



Desarrollo y Sociedad

ISSN: 0120-3584

revistadesarrolloy sociedad@uniandes.edu.co

Universidad de Los Andes

Colombia

Posso, Christian Manuel

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

Desarrollo y Sociedad, núm. 66, 2010, pp. 65-113

Universidad de Los Andes

Bogotá, Colombia

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=169120015003>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica

Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal

Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto



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

Wage Inequality in Colombia 1984-2005: Changes in the Labor Market Composition and Returns of the Post-Secondary Education

Christian Manuel Posso**

Resumen

El período 1984-2005 se caracterizó por un incremento sustancial en la desigualdad salarial, la cual fue mucho más profunda después de 1995 y más importante en el grupo de los trabajadores más educados. Adicionalmente, después de 1995 el mercado laboral colombiano mostró un crecimiento significativo de la población con educación postsecundaria. Este documento presenta nuevas alternativas para el análisis de la desigualdad en Colombia. Se usa un método para descomponer la desigualdad basado en la estimación de la distribución condicional de ingresos mediante el método de regresión por percentiles, el cual permite descomponer los cambios en la distribución en tres

* Agradezco a Carlos Medina, Hugo López, Carlos Eduardo Vélez, Leonardo Morales, Lina Cardona, Francisco Lasso y a los evaluadores anónimos por sus comentarios y sugerencias 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.

** Investigador del Banco de la República, sucursal Medellín. Correos electrónicos: *cpososu@banrep.gov.co*, *cpososu@gmail.com*.

Este artículo fue recibido el 16 de marzo de 2009; modificado el 27 de agosto de 2010 y, finalmente, aceptado el 1° de septiembre de 2010.

componentes: características, coeficientes y residuales. Finalmente, esta metodología aborda algunas de las deficiencias del método original de la descomposición de Juhn, Murphy y Pierce (1993), que se ha utilizado ampliamente en el caso colombiano.

Los resultados muestran que el crecimiento de la desigualdad salarial depende principalmente de los cambios en la distribución de características de los trabajadores para el período 1984-2005. Este resultado es sustancialmente diferente de los encontrados en la literatura colombiana, los cuales muestran que el crecimiento de la desigualdad depende de manera crucial de los residuales, especialmente en aquellos estudios que aplicaron la metodología de Juhn, Murphy y Pierce (1993). Además, usando los coeficientes estimados por el método de regresión por percentiles, este documento muestra que los retornos a la educación postsecundaria tienen un rol significativo en la explicación de la desigualdad en el grupo de los más educados, particularmente por la caída que sufren los retornos en la parte baja de la distribución (50/10) para el período 1995-2005.

Palabras clave: desigualdad salarial, regresión por percentiles, descomposición de ingresos, retornos a la educación.

Clasificación JEL: C14, J31, I21.

Abstract

The period 1984-2005 was characterized by a substantial increase in wage inequality, which was deeper after 1995 and higher in the group of the most skilled workers. Also, after 1995 the labor market showed a significant growth of the working population with post-secondary education. This paper presents new alternatives for the analysis of wage inequality in Colombia. We used a decomposition method for inequality based on an estimate of conditional income distribution using the Quantile Regression method, which is a method that decomposes the changes on the distribution in three factors: characteristics, coefficients and residuals. Finally, our methodology addresses some of the shortcomings of the original method of decomposition of Juhn, Murphy and Pierce (1993), which has been used widely in the analysis of the Colombian case.

Our results show that growth in inequality depends mainly on changes in the distribution of characteristics of employees for the period 1984-2005. This result is different from the issues raised by some previous studies, which showed that growth in inequality depends crucially on the residuals —particularly those studies that applied the JMP methodology—. In addition, using coefficients estimated by Quantile Regressions method, we show that the returns of post-secondary education have a major role in explaining the growth of inequality within the group of the most educated, particularly by a drop in the return in the lower distribution (50/10) for the period 1995-2005.

Key words: Wage inequality, quantile regression, income decomposition, returns to education.

JEL classification: C14, J31, I21.

Introducción

En los últimos veinte años la desigualdad de los ingresos laborales en el mercado de trabajo colombiano ha aumentado¹, en especial a mediados de los años noventa cuando creció notablemente hasta el período de recesión económica, en el cual disminuyó en forma leve. 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 le atribuye a un incremento en la demanda de los más calificados, la cual elevó el premio a la educación postsecundaria.

La literatura reciente muestra que los cambios en la desigualdad pueden ser producto de cambios en las características de la fuerza laboral, en

¹ Siguiendo los análisis de Juhn, Murphy y Pierce (1993), nuestro ejercicio utiliza el ingreso laboral con 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” (p. 411).

especial la educación y la experiencia. También se atribuye el cambio en la estructura salarial al crecimiento de la desigualdad en determinados grupos, como por ejemplo, los asalariados con postsecundaria. Algunos artículos que documentan estas hipótesis son Gosling, Machin y Meghir (2000), Autor, Katz y Kearney² (2005), Lemieux (2005) y Melly (2005). Este documento tiene como objetivo evidenciar 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 en el grupo de los más educados (desigualdad intragrupo) es un factor que ha desempeñado un papel fundamental en la transformación de la distribución de los salarios (este segundo efecto también se muestra en Martins y Pereira, 2003, y Lemieux, 2006).

Este artículo utiliza la información de las encuestas de hogares del Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE), desde 1984 hasta 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: a) ser mayor de 18 años y menor de 65 años, b) trabajar por lo menos veinte horas a la semana y c) 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. A su vez, 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 en el período 1984-2005, los cuales se hacen más notorios entre 1995-2005, debido principalmente a que en este subperíodo se dio un crecimiento significativo en la asistencia escolar y la población asalariada con educación universitaria, así como a una disminución importante del empleo público.

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



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, al contrario de lo planteado en la literatura colombiana donde los residuales se muestran como el factor más influyente. Atribuimos este efecto al incremento en el diferencial educativo en el mercado laboral. Un factor igualmente importante es la alta desigualdad intragrupo de los asalariados con postsecundaria, el cual desempeña un papel fundamental en el incremento de la desigualdad.

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

I. Desigualdad salarial: literatura colombiana

La desigualdad de ingresos en el mercado laboral colombiano ha sido un tema ampliamente abordado por los científicos sociales. Algunos de los trabajos más destacados son los de Núñez y Sánchez (1998), Attanasio, Goldberg y Pavcnik (2003), Santamaría (2004), Arango, Posada y Uribe (2005) y Tribín (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 y utilizando la metodología de Shorrocks (1982). La principal conclusión de este artículo es que el diferencial educativo es el factor que más afecta la desigualdad de los ingresos laborales; así, con la premisa de promover el acceso a la educación superior de los individuos ubicados en los quintiles inferiores del ingreso per cápita, los autores proponen una gran inversión en educación.

Attanasio *et al.* (2003) examinan 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 ochenta y noventa. Los autores plantean tres vías por las cuales la reducción de tarifas pudo haber afectado la distribución de ingresos. Primera,

los retornos a la educación universitaria, los cuales fueron guiados por el *cambio técnico sesgado hacia los más calificados*. Segunda, el cambio relativo en los salarios, el cual perjudicó principalmente a los sectores que presentaban bajos niveles salariales y a una gran porción de trabajadores con bajo nivel de calificación. Tercera, el cambio de la fuerza laboral hacia el sector informal. Así, para los autores existe cierta causalidad del crecimiento del comercio internacional y el crecimiento del sector informal. Los autores afirman que se generó un mayor crecimiento del sector informal en los sectores económicos donde hubo un mayor recorte de tarifas y existía una mayor exposición al comercio internacional.

Santamaría (2004) investiga la evolución de la distribución de ingresos laborales en Colombia. El autor afirma que los cambios en la oferta relativa de trabajo calificado combinados con un crecimiento a una tasa constante del sesgo tecnológico hacia los trabajadores más calificados explican el incremento relativo de los salarios de los trabajadores más calificados. Al contrario de Attanasio *et al.* (2003), Santamaría argumenta que el comercio internacional tuvo un efecto ecualizador sobre la distribución de ingresos laborales en Colombia, aunque advierte que este efecto es modesto comparado con los efectos producidos por el cambio en la oferta relativa de trabajo y el sesgo del cambio técnico. Adicionalmente, el autor muestra que el incremento en el nivel de desempleo en 1996 reduce la desigualdad, ya que este fenómeno afecta principalmente a individuos ubicados en la parte inferior de la distribución. La principal conclusión de Santamaría es que el crecimiento de la oferta relativa de trabajadores educados ha sido más rápido que las necesidades del país.

Tribín (2005) analiza la desigualdad en el mercado laboral bogotano para el período 1976-2000. Para ello utiliza la metodología de Junh, Murphy y Pierce (1993) que intenta descomponer los efectos sobre la desigualdad en tres componentes: a) cambios en la distribución de dotaciones individuales (características), b) cambios en los coeficientes (precios observables) y c) cambios en la distribución de los residuales. Tribín caracteriza el comportamiento de la desigualdad en tres períodos. Para el período 1976-1987 la disminución en la desigualdad fue guiada principalmente por los retornos a la educación (cambios en los coeficientes). El período 1987-1997 se caracterizó por



un aumento de la desigualdad, liderada por los cambios en los retornos de la educación y en los residuales. Finalmente, el período 1997-2000 se caracterizó por una disminución de la desigualdad guiada por un cambio en la distribución de las dotaciones, en especial, la educación. El autor concluye que la teoría de *skill-enhancing-trade* es la explicación más consistente con los cambios en la desigualdad desde 1987.

A diferencia del ejercicio de Tribín (2005), la metodología usada en este documento es capaz de capturar mejor los efectos de las características, lo cual reduce significativamente el efecto de los residuales, como lo advierten Melly (2005) y Autor *et al.* (2005). Además, la estimación de los errores estándar controla por la presencia de heterocedasticidad, lo que no sucede en Juhn *et al.* (1993).

Por su parte, Arango *et al.* (2005) analizan la evolución de los salarios reales de los trabajadores asalariados. Los autores buscan contrastar si *el cambio técnico sesgado hacia los más calificados* es la principal causa de las modificaciones en la estructura salarial en el mercado laboral colombiano. 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 lo cual utilizan diferentes valores de la elasticidad de sustitución entre estos dos factores. No obstante, 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 *et al.*, 2005, p. 26].

