retorno de la experiencia – Trabajadores antiguos  
Bachilleres

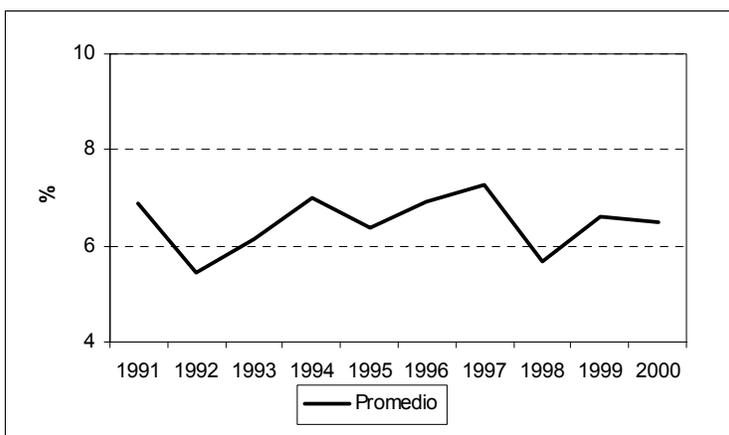
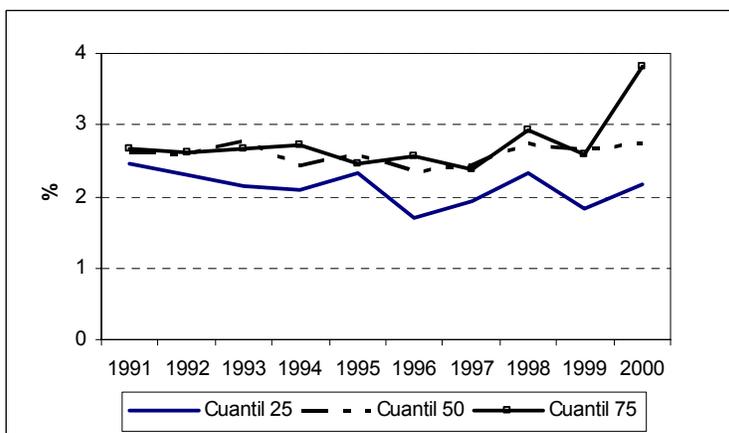
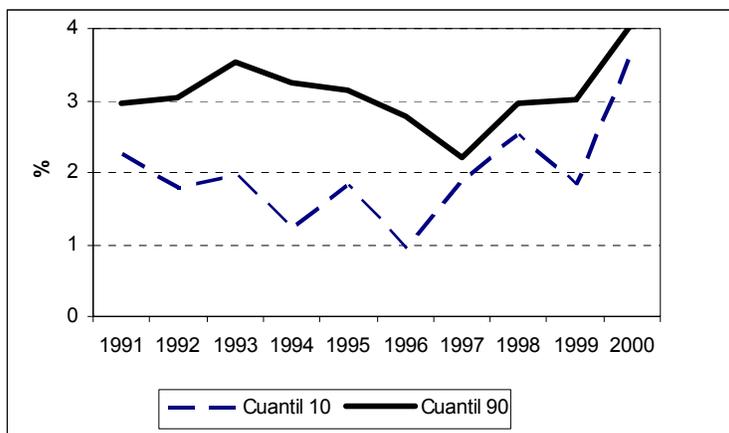


Cuadro 4b  
 Retornos de la experiencia para trabajadores Antiguos  
 Universitarios que no se graduaron  
 Promedio, cuantiles .10,.25,.50,.75,.90  
 Variable Dependiente: Log del ingreso semanal de salarios

Año	Regresiones					
	Promedio	Cuant. 0.1	Cuant. 0.25	Cuant. 0.5	Cuant. 0.75	Cuant. 0.9
1991	2.59	2.26 (1.87)	2.47 (0.73)	2.61 (0.81)	2.67 (0.72)	2.96 (1.14)
1992	2.47	1.79 (1.54)	2.29 (0.72)	2.59 (0.81)	2.61 (0.73)	3.05 (1.55)
1993	2.62	1.97 (2.01)	2.15 (0.84)	2.76 (0.86)	2.66 (0.83)	3.54 (1.13)
1994	2.34	1.21 (1.12)	2.09 (0.86)	2.44 (0.79)	2.73 (0.66)	3.24 (0.83)
1995	2.46	1.82 (2.00)	2.33 (0.77)	2.58 (0.79)	2.45 (0.87)	3.14 (0.95)
1996	2.07	0.93 (1.67)	1.71 (0.84)	2.34 (0.56)	2.56 (0.59)	2.79 (1.04)
1997	2.17	1.87 (1.09)	1.93 (0.74)	2.44 (0.54)	2.39 (0.40)	2.21 (0.80)
1998	2.70	2.52 (0.93)	2.33 (0.86)	2.74 (0.56)	2.92 (0.51)	2.97 (0.84)
1999	2.38	1.83 (1.24)	1.84 (0.79)	2.63 (0.62)	2.60 (0.65)	3.02 (1.06)
2000	3.30	3.70 (1.68)	2.17 (0.89)	2.74 (0.65)	3.83 (0.73)	4.07 (1.03)

Ibídem.

