

5 CAMBIO TECNOLÓGICO Y DESIGUALDAD DE SALARIOS: COLOMBIA, 1984-2010

Carmiña O. Vargas*

En los últimos 27 años la fuerza de trabajo colombiana se ha vuelto cada vez más calificada. Según datos de las encuestas de hogares diseñadas, aplicadas y administradas por el Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE), cerca del 8 % de los trabajadores tenían educación universitaria o superior en 1984, mientras que en 2010 esa cifra se incrementó a 20 %. Durante el mismo período los salarios relativos de trabajadores con educación universitaria con respecto a aquellos que contaban con educación secundaria completa se incrementaron de forma importante. Mientras que en 1984 un trabajador con educación universitaria ganaba en promedio 2,6 veces más que un trabajador con educación secundaria, en 2010 esa relación creció para ser 3,5 veces. La composición y el precio del trabajo calificado relativo al no calificado han cambiado significativamente en los últimos decenios en Colombia.

Esta dinámica del mercado laboral lleva a, por lo menos, dos preguntas: ¿cuál ha sido el papel del cambio tecnológico en esta transformación de la composición laboral en Colombia?, y ¿cuál ha sido el efecto que estos cambios han tenido sobre la desigualdad en los salarios? La evolución del retorno a las habilidades en una economía (esto es, el diferencial de salarios entre trabajadores calificados y no calificados) es interesante desde estas dos perspectivas. Primero, la evolución del retorno a las habilidades provee información sobre las características del proceso de desarrollo de la economía. Segundo, dicho retorno es una medida gruesa de la desigualdad entre trabajadores de diferentes calificaciones.

Este documento intenta dar respuesta a estos dos interrogantes basándose en la dinámica de los salarios reales de los asalariados de tiempo completo (es decir, de quienes manifiestan trabajar 40 horas o más a la semana) entre 1984 y 2010, a partir de la información de las encuestas de hogares del DANE para siete ciudades.

* La autora agradece la colaboración y asistencia de Karina Acosta, Sergio Bernal y Carolina Sánchez; especialmente, la invaluable colaboración de Emma Mercedes Monsalve en el manejo de la información de encuesta de hogares. Este trabajo se benefició de los comentarios y sugerencias de Luis Eduardo Arango, José Eduardo Gómez, y un evaluador anónimo. Se agradece a los participantes en el Seminario de Economía del Banco de la República por sus comentarios.

El análisis presentado en este documento se divide en dos partes. En la primera parte se argumenta que cambios dramáticos en los tipos de tecnologías disponibles a las firmas son responsables de los incrementos en los diferenciales de salarios entre trabajadores calificados y los menos calificados. La razón para el aumento en el nivel educativo de la fuerza de trabajo es la no-neutralidad en el cambio tecnológico, la cual beneficia al trabajo calificado. En este sentido, aquí se presenta evidencia sobre las tendencias en las cantidades relativas, salarios y participación relativa de los trabajadores por nivel educativo en el mercado laboral colombiano de 1984 a 2010¹. Siguiendo la metodología de Katz y Murphy (1992), Katz, Autor y Krueger (1998), y Katz y Autor (1999) se usa una estructura simple de oferta y demanda relativa para interpretar estos datos, actualizando los cálculos para Colombia, que en este mismo sentido fueron realizados por Arango, Posada y Uribe (2005 y 2006). Se encuentra crecimientos importantes en la demanda relativa de los trabajadores con educación superior que concilian el incremento en el diferencial de salarios entre universitarios y bachilleres durante el período 1984-2010 con el aumento en la participación del empleo de trabajadores con estudios universitarios. Sin embargo, el crecimiento de la demanda relativa se ha desacelerado durante la última parte del período de estudio, mientras que la oferta relativa muestra un leve aumento en su tasa de expansión.

Con el fin de caracterizar la dinámica de la desigualdad de salarios en los últimos 27 años, en la segunda parte de este trabajo se realizan estimaciones por cuantiles para el logaritmo del salario real para trabajadores de tiempo completo como función de educación, sector (público o privado), género y ciclo de vida (edad y edad al cuadrado). Se evalúan los desplazamientos de ubicación, dispersión y asimetría estadísticamente significativos de la distribución del logaritmo de salarios. Se encuentra que desde mediados de los años noventa ha habido un proceso de convergencia en los salarios de los grupos educativos más bajos, tanto entre sí como dentro de los grupos educativos. Por su parte, el grupo educativo más alto, que corresponde a aquellos trabajadores con educación universitaria o superior, ha incrementado tanto el nivel de salarios como el nivel de dispersión de los salarios dentro del grupo con respecto a lo observado en la segunda mitad de los años ochenta.

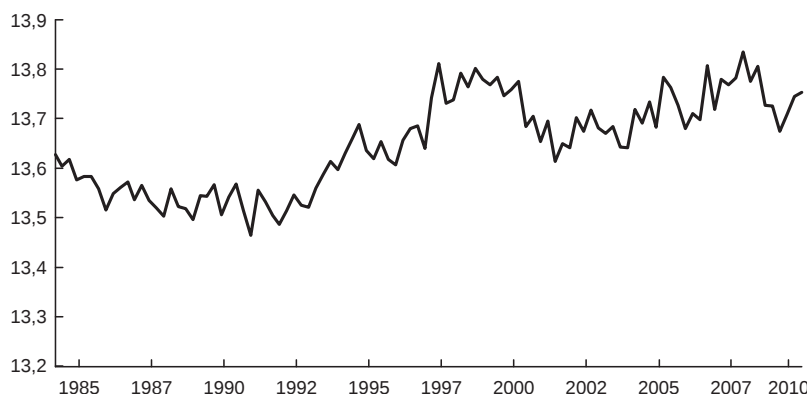
El esquema del trabajo es como sigue. En la primera sección de este documento se caracteriza la evolución de los salarios reales en Colombia, total y por nivel educativo, y se describen algunas medidas relativas del mercado laboral en Colombia a partir de la agrupación de los trabajadores por niveles educativos. En la segunda se utiliza un modelo sencillo de oferta y demanda para evaluar la evolución de los salarios durante el período de estudio. En la tercera sección se analizan los resultados de las regresiones anuales por cuantiles estudiando los cambios en ubicación, dispersión y asimetría. La cuarta presenta las conclusiones de este trabajo.

¹ Se utilizan datos trimestrales entre el primer trimestre de 1984 y el segundo trimestre de 2010.

1. EL SALARIO REAL EN COLOMBIA

El salario real en Colombia de 1984 a 2010 es mayor al final del período que lo observado al comienzo, como lo muestra el Gráfico 5.1. El salario decreció levemente entre 1984 y 1992. A partir de allí y hasta 1998 creció vertiginosamente. Parte de ese aumento se perdió por el descenso en el salario entre 1999 y 2001. Desde entonces el salario real promedio se ha recuperado, alcanzando el alto nivel observado en 1998.

Gráfico 5.1: Logaritmo del salario real promedio, 1984-2010



Fuente: DANE, cálculos de la autora.

La dinámica del salario real se enriquece cuando observamos su evolución por nivel educativo, como se muestra en el Gráfico 5.2. La población se divide en cinco grupos, según su nivel educativo. El grupo 1 tiene cinco o menos años de educación; el grupo 2 tiene entre seis y diez años de educación; al grupo 3 pertenecen aquellos trabajadores con once años de educación; en el grupo 4 se encuentran los trabajadores con doce a quince años de educación, y al grupo 5 pertenecen aquellos trabajadores con dieciséis o más años de educación.

Se observa que el único grupo que ha aumentado levemente el salario real en 2010 con respecto a 1984 ha sido aquel con mayor nivel educativo. Los grupos 1 y 2 (con los niveles de educación más bajos) han logrado mantener su salario promedio debido principalmente a los incrementos en el salario mínimo real (Gráfico 5.3). Los grupos con niveles de educación medios (entre once y quince años de educación) tienen salarios reales en 2010 levemente inferiores a los percibidos en 1984.

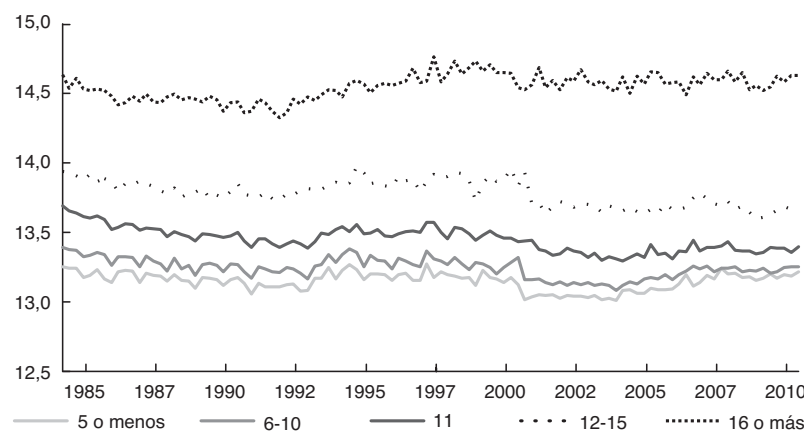
También se debe destacar que los diferenciales salariales entre los niveles de educación más bajos son mucho menores en 2010 que en 1984.

La dinámica del salario real por nivel educativo es consistente con el cambio observado en el salario real total si se observan los cambios en la composición laboral que se han dado durante el período. El Cuadro 5.1 muestra que la composición laboral ha cambiado significativamente en Colombia entre 1984 y 2010. Mientras que en 1984 cerca del 67% de la fuerza de trabajo tenía menos que

bachillerato completo, en 2010 cerca de 74 % de los asalariados tiene educación secundaria completa o superior.

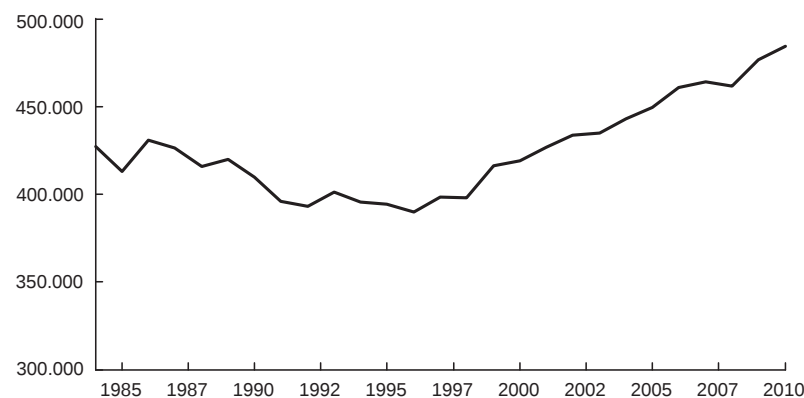
Los gráficos 5.4 a 5.13 contienen cuatro secciones. Los paneles A muestran los salarios reales promedio relativos para cada uno de los grupos educativos en relación con los salarios reales de cada uno de los demás grupos; los paneles B presentan la relación entre las cantidades de trabajadores contratados con distintos niveles de calificación; los paneles C muestran la relación entre los valores de la nómina de cada uno de los grupos; finalmente, los paneles D presentan la relación de las poblaciones económicamente activas de cada grupo con el propósito de capturar movimientos importantes en la oferta relativa.

Gráfico 5.2: Logaritmo del salario real promedio por nivel educativo, 1984-2010



Fuente: cálculos de la autora.

Gráfico 5.3: Salario mínimo mensual, 1984-2010



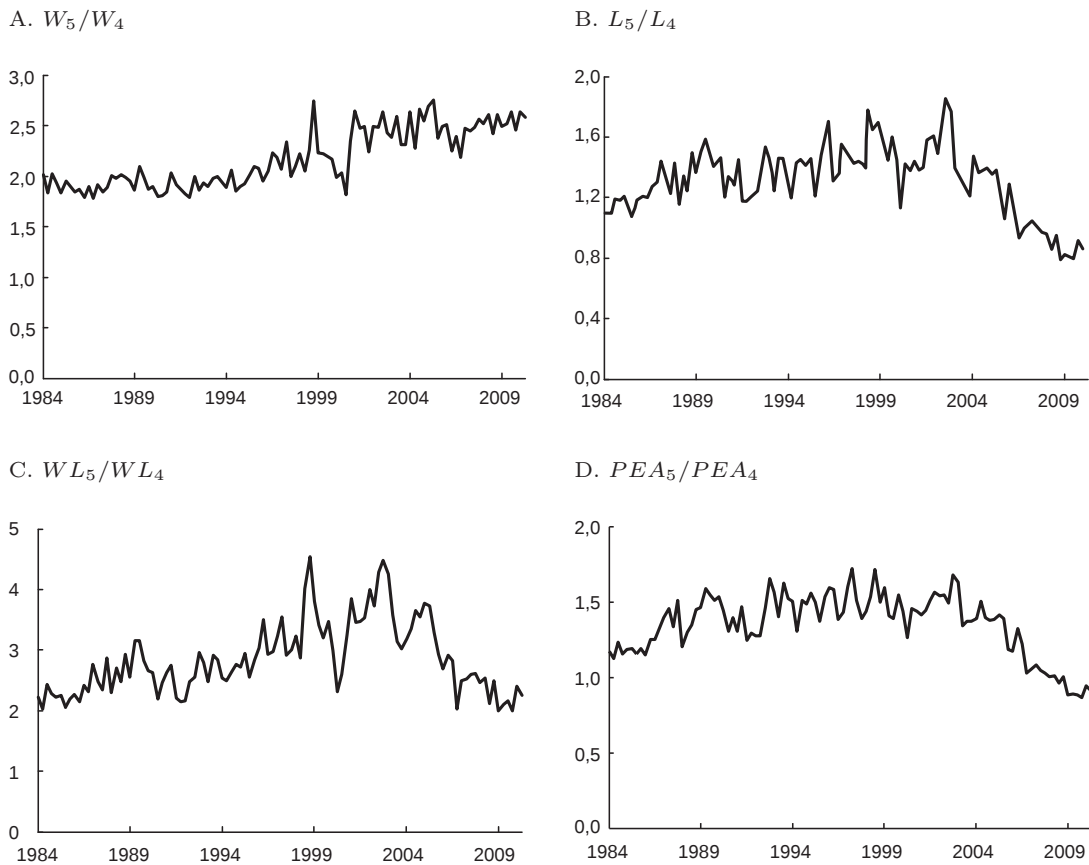
Fuente: Ministerio de la Protección Social, cálculos de la autora.

