

Desigualdad salarial en Colombia 1984-2005: cambios en la composición del mercado laboral y retornos a la educación post-secundaria *

Christian Manuel Posso Suárez**
cpossosu@banrep.gov.co
Banco de la República de Colombia

Resumen

En el periodo 1984-2005 se registró un incremento substancial en la desigualdad salarial en especial a partir de 1995, momento en el cual también se dio un crecimiento significativo de la población asalariada con educación post-secundaria. A su vez esta desigualdad fue más importante dentro del grupo de los más educados. Este documento expone nuevas alternativas para el análisis de la desigualdad salarial en Colombia. Primero, se utiliza un método de descomposición para la desigualdad basado en una estimación condicional de la distribución de ingresos utilizando la regresión por percentiles; este método descompone los cambios en la distribución en tres factores: características, coeficientes y residuales.

Los resultados muestran que el crecimiento de la desigualdad depende principalmente de los cambios en la distribución de las características de los asalariados para el periodo 1984-2005, resultado contrario a lo planteado por algunos trabajos previos donde se muestra que el crecimiento de la desigualdad depende fundamentalmente de los residuales. La técnica aquí presentada corrige algunas de las deficiencias del método original de descomposición de Juhn, Murphy y Pierce (JMP, 1993). Segundo, utilizando la regresión por percentiles se intenta mostrar que los premios a la educación post-secundaria tienen un rol principal en la explicación del crecimiento de la desigualdad dentro del grupo de los más educados, particularmente por una caída en el premio en la parte baja de la distribución (50/10) para el periodo 1995-2005, el cual puede estar asociado a un problema de calidad de la educación.

Keywords: Desigualdad de ingresos, Regresión por percentiles, Descomposición de ingresos, Retornos a la educación

JEL Classification: C14; J31; I21

* Agradezco a Carlos Medina, Hugo López, Carlos Velez, Leonardo Morales, Lina Cardona y Francisco Lasso por sus comentarios a una versión previa de este documento. Las opiniones expresadas aquí son responsabilidad exclusiva del autor y no del Banco de la República de Colombia y su junta directiva.

** Profesional, Banco de la República, sucursal Medellín (cpossosu@banrep.gov.co, cpossosu@gmail.com)

1. Introducción

En los últimos veinte años el mercado laboral colombiano ha venido incrementando la desigualdad de ingresos laborales¹, en especial a mediados de los años noventa en donde se dio un gran crecimiento de la desigualdad hasta el periodo de recesión económica donde disminuyó levemente. En el caso Colombiano, la mayoría de los investigadores coinciden en que el aumento de la desigualdad es producto de un *Cambio Técnico Sesgado Hacia los más Calificados*, hipótesis planteada en algunos estudios internacionales como el de Juhn, Murphy y Pierce (1993), entre otros. Así, gran parte del efecto se adjudica a un incremento en la demanda de los más calificados, la cual elevó el premio a la educación post-secundaria.

Literatura reciente muestra que los cambios en la desigualdad pueden ser producto de cambios en las características de la fuerza laboral, en especial la educación y la experiencia. También se adjudica el cambio en la estructura salarial al crecimiento de la desigualdad al interior de determinados grupos, como por ejemplo, los asalariados con post-secundaria. Algunos artículos que documentan éstas hipótesis son Lemieux (2005), Melly (2005), Gosling, Machin y Meghir (2000) y Autor, Katz y Kearney² (2004). Esta investigación tiene como objetivo mostrar que los cambios en la desigualdad en Colombia están fuertemente relacionados con los cambios en la composición (características) del empleo asalariado; además, se desea mostrar que la fuerte desigualdad al interior del grupo de los más educados (desigualdad intragrupo) es un factor que ha jugado un papel fundamental en la transformación de la distribución de los salarios (este segundo efecto también es mostrado en Lemieux, 2006 y Martins y Pereira, 2003).

Este artículo utiliza la información de las encuestas de hogares del DANE desde 1984 hasta el 2005. La variable clave del análisis es el ingreso laboral por hora. La población objetivo son los asalariados hombres que cumplan con las siguientes restricciones: 1) ser mayor de 18 años, 2) trabajar por lo menos 20 horas a la semana, 3) estar localizado en las siete principales áreas metropolitanas. La metodología, además de un análisis descriptivo de la información, incluye la estimación de ecuaciones de ingreso utilizando la regresión por percentiles. Además, se descomponen los cambios en la distribución de salarios en tres componentes: cambios en las características de los asalariados, cambios en los coeficientes y cambios en los residuales. La descomposición utiliza como insumo la estimación condicional de la distribución con regresión por percentiles.

El análisis muestra que existen cambios importantes en la composición de la población asalariada dentro del periodo 1984-2005, las cuales se hacen más importantes en el subperiodo 1995-2005. El periodo 1995-2005 se caracteriza por un crecimiento importante

¹ Siguiendo los análisis de Juhn, Murphy y Pierce (1993), planteamos nuestro ejercicio utilizando el ingreso laboral bajo la siguiente premisa: “*Much of the inequality literature has focused on earnings or income as a measure of welfare rather than on wages, which are more closely related to market prices for human capital components. we believe that the emphasis on wages as prices, instead of on incomes, allows us to make several important contributions to this literature*” (Juhn, Murphy y Pierce, 1993, pág 411).

² La metodología propuesta aquí fue desarrollada de manera independiente por Melly (2005) y Autor, Katz y Kearney (2005).

en la asistencia escolar, así como un crecimiento de la población asalariada con educación universitaria. También se observa una disminución importante del empleo público.

Los resultados de la descomposición muestran que el factor que más influye en la transformación de la estructura salarial son los cambios en las características de los asalariados, contrario a lo planteado en la literatura colombiana donde se muestran a los residuales como el factor más influyente. Adjudicamos este efecto al incremento en el diferencial educativo en el mercado laboral. Un factor adicional, pero igual de importante, es la alta desigualdad intragrupo de los asalariados con post-secundaria, el cual es un factor que juega un rol fundamental en el incremento de la desigualdad. Este último factor lo asociamos al tema de calidad de la educación post-secundaria.

Este documento cuenta con cinco secciones además de esta introducción. La siguiente muestra la literatura más relevante para el caso colombiano. La sección tres detalla la información utilizada. En la cuatro se muestran los detalles metodológicos del ejercicio de descomposición, así como la regresión por percentiles. La sección cinco presenta los principales resultados. Por último, se presentan las conclusiones.

2. Desigualdad salarial: literatura complementaria

El tema de la desigualdad de ingresos en el mercado laboral ha sido ampliamente abordado en Colombia. Algunos de los trabajos más destacados son los de Núñez y Sanchez (1998); Attanasio, Goldberg y Pavcnik (2003); Tribín (2005); Arango, Posada y Uribe (2005).

Núñez y Sánchez (1998) analizan la desigualdad del ingreso laboral a través de la descomposición de la varianza del logaritmo de los ingresos laborales utilizando la propuesta de Shorrocks (1982). La principal conclusión del artículo es que el diferencial educativo es el factor que más afecta la desigualdad de los ingresos laborales; así, bajo la premisa de promover el acceso a la educación superior de los individuos ubicados en los quintiles inferiores, proponen la inversión en educación. En general, atribuyen el fenómeno de la desigualdad al *cambio técnico sesgado hacia los más calificados*, sin embargo, no es claro cómo se llega a esta conclusión.

Attanasio, Goldberg y Pavcnik (2003) miran el impacto sobre la desigualdad de ingresos en el mercado laboral urbano de Colombia después de la drástica reducción de las tarifas al comercio en las décadas de los ochentas y noventas. Los autores plantean tres vías por las que la reducción de tarifas pudo haber afectado la distribución de ingresos. La primera vía son los retornos a la educación universitaria, los cuales fueron guiados por el *cambio técnico sesgado hacia los más calificados*. La segunda vía es el cambio en los salarios que perjudicaron principalmente a los sectores que presentaban bajos niveles salariales y una gran fracción de trabajadores con bajo nivel de calificación. Los autores observan una caída importante en el premio asociado a la industria, en especial en los sectores con un gran recorte en la tarifa. La tercera vía se asocia con el cambio de la fuerza laboral hacia el sector informal. De acuerdo con el estudio, existe cierta causalidad del crecimiento del comercio internacional y el crecimiento del sector informal. Los resultados muestran que

los sectores económicos donde hubo un mayor recorte de tarifas y existía una mayor exposición al comercio internacional se generó un mayor crecimiento del sector informal.

Arango, Posada y Uribe (2005) analizan la evolución de los salarios reales de los asalariados. El estudio busca contrastar si *el cambio técnico sesgado hacia los más calificados* es la principal causa de las modificaciones en la estructura salarial. En efecto, el principal hallazgo es que la concentración de los salarios aumentó en favor de las personas con mayor nivel educativo. El estudio propone dos técnicas para descomponer los cambios en la estructura salarial. En primera instancia, descomponen el índice de Gini utilizando la metodología de Shorrocks (1982); posteriormente, hacen inferencia sobre los cambios en la demanda y oferta relativas de trabajo calificado y no calificado, para ello utilizan diferentes valores de la elasticidad de sustitución entre estos dos factores. Los autores plantean una disyuntiva a la hora de contrastar la hipótesis de cambio técnico como causa de la desigualdad salarial

“¿Fue el aumento del salario relativo de los asalariados de mayor nivel educativo causado, principalmente, por un cambio técnico intensivo en trabajo calificado? Cuanto más amplio sea el sentido que le demos al término “cambio técnico” más probabilidades tendrá, a nuestro juicio, una respuesta positiva. En efecto, si hemos de entender por cambio técnico todo aquello que modificó la estructura de la demanda de trabajo a favor de personas de mayor nivel educativo, incluyendo las modificaciones en la estructura de la producción sesgadas hacia actividades y sectores que utilizan tal trabajo en mayor proporción que otras actividades y sectores, es casi seguro que se pueda responder afirmativamente la pregunta para el caso de los años 90 (hasta fines de 1998)” (Arango, Posada y Uribe, 2005, p. 26).

Arango, Posada y Uribe (2005) plantean algunos hechos estilizados. Entre 1984 y el 2000 la concentración del ingreso laboral aumentó en el sector formal urbano; además, este comportamiento es similar entre hombres y mujeres para el final del periodo. Cuando se muestra el análisis por subgrupos, es evidente que los subsectores que más contribuyen a la desigualdad salarial, a lo largo del periodo, fueron los asalariados privados y los hombres; de esta manera, si se excluyeran los asalariados públicos y las mujeres del análisis, la desigualdad en el ingreso laboral sería superior. En niveles educativos, los autores muestran que los únicos subgrupos que incrementaron su salario real fueron aquellos empleados con más de 11 y 14 años de educación para hombres y mujeres respectivamente. La descomposición del índice de Gini muestra que las personas más educadas y vinculadas al sector privado son las que más contribuyen a la desigualdad salarial. Sobresale el hecho que los individuos con menor nivel educativo alcanzan mejores salarios en el sector público, esto se observa en la descomposición tipo Shorrocks, ya que para los niveles de educación inferior los empleados públicos son quienes más aportan a la desigualdad.

Tribín (2005) analiza la desigualdad en el mercado laboral bogotano para el periodo 1976-2000. Para ello utiliza la metodología de Junh, Murphy y Pierce (1993, JMP de aquí en adelante) que intenta descomponer los efectos sobre la desigualdad en tres componentes: 1) cambios en la distribución de dotaciones individuales (características); 2) cambios en los coeficientes (precios observables); 3) cambios en la distribución de los residuales. Tribín

(2005) caracteriza el comportamiento de la desigualdad en tres periodos. Para el periodo 1976-1987 la disminución en la desigualdad fue guiada principalmente por los retornos a la educación (cambios en los coeficientes). El periodo 1987-1997 se caracterizó por aumento de la desigualdad, liderada de por los cambios en los retornos de la educación y en los residuales. Finalmente, el periodo 1997-2000 se caracterizó por una disminución de la desigualdad guiada por un cambio en la distribución de las dotaciones, en especial, la educación. Concluye que la teoría de *skill-enhancing-trade* es la explicación más consistente a los cambios en la desigualdad desde 1987. La metodología aquí presentada es capaz de capturar mejor los efectos de las características, lo cual reduce significativamente el efecto de los residuales, como lo advierte Melly (2005) y Autor, Katz y Kearney (2005)

3. Datos

Utilizando la información de las Encuestas de hogares del DANE para Colombia desde 1984 hasta el 2005³ se seleccionó una muestra compuesta por asalariados hombres mayores de 18 años que trabajan por lo menos 20 horas a la semana en las 7 principales áreas metropolitanas. La medida de ingreso usada en este artículo es el ingreso laboral por hora de cada individuo, el cual fue deflactado usando el Índice de Precios al Consumidor (IPC) con base en el 2006. Además del ingreso laboral, se incluyó el análisis de algunas variables como la educación, la experiencia potencial (edad-educación (en años) - 6), la rama de actividad económica a la cual pertenece y el área metropolitana en la que se localiza cada individuo. La matriz de características utilizada en las ecuaciones de ingresos incluye la experiencia potencial, lineal y cuadrática, la educación incluye una forma tipo spline (Greene, 2003, p. 121) que distingue entre nivel básico (5 años o menos de educación), secundaria (entre 6 años y 11 años) y universitario (más de 11 años de educación). Adicionalmente se incluyó una dummy para los empleados del gobierno, así como dummies por rama de actividad y área metropolitana.