En definitiva, la mayoría de estudios desarrollados en Colombia asociados al tema del cambio técnico se encuentran con esta disyuntiva, de ahí la ausencia de test directos del impacto del cambio técnico sobre la contratación de empleo calificado y las rentas que produce este tipo de empleo. Una primera aproximación teórica y empírica del impacto del cambio técnico sobre la demanda de empleo acorde con la calificación y las tareas desempeñadas es presentada en Medina y Posso (2010), trabajo en el que los autores encuentran un incremento en los salarios y el número de empleos de los trabajadores ubicados en los extremos de la distribución de tareas, cuando estas se condicionan por educación o ingresos. Estos resultados soportan la tesis de polarización para el mercado laboral colombiano propuesta por Goos y Manning (2007), Autor, Katz y Kearney (2006, 2008) y Goos, Manning y Salomons (2009a, 2009b).

II. Datos

En este trabajo se utiliza la información de las encuestas de hogares del DANE para Colombia, desde 1984 hasta 2005³. Se seleccionó una muestra compuesta por hombres asalariados mayores de dieciocho años que trabajan por lo menos veinte horas a la semana en las siete principales áreas metropolitanas. Estas restricciones permiten en alguna medida evadir el sesgo de selección, el cual para el caso colombiano es significativamente más importante en las mujeres, como lo advierten Badel y Peña (2010). Este ejercicio se concentra en el mercado formal colombiano, por lo que sus conclusiones no deberían extenderse al sector informal del mercado laboral. La medida de ingreso utilizada en este artículo es el ingreso laboral por hora de cada individuo, el cual fue deflactado usando el índice de precios al consumidor (IPC, base 2006). Además del ingreso laboral, se incluyó el análisis de algunas

³ Desde 1984 hasta 1999 se usó la Encuesta Nacional de Hogares (ENH); desde 2000 hasta el segundo trimestre de 2005 se usó la Encuesta Continua de Hogares (ECH).

variables como la educación, la edad (lineal y al cuadrado), la rama de actividad económica a la cual pertenece y el área metropolitana en la que se localiza cada individuo.

La matriz de características con la cual se desarrolló el proceso de descomposición incluye algunas restricciones adicionales: hombres entre 18 y 65 años, individuos que ganen al menos un dólar al día y que trabajen cien o menos horas a la semana, y se excluyeron del análisis los individuos que tuvieran información *missing* en la variable dependiente o en alguna covariable. Las ecuaciones de ingresos incluyen como covariables la edad lineal y la cuadrática, la educación incluye una forma tipo *spline* que distingue entre nivel básico (5 años o menos de educación), secundaria (entre 6 y 11 años) y universitario (más de 11 años de educación) (Greene, 2003, p. 121). Adicionalmente se incluyó una *dummy* para los empleados del gobierno, así como *dummies* por rama de actividad y área metropolitana.

Algunas fuentes de información adicionales fueron las estadísticas publicadas por el DANE y el Banco de la República. El análisis descriptivo se desarrolló en Stata 10.0 y el cálculo de la descomposición en Gauss 9.0.

III. Descomposición en la distribución mediante regresión por percentiles

Las técnicas de descomposición son unos de los esquemas más usados para analizar la evolución de la desigualdad de los ingresos y existen múltiples aplicaciones para diferentes países (Fortin, Firpo y Lemieux, 2010). El uso de estas técnicas se desarrolló significativamente desde la publicación de los artículos seminales de Blinder (1973) y Oaxaca (1973), quienes construyeron el método de descomposición más utilizado en economía laboral contemporánea: la descomposición de Oaxaca-Blinder (OB). Es importante anotar que al igual que los métodos de descomposición de OB, la metodología usada en este documento sigue una aproximación de equilibrio parcial. Adicionalmente, esta metodología —así como la mayoría de las disponibles en la literatura— no desea encontrar relaciones estructurales entre las covariables y la variable que se desea descomponer. Una ampliación de las limitaciones

de este tipo de metodologías y una aproximación al análisis de equilibrio general se pueden encontrar en Fortin *et al.* (2010).

Para el caso colombiano se destacan los métodos de descomposición tipo Shorrocks (1982) utilizados por Núñez y Sánchez (1998) y Arango *et al.* (2005); y la metodología de Juhn *et al.* (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 (Autor *et al.*, 2005; Machado y Mata, 2005; Melly, 2005; Fortin *et al.*, 2010).

La metodología de descomposición implementada en este ejercicio tiene como objetivo encontrar la función de distribución en presencia de covariables, que en este caso en particular corresponde a la función de distribución del ingreso laboral. La distribución conjunta de los ingresos laborales es estimada a través de la regresión por cuantiles o percentiles (*quantile regression*) propuesta por Koenker y Bassett (1978) en cada uno de los años que se desea hacer la comparación. El mecanismo consiste en integrar la distribución condicional sobre el rango de las covariables y así obtener una distribución incondicional (Machado y Mata, 2005; Melly, 2005; Chernozhukov, Fernandez-Val y Melly⁴, 2009; Chernozhukov, Fernandez-Val y Galichon, 2010).

El insumo esencial es la estimación de ecuaciones de ingresos mediante 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 Mora (2003), Zárate (2003), Prada (2006) y Posso (2010) en el caso colombiano. Además, cuando se trata de caracterizar la distribución condicional de una variable como los ingresos laborales, el método de estimación por percentiles es menos limitado que el de mínimos cuadrados ordinarios. Buchinsky (1994) afirma lo siguiente:

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



“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 [p. 453].

Una segunda ventaja está implícita, pues la posibilidad de estimar la distribución condicional nos permite obtener la distribución incondicional, lo cual no es posible con la media condicional (Melly, 2005, p. 578; Fortin *et al.*, 2010). Melly (2005) argumenta que esta 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 propuesta por Juhn *et al.* (1993), utilizada en el caso colombiano por Tribín (2005), las cuales pueden llevar a sobreestimar el efecto de los premios asociados a las habilidades, especialmente las no observadas.

La metodología de Juhn *et al.* (1993), basada en una metodología que posiblemente sobreestima el premio de las habilidades no observadas, 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 el premio asociado tanto a la educación universitaria como a la secundaria, así como los retornos a las habilidades no observadas.
- 2) El patrón de desigualdad de los salarios en los años 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 años noventa 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 Juhn *et al.* (1993), entonces varias medidas de habilidad y las diferencias salariales entre hombres y mujeres, así como la de los blancos y negros, debieron incrementarse también. Sin embargo, ninguna de estas diferencias creció en las últimas tres décadas en Estados Unidos.

En general, el factor que más afectó los residuales es el precio o retorno de las habilidades no observadas, el cual puede incrementarse por un aumento en los hábiles, por lo cual 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].

Al respecto, Lemieux (2005) argumenta:

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 [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 sobreestimar el efecto de los residuales asociados al premio de las habilidades no observadas. La técnica propuesta por Autor *et al.* (2005) y Melly (2005), basada en los desarrollos previos de Machado y Matta (2005) y en los trabajos 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 hipótesis de este artículo es que el efecto de las características (como la educación, la experiencia y otras características) 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 períodos⁵⁵.

La descomposición tiene dos grandes pasos. En el primero se estima la distribución condicional de la variable dependiente utilizando una 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 cien replicaciones (*bootstrapping*). 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 ésimo 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):

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

⁵ Se compara 1984 con 2005, por ser representativos del grueso del período para el que se tiene información para siete áreas metropolitanas. A su vez, se comparan dos subperíodos, 1984 con 1995 y 1995 con 2005. Se escogieron años que abarcaran en gran medida el período estudiado y que no estuvieran caracterizados por grandes crisis económicas (como los años 1999 o 2000). En el cuadro A1 del anexo se muestran algunas estadísticas de la variación del PIB y la tasa de desempleo (TD).

⁶ La presentación de Autor *et al.* (2005) tiene el mismo contexto, aunque la notación es algo diferente.

donde 1 (.) es la función indicadora. El objetivo es minimizar la ponderación de la suma de los errores absolutos estimando a $\hat{\beta}(\tau)$ 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_1 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 necesariamente implica $x_i \hat{\beta}(\tau_j) \leq x_i \hat{\beta}(\tau_k)$. La solución a este problema es propuesta en Autor *et al.* (2005), Melly (2005, 2006) y Chernozhukov *et al.* (2009). Melly utiliza la siguiente propiedad de la población del θ ésimo percentil de y (q_0):

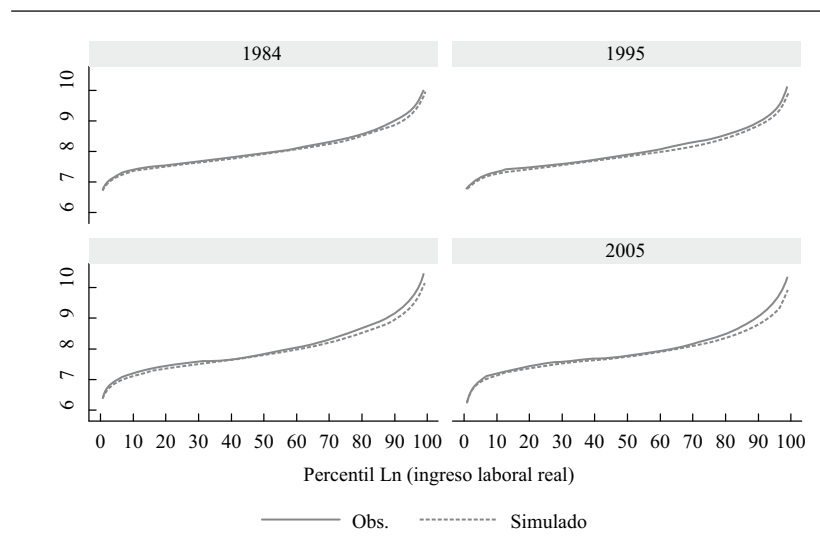
$$\begin{aligned} q_0 = F_y^{-1}(\theta) &\Leftrightarrow \int 1(y \leq q_0) dF_y(y) = \theta \Leftrightarrow \int \left(\int 1(y \leq q_0) f_{y/x}(y/x) dy \right) dF_x(x) = \theta \\ &\Leftrightarrow \int \left(\int_0^1 (F_{y/x}^{-1}(\tau/x) \leq q_0) d\tau \right) dF_x(x) = \theta. \end{aligned} \quad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

La última equivalencia se obtiene cambiando la variable de integración y nótese 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:

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

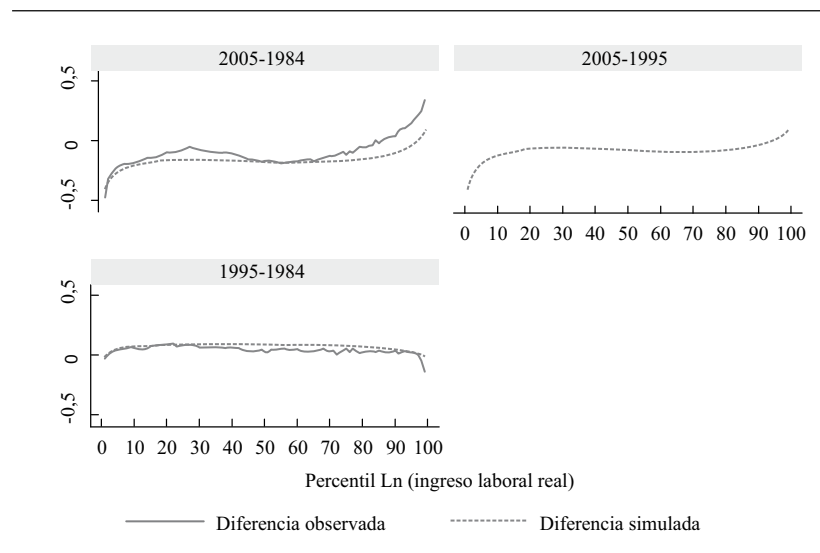
El gráfico 1 muestra el ingreso observado y el ingreso simulado con esta metodología por percentiles para 1984, 1995, 2000 y 2005, mientras que el gráfico 2 muestra las diferencias entre las distribuciones en los diferentes períodos. La consistencia y normalidad asintótica del estimador de q_0 es provista por Melly (2006). Este estimador nos da la posibilidad de simular la distribución contrafactual que será utilizada para descomponer las diferencias de la distribución.