Cuadro 5.1: Evolución de la composición del empleo por nivel educativo y de la relación salarial entre trabajadores con educación universitaria frente a trabajadores con bachillerato completo

Fecha	Composición del empleo por nivel educativo					Relación de salarios
	5 o menos años de educación	6 a 10 años de educación	11 años de educación	12 a 15 años de educación	16 o más años de educación	
1984::1	35,36	31,20	18,27	7,20	7,98	0,95
1990::1	29,02	29,97	22,53	7,69	10,78	0,96
1995::1	24,63	27,02	28,72	8,15	11,49	1,01
2000::1	17,99	21,71	32,28	11,20	16,82	1,19
2005::1	15,75	17,79	32,37	14,19	19,89	1,24
2010::1	12,16	14,01	32,06	21,84	19,93	1,28

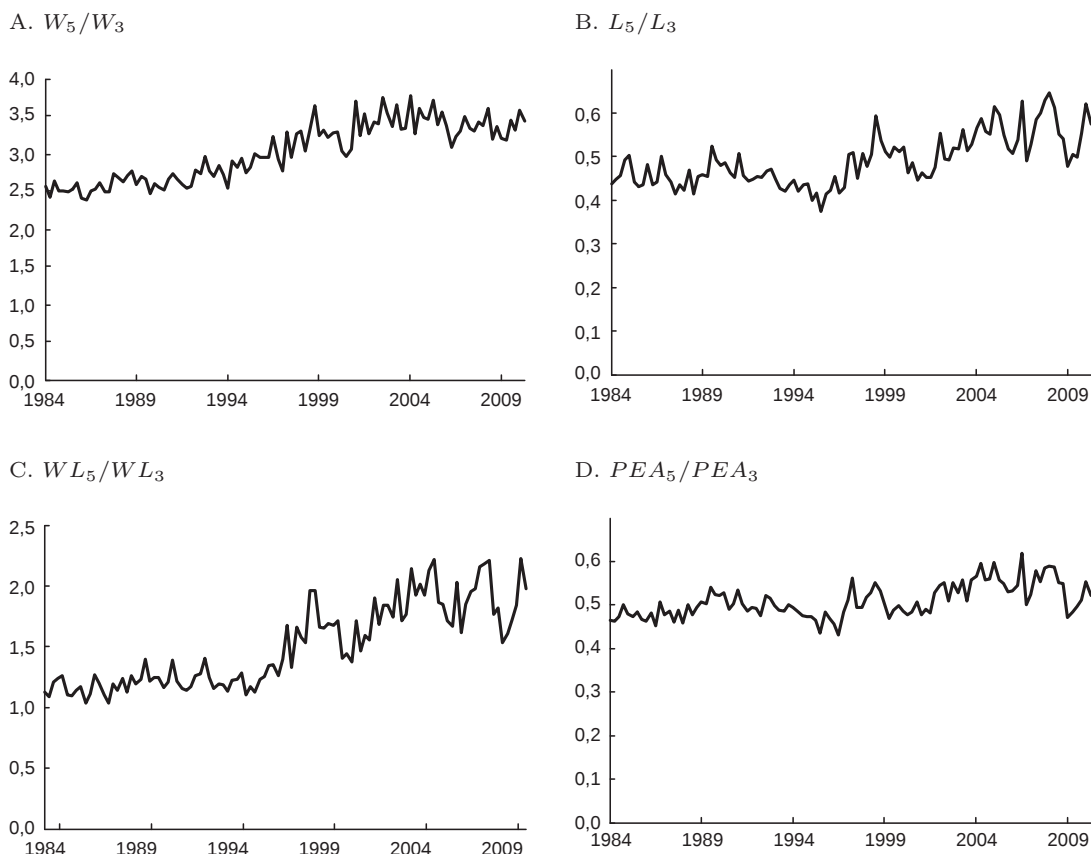
Fuente: cálculos de la autora.

Gráfico 5.4: Relación de empleos, salarios, ingresos salariales y PEA de personas con 16 o más años de educación (L_5) con las de 12 a 15 años de educación (L_4)



Fuente: cálculos de la autora.

Gráfico 5.5: Relación de empleos, salarios, ingresos salariales y PEA de personas con 16 o más años de educación (L_5) con las de 11 años de educación (L_3)



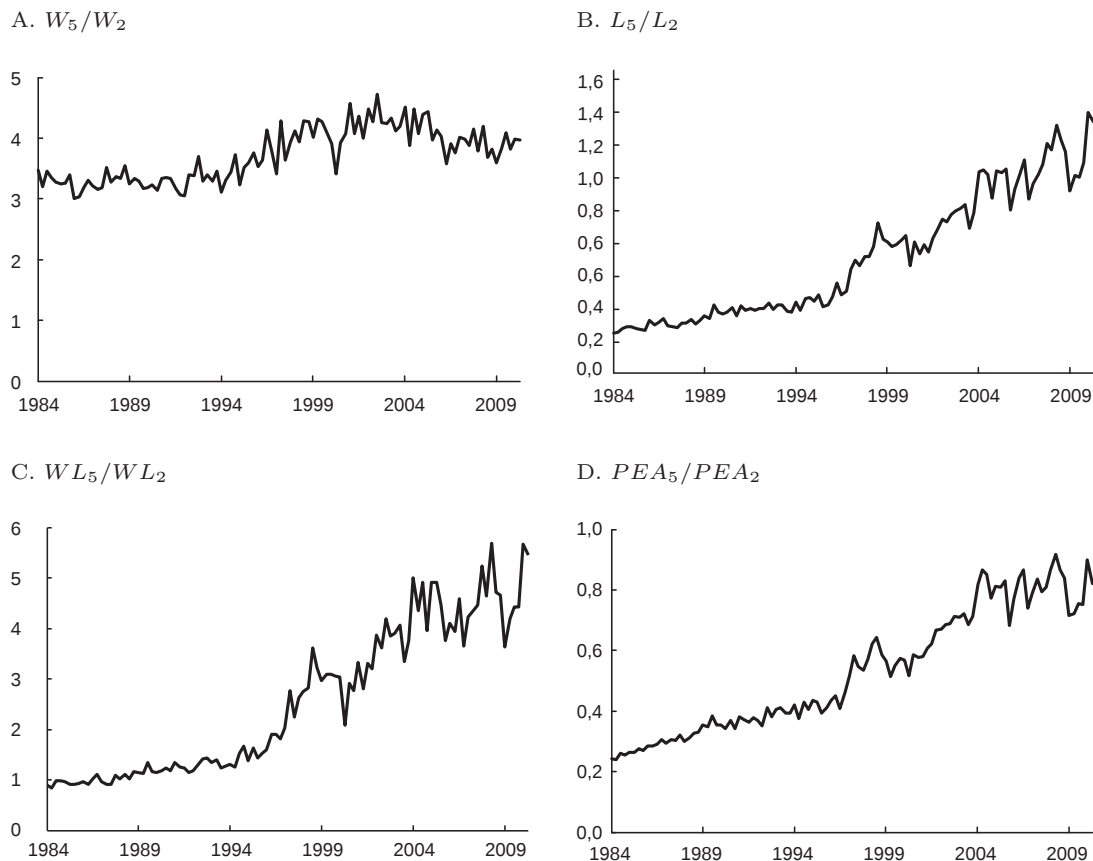
Fuente: cálculos de la autora.

Con respecto a la dinámica de los salarios relativos, se puede destacar la diferencia entre aquella del salario relativo del grupo con mayor nivel educativo y la dinámica de los demás salarios relativos. Se observa que la prima por educación del grupo con dieciséis o más años de educación venía creciendo hasta mediados del año 2000, y después se ha mantenido relativamente estable. Sin embargo, para los grupos educativos 3 y 4 se observa un estancamiento y posteriormente un decrecimiento en el salario relativo con respecto a los grupos con menor nivel educativo 1 y 2. Esta dinámica se puede explicar por el incremento importante en el salario mínimo en la última década. Los gráficos indican que grupos educativos intermedios como 3 y 4 no han visto incrementos en su salario por encima del incremento en el salario mínimo, y que incluso han sido incrementos inferiores a este.

Con respecto a las dinámicas del número relativo de empleados, se observa en general que el número de asalariados con mayores niveles educativos (L_5 , L_4 y L_3) aumentó con respecto al de menores niveles (L_2 y L_1). Se advierte una excepción en el número relativo de L_5 con respecto a L_4 . El crecimiento del número de

empleados con educación entre doce y quince años ha sido tan grande desde 2003 que la proporción de aquellos con educación universitaria completa o superior ha decrecido con respecto a los empleados de este grupo.

Gráfico 5.6: Relación de empleos, salarios, ingresos salariales y PEA de personas con 16 o más años de educación (L_5) con las de 6 a 10 años de educación (L_2)

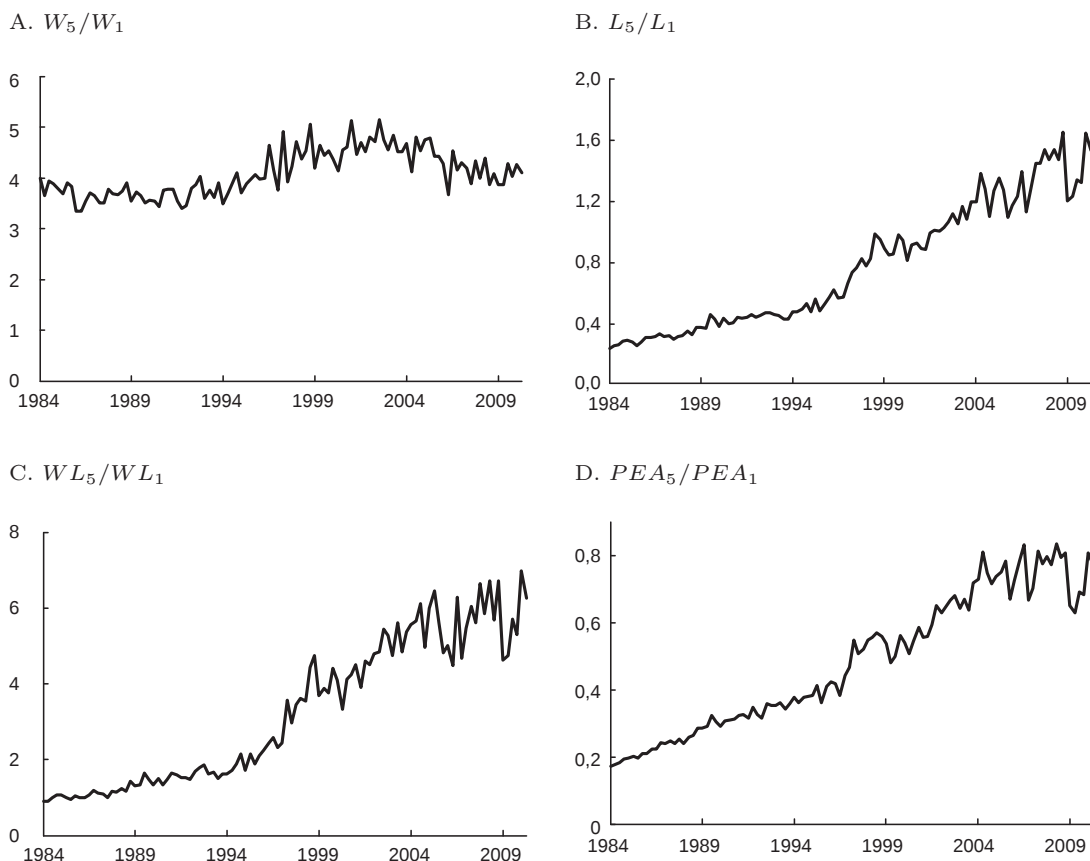


Fuente: cálculos de la autora.

La dinámica de las poblaciones económicamente activas relativas es similar a la observada en las de empleo relativo. Se destaca de nuevo el gran incremento en la proporción de aquellos con educación entre doce y quince años (grupo 4).