4. Descomposición en la distribución usando regresión por percentiles

Las técnicas de descomposición son algunos de los esquemas más utilizados para analizar la evolución de la desigualdad de los ingresos y han sido ampliamente utilizadas en diferentes países. Para el caso colombiano se destacan los métodos de descomposición tipo Shorrocks (1982) utilizados por Núñez y Sánchez (1998) y Arango, Posada y Uribe (2005); y la metodología de JMP (1993) en el trabajo de Tribín (2005). Este documento propone una nueva alternativa, la descomposición a través de la regresión por percentiles, la cual tiene ventajas importantes respecto a las metodologías anteriormente mencionadas.

La metodología de descomposición, implementada en este documento, tiene como objetivo encontrar la función de distribución en presencia de covariables, en este caso en particular, la función de distribución del ingreso laboral. La distribución conjunta de los ingresos laborales es estimada a través de regresión por cuantiles o percentiles (quantile regression) propuesta por Koenker y Bassett (1978) en cada uno de los años que se desea hacer la

³ Desde 1984 hasta 1999 se usó la ENH, desde el 2001 hasta el segundo trimestre de 2005 se usó la ECH.

comparación. El mecanismo es integrar la distribución condicional sobre el rango de las covariables y así obtener una distribución incondicional⁴.

El insumo esencial es la estimación de ecuaciones de ingresos utilizando regresión por percentiles; esto constituye una primer ventaja, ya que estos parámetros tienen una interpretación económica explícita, por ejemplo, en el caso de la educación, los coeficientes estimados pueden interpretarse como los retornos a la educación en los diferentes puntos de la distribución, característica usada por Prada (2006), Mora (2003) y Zarate (2003) en el caso Colombiano. Además, es un método de estimación menos limitado que los MCO cuando de caracterizar la distribución condicional de una variable como los ingresos laborales se trata; Buchinsky (1994) afirma

“On the average” has never been a satisfactory statement with which to conclude a study on heterogeneous population. Characterization of the conditional mean constitutes only a limited aspect of possibly more extensive changes involving the entire distribution” (Buchinsky, 1994, p. 453).

Una segunda ventaja está implícita, pues la posibilidad de estimar la distribución condicional nos permite obtener la distribución incondicional, al respecto Melly (2005) argumenta que

“The estimation of the conditional distribution allows us to naturally integrate the results in order to obtain of the unconditional distribution; a procedure that is not possible with the conditional mean” (Melly, 2005, p. 578).

Melly (2005) muestra que ésta metodología tiene en cuenta el impacto de las características (como cambios en la educación, la experiencia, la edad, etc) sobre el total de la descomposición, contrario a lo que sucede en otras metodologías como la utilizada por JMP (1993), las cuales pueden llevar a sobreestimar el efecto de los premios asociados a las habilidades, especialmente las no observadas (Melly, 2005).

En general, existen tres posibles factores que incrementan los efectos de los residuales: el precio o retorno de las habilidades no observadas puede incrementarse por un aumento en los hábiles, y tanto la dispersión en las habilidades no observadas como la medición del error pueden crecer en el tiempo (Lemieux, 2005, p. 1). Tal argumento ha sido respaldado por diferentes autores basados en la hipótesis de Mincer (1974), donde se sustentaba que la dispersión de los residuales de los salarios puede incrementarse con la experiencia y la educación. En general, el argumento es el siguiente

“changes in characteristics do not only affect the level wages but also higher moments of the distribution. A part of the increases in the variance of residuals found in the literature is maybe due to changes in the composition of the workforce and not to higher returns to unobservable skills” (Melly, 2005, p. 583).

⁴ Para Melly (2005, pág. 578), esta aproximación puede ser calificada como semiparamétrica.

Al respecto Lemieux (2005) argumenta que

“However, most of the existing literature simply interprets growing residual wage inequality as evidence of rising unobserved skill prices without controlling for changes in the dispersion unobserved skills or measurement error ... In particular, JMP use a residual imputation procedure to compute the contribution of changes in unobserved skill prices to the growth in wage inequality ... JMP’s procedure thus imposes, by assumption, that the growth in the residual variance is solely due to changes in skill prices” (Lemieux, 2005, p. 3).

De acuerdo con lo anterior las técnicas de descomposición que no tienen en cuenta el cambio de las características y su efecto sobre la varianza del error, en especial cuando el supuesto de independencia no puede garantizarse pueden sobre estimar el efecto de los residuales asociados al premio de las habilidades no observadas. La técnica propuesta por Melly (2005) y Autor, Katz y Kearney (2005), basado en los desarrollos previos de Machado y Matta (2005), así como en el trabajo de Koenker y Bassett (1978) y Buchinsky (1994), tiene en cuenta los efectos de composición de las características en los cambios de la desigualdad.

La síntesis de JMP (1993), basada en una metodología que posiblemente sobrestima el premio de las habilidades no observada, tiene una serie de problemas que Lemieux (2005) resume en tres:

1. Si las habilidades no observadas son sustitutos cercanos de la educación, el incremento en la oferta de la educación puede reducir tanto el premio asociado a la educación universitaria como secundaria así como los retornos a las habilidades no observadas.
2. El patrón de desigualdad de los salarios en los noventa, en Estados Unidos, es difícil de reconciliar con la tradicional explicación de oferta y demanda. El premio de la Universidad se incrementó mucho menos en los noventas que en los ochenta a pesar de que la oferta relativa mantuvo el incremento a la misma tasa.
3. Si la principal fuente de desigualdad está asociada al crecimiento del premio de las habilidades no observadas, como proponen JMP, entonces varias medidas de habilidad y las diferencias salariales entre hombres y mujeres, así como la de los blancos y negros debieron incrementarse también (gran parte de la explicación de estas diferencias, para Lemieux (2005) está en las habilidades no observadas). Sin embargo, ninguna de estas diferencias creció en las últimas tres décadas en los Estados Unidos.

La hipótesis de este artículo es que el efecto características (educación, experiencia, entre otros, asociado a la composición de la masa asalariada) ha incrementado la desigualdad salarial en Colombia, en especial desde la mitad de la década de los noventa cuando la

proporción de asalariados con universidad creció de forma importante. La técnica, en esencia, desea descomponer los efectos de la desigualdad entre dos periodos⁵.

La descomposición tiene dos grandes pasos. En el primero, se estima la distribución condicional de la variable dependiente utilizando regresión por percentiles, en particular, se estimaron 99 diferentes percentiles distribuidos uniformemente entre 0 y 1 ($\tau = 0.01, 0.02, \dots, 0.99$) para los años escogidos (2005, 1995, 1984). Los errores estándar se obtienen a través de un proceso de remuestreo con 100 replicaciones. El segundo paso, consiste en obtener, a partir de las estimaciones anteriores, la distribución incondicional de la variable de interés.

A continuación seguimos la presentación de Koenker y Bassett (1978) y Melly (2005)⁶. Suponga que se tiene el logaritmo del ingreso laboral (y_i) y un vector x_i de regresores para i individuos de una muestra. Si asumimos que

$$F_{y|x}^{-1}(\tau | x_i) = x_i \beta(\tau), \quad \forall \tau \in (0,1) \quad (1)$$

Donde $F_{y|x}^{-1}(\tau | x_i)$ es el τ th percentil de la distribución condicional de y en x_i . La estimación de $\beta(\tau)$ puede ser calculada a través del siguiente procedimiento (Koenker y Bassett, 1978)

$$\hat{\beta}(\tau) = \arg \min \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (y_i - x_i b)(\tau - 1(y_i \leq x_i b)) \quad (2)$$

Donde $1(\cdot)$ es la función indicadora. El objetivo es minimizar la ponderación de la suma de los errores absolutos. $\hat{\beta}(\tau)$ se estima de forma separada para cada percentil. En este ejercicio se estimaron 99 percentiles, obteniendo un vector $\hat{\beta}(\tau)$ para todos los diferentes coeficientes generados a través de la regresión por percentiles, $\hat{\beta} = (\hat{\beta}(\tau_j))$ donde $j=1, \dots, 99$, de modo que podamos modelar el efecto de x_i sobre toda la distribución de y .

Para llegar a los percentiles incondicionales se necesita integrar la distribución condicional para todo el rango de la distribución de regresores, sin embargo, este proceso tiene un problema asociado a la ausencia de monotonicidad en la regresión por percentiles, es decir, si $\tau_j \leq \tau_k$ no implica que $x_i \hat{\beta}(\tau_j) \leq x_i \hat{\beta}(\tau_k)$. La solución a este problema es propuesta en

⁵ Se compara 1984 con 2005 como representativo del grueso del periodo para el que se tiene información a 7 áreas metropolitanas. A su vez se comparan dos subperiodos, 1984 con 1995 y 1995 con 2005. Se escogieron años que abarcaran en gran medida el periodo estudiado y que no estuvieran caracterizados por grandes crisis económicas (como el año 1999 o 2000). En la tabla 2 se muestran algunas estadísticas de la variación del PIB y la TD.

⁶ La presentación de Autor, Katz y Kearney (2005) tiene el mismo contexto, aunque la notación es algo diferente.

Melly (2005, 2006) y Autor, Katz y Kearney (2005). Melly utiliza la siguiente propiedad de la población del θ th percentil de y (q_0):

$$\begin{aligned} q_0 = F_y^{-1}(\theta) &\Leftrightarrow \int 1(y \leq q_0) dF_y(y) = \theta \Leftrightarrow \int \left(\int 1(y \leq q_0) f_{y/x}(y/x) dy \right) dF_x(x) = \theta \\ &\Leftrightarrow \int \left(\int_0^1 (F_{y/x}^{-1}(\tau/x) \leq q_0) d\tau \right) dF_x = \theta \end{aligned} \quad (3)$$

La última equivalencia se obtiene cambiando la variable de integración y note que $f_\tau(\tau_j) = 1$, $\forall \tau_j \in (0,1)$ dado que τ_j se distribuye uniformemente en este intervalo. Así, reemplazando $F_{y/x}^{-1}(\tau/x)$ por la estimación consistente $x_i \hat{\beta}(\tau_j)$, tendríamos que el análogo muestral de q_0 estará dado por

$$\hat{q}(\hat{\beta}, x) = \inf \left\{ q : \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^J (\tau_j - \tau_{j-1}) 1(x_i \hat{\beta}(\tau_j) \leq q) \geq \theta \right\} \quad (4)$$

En la gráfica 1 del anexo se muestra el ingreso simulado con esta metodología y el ingreso observado por percentiles para los años 1984, 1995, 2000 y 2005. La consistencia y normalidad asintótica del estimador de q_0 es provista por Melly (2006). Este estimador nos da la posibilidad de simular la distribución contrafactual que será utilizada para descomponer las diferencias de la distribución. Se tomará la mediana como medida de tendencia central de la distribución, la cual viene dada por

$$y_i^t = x_i^t \beta^t(0.5) + u_i^t, \quad t = t_0, t_1 \quad (5)$$

Donde t_0 es el año inicial y t_1 es el año de comparación. Para ver los efectos sobre la desigualdad, se desea estimar la distribución contrafactual de y que puede haber prevalecido en el año inicial (t_0) si la distribución de los atributos de los individuos ha sido como la del año de comparación (t_1), para ello se debe optimizar la ecuación (4) donde la matriz x será la que prevalecía en t_1 (x^{t_1}) usando los coeficientes estimados en el año inicial t_0 ($\hat{\beta}^{t_0}$). El proceso sería el siguiente

$$\hat{q}(\hat{\beta}^{t_0}, x^{t_1}) = \inf \left\{ q : \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^J (\tau_j - \tau_{j-1}) 1(x_i^{t_1} \hat{\beta}^{t_0}(\tau_j) \leq q) \geq \theta \right\} \quad (6)$$

La descomposición de la desigualdad se hará en tres componentes: cambios en las características, cambios en los coeficientes y cambios en los residuales⁷, siguiendo la propuesta de trabajos anteriores (JMP, 1993, Tribín, 2005) con diferente metodología. Los efectos sobre la desigualdad explicados por cambios en las características están dados por la diferencia entre $\hat{q}(\hat{\beta}^{t_1}, x^{t_1})$ y $\hat{q}(\hat{\beta}^{t_0}, x^{t_0})$. Es decir, la matriz de información del año t_0 y t_1 valorada a los “precios” del año inicial. Los cambios sobre la desigualdad asociados a los coeficientes (Changing between-group prices) están dados por la diferencia entre $\hat{q}(\hat{\beta}^{mt_1,rt_0}, x^{t_1})$ y $\hat{q}(\hat{\beta}^{t_0}, x^{t_1})$, donde

$$\hat{\beta}^{mt_1,rt_0}(\tau_j) = (\hat{\beta}^{t_1}(0.5) + \hat{\beta}^{t_0}(\tau_j) - \hat{\beta}^{t_0}(0.5)) \quad (7)$$

Así, se estimará la distribución que podría haber prevalecido si el *retorno mediano* de las características fuera el mismo de t_1 pero los residuales estuvieran distribuidos como en el año inicial. Este componente representa la ganancia asociada al *percentil mediano*, dado que las características y los residuales se mantienen inalterados.