Gráfico 1. Ingreso observado y simulado 1984-2005.



Fuente: Encuesta de Hogares 1984-2005, cálculos propios.

Gráfico 2. Diferencias en el ingreso entre períodos 1984-2005.



Fuente: Encuesta de Hogares 1984-2005, cálculos propios.

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 contra-factual de y que puede haber prevalecido en el año inicial (t_0), si la distribución de los atributos de los individuos hubiera sido como la del año de comparación (t_1). Para ello se debe optimizar la ecuación 4, donde la matriz x será la que prevalezca 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 (Juhn *et al.*, 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 $\hat{q}(\hat{\beta}^{m_{t_1}, r_{t_0}}, x^{t_1})$. Es decir, la matriz de información de los años 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:

$$\hat{q}(\hat{\beta}^{m_{t_1}, r_{t_0}}, x^{t_1}) \text{ y } \hat{q}(\hat{\beta}^{t_0}, x^{t_1}), \text{ donde}$$

$$\hat{\beta}^{m_{t_1}, r_{t_0}}(\tau_j) = (\hat{\beta}^{t_1}(0,5) + \hat{\beta}^{t_0}(\tau_j) - \hat{\beta}^{t_0}(0,5)). \quad (7)$$

Así, se estimará la distribución que podría haber prevalecido si el *retorno mediano* de las características fuera el mismo de t_1 , pero con los residuales distribuidos como en el año inicial. Este componente

⁷ Autor *et al.* (2005) denominan el cambio en los coeficientes (*changing between-group prices*), el cambio en los residuales (*changing within-group prices*) y el cambio en las características (*changing in labor force composition*).

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, véase el anexo 2). La descomposición final estaría dada por:

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

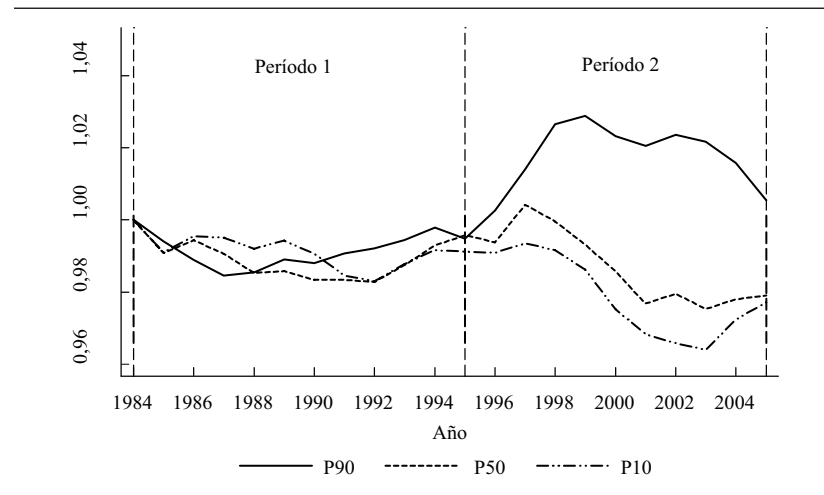
Así, el primer componente representa el efecto asociado al cambio en las características; el segundo componente muestra el cambio asociado a los coeficientes (respecto al percentil mediano), y el último calcula el efecto de los residuales.

IV. Desigualdad salarial en Colombia: algunos hechos estilizados

El comportamiento de la desigualdad salarial en el período 1984-2005 se puede caracterizar por dos subperíodos. En el primero (1984-1995), la desigualdad crece a una tasa reducida, mientras que en el segundo (1995-2005) la desigualdad se acelera de forma notable, en especial para el período de crisis económica que comenzó a sentirse en la segunda mitad de los años noventa, y se evidenció en 1999 con una caída del 4% en el PIB y con tasas de desempleo urbano de más del 20%. A su vez, entre 1984 y 2005 crece la población asalariada con educación superior, aunque este crecimiento es significativamente más importante entre 1995 y 2005.

Como se observa en los gráficos 3 y 4, la desigualdad salarial se incrementó en la mitad de los años noventa. En efecto, para 1995 el diferencial salarial 90-10 así como la desviación estándar se aceleran de forma importante. Este patrón se revierte en el 2000 cuando estos indicadores empiezan a caer, aunque la desigualdad para 2005 permanece en niveles superiores a los de 1995. Estos gráficos muestran que 1998 y 1999 fueron los años de mayor crecimiento en la desigualdad salarial. No obstante, después de la recesión no se retorna a los niveles de desigualdad previos a ella.

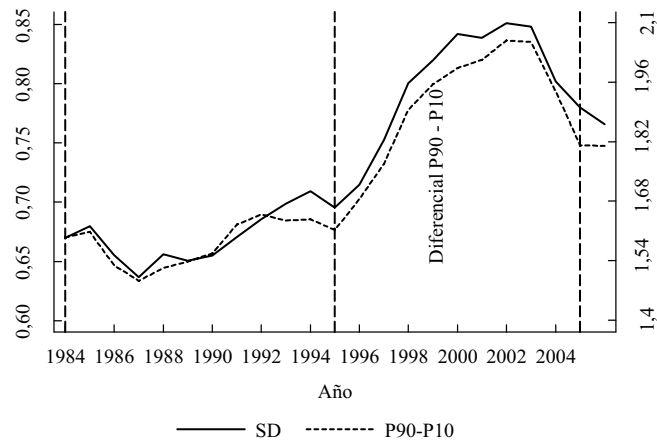
Gráfico 3. Ln ingreso real hora: percentiles 90, 50 y 10 (1984 = 1).



Fuente: Encuesta de Hogares 1984-2005, cálculos propios.

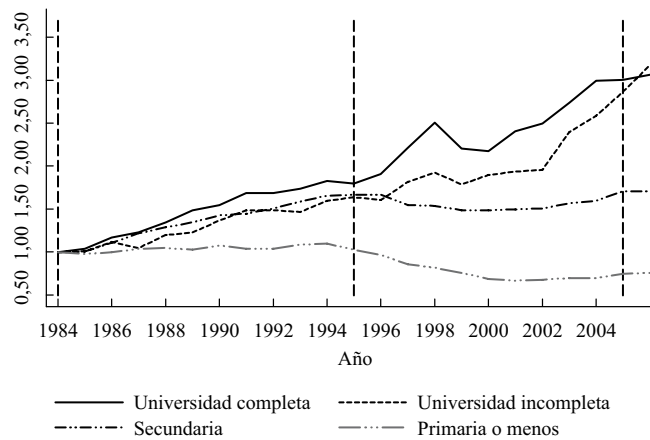
El período de análisis se caracteriza por presentar grandes cambios en las características de la población asalariada, en especial en la educación. En el gráfico 5, que muestra el crecimiento de la población asalariada por niveles educativos, se puede ver que los asalariados con universidad completa e incompleta crecieron desde 1984 y que en 1995 este crecimiento se acelera, mientras que el crecimiento de la población con secundaria se estanca para posteriormente caer.

Gráfico 4. Logaritmo ingreso real hora: desviación estándar y diferencial salarial 90-10.



Fuente: Encuesta de Hogares 1984-2005, cálculos propios.

Gráfico 5. Crecimiento población asalariada por nivel educativo.

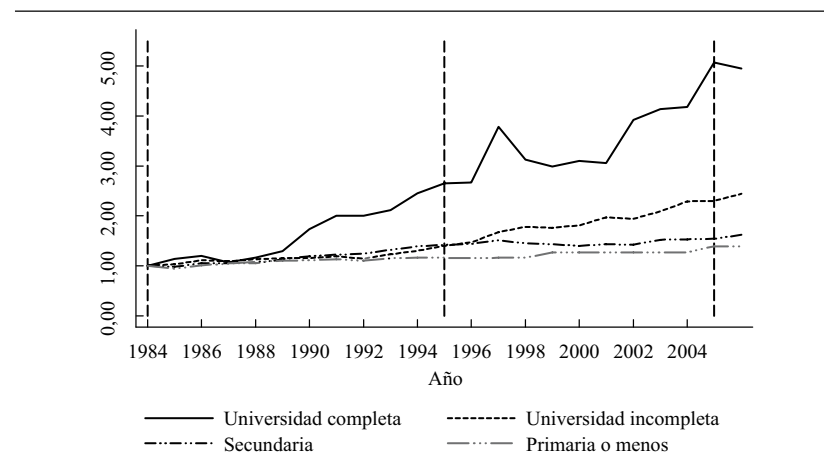


Fuente: Encuesta de Hogares 1984-2005, cálculos propios.

La relación asalariados con grado de secundaria o menos sobre asalariados con postsecundaria cayó aproximadamente en 20% entre 1984 y 2005, mientras que entre 1995 y 2005 cayó aproximadamente en 40%. Es importante anotar que este fenómeno fue precedido por un crecimiento de la asistencia escolar a partir de 1989 para personas con más de dieciséis años de educación, el cual se acentuó para el final del período y posiblemente se seguirá profundizando en el futuro próximo, como se aprecia en el gráfico 6.