Al grupo educativo 4 pertenecen aquellas personas con estudios técnicos, tecnológicos o universitario incompleto. Este segmento ha incrementado significativamente su participación tanto en el número de empleados como en el número de población económicamente activa. Este aumento se ha acelerado durante la última década y se ha presentado aún cuando el retorno salarial para aquellos con educación universitaria completa es más alto. Posiblemente la población percibe que el diferencial salarial es más alto si se tiene educación mayor al nivel de bachillerato, y consideran que la probabilidad de emplearse es así mismo más alta. Sin embargo, la hipótesis es que no llegan a culminar estudios universitarios debido a

Gráfico 5.7: Relación de empleos, salarios, ingresos salariales y PEA de personas con 16 o más años de educación (L_5) con las de 5 o menos años de educación (L_1)

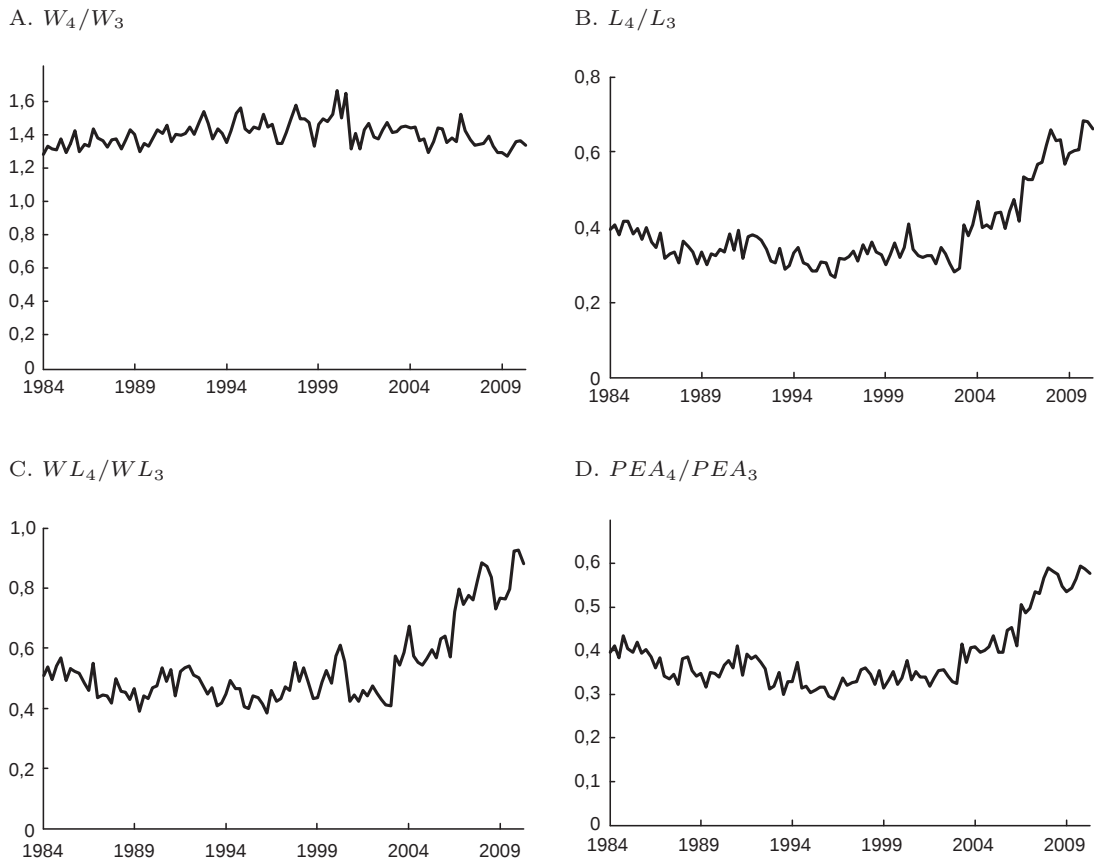


Fuente: cálculos de la autora.

restricciones crediticias. Una carrera universitaria es mucho más larga y más costosa. Al no contar con las condiciones para acceder a crédito, los individuos optan por carreras técnicas o tecnológicas. Así mismo, choques negativos en el ingreso de las familias los obliga a retirarse de la universidad antes de culminar la carrera.

No se encuentran muchos estudios sobre el efecto que las restricciones crediticias tienen sobre el acceso a y la permanencia en la educación superior en Colombia. Dentro de los trabajos desarrollados, un informe sobre deserción en la educación superior, elaborado por el Ministerio de Educación Nacional (2008), indica que entre las variables con mayor impacto sobre la probabilidad de deserción se encuentran el nivel de ingreso de la familia del estudiante y el grado de apoyo ofrecido, ya sea por las instituciones educativas o por el Estado mediante el Icetex. En particular, a medida que el ingreso aumenta el riesgo de desertar es menor. La diferencia en el riesgo de desertar entre un individuo cuyo ingreso reportado para el hogar fue del rango 1 (uno a dos salarios mínimos) con individuos del rango 4 (cinco a siete salarios mínimos) es del 19%. Con respecto al efecto del acceso a

Gráfico 5.8: Relación de empleos, salarios, ingresos salariales y PEA de personas con 12 a 15 años de educación (L_4) con las de 11 años de educación (L_3)



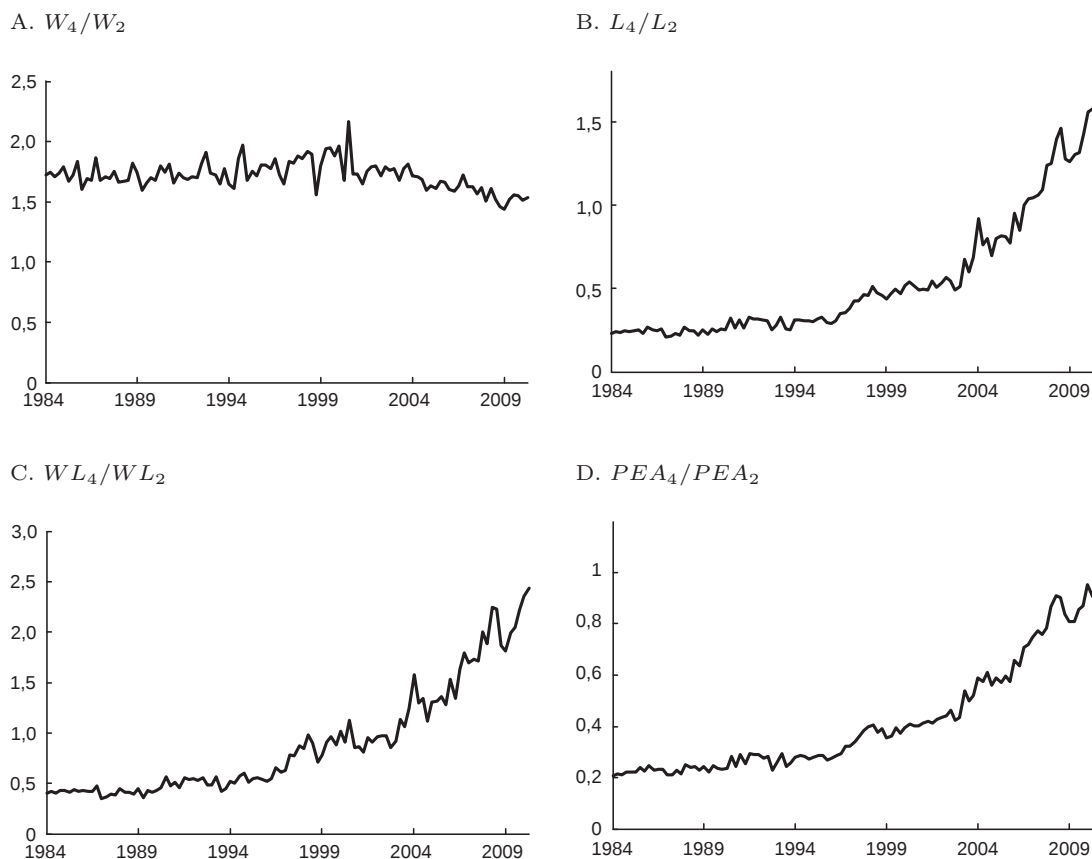
Fuente: cálculos de la autora.

apoyo financiero, el informe encuentra que, comparando la probabilidad de deserción de los estudiantes sin apoyo con la probabilidad de deserción de estudiantes que reciben cuatro o más semestres de apoyo, la diferencia en supervivencia se encuentra entre el 34 % y el 46 %.

Se necesitan más estudios para entender las motivaciones que tienen los individuos para adquirir niveles de educación técnica, tecnológica o vocacional antes que educación superior universitaria, aún cuando los retornos para este nivel educacional son mucho más altos. Las restricciones en el acceso al crédito para la financiación de la educación superior pueden ser un factor importante dentro de esas consideraciones.

En resumen, se observa que tanto el empleo como la oferta de personas más calificadas han aumentado en el país. Aún así, la prima de educación para el nivel más alto se ha incrementado durante el período. Esto indicaría que la demanda se ha desplazado más que la oferta de trabajo calificado, aumentando sus salarios relativos.

Gráfico 5.9: Relación de empleos, salarios, ingresos salariales y PEA de personas con 12 a 15 años de educación (L_4) con las de 6 a 10 años de educación (L_2)



Fuente: cálculos de la autora.

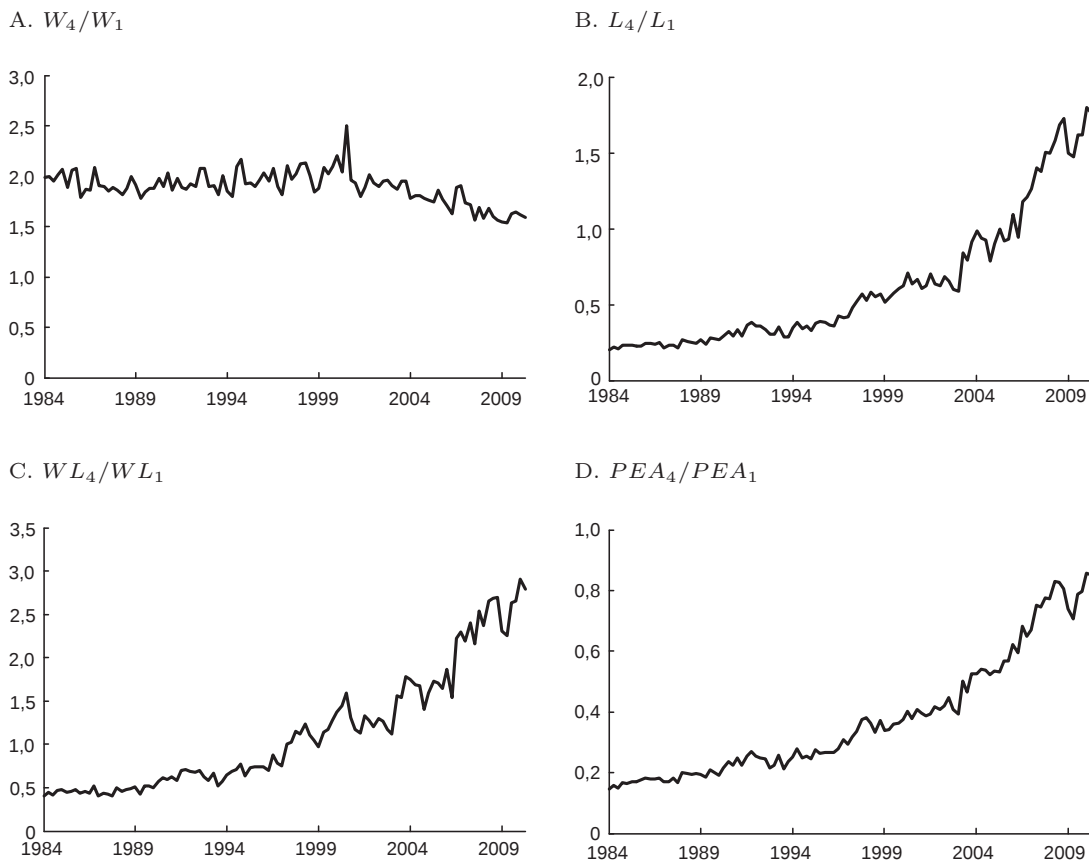
2. LA OFERTA Y DEMANDA RELATIVAS POR NIVEL EDUCATIVO, 1984-2010

Para explorar si una explicación para la expansión de los diferenciales salariales por nivel educativo es un crecimiento en los desplazamientos de la demanda relativa que favorecen a los trabajadores más calificados, se examinan los cambios en las cantidades relativas y en los salarios de los trabajadores por nivel educativo desde 1984 hasta 2010.

Se usan datos de las diferentes etapas de las encuestas de hogares del DANE entre el primer trimestre de 1984 y el segundo de 2010. Se consideran datos de empleados asalariados tiempo completo, quienes en este documento se definen como aquellos asalariados que trabajaron cuarenta o más horas a la semana.

El Cuadro 5.1 muestra la evolución de la composición de los empleados por nivel educativo, así como la evolución del diferencial en el logaritmo de salarios de los trabajadores con educación universitaria relativo al de los que cuentan con bachillerato completo.

Gráfico 5.10: Relación de empleos, salarios, ingresos salariales y PEA de personas con 12 a 15 años de educación (L_4) con las de 5 o menos años de educación (L_1)

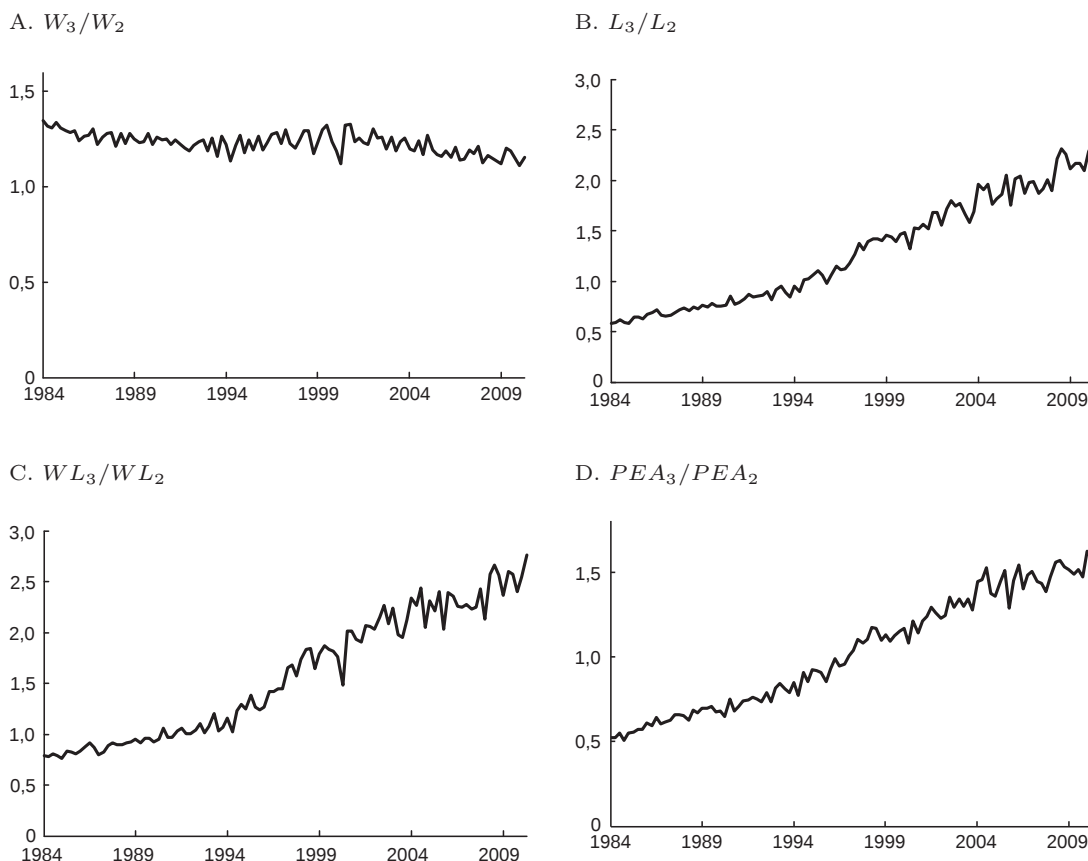


Fuente: cálculos de la autora.