Gráfico 4b  
 Retornos de la experiencia – Trabajadores antiguos  
 Universitarios que no se graduaron

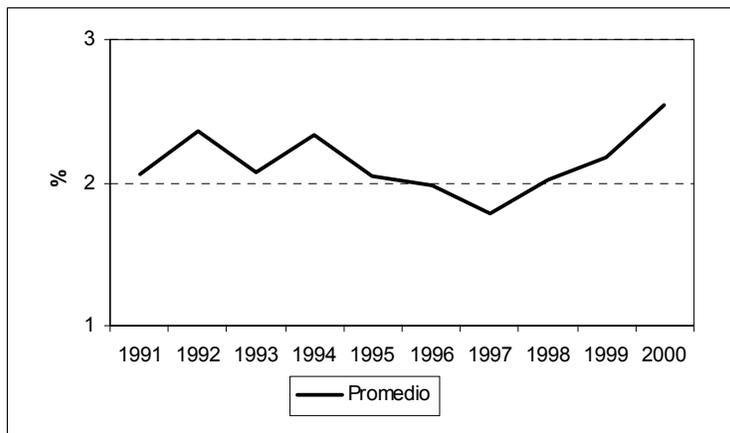
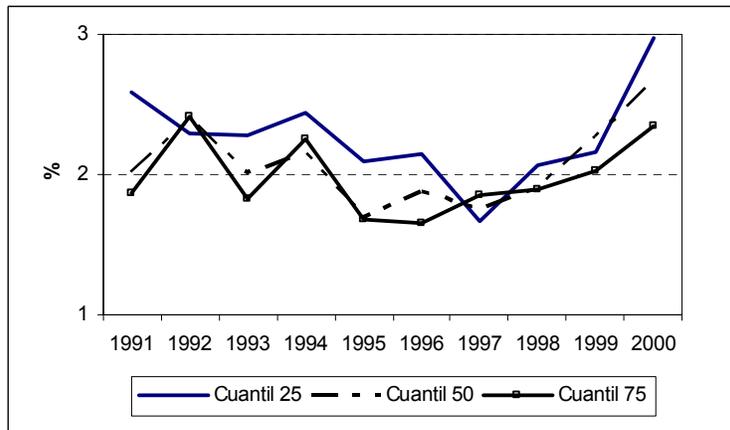
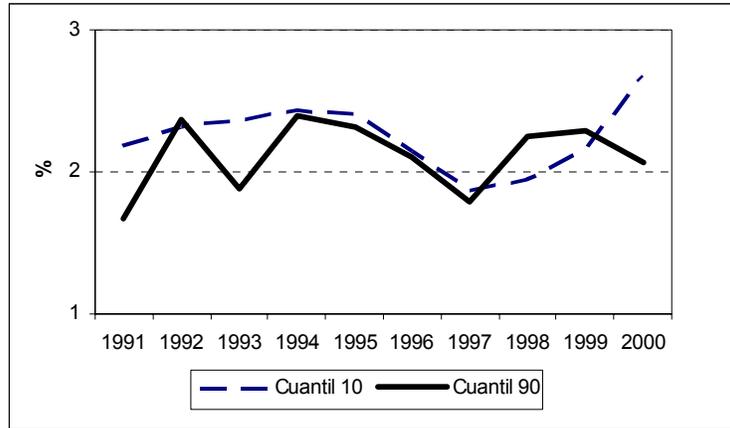


Cuadro 4c  
 Retornos de la experiencia para trabajadores experimentados  
 Universitarios graduados  
 Promedio, cuantiles .10, .25, .50, .75, .90  
 Variable dependiente: Log del ingreso semanal de salarios