Finalmente, el efecto asociado a los residuales está dado por la diferencia entre $\hat{q}(\hat{\beta}^{t_1}, x^{t_1})$ y $\hat{q}(\hat{\beta}^{mt_1,rt_0}, x^{t_1})$. En el caso de los residuales se calcula la dispersión de los salarios que es exclusivamente atribuible a la dispersión del salario estimado con respecto a la medida de tendencia central, en este caso la mediana (para una ampliación Ver anexo 2). La descomposición final estaría dada por (Melly, 2005):

$$\begin{aligned} \hat{q}(\hat{\beta}^{t_1}, x^{t_1}) - \hat{q}(\hat{\beta}^{t_0}, x^{t_0}) &= (\hat{q}(\hat{\beta}^{t_0}, x^{t_1}) - \hat{q}(\hat{\beta}^{t_0}, x^{t_0})) \\ &+ (\hat{q}(\hat{\beta}^{mt_1,rt_0}, x^{t_1}) - \hat{q}(\hat{\beta}^{t_0}, x^{t_1})) + (\hat{q}(\hat{\beta}^{t_1}, x^{t_1}) - \hat{q}(\hat{\beta}^{mt_1,rt_0}, x^{t_1})) \end{aligned} \quad (8)$$

Así, el primer componente representa el efecto asociado al cambio en las características, el segundo componente muestra el cambio asociado a los coeficientes (respecto al percentil mediano) y el último calcula el efecto de los residuales.

5. Desigualdad salarial en Colombia: algunos hechos estilizados

El comportamiento de la desigualdad salarial en el periodo 1984-2005 se puede caracterizar por dos subperiodos. El primero, entre 1984-1995, la desigualdad crece una tasa reducida, mientras que en el segundo, entre 1995-2005, la desigualdad se acelera de forma importante, en especial para el periodo de crisis económica que se comenzó a sentir en la segunda mitad de los noventa, y se evidenció en 1999 con una caída del 4% en el PIB y tasas de desempleo urbano de más del 20%. Entre 1984 y el 2005 crece la población

⁷ Autor, Katz y Kearney (2005) denomina al cambio en los coeficientes como “*Changing between-group prices*”, al cambio en los residuales como “*Changing within-group prices*” y al cambio en las características como “*Changing in labor force composition*”.

asalariada con educación superior, sin embargo, este crecimiento es significativamente más importante entre 1995 y 2005.

La rentabilidad de la educación universitaria muestra dos comportamientos; entre 1984 y 1995 creció significativamente, en especial para los percentiles superiores de la distribución, a su vez, entre 1995 y 2005 el retorno de los percentiles superiores se mantuvo en los niveles de 1995, mientras que los retornos de los percentiles inferiores cayeron significativamente. En general, se plantean dos hipótesis: primera, el crecimiento de la desigualdad se asocia esencialmente a la distribución de características de los asalariados, en especial la educación. Segundo, en la parte alta de la distribución la desigualdad se puede asociar a un fenómeno intra-grupo, en especial el grupo de asalariados con educación universitaria.

Como se observa en las gráficas 1 y 2 la desigualdad salarial se vio incrementada en la mitad de los noventa. En efecto, para el año de 1995 el diferencial salarial 90-10, así como la desviación estándar, se aceleran de forma importante. Este patrón se revierte en el año 2000 cuando estos indicadores empiezan a caer, aunque la desigualdad para el 2005 permanece en niveles superiores a 1995. El comportamiento alrededor de 1999 es típico de los periodos de crisis económica, pues la desigualdad creció significativamente. Como observan JMP (1993),

“Business cycle swings are also clearly important, as evidenced by the large increases in inequality during the recessions of 1971, 1975, and 1982” (Juhn, Murphy and Pierce, 1993, p. 440).

Los gráficos 1 y 2 muestran que entre el año de 1998 y 1999 fue cuando más creció la desigualdad salarial, sin embargo, después de la recesión no se retorna a los niveles de desigualdad previos a ella. El periodo de análisis se caracteriza por presentar grandes cambios en las características de la población asalariada, en especial en la educación. El gráfico 3 muestra el crecimiento de la población asalariada por niveles educativos. Los asalariados con universidad completa e incompleta vienen creciendo desde 1984. En el año de 1995 este crecimiento se acelera de forma importante, mientras que el crecimiento de la población con secundaria se estanca para posteriormente caer. La relación asalariados con grado de secundaria o menos sobre asalariados con post-secundaria cayó en aproximadamente 20% entre 1984 y el 2005, mientras que entre 1995 y el 2005 cayó aproximadamente el 40%; este fenómeno fue precedido por un crecimiento de la *asistencia escolar* para personas con más de 16 años de educación a partir de 1989, como se muestra en el gráfico 4.

El gráfico 5 muestra que los diferenciales salariales (diferencial entre P90 y P10) de los más educados (educación superior completa y postgrado) crecieron a ritmos importantes después de 1995. Al final del periodo analizado el diferencial cae aunque manteniéndose a niveles superiores de 1984 (33% más alto que en 1984 y 19% más alto que en 1995). En los otros niveles educativos se observa un crecimiento de la desigualdad para el periodo de crisis, aunque posteriormente la desigualdad cae de forma significativa.

La gráfica 6 muestra la diferencia en el ingreso por percentiles entre el 2005 y 1995, condicionando por el nivel educativo. Como se observa, el ingreso de los más educados (educación superior completa y postgrado) creció después del percentil 70 (los más ricos). Para el resto de los niveles educativos se generó una pérdida en el ingreso real en el conjunto de percentiles. En el caso de los asalariados con universidad incompleta existe un comportamiento en forma de *U*, es decir, donde más cayó el salario fue alrededor del salario mediano. En el caso de la primaria y la secundaria se aprecia un comportamiento en forma de *U* invertida, es decir, los salarios de los percentiles inferiores y superiores fueron los que más cayeron.

La gráfica 7 muestra la rentabilidad de la educación universitaria y secundaria desde 1984 hasta el 2005, utilizando los percentiles 90, 50 y 10⁸. La rentabilidad de la educación universitaria ha crecido de forma importante para el percentil 90. En el percentil 50 hubo un crecimiento relevante hasta el periodo de crisis, de ahí en adelante decreció y para el año de 2005 la rentabilidad presentaba niveles similares a los de 1985. En el percentil 10 se observa un comportamiento similar. A grandes rasgos se observa que la brecha en retornos de la educación universitaria viene creciendo, lo cual debe estar afectando la desigualdad. La gráfica 8 confirma este hecho, por lo menos en término comparativos entre los años 2005 y 1995, en donde se observa que el diferencial del premio en educación universitaria, para los percentiles superiores al 80, se incrementa de forma significativa.

En el caso de la educación secundaria se aprecia una pérdida generalizada en la rentabilidad durante el periodo, en especial para el percentil mediano. En el percentil 10 el retorno del año 2005 tiene niveles similares a los de 1985. También es notable el incremento en la brecha entre percentiles, en especial del 90 con los demás. Estos resultados se confirman en el gráfico 9, ya que como se aprecia, para el periodo 1995-2005, los únicos que mejoraron el premio a la educación secundaria fueron los extremos de la distribución, en especial los percentiles inferiores al 28 y superiores al 94.

La participación del empleo público se ha reducido de forma importante (ver gráfica 11); esta reducción ha sido mucho más fuerte en el empleo público no calificado (en especial, individuos con 5 años o menos de educación). La diferencia entre los coeficientes estimados para la variable empleo público, en diferentes periodos, se muestran en el gráfico 11 (panel 4), donde se aprecia que el coeficiente se ha incrementado sustancialmente y de forma creciente con respecto a los diferentes percentiles en el periodo 1984-1995, mientras que en el periodo 1995-2005 se dio un leve cambio de nivel para el grueso de percentiles. Este incremento en el premio se dio en el periodo donde la participación del empleo público cayó en mayor proporción, en especial el no calificado.

La gráfica 12 muestra la diferencia en el ingreso por percentiles condicionando por empleo público y privado. El periodo donde más creció el ingreso fue en 1995-2005, tanto en el empleo público como privado. En el empleo público se observa un crecimiento del ingreso para todos los percentiles entre 1995 y el 2005, con una relación positiva con respecto a los

⁸ Los coeficientes asociados a la rentabilidad de la educación se obtienen de estimar la ecuación (2) a través de un proceso con remuestreo de 100 replicaciones. La tabla 1 del anexo muestra los principales resultados de estas regresiones.

diferentes percentiles, es decir, entre más alto el percentil mayor la ganancia de ingresos. En el empleo privado es evidente una pérdida en el salario para los percentiles inferiores y alrededor del mediano; sin embargo, los percentiles superiores (del 80 en adelante) obtuvieron ganancias positivas. Así, la desigualdad creció fundamentalmente en la parte alta de la distribución para los asalariados privados, mientras que para los empleados públicos la desigualdad creció en la parte baja de la distribución (ver gráficos 13 y 14).

En general, para el periodo la desigualdad salarial se incrementó, especialmente después de la mitad de los años noventa, y, como era de esperarse con mayor fuerza durante la época de crisis. En los años posteriores a la crisis la desigualdad cae, aunque mantiene niveles superiores a los de la década de los noventa. La década de los noventa también se caracterizó por un aumento de la asistencia estudiantil, en particular de las personas con 16 o más años de educación. Dicho aumento vino acompañado por un mayor número de asalariados con educación universitaria. Finalmente, es importante resaltar la caída en la participación del empleo público y el incremento de los ingresos para este sector en el periodo 1995-2005, así como para los trabajadores privados ubicados en la parte alta de la distribución. A continuación se desarrollará una descomposición de los cambios en la distribución del ingreso utilizando regresión por percentiles entre el periodo 1984-2005, con el objetivo de encontrar la fuente de los cambios en la desigualdad en dicho periodo.

5.1 Descomposición de la desigualdad salarial en Colombia usando regresión por percentiles

Como se muestra en la sección anterior, y respaldado por estudios anteriores, la distribución incondicional de los salarios se ha venido ampliando en la década de los noventa. Entre 1984 y el 2005 el ingreso real de los asalariados en el percentil 10 a caído casi un 10%, mientras que el de los asalariados en el percentil 90 creció un 5%.

La tabla 1 muestra el comportamiento de la desigualdad salarial, utilizando una descomposición con regresión por percentiles, en el periodo 1984-2005 y algunos subperiodos. El análisis por percentiles permite tener un panorama más amplio de lo que sucede en la distribución de salarios, esto es resaltado por Gosling, Machin y Meghir (2000)

“Using quantiles is an easy and intuitive way of characterizing the distribution wages. The median defines the location of the distribution while the quantiles around it can be used to describe changes in dispersion or other aspects of its shape” (Gosling, Machin y Meghir, 2000, p. 637).

La tabla 1 presenta los resultados de la estimación de la ecuación 8. En ella se muestra la descomposición del cambio total en tres componentes: características, coeficientes y residuales. Se incluyen algunas mediciones como la mediana, la desviación estándar, el diferencial entre percentiles 90-10, 50-10 y 90-50.

Los resultados muestran que las características tienen un efecto positivo y significativo sobre el comportamiento del salario mediano en todos los periodos, en particular para el periodo 1984-2005. Es decir, valorando las características de 1984 y del 2005 con los

coeficientes de 1984, se observa un incremento importante del salario mediano en este periodo (igual ocurre en todos los subperiodos). Este efecto es positivo y creciente con respecto a los percentiles (Ver gráfica 2 del anexo). Sin embargo, los bajos niveles salariales del percentil mediano se explican por los cambios en los coeficientes, es decir, el premio de las características del trabajador mediano cayeron de forma importante.

Caracterizar la distribución de salarios usando percentiles permite valorar directamente efectos no observables en la evolución de toda la distribución de salarios y no únicamente en la media y la varianza condicional (Gosling, Machin y Meghir, 2000; Melly, 2005; Lemieux, 2004). Las medidas de desigualdad (ver tabla 1) muestran que las características de los asalariados son el factor que más ha incrementado la desigualdad salarial en los diferentes periodos analizados, mientras que el efecto de los coeficientes disminuyó la desigualdad salarial, al igual que los residuales, aunque en menor proporción. Así, podríamos afirmar que el incremento en el diferencial 90-10 o en la desviación estándar es explicado principalmente por el cambio en las características a través de los periodos. Como muestra la ecuación (8) el efecto asociado a las características se calcula con la matriz de información de los dos años de comparación utilizando los coeficientes del año base; por ejemplo, para calcular el diferencial 90-10 en el periodo 2005-1984 se toman las matrices de información de los dos años y el vector de coeficientes del año de 1984, de tal forma que el diferencial será explicado exclusivamente por el cambio en las características entre estos dos años.

Entre el periodo 1984-2005 el incremento más importante se dio en la parte baja de la distribución, como muestra el diferencial 50-10. Sin embargo, cuando este periodo se descompone en dos subperiodos, 1984-1995 y 1995-2005, se observa que en el primer caso la desigualdad salarial medida como el diferencial 90-10 o la desviación estándar fue mucho menor que en el segundo periodo, lo que implica que el diferencial salarial para el periodo 2005-1984 se explica principalmente por lo acontecido en el periodo 1995-2005. También se observa que para este primer subperiodo la desigualdad es más importante en la parte baja de la distribución, mientras que en la parte alta de la distribución (diferencial 90-50) la desigualdad disminuyó levemente, en parte por un gran efecto de los residuales o las características no observadas. Para el segundo periodo la historia es diferente, la desigualdad creció tanto en la parte alta como en la parte baja de la distribución, mostrando su mayor efecto en el diferencial 90-50, en especial por el efecto de las características. Así, entre 1984-1995 la desigualdad fue más fuerte en la parte baja de la distribución, mientras que para el periodo 1995-2005 la desigualdad fue más importante en la parte alta de la distribución.