La participación de los trabajadores con educación universitaria ha estado aumentando continuamente entre 1984 y 2010. Este incremento ha sido de 12 puntos porcentuales (pp) en 27 años. Tal tendencia también se observa en la participación de los trabajadores con bachillerato completo y en la participación de los trabajadores con algo de educación universitaria o con carreras técnicas o tecnológicas (entre doce y quince años de educación). Este crecimiento en la participación de los trabajadores con educación secundaria completa o superior se ha dado a costa de la participación de los trabajadores con menos que bachillerato completo. La participación de los trabajadores con bachillerato completo o superior ha pasado del 33,45 % en 1984 a cerca del 74 % en 2010, mientras que la participación de quienes cuentan con menos que bachillerato ha pasado de 66,56 % a 28,17 % en el mismo período.

Así mismo, en el Cuadro 5.1 se observa que el crecimiento en la participación de trabajadores con educación superior ha estado acompañado de un aumento en la remuneración relativa de los trabajadores con educación universitaria.

Gráfico 5.11: Relación de empleos, salarios, ingresos salariales y PEA de personas con 11 años de educación (L_3) con las de 6 a 10 años de educación (L_2)

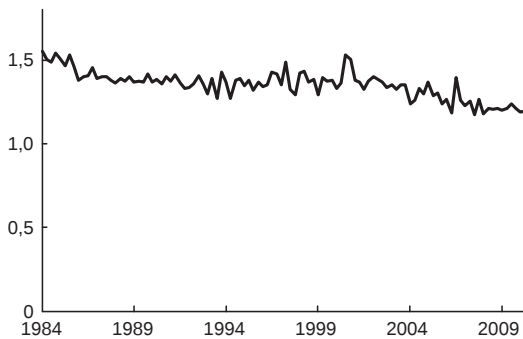
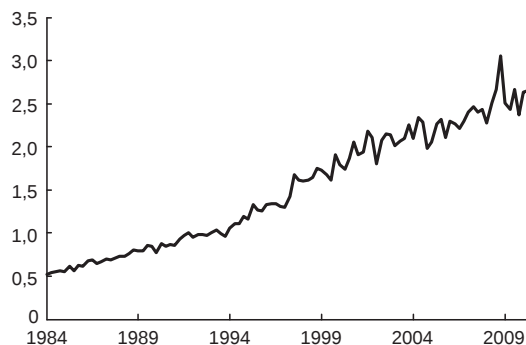
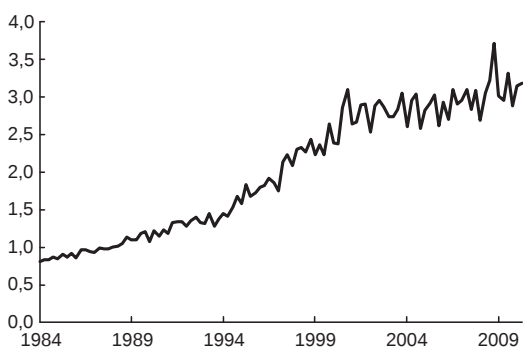
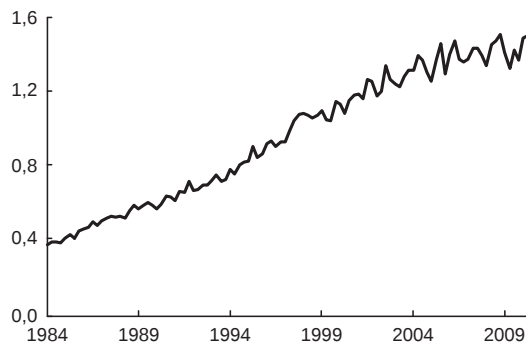


Fuente: cálculos de la autora.

Específicamente, se observa un incremento en la remuneración promedio de los trabajadores con dieciséis o más años de educación frente a la remuneración promedio de quienes tienen once años de educación.

La evolución en la composición del empleo por nivel educativo y de la relación salarial entre trabajadores con educación universitaria frente a trabajadores con bachillerato completo concuerda con las dinámicas registradas en los Estados Unidos para el período 1940-1996, documentado por Katz, Autor y Krueger (1998).

El crecimiento en la participación de los trabajadores con educación universitaria acompañado por un aumento en sus salarios relativos debe explicarse por un incremento significativo en la demanda relativa por dichos trabajadores durante el período. A continuación se utiliza la estructura simple de oferta y demanda propuesta por Katz, Autor y Krueger (1998) para evaluar más formalmente los cambios en oferta y demanda relativos que permiten explicar los patrones observados de cambios en los salarios relativos y las cantidades relativas por nivel educativo entre 1984 y 2010.

Gráfico 5.12: Relación de empleos, salarios, ingresos salariales y PEA de personas con 11 años de educación (L_3) con las de 5 o menos años de educación (L_1)A. W_3/W_1 B. L_3/L_1 C. WL_3/WL_1 D. PEA_3/PEA_1 

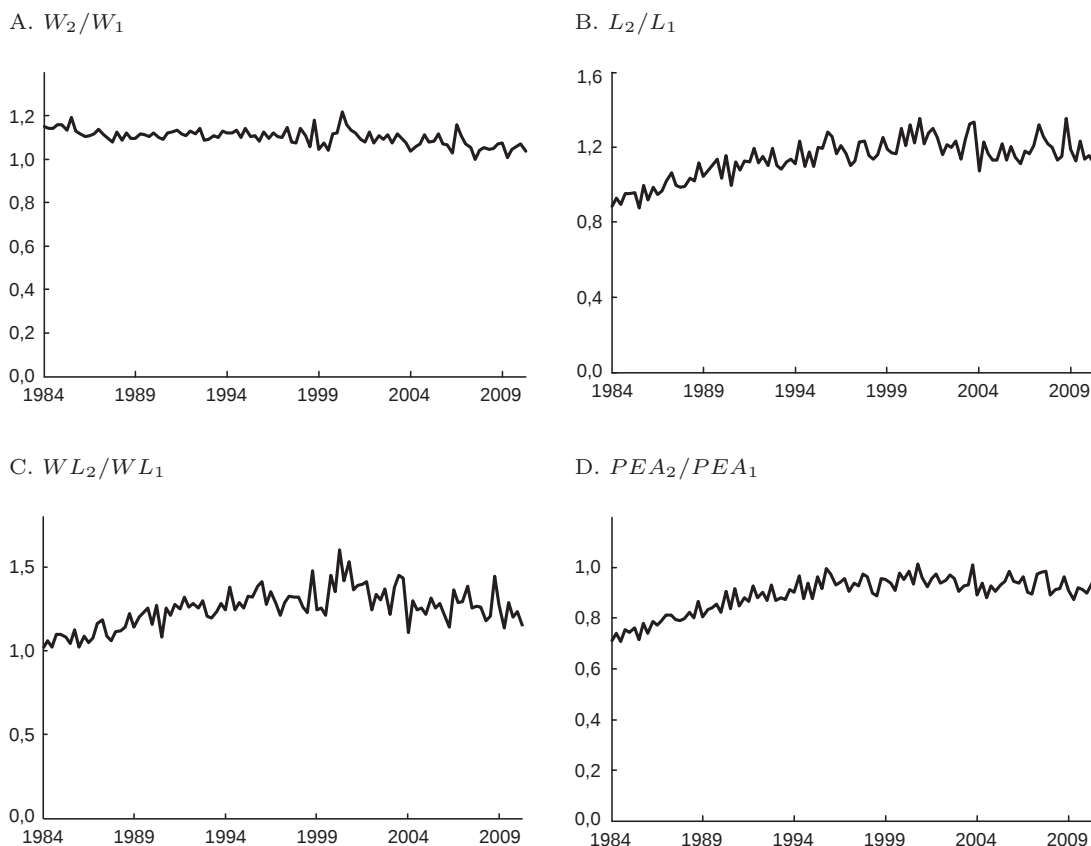
Fuente: cálculos de la autora.

Así como en Katz, Autor y Krueger (1998), se usa un escenario simple de dos factores donde se asume una función de oferta relativa inelástica en el corto plazo y una función de demanda relativa decreciente. Se considera una función de producción CES para el producto agregado Q con dos factores: trabajadores universitarios equivalentes (c) y trabajadores bachilleres equivalentes (h):

$$Q_t = [\alpha_t(a_t N_{ct})^\rho + (1 - \alpha_t)(b_t N_{ht})^\rho]^{\frac{1}{\rho}} \quad (5.1)$$

donde N_{ct} y N_{ht} son las cantidades empleadas de universitarios equivalentes y bachilleres equivalentes en el período t ; a_t y b_t representan cambios tecnológicos aumentadores de trabajo calificado y no calificado, respectivamente; α_t es un parámetro tecnológico cambiante en el tiempo, que puede interpretarse como un índice de la participación de las actividades laborales asignadas a trabajo calificado, y ρ es constante en el tiempo. La elasticidad de sustitución agregada entre universitarios equivalentes y bachilleres equivalentes está dada por $\sigma = \frac{1}{1-\rho}$. Un cambio tecnológico sesgado hacia el trabajo calificado implica incrementos en $\frac{a_t}{b_t}$ o en α_t .

Gráfico 5.13: Relación de empleos, salarios, ingresos salariales y PEA de personas con 6 a 10 años de educación (L_2) con las de 5 o menos años de educación (L_1)



Fuente: cálculos de la autora.

Katz, Autor y Krueger (1998) enfatizan que la función de producción CES sugerida no necesariamente tiene una interpretación en términos de las funciones de producción de firmas individuales o funciones de producción de la industria. La elasticidad de sustitución agregada σ refleja no solo posibilidades de sustitución técnica en la función de producción de la firma sino también posibilidades de *outsourcing* y posibilidades de sustitución entre bienes y servicios en el consumo. Cambios en los indicadores de tecnología $\frac{a_t}{b_t}$ y α_t representan no solo variaciones verdaderamente tecnológicas al interior de las firmas sino también los efectos no neutrales sobre los grupos de habilidad debidos a cambios en los precios relativos o cantidades en los insumos no laborales (por ejemplo, capital y energía) y a desplazamientos en la demanda de productos entre industrias con diferente intensidad en habilidades.

Se supone que la economía opera en la curva de demanda por trabajo, de tal forma que los trabajadores reciben su producto marginal como pago. De esta manera, se puede usar la función de producción agregada (5.1) para resolver por la proporción de productos marginales de los dos tipos de trabajo, obteniendo una relación entre salarios relativos y oferta relativa dada por:

$$\log \left(\frac{w_{ct}}{w_{ht}} \right) = \left(\frac{1}{\sigma} \right) \left[D_t - \log \left(\frac{N_{ct}}{N_{ht}} \right) \right] \quad (5.2)$$

donde D_t indexa desplazamientos en la demanda relativa que favorecen a los trabajadores universitarios equivalentes y se mide en unidades de cantidad logarítmica². Resolviendo la ecuación (5.2) para D_t , se obtiene:

$$D_t = \log \left(\frac{w_{ct} N_{ct}}{w_{ht} N_{ht}} \right) + (\sigma - 1) \log \left(\frac{w_{ct}}{w_{ht}} \right). \quad (5.3)$$

Bajo valores plausibles de σ se puede usar la ecuación (5.3) y datos sobre los salarios relativos y las cantidades para imputar un patrón de desplazamientos en la demanda relativa. Sobre la magnitud de σ , Katz, Autor y Krueger (1998) afirman que este valor se encuentra en 1 y 2 para los Estados Unidos, con un valor puntual de $\sigma = 1,41$ según el trabajo de Katz y Murphy (1992). Medina y Posso (2010) estiman una elasticidad de sustitución para Colombia en el rango entre 1,16 y 1,47, dependiendo de las definiciones de cantidades de trabajo utilizadas. Santamaría (2004) encuentra una elasticidad de sustitución entre trabajadores con universidad completa y con bachillerato completo de 1,476. En todos los casos, $\sigma > 1$, implicando que los trabajadores calificados y no calificados en Colombia son sustitutos.

Se realizan los cálculos usando dos categorías de trabajadores: universitarios equivalentes (trabajo calificado) y bachilleres equivalentes (trabajo no calificado). Los trabajadores universitarios equivalentes se calculan como el total de trabajadores tiempo completo con dieciséis o más años de educación más la mitad de los trabajadores tiempo completo con doce a quince años de educación. Los trabajadores bachilleres equivalentes se calculan como el total de trabajadores tiempo completo con once años de educación o menos más la mitad de los trabajadores con doce a quince años de educación³.

El Cuadro 5.2 muestra los cálculos de los cambios en los salarios relativos y en la oferta relativa y las estimaciones de las variaciones en la demanda relativa para diferentes valores de la elasticidad de sustitución σ , usando dos propuestas sobre la partición en el período de estudio.