Año	Regresiones					
	Promedio	Cuant. 0.1	Cuant. 0.25	Cuant. 0.5	Cuant. 0.75	Cuant. 0.9
1991	2.06	2.18 (0.84)	2.59 (0.56)	2.01 (0.36)	1.86 (0.48)	1.67 (0.82)
1992	2.36	2.32 (0.72)	2.29 (0.68)	2.39 (0.42)	2.41 (0.48)	2.37 (0.89)
1993	2.07	2.37 (1.05)	2.28 (0.53)	2.01 (0.45)	1.82 (0.56)	1.88 (0.75)
1994	2.33	2.43 (0.96)	2.44 (0.44)	2.14 (0.44)	2.26 (0.68)	2.40 (0.83)
1995	2.04	2.41 (0.74)	2.10 (0.58)	1.70 (0.37)	1.68 (0.65)	2.32 (0.95)
1996	1.99	2.14 (0.61)	2.15 (0.49)	1.88 (0.41)	1.66 (0.57)	2.10 (0.81)
1997	1.79	1.87 (0.59)	1.67 (0.44)	1.76 (0.35)	1.85 (0.51)	1.79 (0.85)
1998	2.01	1.95 (0.57)	2.07 (0.67)	1.91 (0.47)	1.89 (0.48)	2.25 (0.98)
1999	2.18	2.16 (0.54)	2.16 (0.62)	2.27 (0.60)	2.03 (0.44)	2.29 (0.52)
2000	2.54	2.67 (1.24)	2.97 (0.64)	2.66 (0.54)	2.35 (0.49)	2.06 (0.77)

Ibídem.

Gráfico 4c  
 Retornos de la experiencia – Trabajadores experimentados  
 Universitarios graduados



#### 4.4. Cambios en la desigualdad salarial dentro del grupo

La regresión de cuantiles permite caracterizar la distribución condicional salarial dado un conjunto de variables explicativas o atributos de los trabajadores. Una estrategia natural para estimar la desigualdad dentro del grupo de la distribución de salarios es cuantificar las diferencias entre los salarios de los cuantiles condicionados estimados<sup>8</sup>.

Las diferencias que se sugieren son aquellas que se observan entre:

$$Q_{0.9}(y/x) - Q_{0.1}(y/x) \text{ y } Q_{0.75}(y/x) - Q_{0.25}(y/x).$$

Adicionalmente, estas dos medidas se desagregan en dos partes relativas a la mediana.

Es decir, la variación  $Q_{0.9}(y/x) - Q_{0.1}(y/x)$  se divide en  $Q_{0.9}(y/x) - Q_{0.5}(y/x)$  y

$Q_{0.5}(y/x) - Q_{0.1}(y/x)$ . Por su parte la desigualdad  $Q_{0.75}(y/x) - Q_{0.25}(y/x)$  se divide en

$$Q_{0.75}(y/x) - Q_{0.5}(y/x) \text{ y } Q_{0.5}(y/x) - Q_{0.1}(y/x).$$

Las anteriores descomposiciones permiten analizar los cambios en la distribución con mejor detalle. En particular, estas medidas ayudan en el análisis de tres formas: a) detectan la procedencia de los cambios en la distribución, b) Examinan la simetría de los cambios en la desigualdad, c) evalúan los cambios en diferentes atributos de los trabajadores, permitiendo detectar las causas por cambios en estas medidas.

##### 4.4.1. Desigualdad salarial para los trabajadores con diferentes características

En los gráficos 5a-8c, se describe la evolución de la desigualdad salarial de los trabajadores con diferentes grados educativos y de experiencia laboral. De acuerdo con

---

<sup>8</sup> Buchinsky, 1994

la medida obtenida por el coeficiente  $Q_{0,9}(y/x) - Q_{0,1}(y/x)$  se observa que la desigualdad salarial para los trabajadores nuevos con diferentes niveles de educación se incrementó al finalizar la década. Cabe destacar que el patrón de comportamiento durante el período muestral de referencia para este grupo presentó marcadas fluctuaciones anuales.

Teniendo en cuenta la medida de desigualdad  $Q_{0,5}(y/x) - Q_{0,1}(y/x)$  se puede apreciar que la desigualdad registrada en la parte inferior de la distribución fue la causa de la volatilidad. Así mismo, la desigualdad  $Q_{0,9}(y/x) - Q_{0,5}(y/x)$  evidencia que la parte superior de la distribución fue más estable y por ende sugiere que los cambios económicos ocurridos en el período fueron simétricos para este grupo de trabajadores.

Los trabajadores nuevos en el mercado laboral que tan solo alcanzaron estudios de bachillerato registraron una considerable desigualdad salarial en la parte baja de la distribución. Por su parte, la desigualdad para aquellos que asistieron a la universidad, pero no alcanzaron el grado profesional fue más estable y de menor magnitud. La desigualdad salarial para los graduados universitarios se incrementó sustancialmente después de 1995. Probablemente los trabajadores con mayor grado de formación académica obtuvieron mejores niveles salariales.