Entre 1995 y 2005 la desigualdad creció significativamente, tanto en la parte baja (diferencial 50-10) como alta de la distribución, efecto guiado en esencia por el cambio en la composición de la masa asalariada, lo cual posiblemente este asociado a un cambio generacional en el mercado laboral, es decir, con el crecimiento de la oferta educativa (que se dio principalmente en la década de los noventa) se fue desarrollando un mercado asalariado más educado, en especial con educación post-secundaria, que fue dejando rezagados a los empleados más antiguos que no contaban con este tipo de formación. De esta manera, los nuevos asalariados que pudieron acceder a la educación superior generaron un efecto diferencial sobre los que ya estaban en el mercado laboral y no alcanzaron esta

característica. Así, un componente importante de la desigualdad es debido al crecimiento de los diferenciales educativos. Este análisis podría complementarse con metodologías que analicen las cohortes que han ingresado al mercado laboral, como el propuesto por Gosling, Machin y Meghir (2000). Como muestra la gráfico 2 del anexo (panel 1) el cambio en las características es positivo en todos los percentiles, pero este es significativamente más grande en los percentiles superiores, particularmente después del percentil 90.

Los resultados anteriores manifiestan los efectos sobre la desigualdad de un mercado laboral cambiante, en especial el impacto que tiene el sistema educativo sobre él. El crecimiento de la oferta educativa genera un fenómeno “natural” sobre la desigualdad salarial asociado a las diferencias a través de las generaciones en la adquisición del capital humano (Gosling, Machin y Meghir, 2000). Sin embargo, los resultados anteriores dejan algunos hechos sin analizar. En particular, las gráficas 5 y 6 muestran una alta desigualdad intra-grupo, en particular entre los asalariados con post-secundaria, fenómeno que se generó paralelamente al crecimiento de la asistencia educativa y de la población asalariados con educación post-secundaria. El siguiente apartado se concentra en examinar este aspecto.

5.2 Desigualdad intra-grupo: asalariados con educación post-secundaria

En proceso de descomposición requiere estimar regresiones para diferentes percentiles (en este caso para 99 percentiles). Utilizando la información producida por estas estimaciones, lo gráficos 8 y 9 muestran las diferencias en rentabilidad de la educación secundaria y universitaria para tres subperiodos. En el gráfico 8 se observa que entre 1984 y 2005 el premio asociado a la educación universitaria cayó para los primeros 62 percentiles, de ahí en adelante se observa una diferencia positiva que empieza a ser importante después del percentil 85. Para el periodo 2005-1995 hay una pérdida generalizada en el premio excepto para los percentiles superiores donde existe una leve ganancia en el premio. El periodo 1984-1995 se caracteriza por una ganancia para el conjunto de la distribución, sin embargo, ésta solo es importante para el percentil 85 en adelante.

La gráfica10 muestra el retorno de la educación universitaria en 99 percentiles para los años 1984, 1995 y 2005. Entre 1984 y 1995 este retorno se incrementó para los percentiles superiores al 90, en donde el incremento en el retorno fue cercano al 16% en promedio. Entre 1995 y el 2005 el retorno se mantiene constante para los percentiles superiores al 70, sin embargo, en los percentiles inferiores al 70 se observa una disminución significativa en el retorno. En promedio, entre el percentil 10 y el mediano, se generó una pérdida de aproximadamente 20% en el retorno a la educación universitaria. Así, a la pregunta de Card (1994) “*is the labor force reasonably well described by a constant return to education for all workers?* (Card, 1994, p. 33)”, los resultados anteriores darían una respuesta negativa, lo que a su vez respalda el uso de regresión por percentiles.

Esta caída en el retorno se dio en el mismo periodo en que la relación asalariados con secundaria o menos sobre asalariados con post-secundaria cayó en aproximadamente 40%; es decir, mientras crecía la población asalariada con educación superior caía el retorno de la educación universitaria de los percentiles inferiores y se incrementaba el de los percentiles

superiores. Esto necesariamente tiene consecuencias sobre la desigualdad al interior de este grupo.

Como hipótesis podríamos decir que conforme crece la asistencia escolar y la población asalariada con educación post-secundaria, también se generaba una calidad de la educación más heterogénea, lo que necesariamente se vio reflejado en el retorno a la educación, lo cual puede ser evidencia del incremento en la desigualdad entre los más calificados; al respecto Forero y Ramírez (2008) plantean que los diplomas de niveles educativos iguales afectan de forma diferente la remuneración, lo que es reflejo de la alta disparidad en las instituciones de educación superior en Colombia,

Los graduados de IES acreditadas tienden a obtener mayores ingresos; esto confirma que los diplomas de un mismo nivel educativo se remuneran de manera distinta, como consecuencia de la heterogeneidad de las IES. Además de la calidad de las IES, los ingresos dependen significativamente del carácter de la IES, evidenciándose que los graduados de instituciones públicas tienen una menor probabilidad de obtener ingresos altos (Forero y Ramírez, 2008, p. 31)

Aunque existe una brecha importante entre el retorno a la educación universitaria y la secundaria (medido, por ejemplo, en el percentil mediano), es interesante resaltar el crecimiento de la disparidad del retorno al interior del grupo de los más educados (post-secundaria), lo cual es uno de los causantes de la mayor desigualdad en Colombia. Lo anterior se refleja en los gráficos 7, 10, 6 y 5. En principio es el reflejo de un crecimiento en la educación universitaria (gráficos 3 y 4) de forma heterogénea, es decir, la ampliación de la educación superior se ha dado en el marco de la desigualdad de calidades, lo que lleva al crecimiento de la desigualdad de ingresos en el mercado laboral asalariado más educado.

Algunas hipótesis adicionales son expuestas en Martins y Pereira (2003) los cuales sugieren que la educación post-secundaria tiene un efecto positivo sobre la desigualdad a través de tres mecanismos: sobre-educación, complementariedad entre las habilidades de los individuos y altos niveles de educación, y la calidad de la educación.

En el caso de la educación secundaria se observa un fenómeno similar. En un primer momento, entre el año 1984–1995 se aprecia una caída proporcional en el premio en todos los percentiles (ver gráfica 9). En un segundo momento, en el periodo 1995–2005 se genera una ganancia en el premio en las colas de la distribución, sin embargo, entre el percentil 28 y 93 se observa una pérdida, la cual se hace más fuerte alrededor del percentil mediano (comportamiento en forma de U).

En general, este artículo muestra que el comportamiento de la desigualdad puede estar ligado a dos factores: al componente características, asociado a la dinámica de acumulación de capital humano en el mercado laboral producto de una oferta educativa cada vez más amplia, y un incremento en la desigualdad en el grupo de asalariados más calificados, ligado a problemas de calidad en esta oferta educativa.

6. Conclusiones

Esta investigación muestra explicaciones alternativas al fenómeno de desigualdad salarial en Colombia. Una primera explicación se asocia al crecimiento en el nivel educativo de la población asalariada en Colombia; así, mostramos que la composición de la masa laboral afecta de forma importante la desigualdad salarial. Una segunda explicación se asocia a un patrón de desigualdad intragrupo. La desigualdad salarial entre los asalariados con post-secundaria ha crecido de forma importante en el periodo estudiado. Esta desigualdad se adjudica principalmente a un fenómeno de heterogeneidad en el retorno de los más educados, de tal forma que el retorno de los percentiles superiores crece mientras que el de los percentiles inferiores cae. Este fenómeno puede caracterizar un problema de calidad de la educación post-secundaria.

Metodológicamente, la innovación del trabajo está en proponer una variante a las descomposiciones tradicionalmente utilizadas en Colombia. Se utiliza la regresión por percentiles para calcular la distribución condicional de los ingresos. Con este insumo se obtiene la distribución incondicional (se simula el ingreso) con la cual se descompone el efecto de la desigualdad en tres factores: cambios en la distribución de las características, cambios en los coeficientes y cambios en los residuales. En general, se observa un incremento de la desigualdad para el periodo estudiado. Esta desigualdad se explica principalmente por el efecto de cambio en la distribución de las características de los individuos, es decir, un cambio en la composición del mercado asalariado.

En general, se plantea que el cambio en la composición educativa del mercado laboral ha llevado a un crecimiento de la desigualdad. Un crecimiento de la población con educación superior permite que estos accedan a mayores niveles salariales, especialmente en un mercado formal como lo es el asalariado, donde existen mercados internos de trabajo, lo cual lleva a diferenciales entre los más educados y los menos educados. De este modo, una política adecuada es incrementar el acceso a los niveles superiores de educación, ya que la existencia de cuellos de botella entre la secundaria y la post-secundaria puede llevar a una aceleración de la desigualdad salarial. Para lograr este objetivo se utilizó una descomposición de la distribución utilizando regresión por percentiles propuesta por Melly (2005) y Autor, Katz y Kearney (2005).

A su vez, en la década de los noventa y hasta el 2005 se observa un crecimiento de la desigualdad dentro del grupo de los más educados (post-secundaria), lo que explica en gran medida el incremento de la desigualdad en el conjunto de la distribución. Este patrón puede ser explicado por un incremento importante de asalariados con educación post-secundaria pero con retornos a la educación dispersos al interior de la distribución, fenómeno que puede estar asociado al tema de heterogeneidad en la calidad de la educación. Este factor puede tener efectos contradictorios a los esperados por los planificadores de la política, pues aunque incrementar el acceso a la educación es un factor fundamental para disminuir la desigualdad salarial, como se mencionó anteriormente, puede también significar un incremento en la dispersión salarial y con ello la desigualdad en el mercado laboral, vía desigualdad en la calidad de la educación ofrecida. Este efecto puede amplificarse conforme el mercado mejore las señales, vía acreditación institucional, como lo mencionan Forero y Ramírez (2008).

El crecimiento del empleo asalariado con educación post-secundaria ha llevado al crecimiento de la desigualdad, lo que puede ser una característica propia de un proceso como este. De esta manera se debe procurar por abrir más espacios para la educación post-secundaria. Sin embargo, este proceso debe estar acompañado por una mayor igualdad en la calidad de las instituciones, ya que si se amplía la oferta educativa con calidad heterogénea entre instituciones entonces se podría incrementar significativamente la desigualdad intragrupo, y por este camino la desigualdad global. En cualquier caso la calidad de la oferta educativa universitaria es un factor fundamental para lograr la disminución de la desigualdad laboral.

Así, los aportes de este estudio van en dos vías: primero, aunque diferentes estudios realizados en Colombia hacen énfasis en la educación como mecanismo para reducir la desigualdad, es necesario resaltar que el factor generador de desigualdad mostrado aquí es diferente y se concentra en la composición de la fuerza de trabajo, específicamente los asalariados; además, muestra la importancia de la desigualdad intragrupo. Sin negar la existencia de otros factores, los resultados presentados aquí dan importancia a la política educativa de Colombia como el mecanismo que puede reducir la desigualdad, mostrando que el paradigma de cobertura con calidad es y será cada vez más importante.

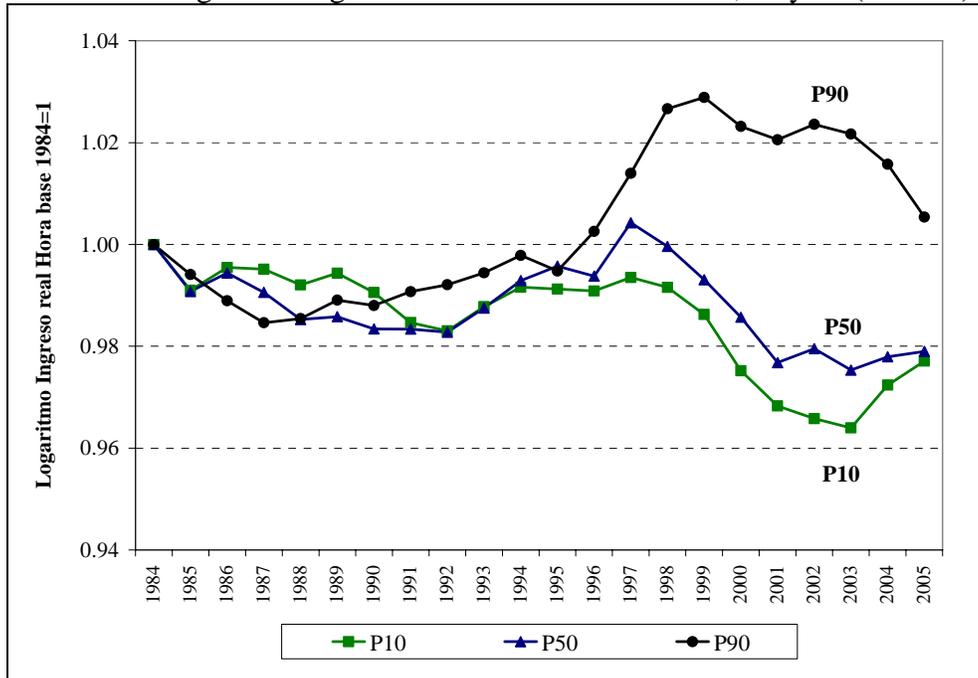
Referencias bibliográficas

- ARANGO, L., POSADA, C. and URIBE, J. (2004). “Cambios en la Estructura de los Salarios Urbanos en Colombia (1984-2000)”. *Borradores de Economía*, Banco de la República, No. 297.
- ATTANASIO, O.; GOLDBERG, P. and PAVCNIK, N. (2003). “Trade Reforms and Wage Inequality in Colombia”. NBER, Working Paper 9830.
- AUTOR, D., KATZ, L. and KEARNEY, M. (2005). “Rising Wage Inequality: The Role of Composition and Prices”. NBER Working Paper 11628.
- BUCHINSKY, M. (1994). “Changes in the US Wage Structure 1963-1987: Application of Quantiles Regression”. *Econometrica*, 62: 405-458.
- FORERO, N. and RAMIREZ, M. (2008). “Determinantes de los Ingresos Laborales de los Graduados Universitarios Durante el Periodo 2001-2004”. Serie de Documentos de Trabajo, Universidad del Rosario.
- CARD, D. (1994). “Earnings, Schooling and Ability Revisited”. NBER, Working Paper 4832
- GOSLING, A., MACHIN, S. and COSTAS, M. (2000). “The Changing of male wages in the U.K.”. *The Review of Economics Studies* 67(4): 635-666.
- GREENE, W. (2003). *Econometric Analysis*. Prentice Hall, fifth edition.
- JUHN, C. MURPHY, K. and PIERCE, B. (1993). “Wage Inequality and the Rise in Returns to Skill”. *Journal of Political Economy* 101(3): 410-442.
- KOENKER, R. and BASSETT, G. (1978). “Regression Quantiles”. *Econometrica* 49 (1978) 1:33-50.
- LEMIEUX, T. (2005). “Increasing Residual Wage Inequality: Composition Effects, Boyse Data, or Rising Demand for skill?” Working Paper, University Brithish Columbia.