En general, se observa que en todos los subperíodos se presentó un crecimiento en la oferta de trabajadores calificados frente a la oferta de los no calificados. Este aumento estuvo acompañado por incrementos en los salarios relativos de estos

² $D_t = \sigma \log \left(\frac{\alpha_t}{1 - \alpha_t} \right) + (\sigma - 1) \log \left(\frac{a_t}{b_t} \right).$

³ Esta clasificación sigue la usada por Katz, Autor y Krueger (1998), pero difiere de la empleada por Arango, Posada y Uribe (2006). En el documento de Arango y coautores los trabajadores calificados son aquellos con catorce o más años de educación y el grupo de no calificados se define como aquellos trabajadores con once o menos años de educación. Los autores excluyen el grupo de trabajadores con doce o trece años de educación.

Cuadro 5.2: Cambios en salarios relativos, oferta relativa y demanda relativa implícita entre trabajadores equivalentes con bachillerato completo y con universitaria completa

Período	Cambios en el salario relativo	Cambios en la oferta relativa	Cambios implícitos en la demanda relativa por trabajadores con educación universitaria				
			Valores de σ				
			1	1,2	1,5	1,7	2
Primera partición							
1984::1 1988::1	0,82	1,88	2,70	2,87	3,12	3,28	3,53
1988::2 1992::2	0,17	5,65	5,81	5,85	5,90	5,93	5,98
1992::3 1996::3	3,35	1,61	4,96	5,63	6,64	7,31	8,32
1996::4 1998::4	4,10	14,59	18,69	19,51	20,74	21,56	22,79
1999::1 2002::3	1,10	1,39	2,49	2,72	3,05	3,27	3,60
2002::4 2006::2	-0,82	3,98	3,16	3,00	2,75	2,59	2,34
2006::3 2010::2	0,67	4,24	4,91	5,04	5,24	5,38	5,58
1984::1 1996::4	1,45	3,26	4,71	5,00	5,44	5,73	6,17
1997::1 2010::2	0,98	5,11	6,08	6,28	6,57	6,77	7,06
Segunda partición							
1984::1 1989::4	0,56	4,43	5,00	5,11	5,28	5,39	5,56
1990::1 1994::4	1,40	2,01	3,41	3,69	4,11	4,39	4,81
1995::1 1999::4	3,11	7,24	10,35	10,97	11,90	12,53	13,46
2000::1 2004::4	1,53	4,88	6,41	6,72	7,17	7,48	7,94
2005::1 2010::2	-0,44	2,78	2,34	2,26	2,13	2,04	1,91
1984::1 1996::4	1,45	3,26	4,71	5,00	5,44	5,73	6,17
1997::1 1998::4	4,72	15,31	20,03	20,98	22,39	23,34	24,76
1999::1 2010::2	0,32	3,33	3,66	3,72	3,82	3,89	3,98
Total período							
1984::1 2010::2	1,20	4,24	5,44	5,68	6,04	6,28	6,64

Fuente: cálculos de la autora.

trabajadores, excepto entre el cuarto trimestre de 2002 y el segundo de 2006, en la primera partición, y del primer trimestre de 2005 al segundo de 2010, en la segunda partición. Como se esperaba, durante los subperíodos en que los salarios relativos se incrementaron, el crecimiento en la oferta relativa estuvo acompañado de aumentos aún mayores en la demanda relativa por trabajadores calificados equivalentes. Se observa que a mayores valores de σ se requieren crecimientos mayores en la demanda. Durante los subperíodos en los que los salarios relativos decrecieron, hubo un aumento tanto en la oferta como en la demanda relativa. Las estimaciones de los cambios en la demanda para esos subperíodos muestran que la demanda relativa creció, pero menos que la oferta; entre más grande sea σ , menor es el crecimiento de la demanda.

Los datos de la primera partición indican que la demanda creció más en la segunda mitad del período (primer trimestre de 1997 a segundo trimestre de 2010) que durante la primera mitad (primer trimestre de 1984 a cuarto trimestre de 1996), pero el incremento de la oferta relativa también fue más grande en la segunda mitad, lo que da como resultado un aumento menor de los salarios relativos en la segunda mitad del período. Este resultado está condicionado a

que se tenga en cuenta el período del primer trimestre de 1997 al cuarto trimestre de 1998 en los cálculos, período que se caracterizó por el fuerte incremento en la oferta y demanda relativas de trabajo calificado. Si se excluye este subperíodo de los cálculos, lo cual se hace en la segunda partición, se encuentra que el crecimiento de la demanda relativa entre el primer trimestre de 1999 y el segundo trimestre de 2010 ha sido más lento que la expansión experimentada del primer trimestre de 1984 al cuarto trimestre de 1996. Esta desaceleración en el incremento de la demanda ha estado acompañada de un aumento en el crecimiento de la oferta relativa. Como resultado, los salarios relativos han crecido entre el primer trimestre de 1999 y el segundo trimestre de 2010, pero a un ritmo mucho menor que durante el primer trimestre de 1984 a cuarto trimestre de 1996.

Para el total del período estudiado se observa un crecimiento de los salarios relativos, acompañado de un incremento en la oferta relativa de trabajadores calificados. Para reconciliar estas dos observaciones, se encuentra que la demanda relativa por trabajadores calificados durante el período fue creciente, y mayor que el aumento en la oferta relativa.

La evidencia permite concluir que durante los últimos 27 años Colombia ha experimentado un cambio tecnológico sesgado hacia el trabajo calificado. Dicho cambio se ha desacelerado durante el último decenio. Así mismo, la oferta laboral ha respondido a los incentivos del mercado, creciendo también significativamente. Como se observó en la sección anterior, la oferta más dinámica ha sido la del grupo de doce a quince años de educación (técnicos, tecnológicos y universidad incompleta), posiblemente debido a restricciones crediticias que no les han permitido a los trabajadores adquirir mayores niveles de educación.

3. DINÁMICA DE LA DESIGUALDAD DE SALARIOS

¿Cuál ha sido el efecto del cambio tecnológico sobre la distribución de salarios? ¿Los salarios colombianos han observado un incremento en la desigualdad tanto entre los grupos educativos como dentro de ellos, así como los Estados Unidos lo ha experimentado? Al respecto, Galor y Moav (2000) proponen que el incremento en la desigualdad salarial tanto entre, como dentro de los grupos de habilidad sugieren un cambio tecnológico que ha incrementado los retornos relativos a habilidad y no solo a educación. Por el contrario, si el progreso tecnológico afectase solamente los retornos a la educación sin afectar los retornos a habilidad, la desigualdad se incrementaría dentro del grupo de individuos más educados y decrecería dentro del grupo con menos educación. Entonces, ¿cuál ha sido el patrón de desigualdad seguido por Colombia y qué sugiere sobre el cambio tecnológico experimentado? Para dar respuesta a esta pregunta se realizan regresiones por cuantiles para analizar la dinámica de la desigualdad entre, y dentro de grupos educativos de 1984 a 2010.

La regresión por cuantiles fue introducida por Koenker y Bassett (1978) y busca expresar los cuantiles de la distribución condicional de la variable de respuesta como funciones de covariables observadas. Varios trabajos han usado esta metodología para analizar la desigualdad de salarios, siendo uno de las referencias

más importantes el trabajo de Buchinsky (1994). Para Colombia, Badel y Peña (2010) emplean la metodología de regresión por cuantiles para analizar las brechas de salario por género, usando información de la encuesta de hogares de junio de 2006. Por su parte, Galvis (2010) utiliza la metodología de regresión por cuantiles para analizar las brechas de salario en 2009 por género y región en Colombia⁴.

En este documento se ajusta un modelo para el logaritmo del salario mensual real para trabajadores asalariados de tiempo completo (aquellas personas que reportan trabajar cuarenta o más horas a la semana) como función de educación⁵ (máximo primaria, bachillerato incompleto, bachillerato completo, alguna educación superior, educación universitaria completa o más), sector (público o privado), género y ciclo de vida (edad y edad al cuadrado).

El análisis incluye: a) comparación de los coeficientes en las dos colas de la distribución; b) vista gráfica de los coeficientes por cuantiles, así como sus intervalos de confianza, y c) se obtienen los desplazamientos de ubicación, dispersión y asimetría para cada variable independiente, por años, y se examina la tendencia entre 1984 y 2010.

A diferencia de otros trabajos realizados para Colombia, en el presente documento se hace un análisis anual usando datos para el período analizado. Así mismo, se contemplan indicadores que no se han estudiado en otros trabajos, como son los desplazamientos de ubicación, escala y asimetría, de forma anual, lo que permite observar la dinámica de la desigualdad de salarios durante el período y no solo en un momento del tiempo. Las estimaciones se hacen usando información del primer trimestre de cada año de las encuestas de hogares del DANE.

Se desarrolla una evaluación del impacto que tiene una variable sobre la desigualdad de (log) salarios, que examina los desplazamientos de ubicación, dispersión y asimetría cuando estos son estadísticamente significativos. Un desplazamiento de ubicación positivo y significativo indica que la mediana del grupo que se compara es más grande que la del grupo de referencia. Un desplazamiento de la dispersión positivo y significativo indica que la dispersión del grupo que se compara es mayor que la del grupo de referencia. Un desplazamiento de asimetría positivo y significativo indica que el grupo que se compara es más asimétrico hacia la derecha que el grupo de referencia.

Los desplazamientos de ubicación se capturan por el coeficiente en la mediana.

Por su parte, la desviación estándar es una medida comúnmente empleada de la escala o dispersión de una distribución simétrica. Para distribuciones asimétricas, sin embargo, la distancia entre cuantiles seleccionados provee una mejor descripción de la dispersión que la desviación estándar.

⁴ Véanse, también, Posso (2008), Prada (2006) y Zárate (2003).

⁵ Según los años de educación, los trabajadores se clasifican en cinco grupos: grupo 1 (alguna primaria) corresponde a personas con cero a cinco años de educación; grupo 2 (bachillerato incompleto) corresponde a personas con seis a diez años de educación; grupo 3 (bachillerato completo) corresponde a trabajadores con once años de educación; grupo 4 (alguna educación superior) corresponde a trabajadores con doce a quince años de educación, y asocia a aquellos trabajadores con carreras técnicas o tecnológicas y aquellos con universidad incompleta; grupo 5 (educación universitaria completa o más) corresponde a personas con dieciséis o más años de educación. En las regresiones se excluye el grupo 1.

Hao y Naiman (2007) sugieren el uso de los coeficientes ajustados por la regresión por cuantiles para calcular el desplazamiento de dispersión de una variable. Para un valor de p entre 0 y 0,50 se identifican dos coeficientes estimados: $b^{(1-p)}$ (coeficiente estimado del cuantil $(1-p)$) y $b^{(p)}$ (coeficiente estimado del cuantil p). La diferencia intercuantílica $b^{(1-p)} - b^{(p)}$ es una medida de dispersión. Usando $p = 0,10$, la diferencia intercuantílica proporciona la dispersión para el 80 % central de la población. Cuando la diferencia es cero, no hay evidencia de un cambio en la dispersión. Un valor negativo indica que incrementos en la variable respectiva resultan en una disminución en la dispersión, mientras que un valor positivo señala un aumento en la dispersión como resultado de un incremento en la variable respectiva.

Un cambio en la dispersión puede expandir o contraer proporcionalmente los segmentos por encima y por debajo de la mediana, manteniendo así la asimetría original intacta. Puede también expandir o contraer desproporcionalmente los segmentos por encima y por debajo de la mediana, cambiando la asimetría. La diferencia intercuantílica no distingue entre desplazamientos de dispersión proporcionales o desproporcionales.

Un desplazamiento de dispersión desproporcional indica un efecto adicional sobre la forma de la distribución condicionada. Siguiendo a Hao y Naiman (2007), el cálculo del desplazamiento de asimetría con base en los coeficientes estimados viene dada por

$$SKS^{(p)} = \frac{\left[\frac{b^{(1-p)} + a^{(1-p)} - b^{(0,5)} - a^{(0,5)}}{a^{(1-p)} - a^{(0,5)}} \right]}{\left[\frac{b^{(0,5)} + a^{(0,5)} - b^{(p)} - a^{(p)}}{a^{(0,5)} - a^{(p)}} \right]} - 1 \quad (5.4)$$

donde $a^{(p)}$ representa la constante de la regresión para el cuantil p . Esta medida de desplazamiento de asimetría está dada en términos porcentuales. Si esta medida es igual a 0, entonces no hay desplazamientos de asimetría. Si la medida es positiva, la asimetría a la derecha se incrementa. Si la medida es menor que cero, la asimetría a la derecha se reduce debido a la variable explicativa en consideración.

3.1. Resultados para Colombia 1984-2010

El Cuadro 5.3 compara los cuantiles empíricos 0,10, 0,50 y 0,90 de los (log) salarios a precios constantes de 2008 para el primer semestre de 1984 y el primero de 2010. Las estadísticas están ponderadas por los respectivos factores de expansión de las encuestas de hogares. Se observan resultados diferentes en cuanto a cambios en dispersión para el total y para cada uno de los subgrupos. Los cuantiles empíricos indican que la dispersión para el 80 % central del total de los asalariados de tiempo completo no aumentó entre 1984 y 2010. La dinámica por grupos muestra cambios importantes entre estos dos años, indicando cambios en la desigualdad de (log) salarios dentro de los grupos durante el período de 27 años.

Los datos en el Cuadro 5.3 indican que, excepto para el grupo educativo 5 (dieciséis o más años de educación), la dispersión por nivel educativo disminuyó

cuando se considera la dispersión para el 80 % central de la distribución. Así mismo, esta caída en la disparidad dentro de los grupos educativos (exceptuando aquellos con los niveles de educación más altos) estuvo acompañada por disminuciones en el salario real de los cuantiles 0,50 y 0,90.

Cuadro 5.3: Estadísticas descriptivas. Distribución de (log) salarios por grupos: 1984 y 2010

Grupo	Cuantiles					
	1984			2010		
	0,1	0,5	0,9	0,1	0,5	0,9
Total	12,89	13,30	14,28	13,06	13,26	14,45
Educación						
Máximo 5 años	12,67	13,07	13,68	12,68	13,09	13,54
6 a 10 años	12,89	13,15	13,92	12,84	13,09	13,54
11 años	13,00	13,48	14,28	13,06	13,15	13,77
12 a 15 años	13,07	13,72	14,50	13,07	13,43	14,16
16 o más años	13,58	14,50	15,19	13,47	14,34	15,27
Sector						
Privado	12,89	13,15	14,08	13,05	13,25	14,34
Público	13,07	13,68	14,50	13,53	14,16	15,02
Género						
Hombres	12,89	13,30	14,28	13,07	13,33	14,45
Mujeres	12,89	13,15	14,02	13,03	13,25	14,45

Fuente: cálculos de la autora.