Para los trabajadores experimentados el incremento en la medida de desigualdad  $Q_{0,9}(y/x) - Q_{0,1}(y/x)$  fue ascendiendo a través de los años presentando marcadas fluctuaciones anuales. La desigualdad para la parte superior de la distribución salarial se mantuvo constante durante el período de referencia, indicando un fuerte grado de simetría en esta parte de la distribución. A su vez, la desigualdad en la parte baja de la

distribución salarial  $Q_{0.5}(y/x) - Q_{0.1}(y/x)$  fue creciente durante el período de estudio y presentó un alto grado de volatilidad anual.

#### 4.4.2. Evolución de la desigualdad salarial

En los cuadros 5a–5c se registra la variación porcentual de las diferentes desigualdades salariales ya descritas<sup>9</sup> para los trabajadores nuevos y antiguos de la muestra total y para los grupos con diversos niveles académicos.

Se observa en el cuadro 5a que la desigualdad salarial 0.9-0-10 para los trabajadores nuevos en el mercado laboral se incrementó en 59% desde 1992 hasta el año 2000, en el cual se registró un fuerte incremento en la inequidad salarial luego de una disminución sostenida. Por su parte, los trabajadores con experiencia laboral vieron un aumento en la desigualdad de sus salarios iniciado en 1998, el cual se situó en su punto máximo en el año 2000.

Cuadro 5a

Incremento porcentual de la desigualdad salarial para la muestra completa

Año	0.90-0.10		0.75-0.25		0.75-0.50		0.50-0.10	
	Nuevos	Antiguos	Nuevos	Antiguos	Nuevos	Antiguos	Nuevos	Antiguos
1991	-52.6	-51.9	-33.2	-35.1	0.6	-2.1	-57.7	-54.1
1992	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
1993	-30.9	-25.0	-17.8	16.6	2.5	43.0	-34.2	-29.1
1994	-1.4	1.5	-20.2	-19.6	2.4	-1.1	-2.3	-1.6
1995	-31.2	-22.1	-20.7	-18.6	1.1	0.7	-38.0	-31.3
1996	-5.4	-0.6	-15.5	-13.0	3.9	1.1	-6.3	-2.1
1997	-19.5	-16.3	10.6	7.0	40.7	36.5	-26.5	-24.6
1998	-0.5	15.9	-11.8	-7.8	6.2	4.9	-12.1	1.7
1999	-8.7	3.7	-14.4	-16.8	9.1	7.0	-22.0	-12.3
2000	59.0	53.5	7.8	1.4	4.1	4.8	43.0	36.7

El incremento calculado es relativo a 1992.

<sup>9</sup> La variación porcentual es calculada como la razón del salario entre los cuantiles especificados.

Para los grupos con diferente nivel educativo el cambio fue diferente. Los profesionales graduados y recién entrados al mercado laboral experimentaron un incremento en la desigualdad salarial a partir de 1997, con su mayor valor en 1998. Por su parte, los trabajadores bachilleres registraron un comportamiento más aleatorio durante el periodo de estudio. Los universitarios que no terminaron sus estudios registraron una evolución gradual y observaron un continuo incremento en la desigualdad salarial desde 1997. La desigualdad de los trabajadores experimentados, aunque con menor magnitud, siguió la misma trayectoria que la de los trabajadores nuevos.

Cuadro 5b

Incremento porcentual de la desigualdad salarial para los trabajadores con bachillerato

Año	0.90-0.10		0.75-0.25		0.75-0.50		0.50-0.10	
	Nuevos	Antiguos	Nuevos	Antiguos	Nuevos	Antiguos	Nuevos	Antiguos
1991	-29.7	-28.8	1.3	0.6	3.6	2.2	-33.8	-32.1
1992	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
1993	-11.0	-16.5	13.5	19.6	15.0	16.9	-21.3	-26.7
1994	66.7	53.0	31.9	38.7	13.9	14.1	41.3	32.1
1995	-17.1	-18.8	20.1	31.3	13.6	16.4	-27.7	-30.7
1996	69.2	64.0	13.5	18.5	16.2	19.1	45.3	37.7
1997	16.9	11.6	11.6	12.4	12.3	13.6	1.4	-3.3
1998	31.5	38.6	24.7	29.6	21.4	27.1	3.0	2.6
1999	12.9	16.7	26.9	26.4	17.6	22.1	-12.2	-13.5
2000	146.9	121.2	29.9	21.1	13.4	14.1	105.1	76.7

Cuadro 5c

Incremento porcentual de la desigualdad salarial para los trabajadores que se retiraron