- LEMIEUX, T. (2006). “Post-secondary Education and Increasing Wage Inequality” NBER, Working Paper 12077.
- NÚÑEZ, J. and SANCHEZ, F. (1998). “Descomposición de la Desigualdad del Ingreso Laboral Urbano en Colombia:1976-1997”. Archivos de Macroeconomía, No. 086.
- MACHADO, J. and MATA, J. (2005). “Counterfactual Decomposition of Changes in Wage Distributions Using Quantile Regression. Journal of Applied Econometrics 20: 445-465.
- -MARTINS, P. and PEREIRA, P. (2003). “Does Education Reduce Wage Inequality?” Quantile Regression Evidence from 16 Countries”. Journal of Labor Economics 11: 355-371.
- MELLY B. (2005). “Descomposition of Differences in Distribution Using Quantile Regression”. Journal of Labour Economics 12 (2005) 577-590. Disponible en http://www.alexandria.unisg.ch/publications/Blaise_Melly/14991
- MELLY B. (2006). “Estimation of counterfactual distributions using quantile regression”. Swiss Institute for International Economics and Applied Economic Research (SIAW), University of St. Gallen. Disponible en http://www.alexandria.unisg.ch/Publikationen/Person/M/Blaise_Melly/22644
- MINCER, J. (1974). “Schooling, Experience, and Earnings”. NBER and Columbia University press. Disponible en <http://www.nber.org/books/minc74-1>
- MORA, J. (2003). “Sheepskins Effects and Screening in Colombia”. Documento de trabajo Universidad ICESI, en mimeo.
- PRADA, C. (2006). “Es Rentable la decisión de estudiar en Colombia”. Revista ESPE número 51, 226 – 323.
- SHORROCKS, A. (1982). “Inequality Decomposition by Factor Components”. *Econometrica*, pp. 193-211, January 1982.
- TRIBÍN, A. (2005). “Evolución y Causas de los Cambios en la Desigualdad Salarial en Bogotá”. Revista ESPE 51, 34-87.
- ZÁRATE, H. (2003) “Cambios en la estructura salarial: una historia desde la regresión cuantílica”, Borradores de Economía, Banco de la República, núm. 245.

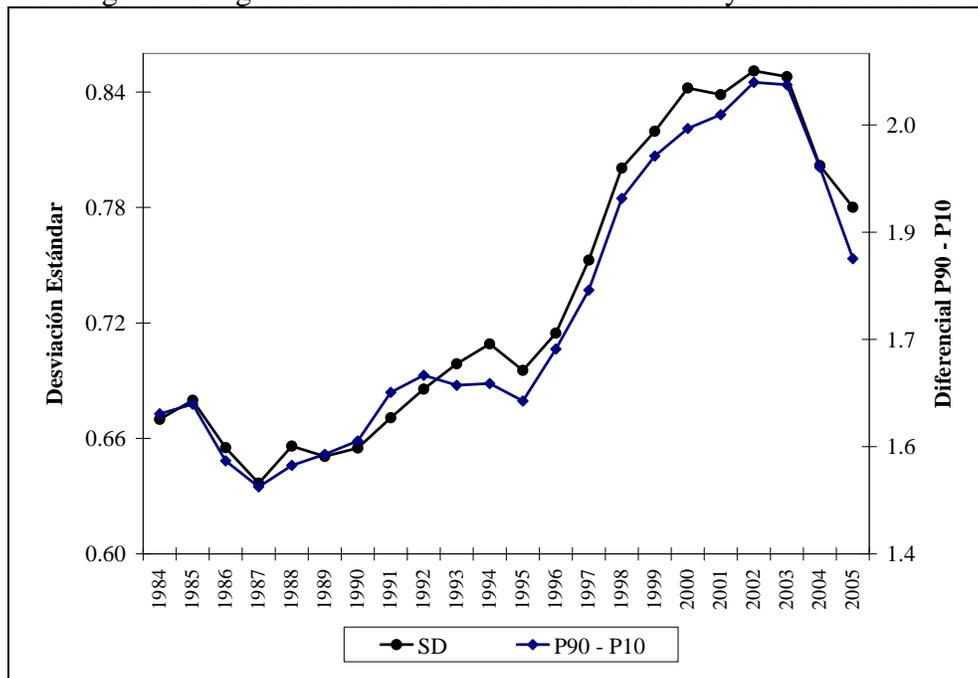
Gráficas y tablas

Gráfica 1. Logaritmo Ingreso Real Hora: Percentiles 90, 50 y 10 (1984=1)



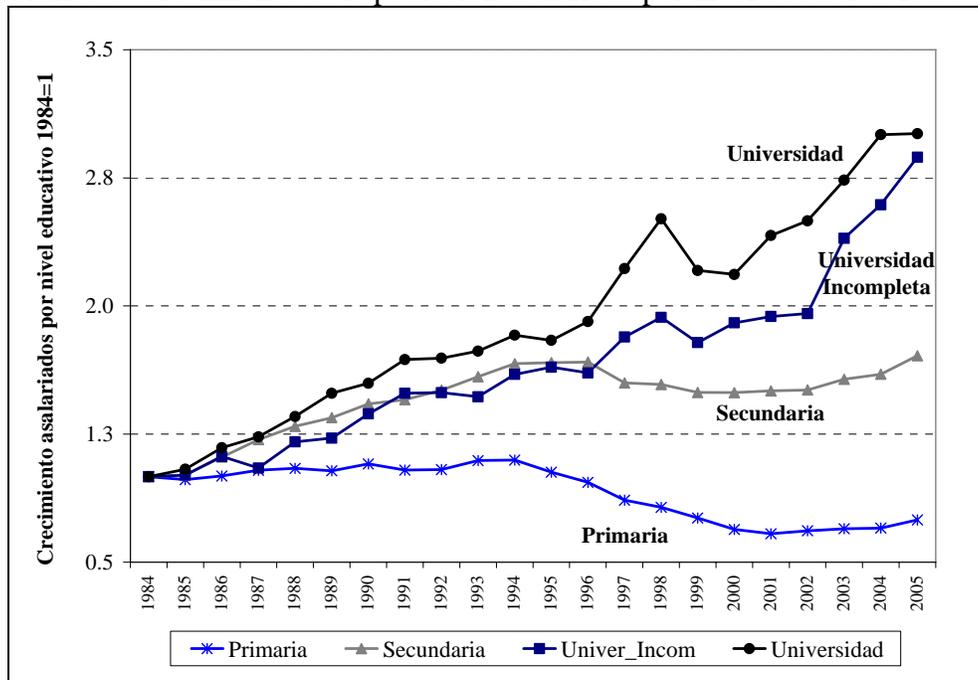
Fuente: Encuestas de Hogares 1984-2005 (DANE). Cálculos propios.

Gráfica 2. Logaritmo Ingreso Real Hora: Desviación estándar y diferencial salarial 90-10



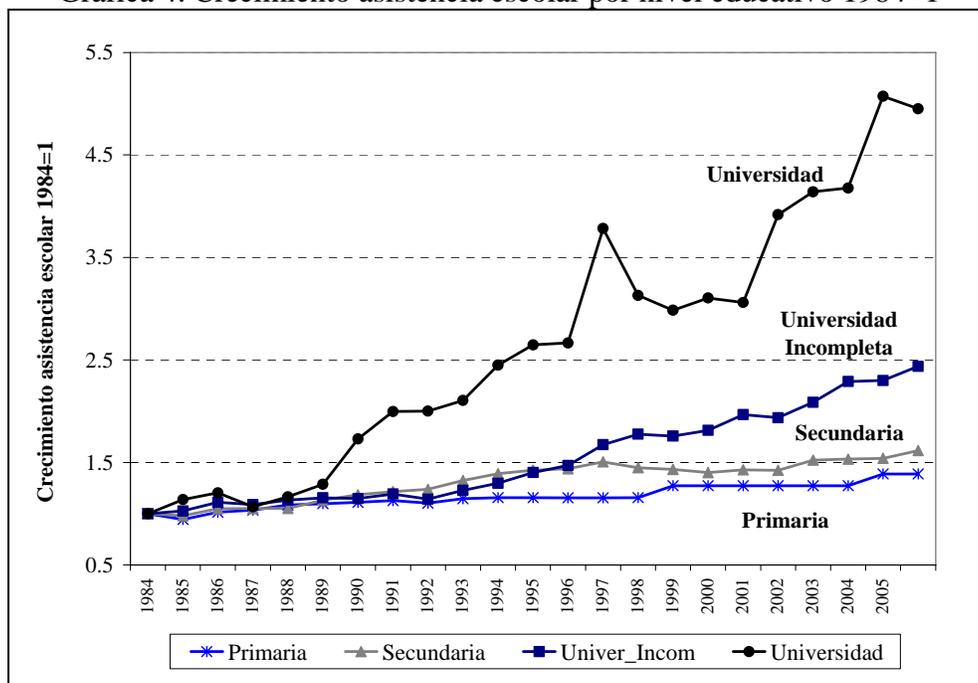
Fuente: Encuestas de Hogares 1984-2005 (DANE). Cálculos propios.

Gráfica 3. Crecimiento de la población asalariada por nivel educativo 1984=1



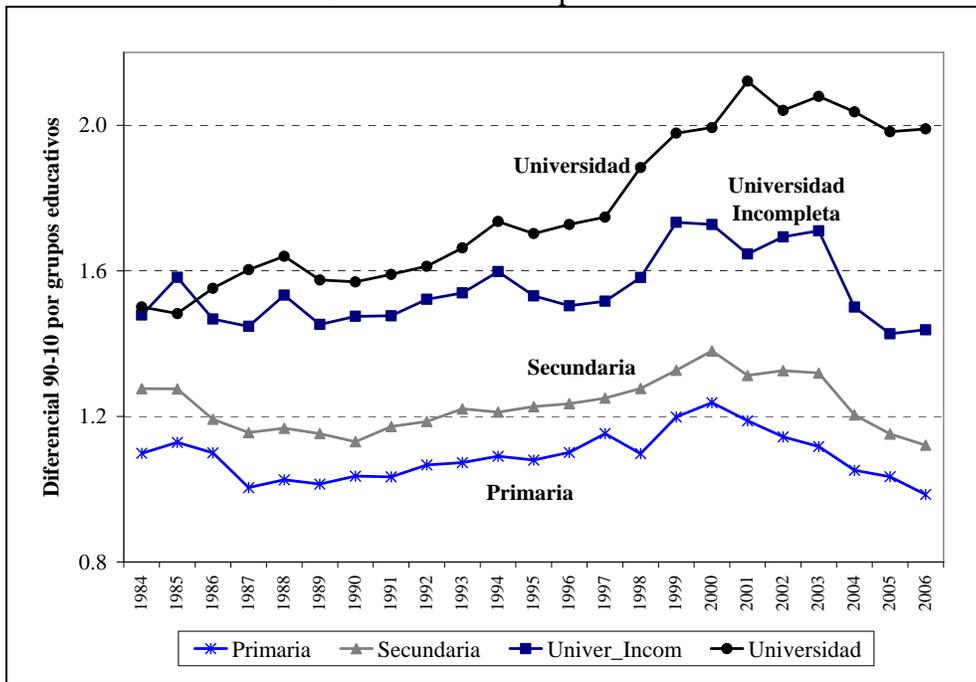
Fuente: Encuestas de Hogares 1984-2005 (DANE). Cálculos propios.