Una variación importante en la desigualdad de (log) salarios es el cambio en el retorno para la cola superior del nivel educativo más alto. Los asalariados tiempo completo pertenecientes al decil más alto de (log) salarios observaron un incremento importante en el (log) salario durante los 27 años de estudio.

Consideraciones sobre el sector donde se labora (público o privado) nos lleva a otro escenario donde la estratificación es relevante para la desigualdad del ingreso. Tanto los trabajadores del sector público como del privado presentaron incrementos en sus (log) salarios reales entre 1984 y 2010; así mismo, la dispersión para el 80 % central de la distribución aumentó en ambos sectores.

Con respecto al género, se observa que el salario real se incrementó para todos los cuantiles, presentándose un crecimiento importante en el salario real correspondiente a las mujeres del cuantil 90. Adicionalmente, se observa que la dispersión para el 80 % central de los hombres no aumentó entre los dos años, mientras que la dispersión para el 80 % central de las mujeres sí lo hizo.

Los errores estándar de las estimaciones y los intervalos de confianza al 95 % fueron obtenidos mediante *bootstrapping* con quinientas repeticiones. Se estima simultáneamente la regresión para 19 cuantiles igualmente espaciados (0,05, 0,10, 0,15, ..., 0,95). Se está interesado en analizar cómo el efecto de las variables de control cambia con los cuantiles de interés. Estas regresiones se realizan para cada cinco años. En el presente documento se muestran los resultados para tres años que se usan como referencia⁶.

⁶ Los resultados para otros años se pueden solicitar a la autora.

En los gráficos 5.14, 5.15 y 5.16 se muestran los resultados para 1984, 1995 y 2010, respectivamente. La vista gráfica es útil para determinar cómo el incremento en una unidad en la variable de interés afecta la forma de la distribución. Para una variable en particular se grafican los coeficientes y el intervalo de confianza, donde los coeficientes estimados están en el eje vertical y los valores de los cuantiles respectivos en el eje horizontal. Una línea horizontal indica un cambio de ubicación puro al incrementarse la variable de interés en una unidad; una curva creciente indica un incremento en la dispersión, mientras que una curva decreciente indica una disminución en la dispersión de la distribución condicional de (log) salarios.

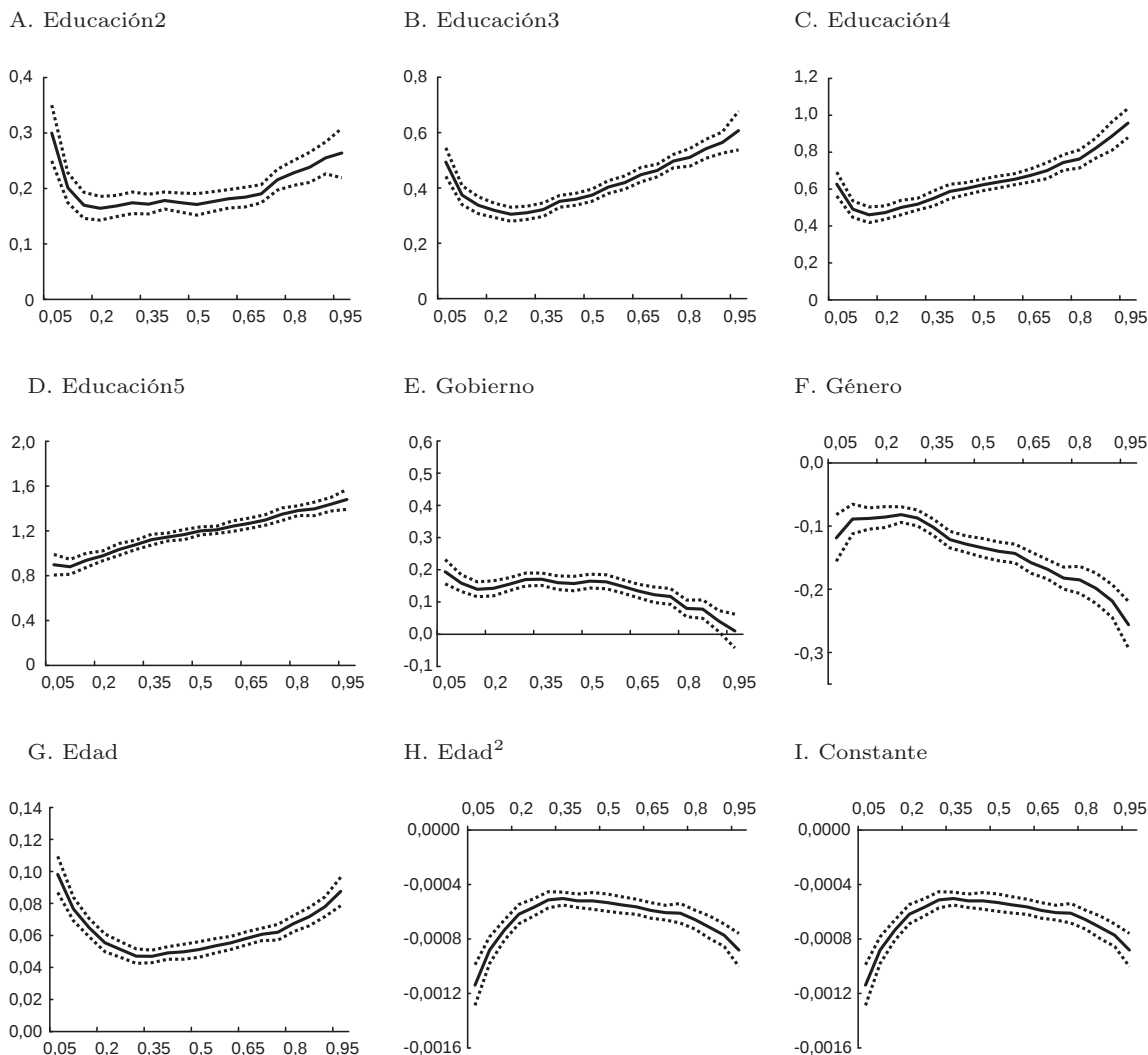
Los gráficos muestran que para todos los grupos educativos, excepto el más alto (dieciséis o más años de educación), el retorno para los percentiles más altos decreció entre 1984 y 2010, llegando a ser igual o incluso inferior que el retorno en los percentiles bajos. Para el grupo educativo 2 (seis a diez años de educación), los retornos de los percentiles superiores al 50 han decrecido en 2010 con respecto a los observados en 1984 y 1995. Para el grupo educativo 3 (once años de educación), los retornos han decrecido para los percentiles superiores al 20. El grupo educativo 4 (doce a quince años de educación) observa descenso en los retornos de 2010, comparado con aquellos percibidos en 1984 y 1995 a partir del percentil 25. Como se presenta más adelante, estos descensos en los retornos de los percentiles altos se traducen en reducciones en la dispersión de salarios para estos grupos educativos. Por el contrario, para el grupo educativo 5 (dieciséis o más años de educación) los retornos han aumentado para los percentiles superiores al 85; así mismo, este grupo educativo percibió un descenso en los retornos para aquellos percentiles menores al 40 entre 1984 y 1995, sin cambios significativos en los retornos de los percentiles más altos durante dicho período.

En cuanto a la variable *género*, esta toma el valor de 1 si la observación corresponde a una mujer. En todos los años se aprecia que el retorno para las mujeres ha sido menor que el de los hombres, y los diferenciales cambian con el percentil. Para 1984 y 1995 se observa que los diferenciales son relativamente bajos y estables para los percentiles 5 al 25. En 1984 el diferencial entre hombres y mujeres era de alrededor del 10 % para tales percentiles, y el diferencial disminuyó en 1995, ubicándose alrededor del 5 % para los mismos. Los diferenciales salariales entre hombres y mujeres para percentiles mayores al 25 son crecientes con el percentil, llegando a ser del 25 % en el percentil 95 para todos los años.

El gráfico de los coeficientes de género en 2010 (Gráfico 5.16) muestra una situación diferente para los percentiles bajos. En este año, el diferencial de salarios es de alrededor de 15 % para el percentil 5, disminuyendo a partir de allí y llegando a ser de cerca del 5 % para el percentil 30. Para percentiles más altos los diferenciales vuelven a aumentar llegando a 25 % para el percentil 95.

La forma de u invertida del gráfico de los coeficientes de género a diferentes percentiles para el año 2010 es consistente con los resultados de Badel y Peña (2010) con datos de 2006. Dichos autores encuentran que las diferencias de género en los retornos a las características de los individuos afectan principalmente a las mujeres en la parte alta y en la parte baja de la distribución. Los resultados aquí encontrados a partir de las regresiones por cuantiles indican, sin embargo, que esta forma de u invertida no se presentó en 1984 ni en 1995.

Gráfico 5.14: Coeficientes de la regresión por cuantiles para 1984



Fuente: cálculos de la autora.

Con el fin de tener una perspectiva de más largo plazo sobre la evolución de los diferenciales de salario entre hombres y mujeres y tener una aproximación a la respuesta de si la forma de u invertida es un fenómeno generalizado, en el Gráfico 5.17 se presentan los coeficientes de la variable *género* para los percentiles 10, 50 y 90 para todos los años de la muestra. Se advierte que el diferencial en los (log) salarios para mujeres y hombres para el percentil 10 se mantiene relativamente constante hasta 2004, y aumenta a partir de allí con una leve disminución en 2008. A su vez, el diferencial para el percentil 50 aparece levemente creciente hasta 1994, decrece sostenidamente hasta 2006 y a partir de allí aumenta a los niveles observados durante finales de los años ochenta y principios de los noventa. La serie de diferenciales salariales entre mujeres y hombres para el percentil 90

presenta un comportamiento similar al del percentil 50, pero a niveles mucho más altos⁷. Los (log) salarios de las mujeres en los percentiles 50 y 90 mostraron una reducción importante en el diferencial con respecto al (log) salario de los hombres en el período 1994-2006 para el percentil 50 y en el período 1994-2004 para el percentil 90, mientras que el diferencial para las mujeres en el percentil 10 no cambió significativamente, e incluso se incrementó a partir de 2004. En todo caso, la evolución de los coeficientes para los percentiles 10 y 50 de la variable *género* sugieren que solo a partir de 2003 los diferenciales para el percentil 50 son más bajos que aquellos para el percentil 10 como resultado de la combinación de dos dinámicas: un incremento en el diferencial de salarios para el percentil 10 y una disminución en el diferencial para el percentil 50. Por tanto, la forma de *u* encontrada por Badel y Peña (2010) para el diferencial de salarios entre hombres y mujeres en 2006 es un fenómeno reciente. Este es un tema para considerar en futuras investigaciones^{8,9}.

Cabe resaltar también el cambio en los coeficientes de la variable *gobierno* a diferentes percentiles. Hasta los años noventa los trabajadores públicos pertenecientes a los percentiles de salario más altos no percibían un diferencial con respecto a los trabajadores del sector privado. El retorno por pertenecer al sector público era positivo y más alto para los percentiles bajos, retorno que decrecía a mayores percentiles hasta volverse no significativo para percentiles superiores al 90. Sin embargo, este comportamiento cambió en la primera década de los años 2000. Para tal década se observa que el diferencial con respecto al sector privado es positivo y significativo para todos los percentiles de salarios, y el retorno es más alto que aquel observado en los años ochenta y noventa.

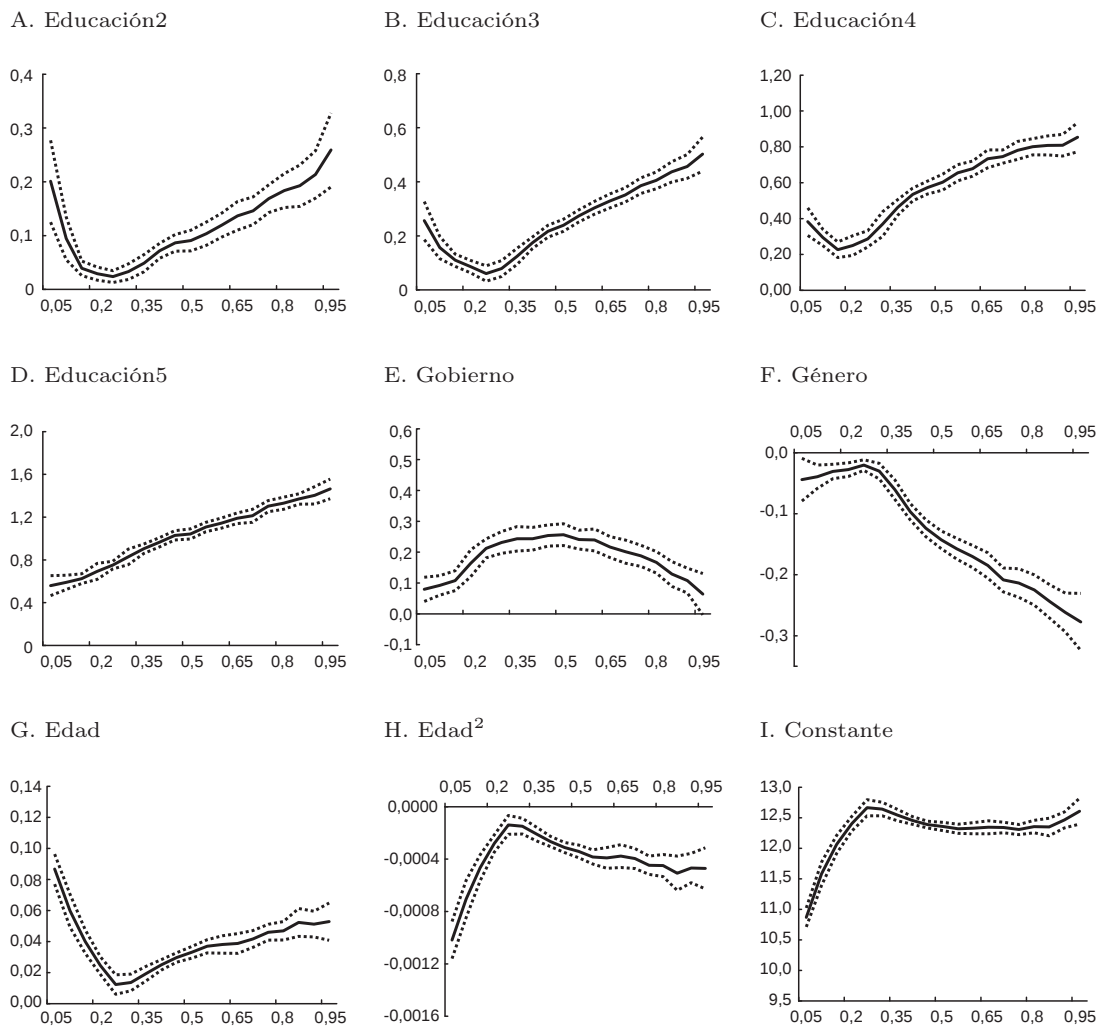
El gráfico de los coeficientes provee algunas indicaciones de cómo modificaciones en las variables independientes producen cambios en la forma de la distribución. De la misma manera, se presta atención también a cuán grandes son esos cambios y a si son significativos. Para ello se desarrollan medidas cuantitativas de dos tipos de cambios de forma (dispersión y asimetría) a partir de las estimaciones por cuantiles, siguiendo las medidas sugeridas por Hao y Naiman (2007).