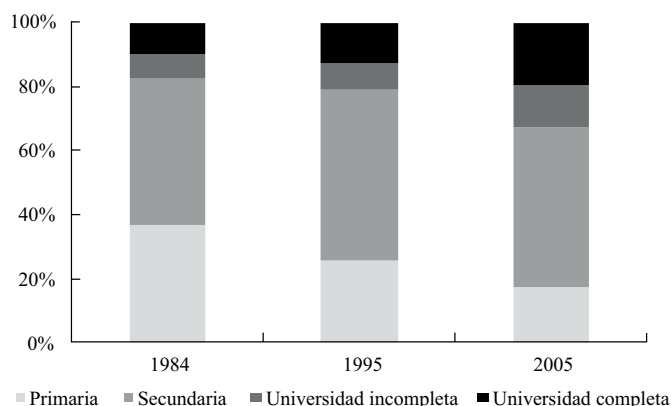
En el gráfico 7 se puede observar el cambio que se presentó en educación básica entre 1984 y 1995 y el gran cambio que sufrió la educación superior entre 1995 y 2005. Es necesario anotar que el mercado laboral colombiano, en el período 1984-2005 (con individuos nacidos entre 1900 y 1993), depende de muchos otros mercados, en especial de las grandes transformaciones que han sufrido los sistemas educativos público y privado en los últimos cien años.

Gráfico 6. Crecimiento asistencia escolar nivel educativo.



Fuente: Encuesta de Hogares 1984-2005, cálculos propios.

Gráfico 7. Población asalariada por nivel educativo: 1984, 1995 y 2005.



Fuente: Encuesta de Hogares 1984-2005, cálculos propios.

Por ejemplo, a inicios del siglo xx Colombia se recuperaba de la guerra civil de los Mil Días (1899-1902) y sufría una profunda crisis económica, que traía como consecuencia aumentos en la deserción escolar de los niños. Con ley 56 de 1927 —que instituyó el Ministerio de Educación Nacional con el nombre con el que lo conocemos hoy en día—, Colombia se tomó en serio la educación secundaria y produjo grandes cambios en el sistema educativo. La hora de la educación superior sólo llegó hasta las décadas de los cuarenta y cincuenta, cuando el gobierno nacional impulsó la creación de universidades públicas y privadas⁸ y del Servicio Nacional de Aprendizaje (SENA), fundado en 1957. A finales de la década de los ochenta y en la década de los noventa, el gobierno colombiano se concentró en la expansión de la educación secundaria en Colombia⁹. La educación superior actual

⁸ No obstante, la historia de las universidades en Colombia es más amplia. Por ejemplo, la Universidad del Rosario fue fundada en 1653, aunque inicialmente estaba más enfocada a la educación básica. La Universidad de Antioquia fue fundada en 1803. La Universidad Nacional, tal y como se conoce hoy en día, fue impulsada por el presidente Alfonso López Pumarejo en 1935. La Universidad del Valle fue fundada en 1945, al igual que la Universidad Industrial de Santander. En 1948 fue fundada la Universidad de los Andes, en 1968 la Universidad Autónoma de Occidente y en 1971 la Universidad EAFIT.

⁹ Un ejemplo de esta iniciativa es el Plan de la Ampliación de Cobertura en la Educación Secundaria (Paces), que inició en 1993.

se reglamentó con la ley 30 de 1992 y en 1994 se promulgó la Ley General de Educación (ley 115).

Finalmente, en la década de los noventa el sistema educativo junto con el mercado laboral sufrieron grandes transformaciones como producto de la reducción de los costos de la tecnología y la información. Medina y Posso (2010) documentan que la entrada de los computadores y el Internet en Colombia sólo se dio de forma importante a mediados de la década de los noventa, donde simultáneamente cayó de forma significativa el precio de las tecnologías, patrón que se mantiene hasta la actualidad. Todos estos cambios producen que en el mercado laboral actual confluyan individuos que estuvieron en diferentes etapas del sistema educativo colombiano con choques tecnológicos diferenciados.

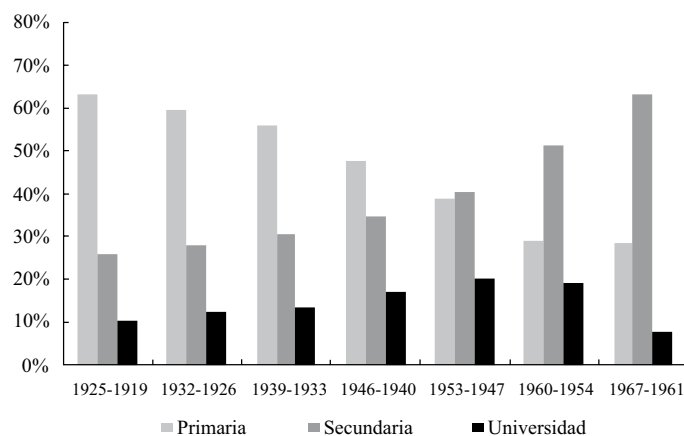
Por ejemplo, si restringimos el mercado laboral del 2005 a personas entre 18 y 65 años, nos encontraremos con individuos que nacieron entre 1940 y 1987 e ingresaron al sistema educativo entre 1946 y 1993. Los de más edad fueron testigos de grandes transformaciones en la educación superior con la aparición de instituciones como el SENA, la Universidad del Valle, la Universidad de los Andes o la Universidad Industrial de Santander, pero también de los grandes cuellos de botella que presentaban la educación primaria y secundaria, mientras que los más jóvenes participaron de un sistema educativo consolidado, con una expansión sin precedentes en los últimos treinta años y con fuertes choques tecnológicos debido a la entrada de los computadores en los hogares y las aulas de clase, así como a la llegada de Internet.

Los gráficos 8A a 8C analizan los mercados laborales de 1984, 1995 y 2005 por cohortes de nacimiento. En el gráfico 8A se observa que las diferentes cohortes que confluían en el mercado laboral en 1984 se componían predominantemente de individuos con educación primaria, aunque los trabajadores jóvenes de aquella época —los nacidos entre 1954 y 1967— ya mostraban un patrón de cambio pues tenían principalmente grado de secundaria. El gráfico 8B muestra la historia de 1995, momento en el cual se puede ver un gran cambio, ya que la mayoría de las cohortes estaban representadas por individuos con grado de secundaria. Finalmente, el gráfico 8C representa el mercado

laboral colombiano en el 2005, en donde se destaca el hecho de que aunque para ese año seguían siendo predominantes los individuos con educación secundaria, ya se observaba una transformación sin precedentes en la educación universitaria, pues la mayoría de las cohortes contaban con participaciones cercanas al 30%. Es factible pensar que en las próximas décadas observaremos un mercado laboral donde predominarán los individuos con educación universitaria.

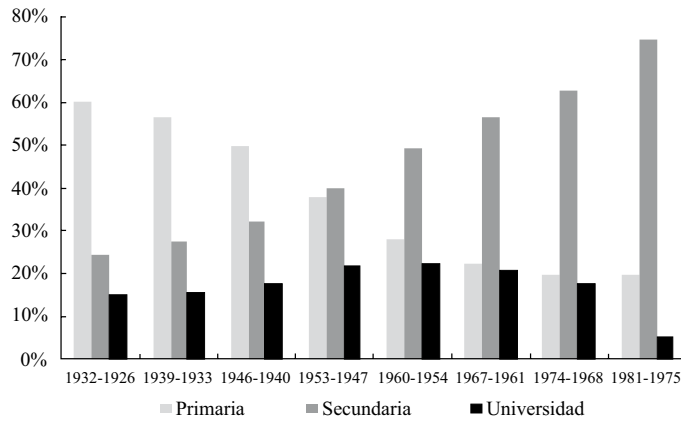
En general, se puede concluir que las características de los individuos que participan o participaron en el mercado laboral durante el período de análisis son heterogéneas. En el período 1984-2005 la desigualdad salarial creció significativamente, pero a su vez el mercado laboral sufrió fuertes cambios en su composición como resultado de las grandes revoluciones educativas que ha vivido el país en los últimos cien años. Con el paso de las décadas, los nuevos integrantes del mercado asistieron a sistemas educativos diferentes, con choques tecnológicos pronunciados y nunca antes vividos en la historia del país.

Gráfico 8A. Nivel educativo por cohortes, 1984.



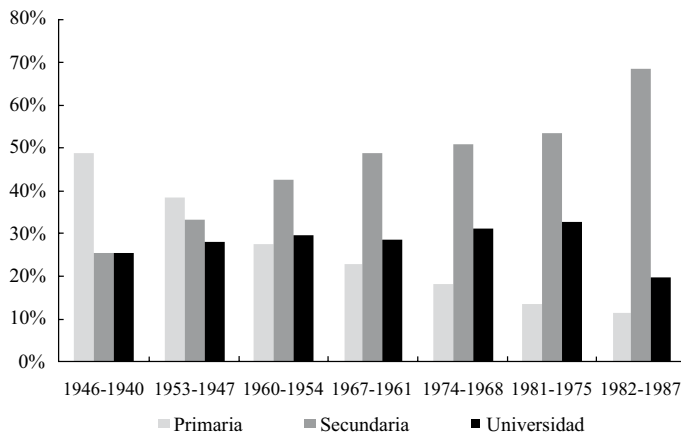
Fuente: Encuesta de Hogares 1984, cálculos propios.

Gráfico 8B. Nivel educativo por cohortes, 1995.



Fuente: Encuesta de Hogares 1995, cálculos propios.

Gráfico 8C. Nivel educativo por cohortes, 2005.

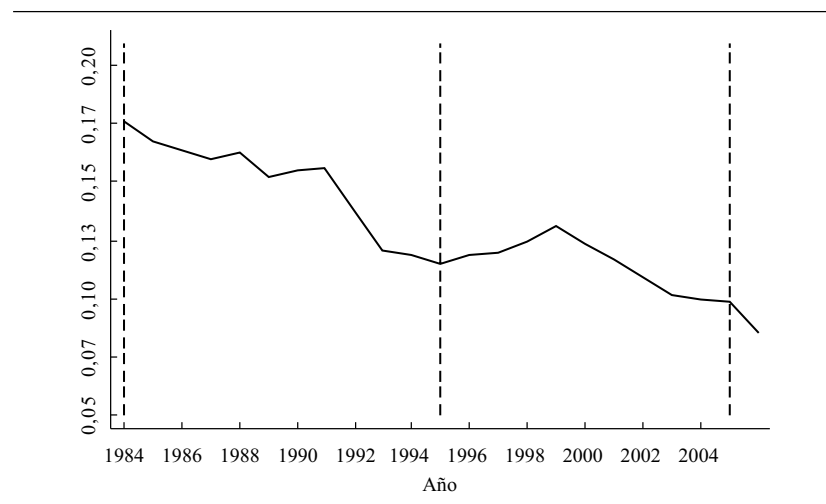


Fuente: Encuesta de Hogares 2005, cálculos propios.