Año	0.90-0.10		0.75-0.25		0.75-0.50		0.50-0.10	
	Nuevos	Antiguos	Nuevos	Antiguos	Nuevos	Antiguos	Nuevos	Antiguos
1991	-7.4	-11.8	-7.8	-8.4	-14.4	-12.7	25.1	19.1
1992	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
1993	14.1	12.4	-1.1	2.9	-2.7	-5.6	11.4	12.0
1994	9.1	24.3	-8.9	-5.4	-12.1	-9.2	5.2	14.9
1995	7.1	-2.9	-6.4	-11.0	-12.4	-14.8	25.0	17.1
1996	5.6	8.7	-4.6	1.2	-4.5	-1.8	8.5	11.9
1997	14.6	-0.2	3.4	3.9	-0.5	-1.1	16.2	8.7
1998	57.2	42.5	-2.3	1.6	-1.5	2.1	38.8	26.8
1999	91.0	63.6	17.8	24.1	11.5	11.9	82.0	73.7
2000	116.1	82.9	3.2	21.6	-2.1	12.5	105.9	58.8

Cuadro 5d

Incremento porcentual de la desigualdad salarial para los trabajadores que se graduaron

Año	0.90-0.10		0.75-0.25		0.75-0.50		0.50-0.10	
	Nuevos	Antiguos	Nuevos	Antiguos	Nuevos	Antiguos	Nuevos	Antiguos
1991	-24.9	-32.2	43.2	28.2	-10.6	-12.1	21.7	14.9
1992	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
1993	-25.1	-29.3	64.3	50.9	10.1	5.8	36.3	32.7
1994	-28.8	-29.2	69.4	65.5	31.7	34.0	20.2	16.5
1995	-43.0	-45.4	-8.5	-14.4	-18.8	-19.2	3.4	-7.0
1996	-7.4	-12.5	28.3	17.0	7.1	2.0	28.7	23.2
1997	27.1	19.3	113.2	106.7	44.8	43.5	24.6	20.5
1998	107.1	102.5	123.7	109.2	41.9	39.6	88.5	83.2
1999	6.2	6.2	64.8	54.9	50.7	44.4	-8.7	-8.7
2000	40.0	20.4	112.7	90.9	59.7	51.1	10.0	4.3