⁷ Los coeficientes de la variable *género* para los percentiles 10, 50 y 90 que se muestran en el Gráfico 5.17 son significativamente diferentes de cero para todos los años. Los diferenciales para el percentil 90 son siempre significativamente más altos que los de los percentiles 10 y 50. Por su parte, los diferenciales del percentil 10 aparecen menores que los del percentil 50, excepto para el período 2003-2007, aunque los diferenciales de estos dos percentiles no son siempre significativamente diferentes entre sí.

⁸ Parte de la explicación para que la *u* invertida no se encuentre en todos los períodos puede deberse a las diferencias en las definiciones y muestras usadas en Badel y Peña (2010) con respecto a las usadas en este documento. Dichos autores utilizan (log) salario por hora para individuos entre 25 y 55 años de edad que reportan trabajar entre 16 y 84 horas por semana y ganan más de un dólar por día.

⁹ Está más allá de los alcances de este trabajo determinar si las diferencias encontradas entre los salarios de las mujeres y los salarios de los hombres que pertenecen al mismo grupo educativo se deben a una discriminación o sesgo en contra de las mujeres. Es una pregunta que se deja para futuras investigaciones.

Gráfico 5.15: Coeficientes de la regresión por cuantiles para 1995

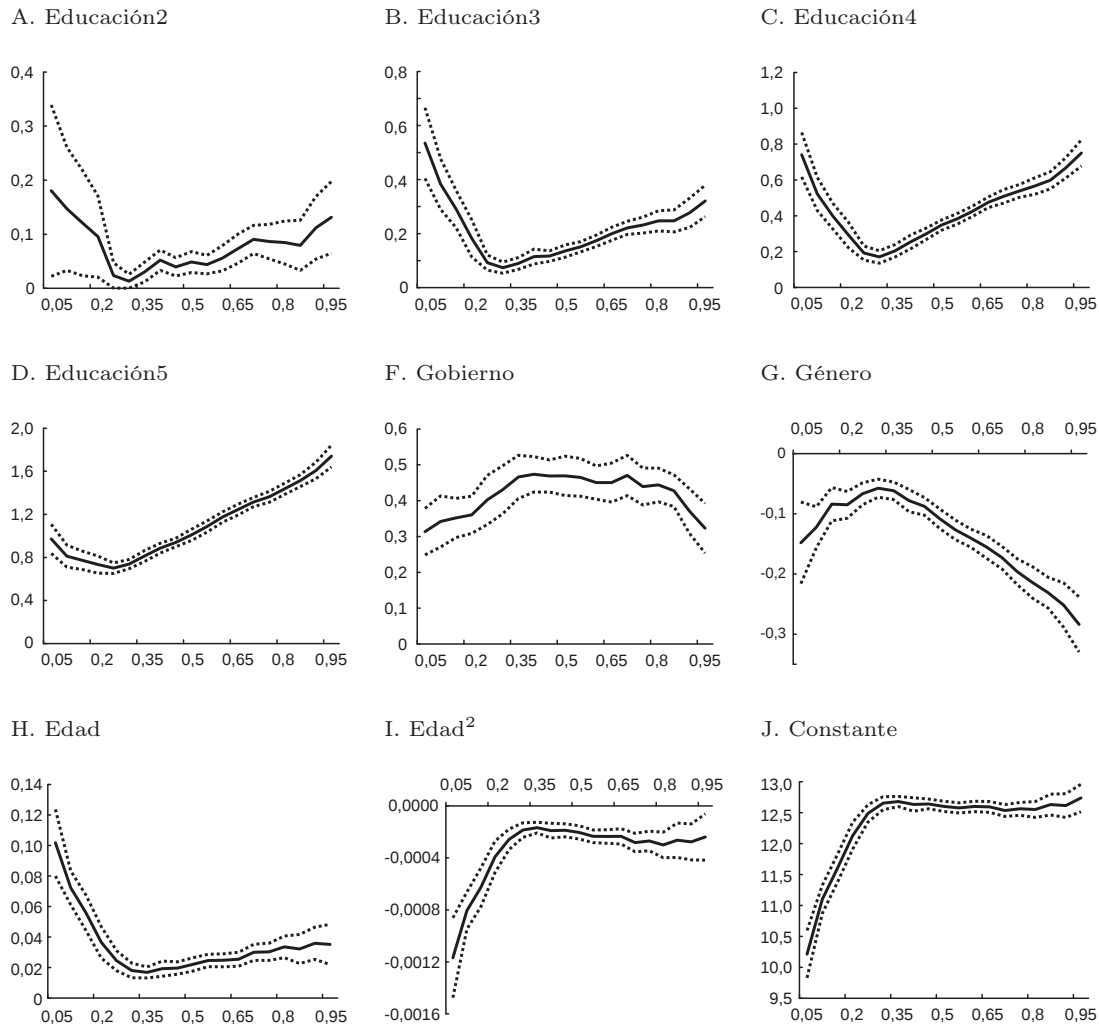


Fuente: cálculos de la autora.

Los cálculos de cambios en ubicación, dispersión y asimetría usan el coeficiente en la mediana para analizar los cambios en ubicación, la diferencia intercuantílica 90-10 (80 % central de la población) para estudiar los cambios en dispersión y los coeficientes de las regresiones en los percentiles 10 y 90 para analizar los cambios en asimetría. Las estimaciones se realizan para cada uno de los años de estudio de 1984 a 2010, usando información del primer trimestre de cada año.

En el Cuadro 5.4 se puede observar que todas las variables de control desplazan de manera significativa la ubicación de la distribución del (log) salario, para todos los años¹⁰. En el Gráfico 5.18 se puede apreciar más claramente el cambio que cada

¹⁰ La desviación estándar del coeficiente en la mediana se obtiene a partir de quinientas repe-

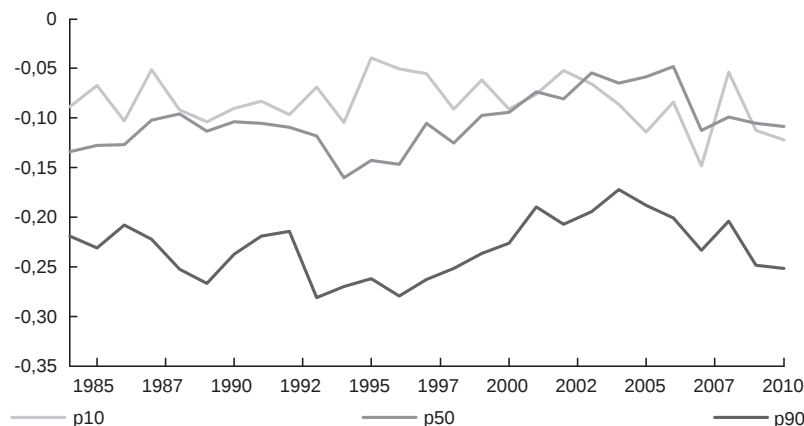
Gráfico 5.16: Coeficientes de la regresión por cuantiles para 2010

Fuente: cálculos de la autora.

variable ha tenido sobre el desplazamiento de la ubicación de la distribución en los 27 años de información. El desplazamiento de ubicación debido a educación ha sido positivo durante todo el período para todos los niveles educativos, indicando que la mediana de cada grupo es mayor que la del (log) salario de aquellos trabajadores con máximo educación primaria. Así mismo, se muestra que la mediana de niveles educativos más altos es consistentemente más alta que la de niveles educativos más bajos. Se destaca, sin embargo, la dinámica de los desplazamientos de ubicación. Para todos los casos el desplazamiento de ubicación ha estado disminuyendo durante el período, especialmente desde mediados de los años

ticiones por *bootstrap* de las regresiones por cuantiles.

Gráfico 5.17: Coeficientes de la variable *género* para los percentiles 10, 50 y 90.



Fuente: cálculos de la autora.

noventa. Esta caída ha sido más pronunciada para los grupos educativos 2, 3 y 4 (de seis a quince años de educación).

El desplazamiento de ubicación debido a la variable *género* es negativo durante todo el período, indicando que los retornos en la mediana para las mujeres son menores que aquellos para los hombres. Por su parte, el desplazamiento de ubicación debido a la variable *gobierno* aparecía positivo y estable hasta principios de la década de los noventa, teniendo una tendencia positiva desde entonces.

Los desplazamientos de ubicación capturan diferencias entre grupos. Los cambios en desplazamientos de ubicación, o diferencias entre grupos, es solo una parte de la historia sobre cómo la desigualdad cambió en el período de estudio; la otra parte se refiere a variaciones en la forma de la distribución de (log) salarios, o diferencias dentro de grupos.

Los cambios en dispersión son un tipo de desplazamientos en la forma de la distribución¹¹. Como se puede observar en el Cuadro 5.5 y en el Gráfico 5.19, hasta mediados de los años noventa los diferentes grupos educativos presentaban una tendencia creciente en los cambios en dispersión, indicando que todos los grupos tenían una dispersión de la distribución condicional del (log) salario más amplia que la distribución de aquellos con primaria y esa dispersión (para el 80 % central de la población) iba en aumento hasta mediados de tal década. A partir de allí, los cambios en la dispersión debidos al grupo educativo más alto permanecen estables, decrecen levemente a principios de la década de 2000 y vuelven a aumentar a los niveles alcanzados a mediados de los noventa. Por su parte, los cambios en dispersión comienzan a decrecer para los demás grupos educativos a partir de mediados de los años noventa. Incluso, entre 2001 y 2006 el desplazamiento de dispersión para los grupos educativos 2 y 3 se vuelve negativo, indicando

¹¹ Se realiza una prueba de igualdad de coeficientes para determinar la significancia de la diferencia intercuantílica que determina los cambios en dispersión de la variable considerada.

Cuadro 5.4: Desplazamientos de ubicación a partir de las regresiones por cuantiles, 1984 -2010

	Educ2	Educ3	Educ4	Educ5	Gobierno	Género	Edad	Edad ²
1984	0,1712	0,3741	0,6223	1,1995	0,1648	-0,1344	0,0512	-0,0005
1985	0,1651	0,3410	0,5742	1,1338	0,1834	-0,1278	0,0505	-0,0005
1986	0,1606	0,2940	0,5282	1,0494	0,1957	-0,1271	0,0460	-0,0005
1987	0,1391	0,2676	0,5120	1,0796	0,1856	-0,1021	0,0393	-0,0004
1988	0,1058	0,2144	0,4730	1,0602	0,2046	-0,0957	0,0339	-0,0003
1989	0,1017	0,2151	0,4753	0,9950	0,2300	-0,1134	0,0302	-0,0003
1990	0,1095	0,2292	0,4842	1,0235	0,1936	-0,1034	0,0313	-0,0003
1991	0,1177	0,2387	0,4945	1,1228	0,2065	-0,1050	0,0313	-0,0003
1992	0,1075	0,2239	0,5059	1,0630	0,1482	-0,1092	0,0337	-0,0003
1993	0,0953	0,2044	0,5822	1,0440	0,1938	-0,1180	0,0273	-0,0003
1994	0,1370	0,2664	0,5565	1,0384	0,2215	-0,1599	0,0361	-0,0004
1995	0,0909	0,2394	0,6034	1,0431	0,2567	-0,1426	0,0331	-0,0003
1996	0,1170	0,2522	0,6413	1,1378	0,2599	-0,1465	0,0270	-0,0003
1997	0,1096	0,2658	0,5759	1,1016	0,2505	-0,1054	0,0336	-0,0003
1998	0,1288	0,2813	0,5971	1,2056	0,2907	-0,1255	0,0376	-0,0004
1999	0,0976	0,2326	0,5311	1,1392	0,3035	-0,0978	0,0341	-0,0003
2000	0,1044	0,2404	0,5883	1,0966	0,3466	-0,0942	0,0369	-0,0004
2001	0,1033	0,2329	0,4782	1,0889	0,3801	-0,0738	0,0294	-0,0003
2002	0,0807	0,2438	0,4575	1,0321	0,3853	-0,0806	0,0403	-0,0004
2003	0,0841	0,2030	0,4010	1,0145	0,4236	-0,0547	0,0322	-0,0003
2004	0,0704	0,1729	0,3389	0,9717	0,4244	-0,0645	0,0279	-0,0003
2005	0,0937	0,1884	0,3533	0,9473	0,3476	-0,0584	0,0241	-0,0002
2006	0,0530	0,1427	0,3141	0,8755	0,4045	-0,0479	0,0210	-0,0002
2007	0,0909	0,2030	0,4161	1,0392	0,3963	-0,1122	0,0266	-0,0002
2008	0,0663	0,1839	0,3892	1,0502	0,3944	-0,0987	0,0263	-0,0003
2009	0,0686	0,1553	0,3474	0,9862	0,4623	-0,1055	0,0218	-0,0002
2010	0,0485	0,1355	0,3481	1,0087	0,4692	-0,1085	0,0220	-0,0002