Simultáneamente a los cambios en composición por educación y cohortes, el mercado laboral ha sufrido cambios en otras variables. Por ejemplo, el gráfico 9 muestra que la participación del sector público ha

caído significativamente entre 1984 y 2005. Mientras que en 1984 el empleo público participaba con el 17%, para el 2005 esta participación era de aproximadamente 8%. El gráfico 10 muestra la participación de las diferentes ramas de actividad en 1984, 1995 y 2005. En dicho gráfico se puede apreciar que las ramas de comercio, transporte y comunicaciones y el sector financiero ganaron participación durante el período de análisis, mientras que la industria, el sector de servicios y la construcción redujeron su participación.

Gráfico 9. Participación del empleo público.

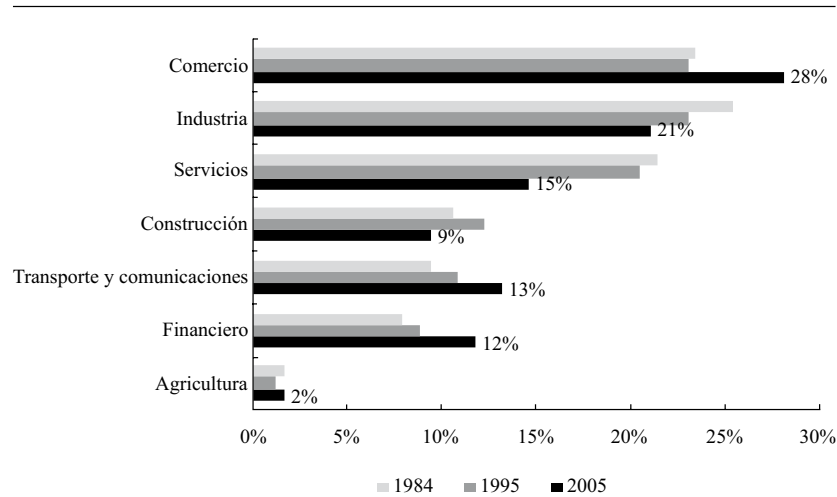


Fuente: Encuesta de Hogares 1984-2005, cálculos propios.

Por su parte, la rentabilidad de la educación universitaria muestra dos comportamientos. En el período 1995-1984 creció significativamente, en especial para los percentiles superiores de la distribución, mientras que entre 1995 y 2005 el retorno de los percentiles superiores se mantuvo en los niveles de 1995 y los retornos de los percentiles inferiores cayeron significativamente. El gráfico 11 muestra que los diferenciales salariales —entre P90 y P10— de los más educados (educación superior completa y posgrado) crecieron a ritmos importantes después de 1995. Al final del período analizado el diferencial cae, aunque se mantiene a niveles superiores a los de 1984 y 1995 (33% más alto que en 1984 y 19% más alto que en 1995). En los otros niveles educativos

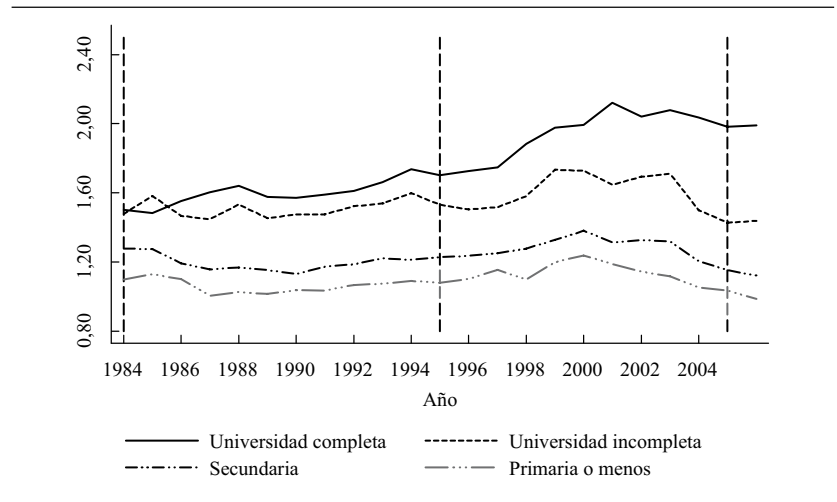
se observa un crecimiento de la desigualdad para el período de crisis, aunque posteriormente la desigualdad cae de forma significativa.

Gráfico 10. Composición por ramas de actividad.



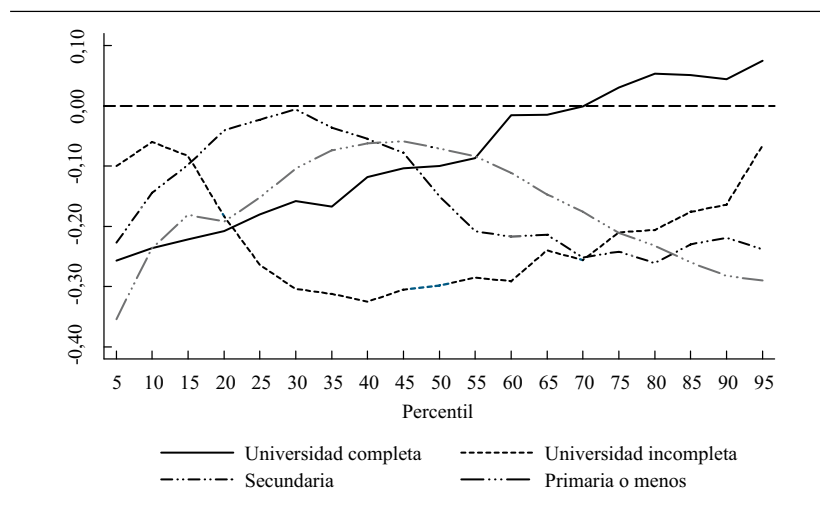
Fuente: Encuesta de Hogares 1984, 1995 y 2005, cálculos propios.

Gráfico 11. Diferencial salarial 90-10 por nivel educativo.



Fuente: Encuestas de Hogares 1984-2005, cálculos propios.

Gráfico 12. Diferencia Ln (ingreso real hora) por percentiles y nivel educativo 1995-2005.



Fuente: Encuestas de Hogares 1984-2005, cálculos propios.

El gráfico 12 muestra la diferencia en el ingreso por percentiles entre 2005 y 1995, si se condiciona por el nivel educativo. Se puede apreciar que el ingreso de los más educados (educación superior completa y posgrado) creció para los percentiles superiores al 70 (los mejor pagados). En 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 mediano¹⁰. 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.

En general, se plantean dos hipótesis: primera, el crecimiento de la desigualdad se asocia esencialmente a la distribución de características de los asalariados. Segunda, en la parte alta de la distribución la desigualdad se puede asociar a un fenómeno intragrupo, en especial en

¹⁰ Estos hechos son documentados con mayor profundidad en Medina y Posso (2010).

el grupo de asalariados con educación universitaria. A continuación se desarrollará una descomposición de los cambios en la distribución del ingreso utilizando regresión por percentiles entre el período 1984-2005, con el objetivo de encontrar la fuente de los cambios en la desigualdad en dicho período.

A. Descomposición de la desigualdad salarial en Colombia mediante regresión por percentiles

La década de los noventa se caracterizó por un incremento significativo de la desigualdad salarial en el mercado laboral colombiano (véanse gráficos 3 y 4). Entre 1984 y 2005 el ingreso real de los asalariados en el percentil 10 cayó casi 10%, mientras que el de los asalariados en el percentil 90 creció 5%.

El cuadro 1 muestra el comportamiento de la desigualdad salarial para el período 1984-2005 y algunos subperíodos, al utilizar una descomposición con regresión por percentiles propuesta por Autor *et al.* (2005) y Melly (2005), ya presentada en la sección 3. El análisis por percentiles permite tener un panorama más amplio de lo que sucede en la distribución de salarios, ya que mientras la mediana puede ser usada como una medida de tendencia central, los percentiles alrededor de ella pueden ser usados para caracterizar los cambios en la dispersión u otros aspectos de la distribución de salarios (Gosling *et al.*, 2000, p. 637).

El cuadro 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, como lo proponen Juhn *et al.* (1993). Se incluyen algunas mediciones como la mediana, la desviación estándar (SD), el diferencial entre percentiles 90-10, 50-10 y 90-50¹¹.

Los resultados revelan que las características tienen un efecto positivo y significativo sobre el comportamiento del salario mediano en todos los períodos, en particular para el período 1984-2005. Es decir, al valorar las características de 1984 y de 2005 con los coeficientes de 1984, se

¹¹ Para la descomposición se usó Gauss 9.0.



observa un incremento importante del salario mediano en este período (igual ocurre en todos los subperíodos). Este efecto es positivo y creciente con respecto a los percentiles, pero 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 cayó de forma importante en el período analizado (véanse gráficos 13A a 13C).

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 *et al.*, 2000; Melly, 2005; Lemieux, 2006). Las medidas de desigualdad (véase cuadro 1) muestran que las características de los asalariados son el factor que más ha incrementado la desigualdad salarial en los diferentes períodos 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 se explica principalmente por el cambio en las características a través de los períodos.

Como se aprecia en 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 período 1984-2005 se toman las matrices de información de los dos años y el vector de coeficientes de 1984, de tal forma que el diferencial será explicado exclusivamente por el cambio en las características entre estos dos años.

En el período 1984-2005 el incremento más importante se dio en la parte baja de la distribución, como se aprecia en el diferencial 50-10. Sin embargo, cuando este período se descompone en dos subperíodos (1984-1995 y 1995-2005), se observa que en el primer período la desigualdad salarial medida como el diferencial 90-10 o la desviación estándar fue mucho menor que en el segundo subperíodo, lo que implica que el diferencial salarial para el período 1984-2005 se explica principalmente por lo acontecido en el subperíodo 1995-2005. También se observa que para este primer subperíodo 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 período la historia es diferente: la desigualdad creció tanto en la parte alta como en la parte baja de la distribución y mostró 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 período 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 como en la alta de la distribución, efecto guiado en esencia por el cambio en la composición de la masa asalariada. Lo anterior posiblemente esté asociado a un cambio generacional en el mercado laboral; es decir, que 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 postsecundaria, 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 el debido al crecimiento de los diferenciales educativos. Este análisis podría complementarse con metodologías que analicen las cohortes que han ingresado al mercado laboral, como la propuesta por Gosling *et al.* (2000) o por nuevas metodologías como las de Firpo, Fortin y Lemieux (2007, 2009) y Fortin *et al.* (2010), que permiten ver el efecto diferenciado de cada una de las covariables.