Grafico 5a

Desigualdad salarial para los trabajadores nuevos

Diferencia en el logaritmo del salario real

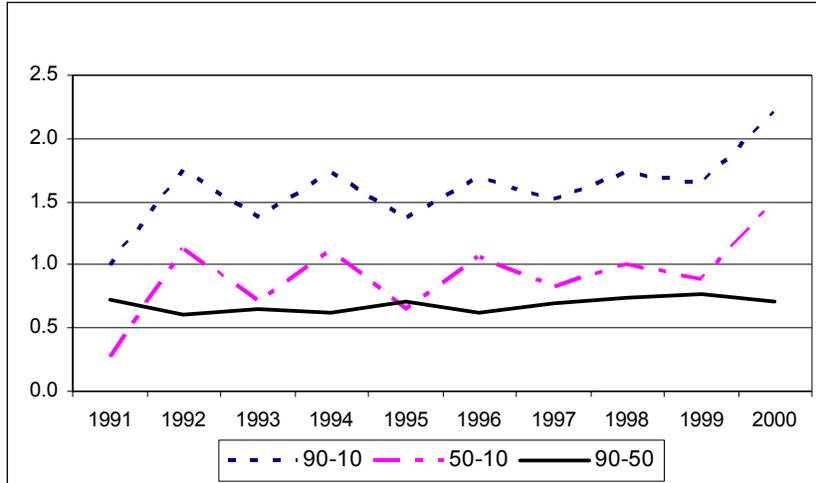


Gráfico 5b

Desigualdad salarial para los trabajadores experimentados

Diferencia en el logaritmo del salario real

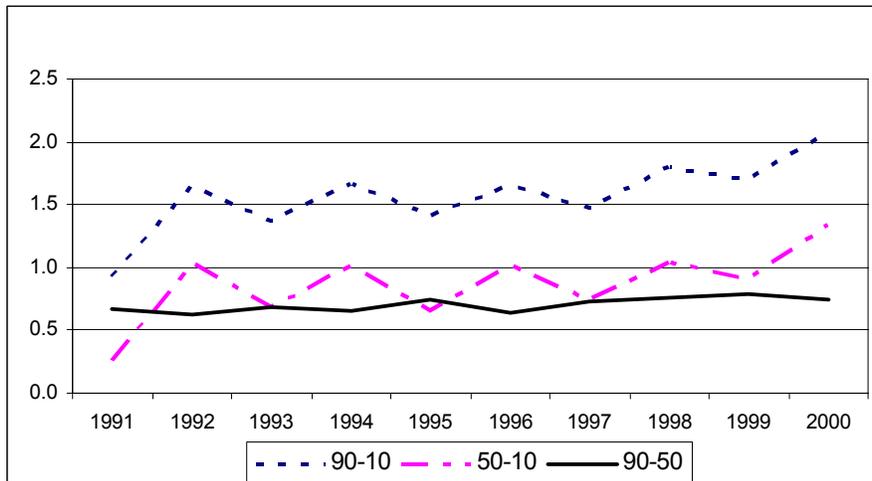


Grafico 6a  
 Desigualdad salarial para los trabajadores nuevos  
 bachilleres

Diferencia en el logaritmo del salario real

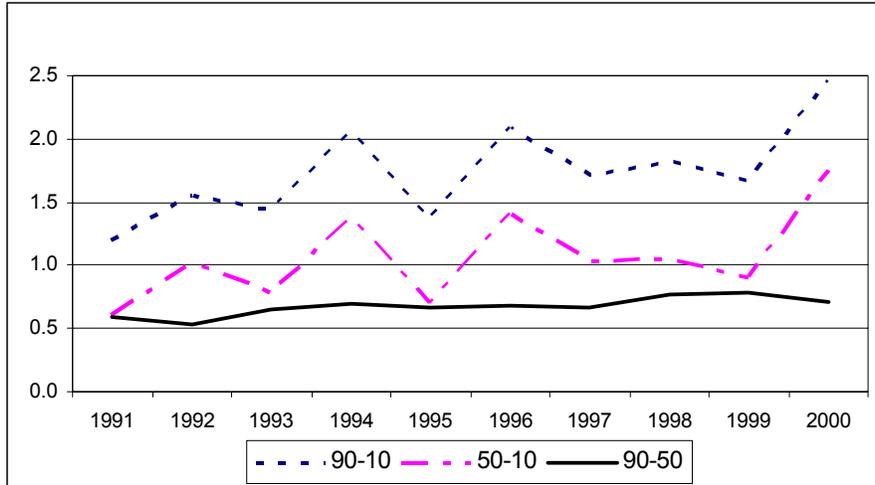


Grafico 6b  
 Desigualdad salarial para los trabajadores experimentados  
 bachilleres

Diferencia en el logaritmo del salario real

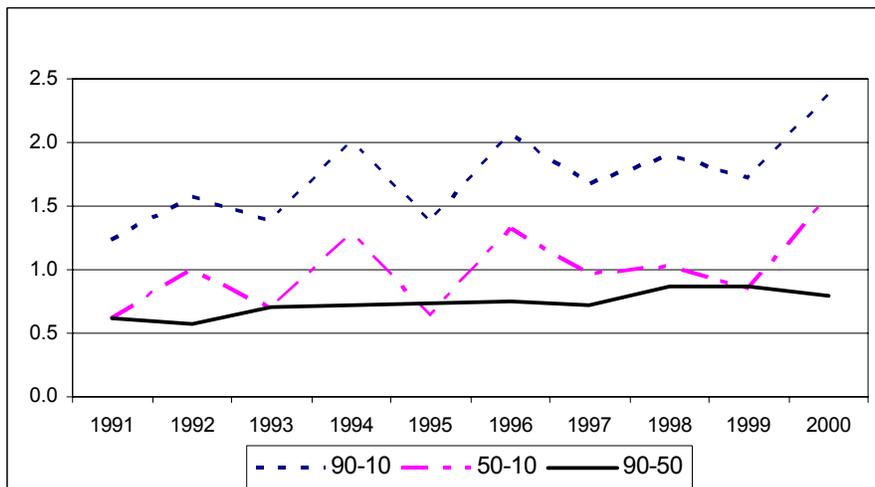


Grafico 7a  
 Desigualdad salarial para los trabajadores nuevos  
 universitarios que no terminaron

Diferencia en el logaritmo del salario real

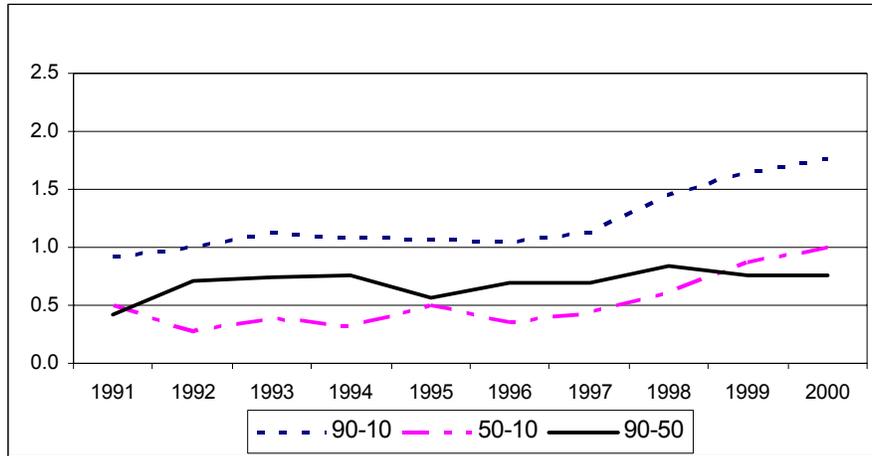


Gráfico 7b

Desigualdad salarial para los trabajadores experimentados  
 universitarios que no terminaron