Gráfica 4. Crecimiento asistencia escolar por nivel educativo 1984=1



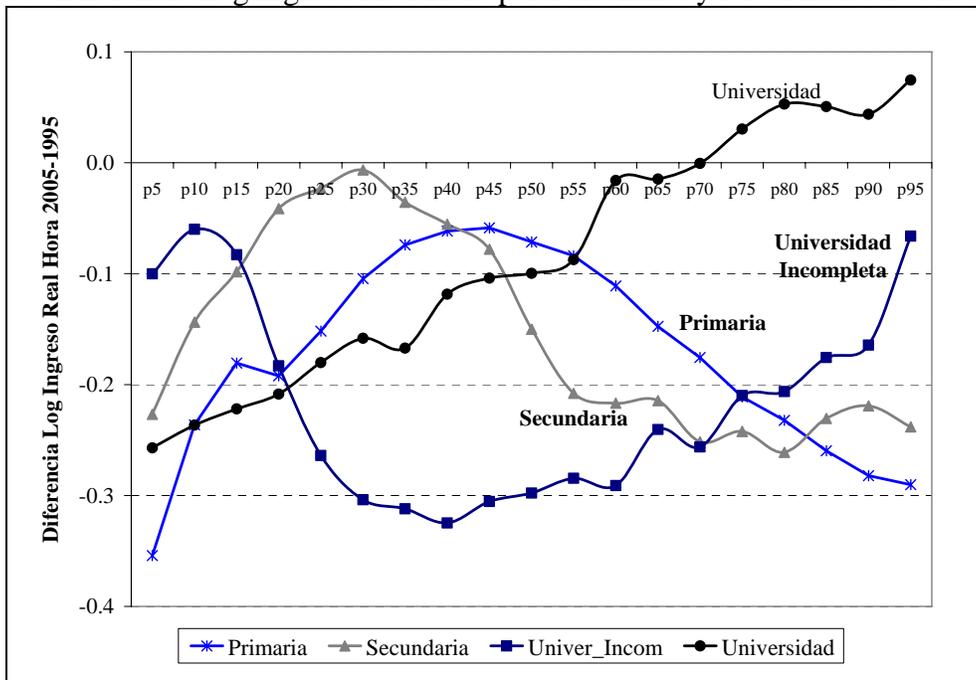
Fuente: Encuestas de Hogares 1984-2005 (DANE). Cálculos propios.

Gráfica 5. Diferencial 90-10 por nivel educativo



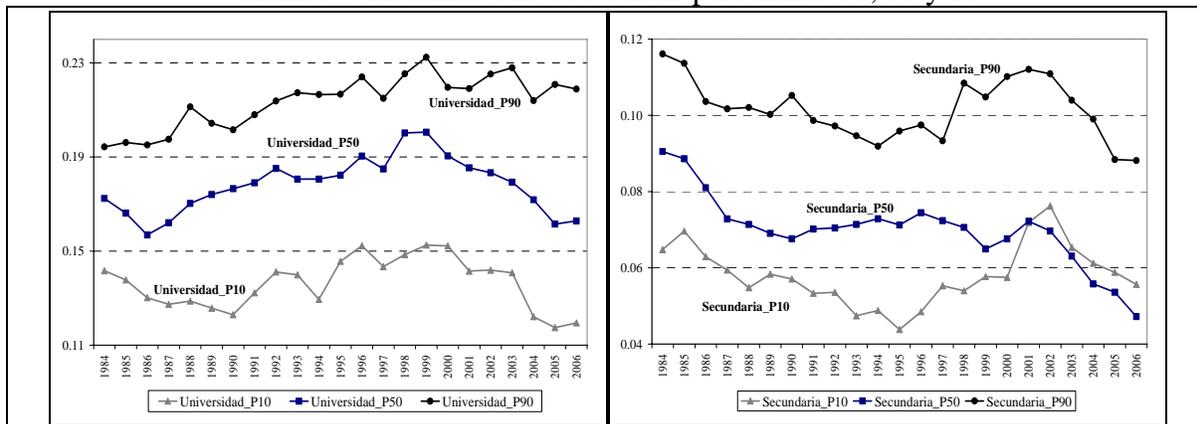
Fuente: Encuestas de Hogares 1984-2005 (DANE). Cálculos propios.

Gráfica 6. Diferencia Log Ingreso Real Hora por Percentiles y Nivel Educativo 1995-2005



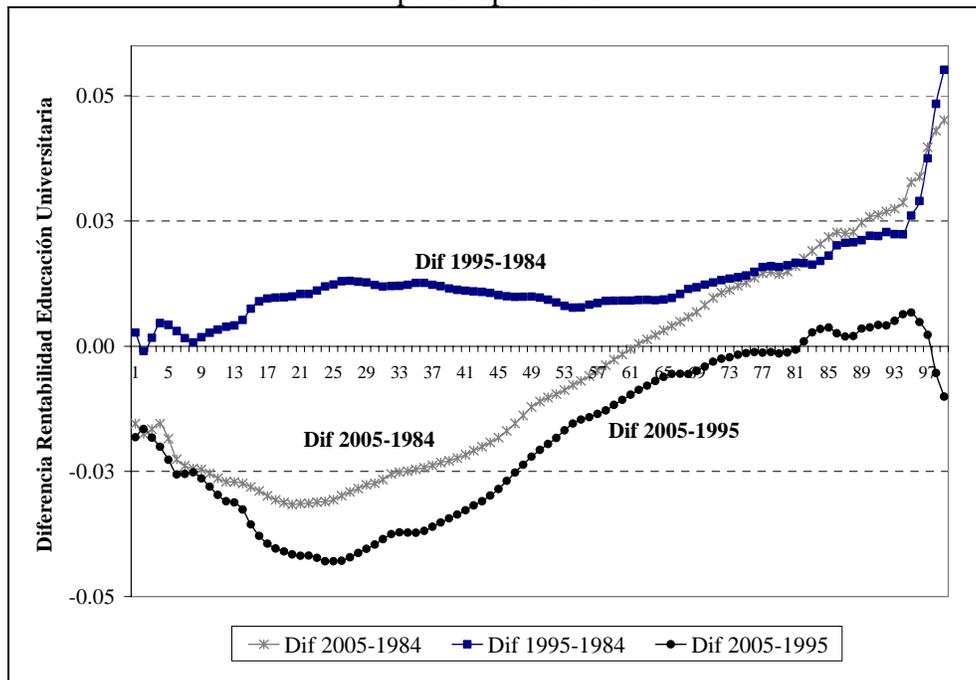
Fuente: Encuestas de Hogares 1995 y 2005, DANE. Cálculos propios

Gráfica 7. Retornos a la educación: percentiles 90, 50 y 10



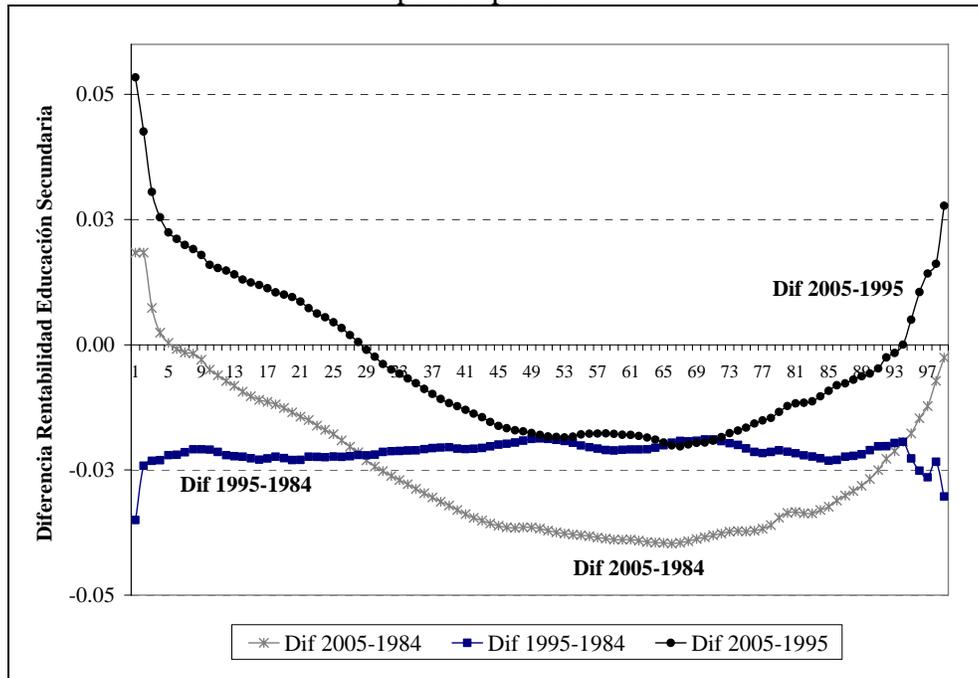
Fuente: Encuestas de Hogares 1984-2005 (DANE). Cálculos propios.

Gráfica 8. Diferencia rentabilidad de la educación universitaria para diferentes percentiles y por subperiodos



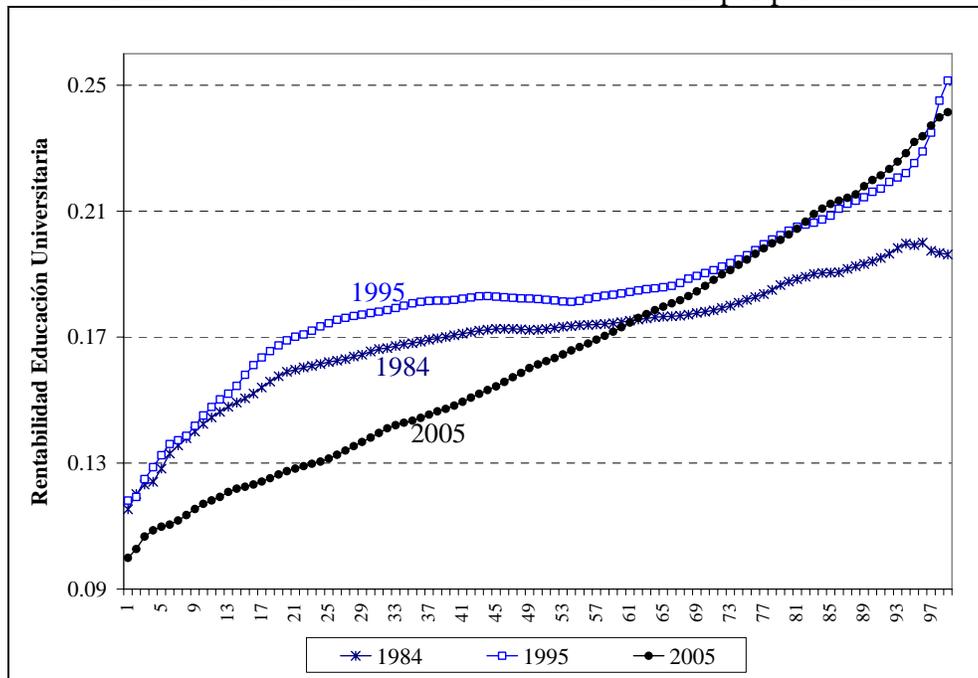
Fuente: Encuestas de Hogares 1984-2005 (DANE). Cálculos propios.

Gráfica 9. Diferencia rentabilidad de la educación Secundaria para diferentes percentiles y por subperiodos



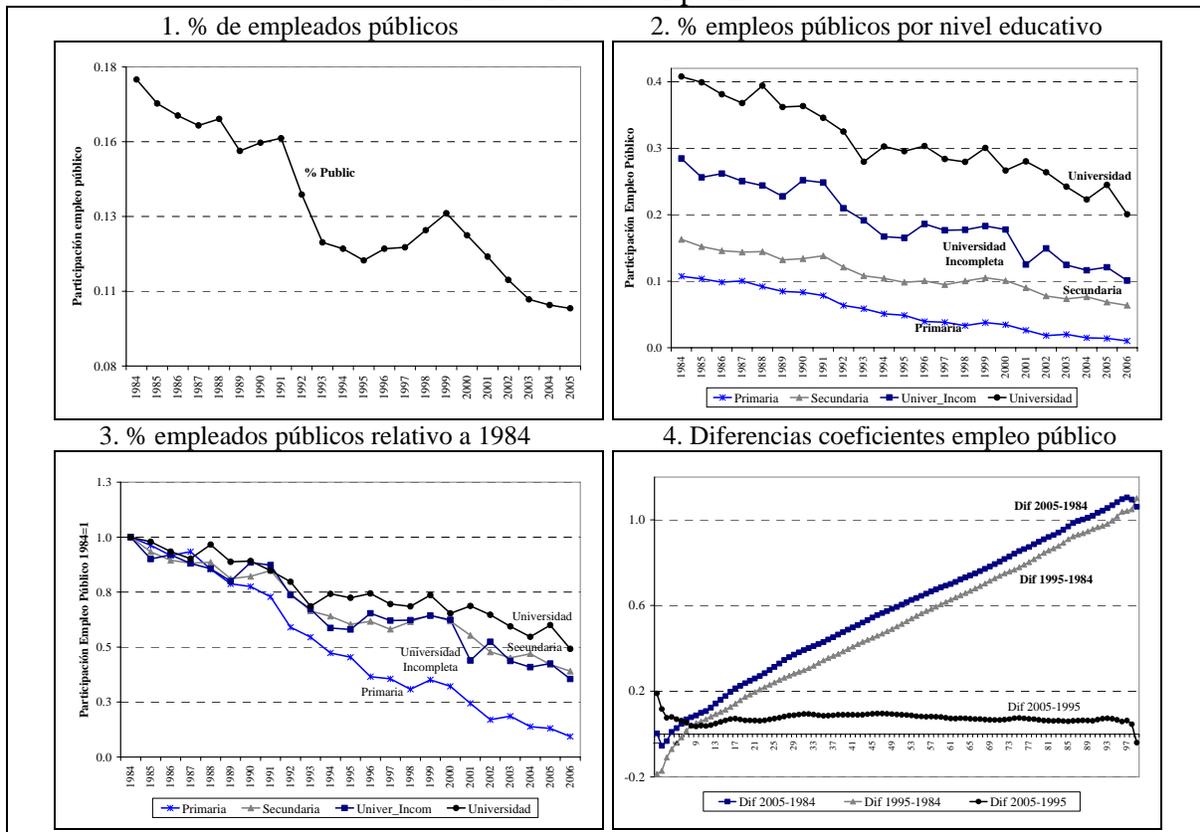
Fuente: Encuestas de Hogares 1984-2005 (DANE). Cálculos propios.