Como muestra el gráfico 13A, 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 gráficos 13B y 13C muestran el comportamiento de los cambios debido a coeficientes y residuales.

Los resultados anteriores son la manifestación 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 *et al.*, 2000).

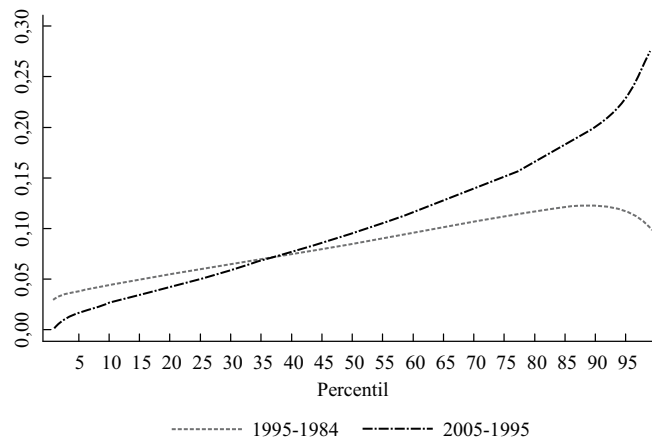
Cuadro 1. Descomposición de las diferencias en distribución usando regresión por percentiles 1984, 1995 y 2005.

Periodo	Estadístico	Cambio total	Características	Coeeficientes	Residuales
Panel A					
2005-1984	Mediana	-0,17	0,20	-0,35	-0,02
		(0,004)	(0,004)	(0,005)	(0,003)
	SD	0,05	0,09	-0,04	0,00
		(0,004)	(0,003)	(0,003)	(0,004)
	90-10	0,11	0,26	-0,11	-0,04
		(0,011)	(0,009)	(0,008)	(0,009)
	50-10	0,08	0,14	-0,06	0,00
		(0,008)	(0,007)	(0,007)	(0,007)
	90-50	0,03	0,12	-0,05	-0,04
		(0,007)	(0,004)	(0,003)	(0,007)
Panel B					
2005-1995	Mediana	-0,07	0,09	-0,15	-0,02
		(0,004)	(0,003)	(0,007)	(0,004)
	SD	0,04	0,07	-0,03	0,01
		(0,004)	(0,003)	(0,005)	(0,004)
	90-10	0,09	0,17	-0,08	0,00
		(0,011)	(0,008)	(0,013)	(0,009)
	50-10	0,04	0,11	-0,05	-0,01
		(0,009)	(0,007)	(0,011)	(0,006)
	90-50	0,05	0,07	-0,03	0,01
		(0,007)	(0,003)	(0,005)	(0,005)
Panel C					
1995-1984	Mediana	-0,10	0,08	-0,18	0,0004
		(0,004)	(0,003)	(0,007)	(0,004)
	SD	0,01	0,02	-0,01	-0,01
		(0,004)	(0,002)	(0,004)	(0,003)
	90-10	0,02	0,08	-0,03	-0,03
		(0,010)	(0,006)	(0,009)	(0,006)
	50-10	0,04	0,04	-0,01	0,01
		(0,008)	(0,005)	(0,009)	(0,005)
	90-50	-0,02	0,04	-0,02	-0,04
		(0,005)	(0,002)	(0,005)	(0,003)

Fuente: Encuestas de Hogares 1984, 1995 y 2005, cálculos propios. Entre paréntesis los errores estándar. Los errores estándar fueron estimados con métodos *bootstrap* con 100 replicaciones. SD: desviación estándar.

Sin embargo, los resultados anteriores dejan algunos hechos sin analizar. En particular, para el período estudiado se observan grandes cambios en los premios a la educación postsecundaria y metodologías como las aplicadas en este documento no permiten recoger el impacto de una covariable en particular.

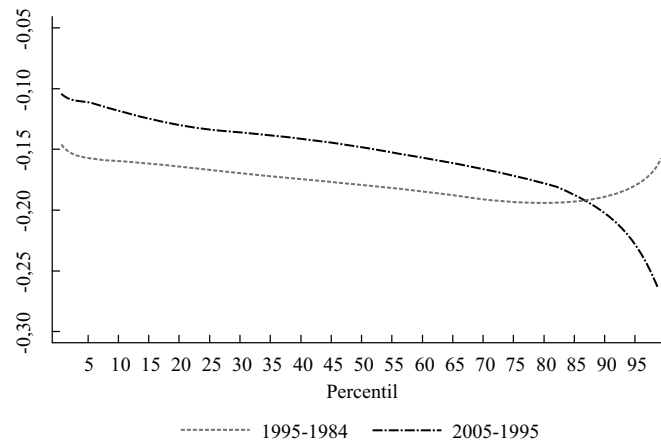
Gráfico 13A. Descomposición del ingreso simulado: características.



Fuente: Encuestas de Hogares 1984-2005, cálculos propios.

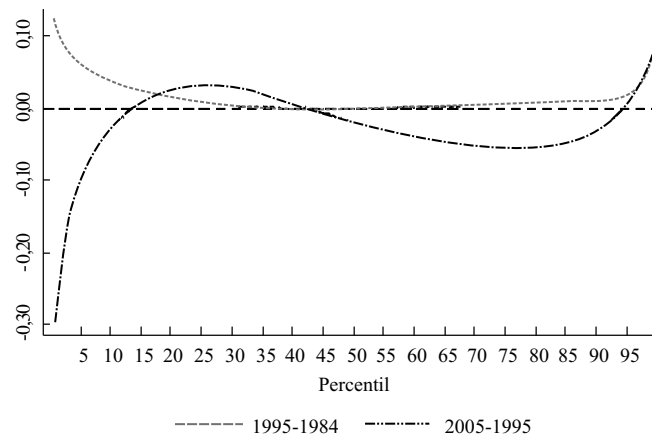
Lo anterior hace necesario aplicar metodologías con un mayor grado de desagregación como la propuesta por Firpo *et al.* (2007), la cual, en el caso colombiano, es aplicada por Posso, Riegler y Riegler (2011) para estudiar las diferencias asociadas al género. Adicionalmente, la metodología propuesta por Firpo *et al.* (2007) permite descomponer cualquier funcional de la distribución de ingresos, en particular la descomposición de la varianza y el Gini. La siguiente sección de este documento explora parcialmente la heterogeneidad en el retorno en la educación postsecundaria, la cual se dio paralelamente con el crecimiento de la asistencia educativa y de la población de asalariados con educación postsecundaria.

Gráfico 13B. Descomposición del ingreso simulado: coeficientes.



Fuente: Encuestas de Hogares 1984-2005, cálculos propios.

Gráfico 13C. Descomposición del ingreso simulado: residuales.



Fuente: Encuestas de Hogares 1984-2005, cálculos propios.

B. Desigualdad intragrupo: asalariados con educación postsecundaria

El proceso de descomposición requiere estimar regresiones para diferentes percentiles, en este caso en particular para 99 percentiles. Utilizando la información producida por estas estimaciones, el gráfico 14 muestra las rentabilidades de los diferentes niveles educativos que fueron tenidos en cuenta en este ejercicio¹². Como se puede apreciar, entre 1984 y 2005 el premio asociado a la educación universitaria cayó para los primeros 62 percentiles y de ahí en adelante se observa una diferencia positiva que empieza a ser importante después del percentil 85. Entre 1984 y 1995 este retorno se incrementó para los percentiles superiores al 90, con un incremento cercano al 16% en promedio. Entre 1995 y 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 promedio, entre el percentil 10 y el mediano se generó una pérdida aproximadamente de 20% en el retorno a la educación universitaria.

Así, a la pregunta de David Card (1994, p. 33): “Is the labor force reasonably well described by a constant return to education for all workers?”, 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 período en que la relación entre asalariados con secundaria o menos y asalariados con postsecundaria cayó aproximadamente en 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. Este resultado no es perfectamente compatible con la hipótesis del *skill-biased technical change* (SBTC) propuesta por Katz y Murphy (1992) y Acemoglu (2002)¹³, pues según el modelo básico propuesto por los autores ante un incremento en

¹² El anexo 1 muestra la estimación de los demás coeficientes usados en la descomposición para los diferentes períodos de análisis.

¹³ Estimaciones de esta hipótesis para el caso colombiano se pueden encontrar en Núñez y Sánchez (1998), Santamaría (2004) y Medina y Posso (2010).



la oferta relativa de trabajadores calificados —con todos los demás factores constantes— el premio a educarse debería caer; no obstante, para el caso colombiano esta hipótesis parece no cumplirse para los trabajadores mejor pagados.

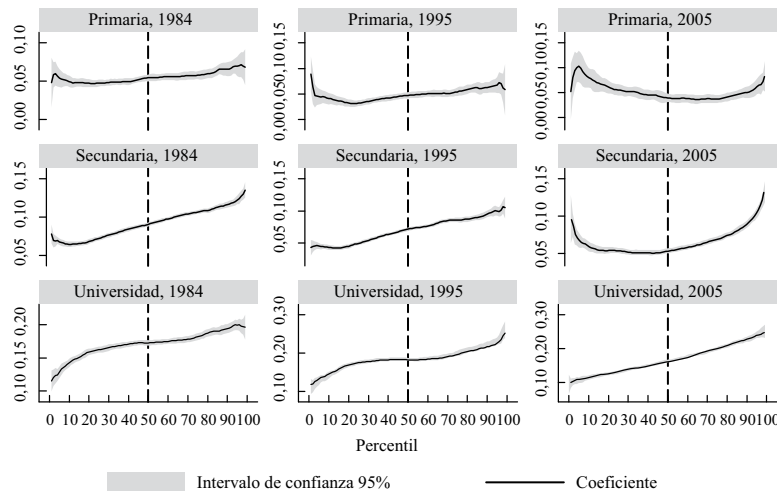
Este resultado necesariamente tiene consecuencias en la desigualdad en este grupo. Como hipótesis podríamos plantear que conforme crecían la asistencia escolar y la población asalariada con educación postsecundaria, también se generaba una calidad de la educación más heterogénea; esto necesariamente se vio reflejado en el retorno a la educación, lo cual puede ser evidencia del incremento en la desigualdad entre los más calificados. Esta heterogeneidad se podría deber a que en el mercado laboral en las últimas tres décadas confluyen trabajadores que fueron formados en diferentes etapas del sistema educativo colombiano, el cual, como se mencionó previamente, ha sufrido cambios significativos en los últimos sesenta años.