Diferencia en el logaritmo del salario real

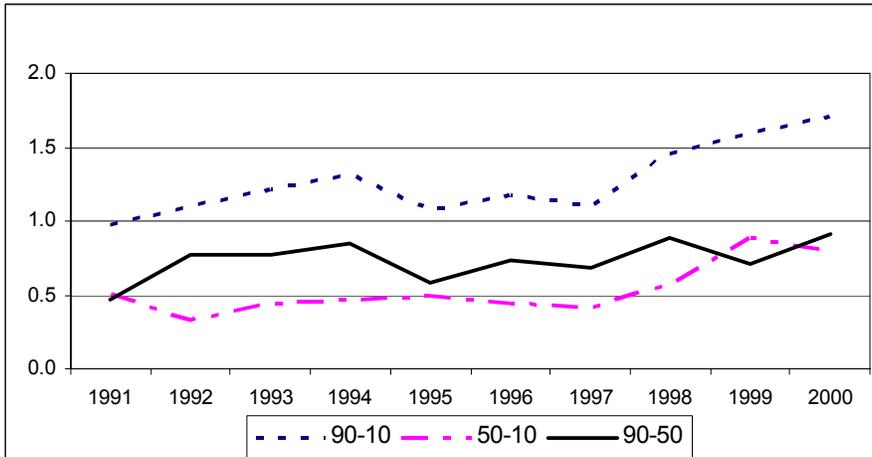


Gráfico 8a  
Desigualdad salarial para los trabajadores nuevos graduados

Diferencia en el logaritmo del salario real

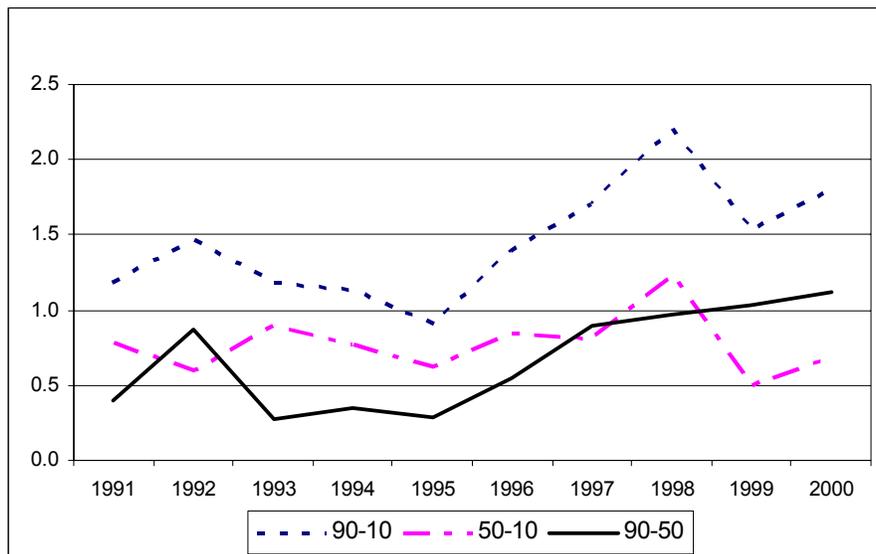
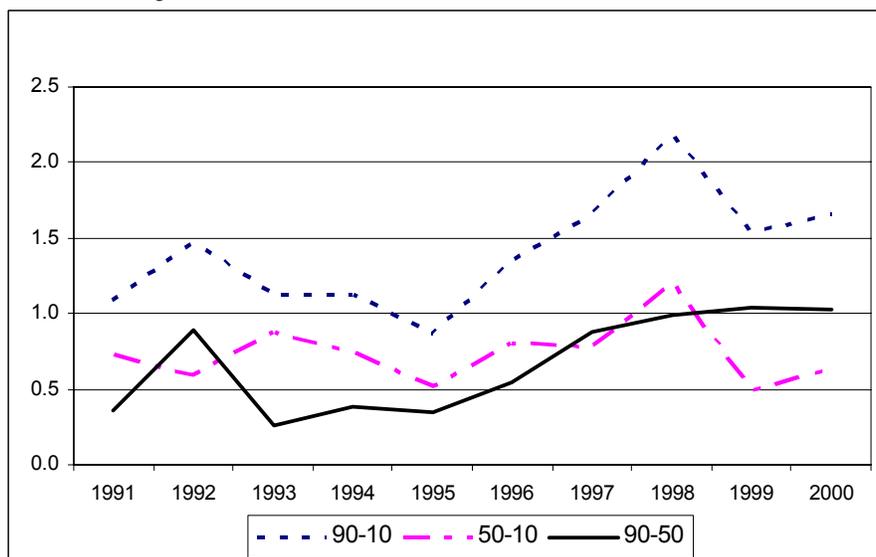