Gráfica 10. Rentabilidad Educación universitaria por percentiles



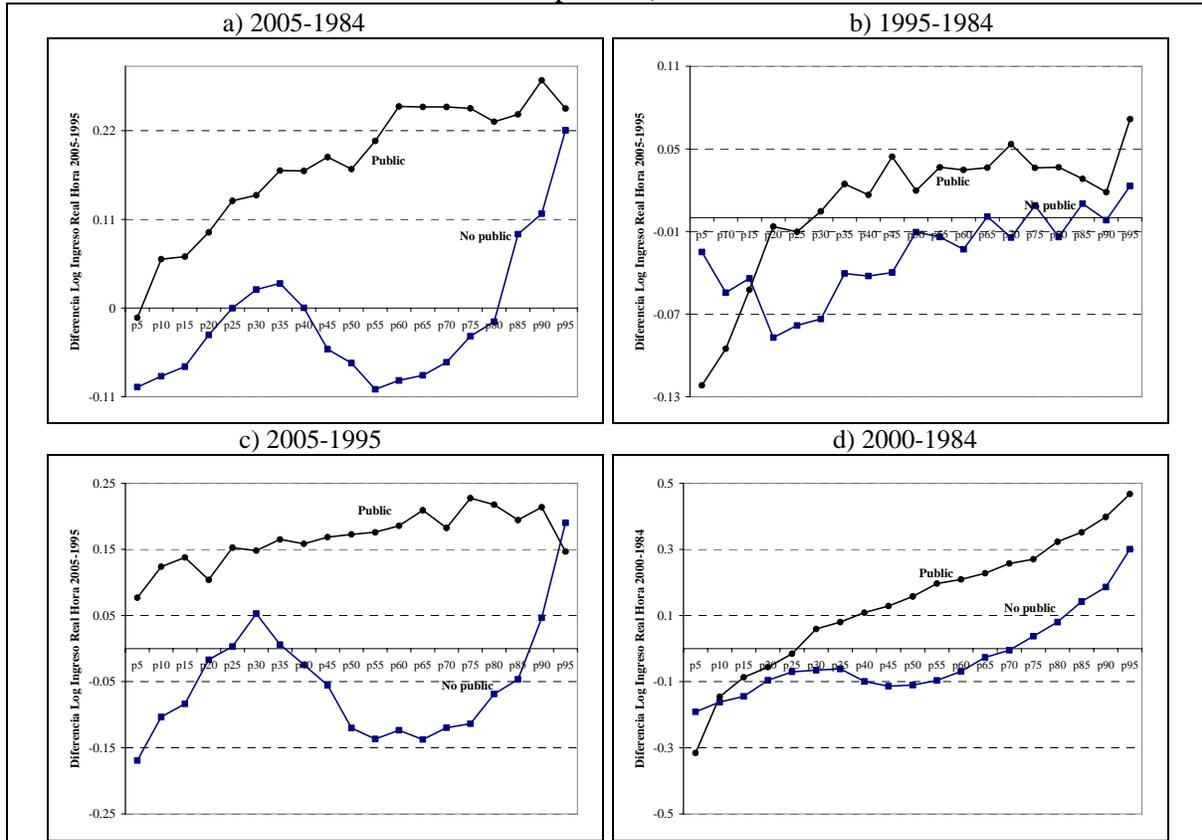
Fuente: Encuestas de Hogares 1984-2005 (DANE). Cálculos propios.

Gráfica 11. Sector público



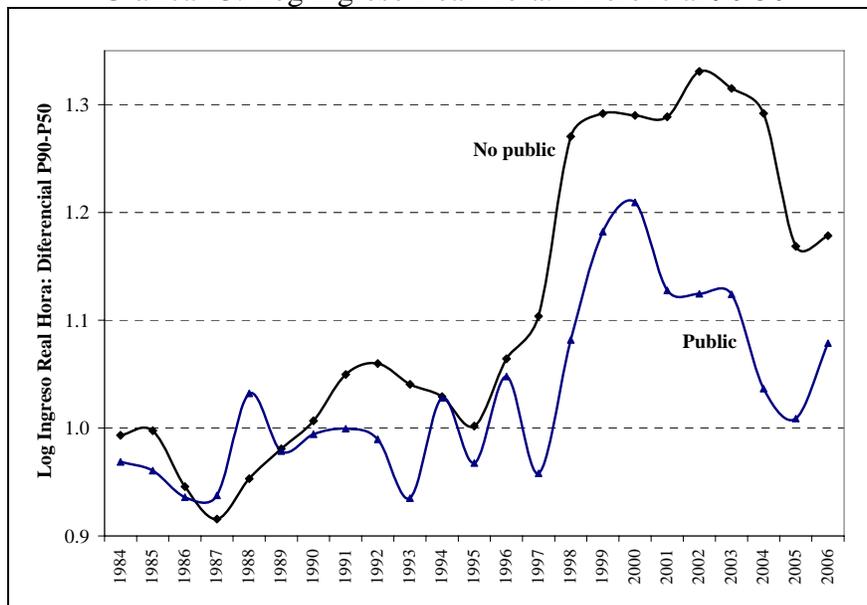
Fuente: Encuestas de Hogares 1984-2005 (DANE). Cálculos propios.

Gráfica 12. Diferencia en los logaritmos del salario por percentiles (Público Vs. No público)



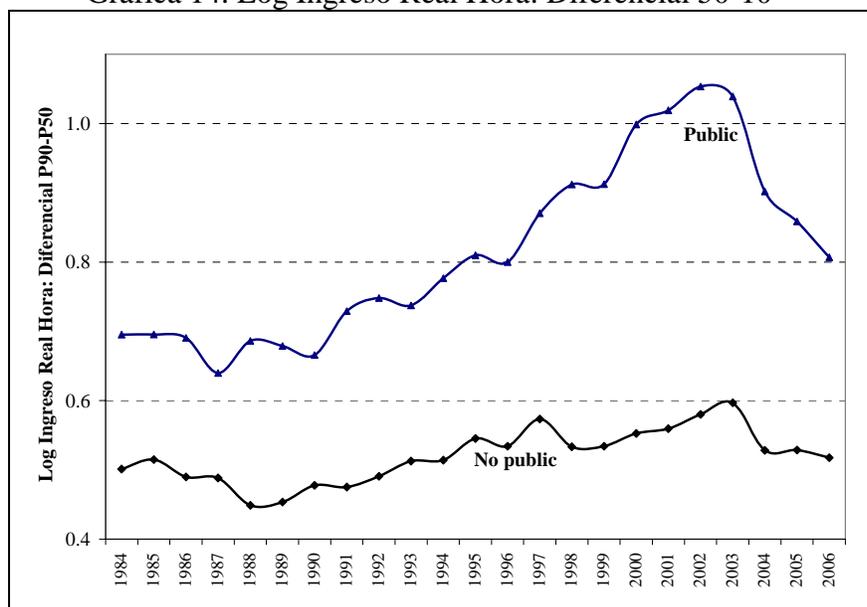
Fuente: Encuestas de Hogares 1984-2005 (DANE). Cálculos propios.

Gráfica 13. Log Ingreso Real Hora: Diferencial 90-50



Fuente: Encuestas de Hogares 1984-2005 (DANE). Cálculos propios.

Gráfica 14. Log Ingreso Real Hora: Diferencial 50-10



Fuente: Encuestas de Hogares 1984-2005 (DANE). Cálculos propios.

Tabla 1. Descomposición de las diferencias en distribución usando regresión por percentiles

Periodo	Estadística	Cambio Total	Características	Coefficientes	Residuales
2005-1984	Mediana	-0.167 (0.0038)	0.203 (0.0043)	-0.346 (0.0052)	-0.024 (0.0027)
	Desviación estándar	0.054 (0.0044)	0.092 (0.0032)	-0.038 (0.0032)	0.000 (0.0037)
	90-10	0.110 (0.0116)	0.258 (0.0090)	-0.106 (0.0081)	-0.041 (0.0092)
	50-10	0.080 (0.0072)	0.139 (0.0036)	-0.057 (0.0032)	-0.001 (0.0065)
	90-50	0.030 (0.0084)	0.119 (0.0071)	-0.049 (0.0066)	-0.040 (0.0063)
	Mediana	-0.096 (0.0043)	0.084 (0.0030)	-0.180 (0.0066)	0.000 (0.0036)
	Desviación estándar	0.011 (0.0037)	0.025 (0.0021)	-0.008 (0.0038)	-0.006 (0.0027)
1995-1984	90-10	0.022 (0.0097)	0.078 (0.0059)	-0.028 (0.0096)	-0.028 (0.0066)
	50-10	0.042 (0.0052)	0.038 (0.0021)	-0.008 (0.0049)	0.012 (0.0035)
	90-50	-0.020 (0.0082)	0.040 (0.0048)	-0.020 (0.0090)	-0.039 (0.0055)
	Mediana	-0.072 (0.0045)	0.095 (0.0034)	-0.148 (0.0070)	-0.019 (0.0039)
	Desviación estándar	0.043 (0.0116)	0.066 (0.0031)	-0.033 (0.0050)	0.010 (0.0037)
2005-1995	90-10	0.088 (0.0116)	0.175 (0.0084)	-0.084 (0.0128)	-0.003 (0.0090)
	50-10	0.039 (0.0073)	0.106 (0.0030)	-0.054 (0.0053)	-0.013 (0.0052)
	90-50	0.049 (0.0089)	0.069 (0.0067)	-0.030 (0.0116)	0.010 (0.0066)
	Mediana	-0.072 (0.0045)	0.095 (0.0034)	-0.148 (0.0070)	-0.019 (0.0039)

Nota: Entre parentesis los errores estándar por remuestreo de 100 replicaciones.

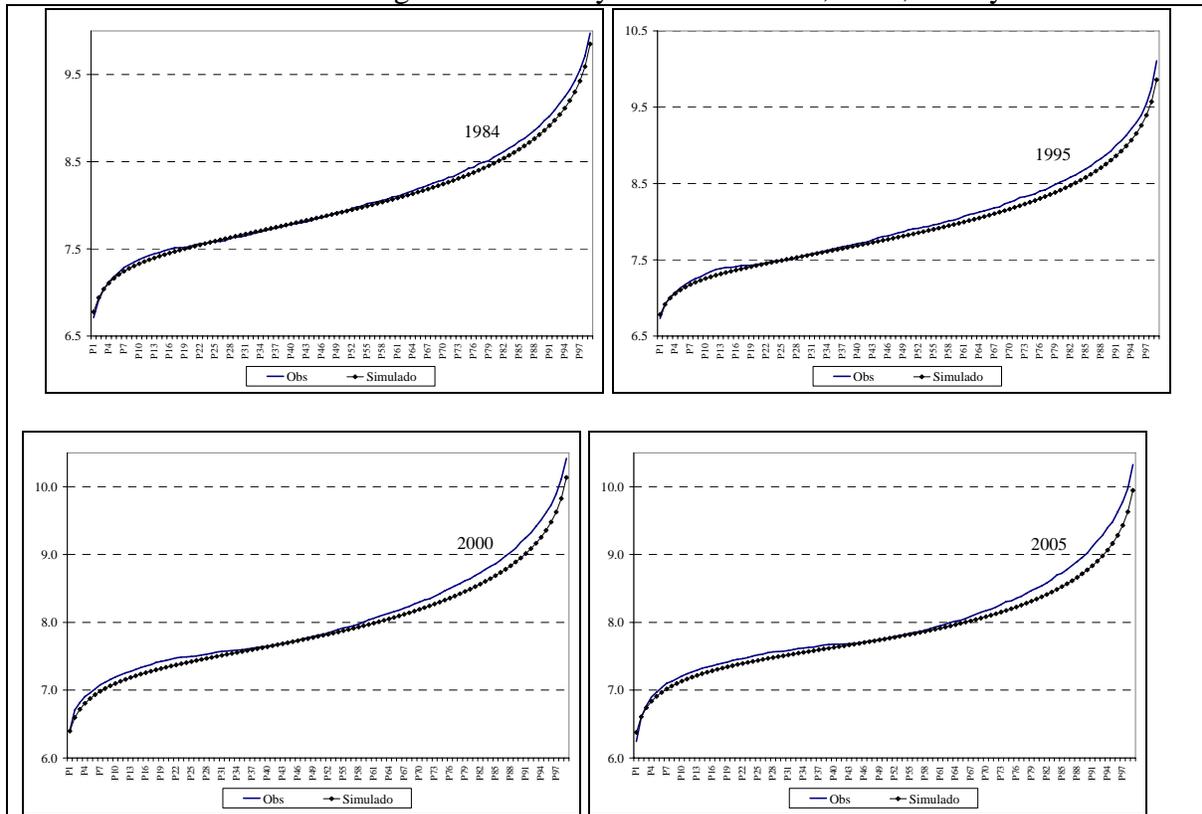
Tabla 2

Año	Var% PIB	TD Hombres	Tasa de empleo total	Tasa de empleo asalariado
1984	3.4	0.11	0.89	0.58
1985	3.1	0.11	0.89	0.58
1986	5.8	0.10	0.90	0.59
1987	5.4	0.09	0.91	0.59
1988	4.1	0.09	0.91	0.60
1989	3.4	0.08	0.92	0.60
1990	4.3	0.08	0.92	0.61
1991	2.4	0.08	0.92	0.60
1992	4.4	0.07	0.93	0.61
1993	5.7	0.06	0.94	0.61
1994	5.1	0.06	0.94	0.62
1995	5.2	0.07	0.93	0.59
1996	2.1	0.09	0.91	0.58
1997	3.4	0.10	0.90	0.55
1998	0.6	0.12	0.88	0.54
1999	-4.2	0.17	0.83	0.49
2000	2.9	0.15	0.85	0.47
2001	1.5	0.16	0.84	0.46
2002	1.9	0.16	0.84	0.47
2003	3.9	0.14	0.86	0.49
2004	4.9	0.13	0.87	0.50
2005	4.7	0.12	0.88	0.51