Este documento no ofrece una respuesta definitiva a esta problemática. Sin embargo, autores como 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 [p. 31].

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

Gráfico 14. Rentabilidad educación universitaria por percentiles.



Fuente: Encuestas de Hogares 1984-2005, cálculos propios.

En el caso de la educación secundaria se observa un fenómeno similar. En un primer momento, en el período 1984-1995 se aprecia una caída proporcional en el premio en todos los percentiles (véase gráfico 9). En un segundo momento, en el período 1995-2005 se genera una ganancia en el premio en las colas de la distribución; sin embargo, entre los percentiles 28 y 93 se observa una pérdida, la cual se hace más fuerte alrededor del percentil mediano (comportamiento en forma de U). En el caso de la educación primaria se observa una ganancia en el 2005, especialmente en los percentiles inferiores; mientras que en los percentiles superiores el premio se mantiene estable.

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 como producto de una oferta educativa cada vez más amplia; y a un incremento en la desigualdad en el grupo de asalariados más calificados relacionado con problemas de calidad en esta oferta educativa.



V. Conclusiones

Este documento busca 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 el país; así, se expone 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 postsecundaria ha crecido de forma notoria en el período estudiado. Esta desigualdad se atribuye 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.

Metodológicamente, la contribución de este trabajo está en proponer una variante a las descomposiciones tradicionalmente utilizadas en Colombia. En particular, se utilizó una descomposición de la distribución salarial mediante regresión por percentiles, propuesta por Autor *et al.* (2005) y Melly (2005).

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 período estudiado, el cual 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 términos globales, 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 esta acceda 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 consistiría en incrementar el acceso a los niveles superiores de educación, ya que

la existencia de cuellos de botella entre la secundaria y la postsecundaria puede llevar a una aceleración de la desigualdad salarial.

A su vez, en la década de los noventa y hasta el año 2005 se observa un crecimiento de la desigualdad en el grupo de los más educados (postsecundaria), 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 postsecundaria, pero con retornos a la educación dispersos al interior de la distribución, fenómeno que puede estar asociado al tema de la heterogeneidad en las dotaciones de 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, debido a la desigualdad en la calidad de la educación ofrecida. Tal conclusión es similar a la ofrecida por Santamaría (2004). Este efecto puede amplificarse, conforme el mercado mejore las señales, a través de la acreditación institucional, como lo mencionan Forero y Ramírez (2008).

Colombia debe procurar reducir la heterogeneidad en la educación postsecundaria. Un camino factible es continuar con los procesos de estandarización a través de la acreditación de universidades y programas educativos, además de la estandarización de exámenes como los ECAES. Así mismo, este proceso debe estar acompañado de 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, pues todas las transformaciones de nuestro sistema educativo terminan reflejándose en el mercado laboral.

Así, los aportes de este estudio van en dos vías. Primera, 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 identificado en este documento es diferente y se concentra en la composición de la fuerza de trabajo, específicamente los asalariados; segunda, se muestra la importancia de la desigualdad intragrupo. Sin negar la existencia de otros factores, los resultados presentados en este documento dan importancia a la política educativa de Colombia como el mecanismo que puede reducir la desigualdad y se muestra que el paradigma de cobertura con calidad es y será cada vez más importante. Finalmente, desde el punto de vista técnico, futuros trabajos deberían explorar metodologías que permitan la identificación de efectos de covariables específicas, como las propuestas por Firpo *et al.* (2007, 2009) y Fortin *et al.* (2010). Con estas metodologías tal vez se pueda distinguir el efecto asociado a la educación postsecundaria.

Referencias

1. ACEMOGLU, D. (2002). "Technical change, inequality and the labor market", *Journal of Economic Literature*, 40(1):7-72, March.
2. ARANGO, L., POSADA, C. y URIBE, J. (2005). "Cambios en la estructura de los salarios urbanos en Colombia (1984-2000)", *Borradores de Economía*, Banco de la República, 297.
3. ATTANASIO, O., GOLDBERG, P. y PAVCNİK, N. (2003). "Trade reforms and wage inequality in Colombia" (Working Paper 9830). NBER.
4. AUTOR, D., KATZ, L. y KEARNEY, M. (2005). "Rising wage inequality: The role of composition and prices" (Working Paper 11628). NBER.
5. AUTOR, D, KATZ, L. y KEARNEY, M. (2006). "The polarization of the U.S. labor market", *The American Economic Review*, 96:189-194, May.

6. AUTOR, D, KATZ, L. y KEARNEY, M. (2008). "Trends in U.S. wage inequality: Revising the revisionists", *The Review of Economics and Statistics*, 90(2):300-323.
7. BADEL, A. y PEÑA, X. (2010). "Decomposing the gender wage gap with sample selection adjustment: Evidence from Colombia" (Working Papers 2010-045). *Federal Reserve Bank of St. Louis*.
8. BLINDER, A. (1973). "Wage discrimination: Reduced form and structural estimates", *Journal of Human Resources*, 8:436-455.
9. BUCHINSKY, M. (1994). "Changes in the U.S. wage structure 1963-1987: Application of quantiles regression", *Econometrica*, 62:405-458.
10. CARD, D. (1994). "Earnings, schooling and ability revisited" (Working Paper 4832). NBER.
11. CHERNOZHUKOV, V., FERNANDEZ-VAL, I. y GALICHON, A. (2010). "Quantile and probability curves without crossing", *Econometrica*, 78:1093-1125,
12. CHERNOZHUKOV, V., FERNANDEZ-VAL, I. y MELLY, B. (2009). "Inference on counterfactual distributions" (CeMMAP Working Papers CWP09/09). Centre for Microdata Methods and Practice, Institute for Fiscal Studies.
13. FIRPO, S., FORTIN, N. y LEMIEUX, T. (2007). "Decomposing wage distributions using recentered influence functions regressions" (mimeo). University of British Columbia.
14. FIRPO, S., FORTIN, N. y LEMIEUX, T. (2009). "Unconditional quantile regressions", *Econometrica*, 77(3):953-973.
15. FORERO, N. y RAMÍREZ, M. (2008). "Determinantes de los ingresos laborales de los graduados universitarios durante el período 2001-2004" (Serie de Documentos de Trabajo). Universidad del Rosario.



16. FORTIN, N., FIRPO, N. y LEMIEUX, T. (2010). "Decomposition methods in economics" (Working Papers 16045). NBER.
17. GOOS, M. y MANNING, A. (2007). "Lousy and lovely jobs: The rising polarization of work in Britain", *Review of Economics and Statistics*, 89:118-133, February.
18. GOOS, M., MANNING, A. y SALOMONS, A. (2009a). "Job polarization in Europe", *American Economic Review*, 99(2):58-63.
19. GOOS, M., MANNING, A. y SALOMONS, A. (2009b). "Recent changes in the European employment structure: The roles of technology and globalization" (Open Access publications from Katholieke Universiteit Leuven). Katholieke Universiteit Leuven.
20. GOSLING, A., MACHIN, S. y MEGHIR, M. (2000). "The changing of male wages in the U.K.", *The Review of Economics Studies*, 67(4):635-666.
21. GREENE, W. (2003). *Econometric analysis* (5th ed.). Prentice Hall.
22. JUHN, C., MURPHY, K. y PIERCE, B. (1993). "Wage inequality and the rise in returns to skill", *Journal of Political Economy*, 101(3):410-442.
23. KATZ, L. y MURPHY, K. (1992). "Changes in relative wages: Supply and demand factors", *The Quarterly Journal of Economics*, 107:35-78.
24. KOENKER, R. y BASSETT, G. (1978). "Regression quantiles", *Econometrica*, 49(1):33-50.
25. LEMIEUX, T. (2005). "Increasing residual wage inequality: Composition effects, Boyse data, or rising demand for skill?" (Working Paper). University British Columbia.

26. LEMIEUX, T. (2006). "Post-secondary education and increasing wage inequality" (Working Paper 12077). NBER.
27. MACHADO, J. y MATA, J. (2005). "Counterfactual decomposition of changes in wage distributions using quantile regression", *Journal of Applied Econometrics*, 20:445-465.
28. MARTINS, P. y PEREIRA, P. (2003). "Does education reduce wage inequality? Quantile regression evidence from 16 countries", *Journal of Labor Economics*, 11:355-371.
29. MEDINA, C. y POSSO, C. (2010). "Technical change and polarization of the labor market: Evidence for Colombia, Brazil and Mexico", *Borradores de Economía*, Banco de la República, 614.
30. MELLY, B. (2005). "Descomposition of differences in distribution using quantile regression", *Journal of Labour Economics*, 12:577-590. Disponible en http://www.alexandria.unisg.ch/publications/Blaise_Melly/14991.
31. 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.
32. MINCER, J. (1974). *Schooling, experience, and earnings*. NBER and Columbia University press. Disponible en <http://www.nber.org/books/minc74-1>.
33. MORA, J. (2003). "Sheepskins effects and screening in Colombia" (mimeo, Documento de Trabajo). Universidad Icesi.
34. NÚÑEZ, J. y SÁNCHEZ, F. (1998). "Descomposición de la desigualdad del ingreso laboral urbano en Colombia: 1976-1997", *Archivos de Macroeconomía*, 86.



35. OAXACA, R. (1973). "Male-female wage differentials in urban labor markets", *International Economic Review*, 14:693-709.
36. POSSO, C. (2010). "Calidad del empleo y segmentación laboral: un análisis para el mercado laboral colombiano 2001-2006", *Revista Desarrollo y Sociedad*, 65.
37. POSSO, C., RIEGLER, F. y RIEGLER, S. (2011). "Gender wage inequality in Colombia 1984-2006" (mimeo).
38. PRADA, C. (2006). "Es rentable la decisión de estudiar en Colombia", *Revista Ensayos sobre Política Económica*, 51:226-323.
39. SANTAMARÍA, M. (2004). "Income inequality, skills and trade: Evidence from Colombia during the 80s and 90s" (Documentos CEDE 2). Universidad de los Andes.
40. SHORROCKS, A. (1982). "Inequality decomposition by factor components", *Econometrica*, 193-211, January.
41. TRIBÍN, A. (2005). "Evolución y causas de los cambios en la desigualdad salarial en Bogotá", *Revista Ensayos sobre Política Económica*, 51:34-87.
42. ZÁRATE, H. (2003). "Cambios en la estructura salarial: una historia desde la regresión cuantílica", *Borradores de Economía*, 245. Banco de la República, .