Gráfico 8b  
Desigualdad salarial para los trabajadores antiguos graduados

Diferencia en el logaritmo del salario real



## 5. RESUMEN DE LOS RESULTADOS EMPÍRICOS Y CONCLUSIONES

En estudios que examinan distribuciones, tal como la salarial, la caracterización del promedio condicional no es suficiente. “En promedio”, nunca será parte de una conclusión satisfactoria cuando se hace referencia al estudio de una población heterogénea. El promedio condicional es solamente un aspecto limitado entre una gran cantidad de cambios que determinan la distribución. En este campo la regresión de cuantiles puede ser una herramienta de análisis útil, ya que permite detectar cambios en la respuesta debidos a variables observadas en diferentes puntos de la distribución.

En este artículo se emplean técnicas de regresión de cuantiles que nos permiten caracterizar completamente distribución salarial. Específicamente, los cambios en los retornos de la educación y la experiencia se analizan en 5 cuantiles de la distribución: .10, .25, .50, .75, .90., Adicionalmente, se construyen varias medidas de desigualdad salarial: 90-.10 y .75-.25 que son ayudas descriptivas eficientes para analizar los cambios de la desigualdad salarial no observable.

Los retornos de la educación y de la experiencia para el modelo con el grupo total presentan similitud en el patrón de crecimiento entre los diferentes cuantiles. Sin embargo, los niveles de los retornos son significativamente diferentes. En resumen, los retornos de la educación son más grandes en los cuantiles superiores, en tanto los retornos de la experiencia son más grandes en los cuantiles inferiores para los nuevos trabajadores. Lo anterior nos permite concluir que no existe un único modelo de localización para explicar la hipótesis de capital humano.

Los resultados obtenidos para el modelo diferenciado por el grado de educación son diferentes. Los cambios en los retornos de la experiencia nos son uniformes entre los cuantiles o entre las diferentes habilidades. Las medidas de desigualdad salarial, .90-.10 y .75-.25, muestran que el incremento en la desigualdad salarial para los trabajadores con el mayor grado de educación a partir de 1995.

El incremento en la diferencia salarial reciente del país se explica por los cambios en el retorno de habilidades observadas que permiten ser cuantificadas, y por cambios en la desigualdad dentro de grupos. Sin embargo las causas que generan estos cambios no son explícitamente identificadas. En la literatura se encuentra que los cambios en la estructura salarial pueden estar relacionados con innovaciones en el desarrollo tecnológico, modernización en las instituciones, en el poder del sindicalismo. Sin embargo, estas hipótesis están fuera del alcance de este trabajo. Los resultados sugieren que un modelo formal estructural debe permitir diversos cambios en diferentes puntos de la distribución salarial.

## BIBLIOGRAFIA

Becker, G (1968), "Human capital". Columbia University Press for the National Bureau of Economic Research.

Belman D and Heywood J. (1991), "Sheepskin effects in the return to the education" *Review of Economics and Statistics* 73:720-724.

Buchinsky, M. (1994), Changes in the U.S. wage structure 1963-1987: application of quantile regression. *Econometrica* 62, 405-58.

Buchinsky, M. (1995), "Quantile Regression, Box Cox Transformation Models and Returns to Schooling and Experience. *Journal of Econometrics* 65, 109-154.

Deaton A, (1974), The influence of household composition on household expenditure patterns: Theory and Spanish evidence" *Journal of political economy* , 97,179-200.

Koenker R. and G. Baset (1978), "Quantile Regression" *Econometrica*, 46, 33-50.

Koenker R. and d'Orey (1987), "Computing regression quantiles" *Applied Statistics* 36, 383-93.

Powell J. (1984), "Least Absolute Deviation Estimation for the Censored Regression Model" *Journal of Econometrics*, 25, 303-325.

Weiss, A. (1995), "Human capital vs. signaling explanations of wages", *Journal of Economic Perspectives* 9, 133-54.