Fuente: DANE. Tasa de empleo total se define como ocupados sobre PEA y tasa de empleo asalariado como asalariados sobre PEA

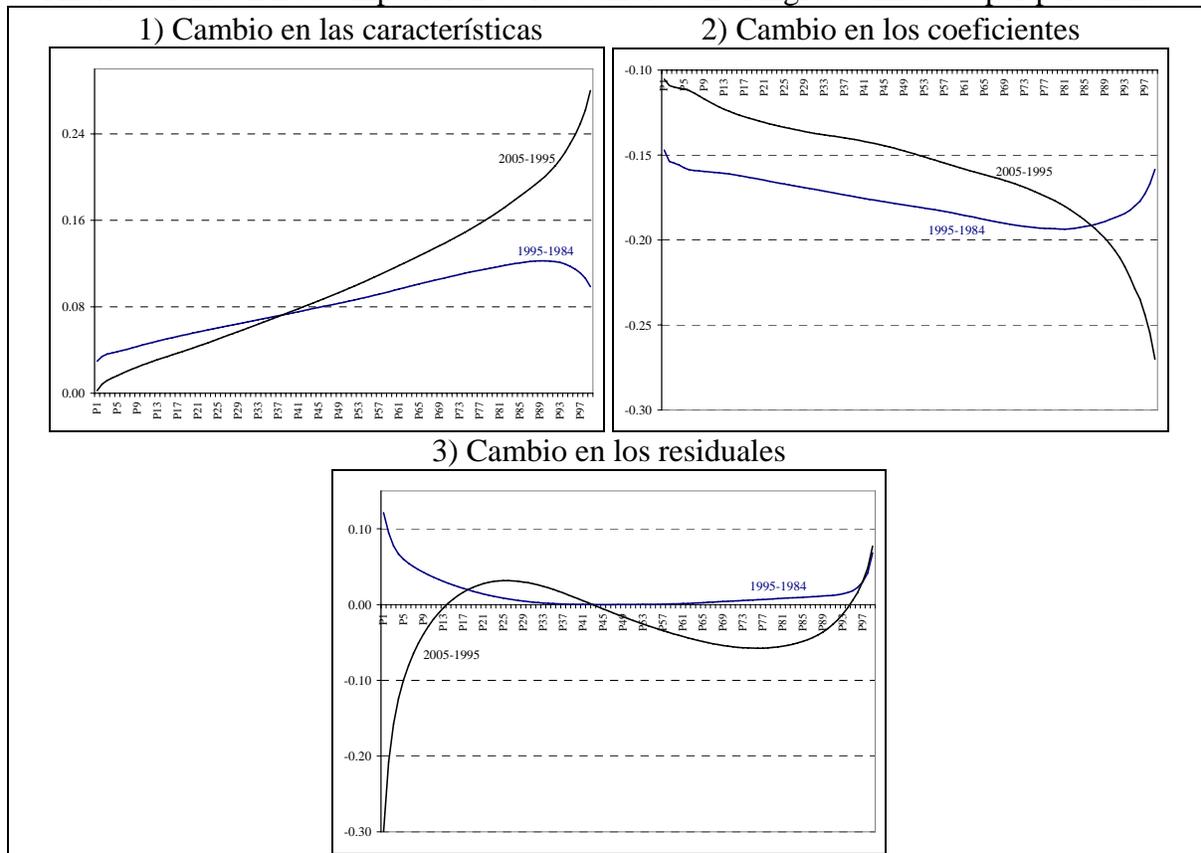
Anexo

Anexo. Gráfica 1 Ingreso simulado y observado 1984, 1995, 2000 y 2005



Fuente: Ingreso Observado Encuestas de Hogares. Ingreso simulado cálculos propios.

Anexo. Gráfica 2 Descomposición de los cambios en el ingreso simulado por percentiles



Fuente: Cálculos propios.

Anexo. Tabla 1 Coeficientes regresión por percentiles: P(10), P(50) y P(90)

Variable	$\hat{\beta} (0.1)$			$\hat{\beta} (0.5)$			$\hat{\beta} (0.9)$		
	1984	1995	2005	1984	1995	2005	1984	1995	2005
Exper	0.031 (0.0010)	0.022 (0.0013)	0.028 (0.0014)	0.044 (0.0006)	0.032 (0.0008)	0.022 (0.0008)	0.052 (0.0012)	0.038 (0.0013)	0.039 (0.0012)
Exper2	0.000 (0.0000)	0.000 (0.0000)	0.000 (0.0000)	-0.001 (0.0000)	0.000 (0.0000)	0.000 (0.0000)	-0.001 (0.0000)	0.000 (0.0000)	0.000 (0.0000)
Primaria	0.050 (0.0042)	0.040 (0.0059)	0.082 (0.0114)	0.055 (0.0021)	0.048 (0.0028)	0.039 (0.0042)	0.067 (0.0044)	0.062 (0.0061)	0.050 (0.0057)
Secundaria	0.065 (0.0019)	0.044 (0.0020)	0.059 (0.0034)	0.090 (0.0012)	0.071 (0.0014)	0.054 (0.0016)	0.116 (0.0024)	0.096 (0.0025)	0.088 (0.0022)
Universidad	0.142 (0.0032)	0.146 (0.0037)	0.117 (0.0029)	0.172 (0.0021)	0.182 (0.0020)	0.162 (0.0018)	0.194 (0.0036)	0.217 (0.0043)	0.221 (0.0036)
Empleado Público	0.252 (0.0117)	0.219 (0.0165)	0.258 (0.0233)	0.182 (0.0085)	0.190 (0.0115)	0.287 (0.0141)	0.058 (0.0116)	0.130 (0.0180)	0.195 (0.0211)
Agricultura, caza, Selvicultura y pesca	-0.242 (0.0452)	-0.114 (0.0428)	-0.155 (0.0490)	-0.110 (0.0213)	-0.068 (0.0235)	-0.018 (0.0247)	-0.113 (0.0491)	-0.052 (0.0518)	-0.059 (0.0499)
Minería	0.098 (0.0351)	0.164 (0.0439)	0.167 (0.1117)	0.250 (0.0674)	0.279 (0.0665)	0.290 (0.0698)	0.432 (0.0493)	0.493 (0.0683)	0.534 (0.2250)
Manufactura	0.030 (0.0108)	0.071 (0.0141)	0.016 (0.0147)	0.025 (0.0103)	0.026 (0.0113)	0.038 (0.0112)	0.004 (0.0171)	0.044 (0.0215)	-0.019 (0.0295)
Electricidad, Gas y agua	0.012 (0.0273)	-0.003 (0.0370)	0.055 (0.0563)	0.019 (0.0219)	0.038 (0.0238)	0.145 (0.0286)	0.037 (0.0306)	0.026 (0.0410)	0.076 (0.0528)
Construcción	-0.012 (0.0140)	0.037 (0.0171)	-0.180 (0.0268)	-0.023 (0.0123)	0.014 (0.0133)	-0.069 (0.0123)	-0.043 (0.0190)	0.088 (0.0240)	-0.177 (0.0283)
Comercio	-0.123 (0.0132)	-0.023 (0.0156)	-0.132 (0.0160)	-0.066 (0.0109)	-0.043 (0.0122)	-0.053 (0.0121)	-0.044 (0.0186)	0.008 (0.0246)	-0.106 (0.0298)
Transporte y comunicaciones	-0.156 (0.0171)	-0.072 (0.0165)	-0.106 (0.0219)	-0.071 (0.0114)	-0.019 (0.0132)	-0.058 (0.0121)	0.034 (0.0213)	0.090 (0.0276)	-0.085 (0.0323)
Servicios personales	-0.130 (0.0139)	-0.036 (0.0148)	0.026 (0.0200)	-0.061 (0.0123)	-0.018 (0.0123)	0.045 (0.0148)	-0.058 (0.0182)	0.030 (0.0230)	-0.031 (0.0328)
Medellín	0.057 (0.0085)	0.034 (0.0117)	0.136 (0.0155)	0.036 (0.0047)	-0.078 (0.0068)	0.048 (0.0096)	-0.024 (0.0111)	-0.191 (0.0166)	-0.057 (0.0174)
Cali	0.037 (0.0111)	0.032 (0.0154)	-0.023 (0.0201)	0.022 (0.0069)	-0.007 (0.0102)	0.003 (0.0105)	-0.001 (0.0122)	-0.062 (0.0175)	-0.025 (0.0204)
Barranquilla	-0.002 (0.0104)	-0.116 (0.0144)	-0.009 (0.0195)	-0.009 (0.0065)	-0.213 (0.0095)	-0.073 (0.0109)	-0.065 (0.0153)	-0.265 (0.0162)	-0.240 (0.0232)
Bucaramanga	0.059 (0.0135)	0.025 (0.0143)	-0.099 (0.0236)	0.046 (0.0116)	-0.055 (0.0098)	-0.073 (0.0107)	0.011 (0.0215)	-0.131 (0.0213)	-0.112 (0.0213)
Manizales	-0.186 (0.0208)	-0.139 (0.0168)	-0.065 (0.0217)	-0.087 (0.0126)	-0.236 (0.0108)	-0.085 (0.0097)	-0.090 (0.0182)	-0.325 (0.0210)	-0.214 (0.0194)
Pasto	-0.453 (0.0240)	-0.379 (0.0200)	-0.308 (0.0232)	-0.252 (0.0117)	-0.362 (0.0121)	-0.242 (0.0132)	-0.250 (0.0206)	-0.431 (0.0233)	-0.326 (0.0236)
Cons	6.636 (0.0277)	6.680 (0.0373)	6.221 (0.0632)	6.833 (0.0162)	6.958 (0.0208)	6.971 (0.0270)	7.189 (0.0278)	7.330 (0.0401)	7.171 (0.0451)

Nota: Remuestreo de 100 replicaciones. Entre parentesis los errores estándar.

Anexo 2. Efecto en la desigualdad asociado a los residuales

Siguiendo a Melly (2005) los “residuales” se definen como la variación al rededor de la medida de tendencia central de la distribución, en este caso la mediana condicional, la cual se obtuvo a través de la *regresión mediana* (ecuación 2). Se pueden presentar varios casos (ver Melly (2005, appendix 1; 2006) y Autor, Katz y Kearney (2005, appendix 2)). En un primer escenario podemos tener un simple caso en donde no existen regresores y se tiene únicamente una constante, en este caso, los residuales serán simplemente la diferencia entre el estimador del percentil j y el percentil mediano, en este ejercicio tendríamos $j-1$ estimadores que se compararían con el estimador mediano.

Ahora suponga un segundo caso, en el cual se tienen covariables y asumimos que los residuales son independientes de los regresores. Este es el caso de JMP (1993). Bajo esta situación las regresiones por percentiles serán paralelas y únicamente la constante diferirá entre percentiles. En este caso, se toma la diferencia entre dos predicciones de percentiles condicionados (percentil j respecto al percentil mediano), lo cual es asintóticamente idéntico a tomar los percentiles de la distribución de residuales MCO. Melly y Autor, Katz y Kerney advierten que si los supuestos clásicos del Modelo de Mínimos Cuadrados Ordinarios como la homocedasticidad se cumplen, entonces el método más eficiente es el propuesto pro JMP (1993). Melly (2005, appendix 1) realiza algunas simulaciones para comparar métodos y concluye lo siguiente:

“To conclude, these simulations show that the JMP decomposition is the most restrictive decomposition but the most efficient one if all restrictions are satisfied. In particular, assuming independent residuals strongly affects the conclusions in the presence of heteroscedasticity” (Melly, 2005, appendix 1).

Cuando existe heterocedasticidad y no se garantiza la independencia, entonces los cambios en la distribución condicional cambian con el valor de las covariables, en estos casos la regresión por percentiles es consistente para cada percentil condicionado. Por lo tanto, la diferencia entre el coeficiente estimado del percentil j y el coeficiente estimado en la mediana multiplicados por la matriz de covariables es consistente con la distribución de los residuales para los valores de esta matriz.