Anexos

Anexo 1

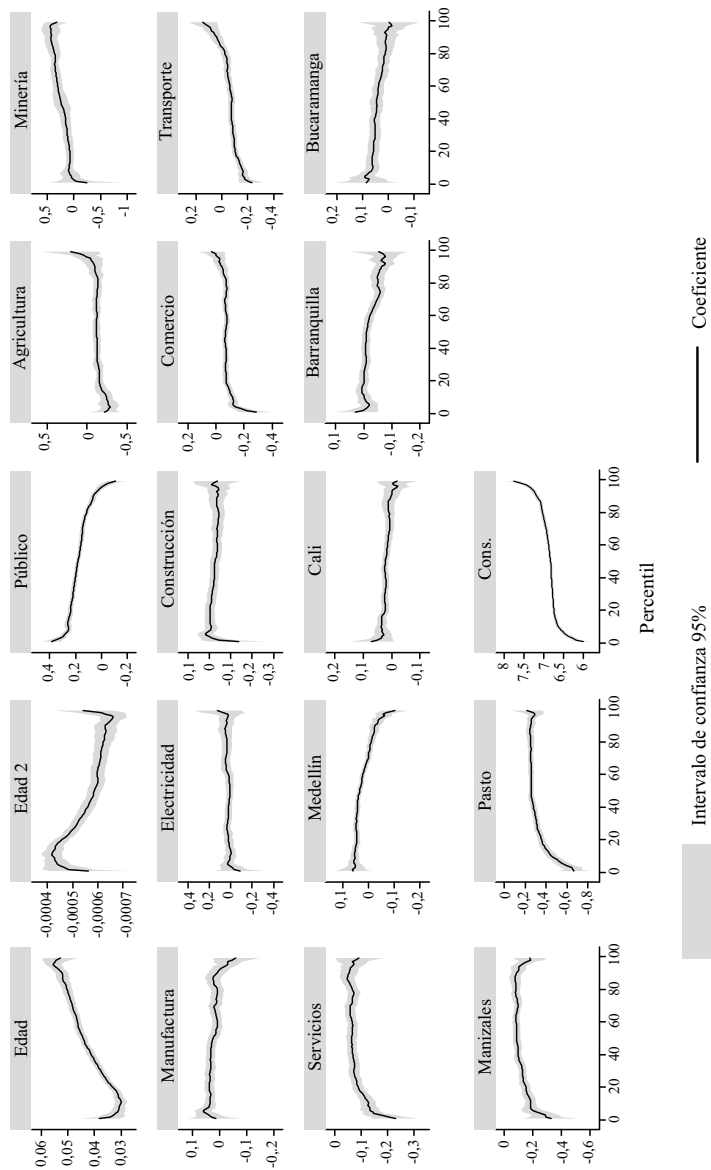
Cuadro A1. Estadísticas generales Colombia 1984-2005

Año	Var% PIB	TD hombres	Tasa de empleo total	Tasa de empleo asalariado
1984	3,4	11%	89%	58%
1985	3,1	11%	89%	58%
1986	5,8	10%	90%	59%
1987	5,4	9%	91%	59%
1988	4,1	9%	91%	60%
1989	3,4	8%	92%	60%
1990	4,3	8%	92%	61%
1991	2,4	8%	92%	60%
1992	4,4	7%	93%	61%
1993	5,7	6%	94%	61%
1994	5,1	6%	94%	62%
1995	5,2	7%	93%	59%
1996	2,1	9%	91%	58%
1997	3,4	10%	90%	55%
1998	0,6	12%	88%	54%
1999	-4,2	17%	83%	49%
2000	2,9	15%	85%	47%
2001	1,5	16%	84%	46%
2002	1,9	16%	84%	47%
2003	3,9	14%	86%	49%
2004	4,9	13%	87%	50%
2005	4,7	12%	88%	51%

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

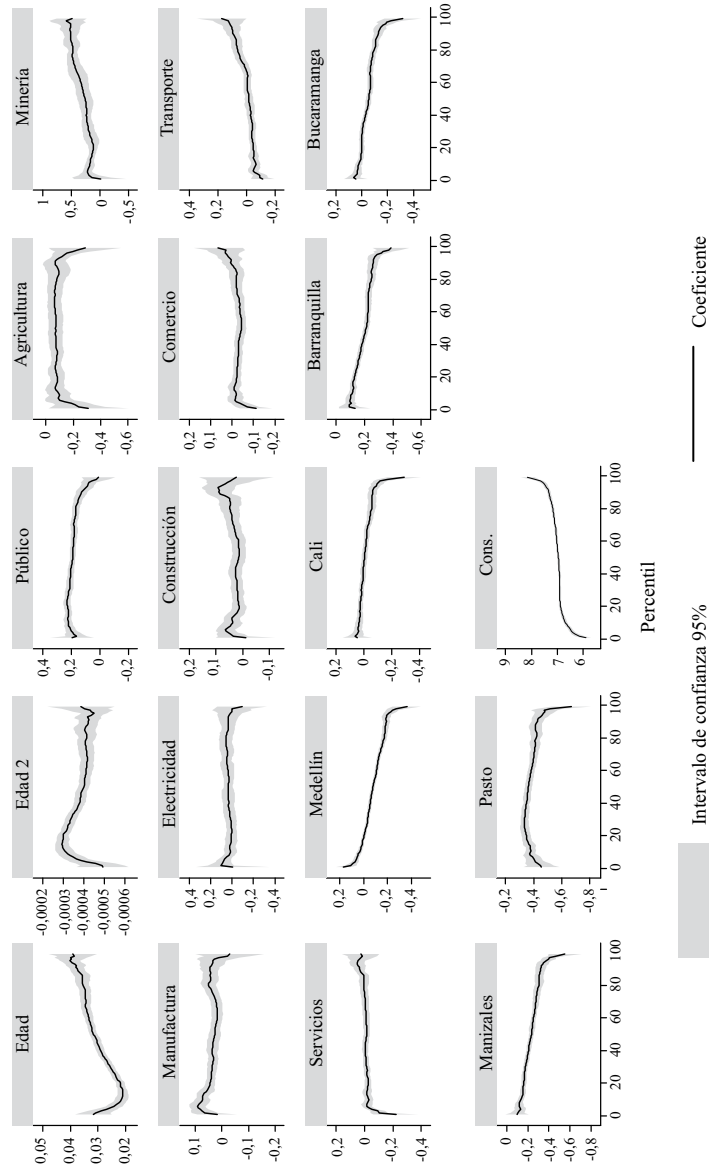


Gráfico A1. Coeficientes estimados 1984.



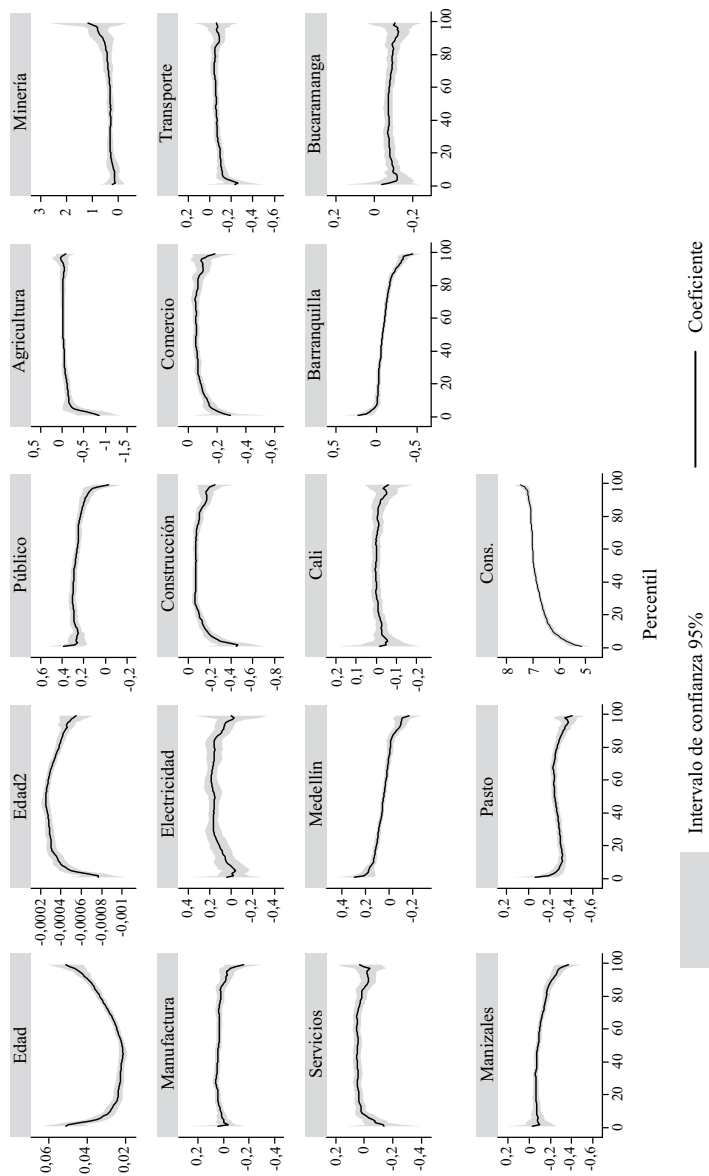
Fuente: Encuesta de Hogares 1984, cálculos propios.
Errores estándar calculados por métodos *bootstrap*.

Gráfico A2. Coeficientes estimados 1995.



Fuente: Encuesta de Hogares 1984, cálculos propios.
Errores estándar calculados por métodos *bootstrap*.

Gráfico A3. Coeficientes estimados 2005.



Fuente: Encuesta de Hogares 1984, cálculos propios.
Errores estándar calculados por métodos *bootstrap*.

Anexo 2. Efecto en la desigualdad asociado a los residuales.

Siguiendo a Melly (2005), los “residuales” se definen como la variación alrededor 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 (véanse Autor *et al.*, 2005, appendix 2; Melly, 2005, appendix 1). 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 supóngase un segundo caso en el que se tienen covariables y se asume que los residuales son independientes de los regresores. Este es el caso de Juhn *et al.* (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 respecto al percentil mediano), lo cual es asintóticamente idéntico a tomar los percentiles de la distribución de residuales MCO. Autor *et al.* (2005) y Melly (2005) 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 por Juhn *et al.* (1993). Melly (2005) 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 [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. Algunas limitaciones adicionales de la metodología de Juhn *et al.* (1993) y algunas comparaciones de las metodologías se pueden ver en Fortin *et al.* (2010).