Nota: todos los coeficientes son significativos al 1 %

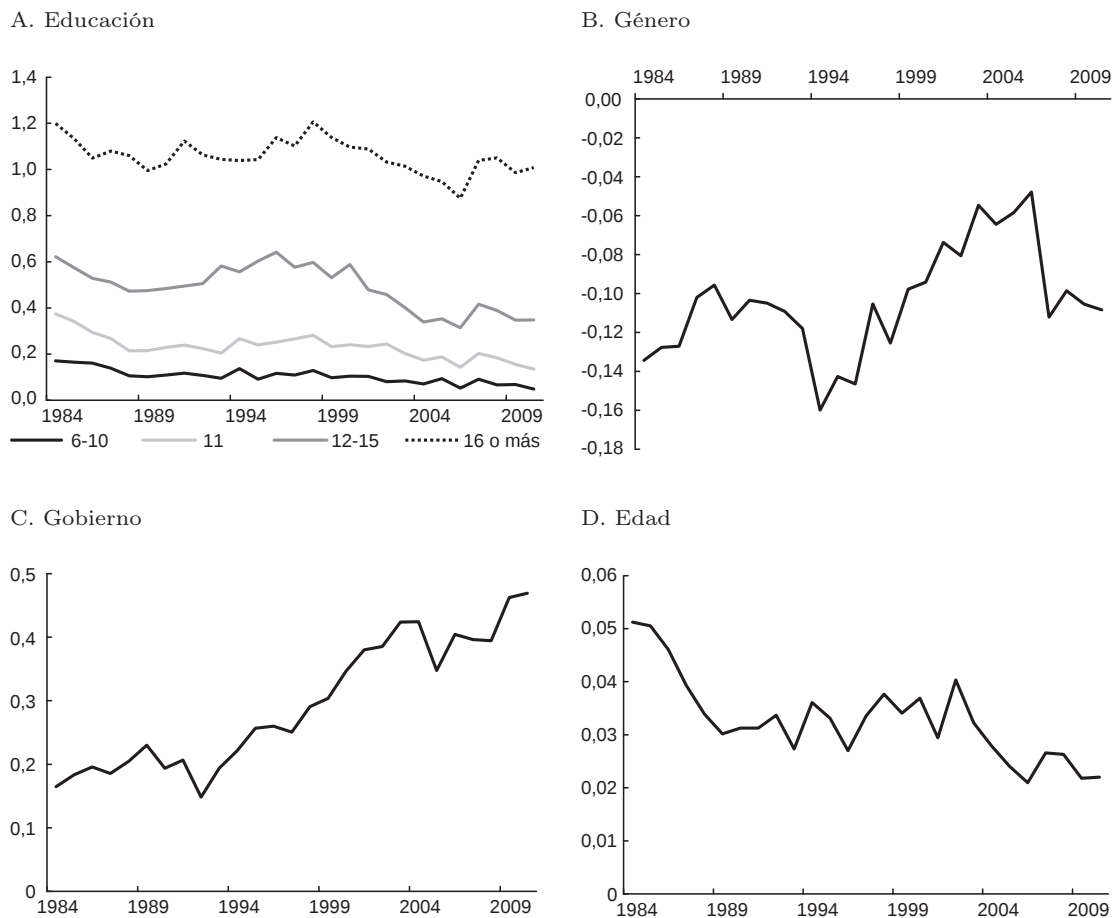
Fuente: cálculos de la autora.

que la dispersión del 80 % central de la distribución de (log) salarios es más corta para estos grupos que para aquellos con máximo educación primaria. Entre 2007 y 2010 los cambios en dispersión no se muestran estadísticamente significativos para los grupos educativos 2 y 3, pero sí para los grupos 4 y 5.

Los cambios en dispersión debidos a la variable *género* indican que la dispersión en los (log) salarios de mujeres es menor durante todo el período que la dispersión en los (log) salarios de hombres, indicando que hay una mayor homogeneidad entre los (log) salarios pagados a las mujeres. La tendencia decreciente en los cambios en dispersión entre 1984 y 1996 que se observa en el Gráfico 5.18 indica que los salarios pagados a las mujeres eran cada vez menos dispersos con respecto a la dispersión en los salarios para hombres. A partir de 1997 se presenta una convergencia en las dispersiones de ambos grupos, que vuelve a divergir entre 2007 y 2010.

Se debe resaltar también que durante los años ochenta la dispersión de la distribución condicional de (log) salarios de los trabajadores del sector público era menor que aquella del sector privado, sugiriendo una mayor homogeneidad entre los

Gráfico 5.18: Desplazamientos de ubicación para cada variable según las regresiones por cuantiles, 1984-2010



Fuente: cálculos de la autora.

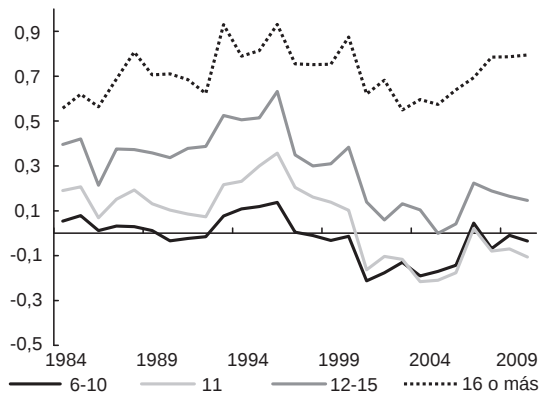
salarios pagados en el sector público que en el sector privado. Sin embargo, a partir de los años noventa el desplazamiento de la dispersión se vuelve no significativo, indicando que no se observan diferencias en la dispersión entre los sectores público y el privado.

Desplazamientos en la asimetría son otro tipo de cambio en la forma de la distribución. Un incremento en la asimetría de un cuantil condicional indica una diferenciación dispereja dentro del grupo, que favorece a los miembros de la cola superior. Para el caso colombiano se observan dos períodos en los cuales los desplazamientos de asimetría son significativos: los períodos 1986-1992 y 2002-2005¹² (Gráfico 5.20 y Cuadro 5.6). En ambos casos se observa que la educación genera un desplazamiento negativo en asimetría, indicando que la cola superior de la

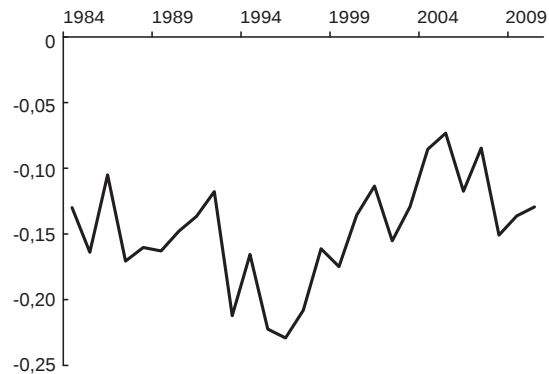
¹² La significancia del desplazamiento de asimetría se realiza mediante una prueba no lineal de los coeficientes.

Gráfico 5.19: Desplazamientos de dispersión para cada variable según las regresiones por cuantiles, 1984-2010

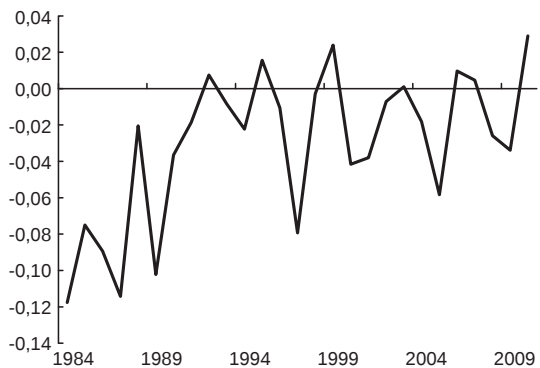
A. Educación



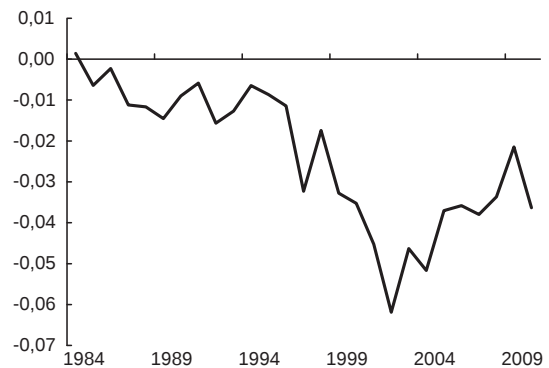
B. Género



C. Gobierno



D. Edad



Fuente: cálculos de la autora.

distribución es más larga y la cola inferior es más corta. La distribución de los (log) salarios para las mujeres y para el sector gobierno, por su parte, son más asimétricos hacia la derecha en esos subperíodos.

En conclusión, la regresión por cuantiles permite observar dos tendencias importantes en cuanto a la distribución de (log) salarios por grupo educativo. En primer lugar, se aprecia que los desplazamientos de ubicación por grupo educativo son menores en la primera década de 2000 que lo que fueron en la segunda mitad de los años ochenta. El desplazamiento de ubicación debido al grupo educativo más alto no se ha reducido tanto como los desplazamientos de ubicación debidos a los grupos educativos más bajos (seis a quince años de educación). Las diferencias entre estos grupos educativos más bajos se han reducido, acercándose más en la mediana que lo que estaban en los años ochenta. Esta dinámica es más fuerte a partir de la segunda mitad de la siguiente década.

Cuadro 5.5: Desplazamientos de dispersión para el 80 % central de la población, a partir de las regresiones por cuantiles, 1984-2010

	Educ2	Educ3	Educ4	Educ5	Gobierno	Género	Edad	Edad ²
1984	0,0537***	0,1902***	0,3961***	0,5576***	0,1177***	-0,1299***	0,0014	0,0001*
1985	0,0784***	0,2064***	0,4204***	0,6201***	-0,075***	-0,1639***	-0,0064	0,0002*
1986	0,0115	0,069***	0,2142***	0,564***	-0,0893***	-0,105***	-0,0023	0,0001
1987	0,0320	0,1514**	0,3757***	0,6879***	-0,1143***	-0,1707***	-0,0112**	0,0003***
1988	0,0290	0,1926***	0,3726***	0,8078***	-0,0204	-0,1603***	-0,0117**	0,0003***
1989	0,0115	0,1309***	0,3578***	0,7056***	-0,1022***	-0,1629***	-0,0145***	0,0003***
1990	-0,0339	0,1035***	0,3372***	0,7106***	-0,0365*	-0,1479***	-0,0090	0,0002***
1991	-0,0238	0,0856***	0,378***	0,6846***	-0,0186	-0,1366***	-0,0059	0,0002*
1992	-0,0153	0,0732**	0,3874***	0,6238***	0,0075	-0,1177***	-0,0157***	0,0003***
1993	0,0768**	0,2168***	0,5247***	0,9304***	-0,0084	-0,2122***	-0,0127**	0,0003***
1994	0,1087***	0,2319***	0,5059***	0,7896***	-0,0223	-0,1656***	-0,0065	0,0002***
1995	0,119***	0,3002***	0,5141***	0,8138***	0,0156	-0,2225***	-0,0087	0,0002***
1996	0,1373***	0,3567***	0,6322***	0,9313***	-0,0106	-0,2292***	-0,0115*	0,0003***
1997	0,0049	0,2046***	0,3489***	0,7555***	-0,0793***	-0,2081***	-0,0323***	0,0005***
1998	-0,0106	0,1612***	0,3001***	0,7519***	-0,0029	-0,1613***	-0,0174***	0,0003***
1999	-0,0321	0,1383***	0,3095***	0,7537***	0,0239	-0,1748***	-0,0328***	0,0005***
2000	-0,0138	0,1023**	0,3839***	0,8744***	-0,0415	-0,1356***	-0,0353***	0,0005***
2001	-0,212***	-0,1628***	0,1395***	0,6211***	-0,0379	-0,1136***	-0,0453***	0,0006***
2002	-0,1761***	-0,1033**	0,0593	0,6821***	-0,0071	-0,1552***	-0,0619***	0,0008***
2003	-0,1296**	-0,1166***	0,1317***	0,5497***	0,0010	-0,1293***	-0,0463***	0,0006***
2004	-0,1905***	-0,216***	0,1037**	0,5958***	-0,0181	-0,0855***	-0,0517***	0,0007***
2005	-0,1703***	-0,2095***	-0,0007	0,5739***	-0,0583*	-0,0733***	-0,0371***	0,0006***
2006	-0,1429**	-0,1766***	0,0419	0,6395***	0,0097	-0,1175***	-0,0358***	0,0005***
2007	0,0449	0,0215	0,2239***	0,6941***	0,0046	-0,0846***	-0,038***	0,0006***
2008	-0,0685	-0,0801**	0,1888***	0,7849***	-0,0259	-0,1509***	-0,0337***	0,0005***
2009	-0,0091	-0,0705	0,1647***	0,7873***	-0,0339	-0,1362***	-0,0215***	0,0004***
2010	-0,0351	-0,1057*	0,1459***	0,7952***	0,0289	-0,1294***	-0,0363***	0,0005***

Nota: * 10 %, ** 5 %, *** 1 %

Fuente: cálculos de la autora.

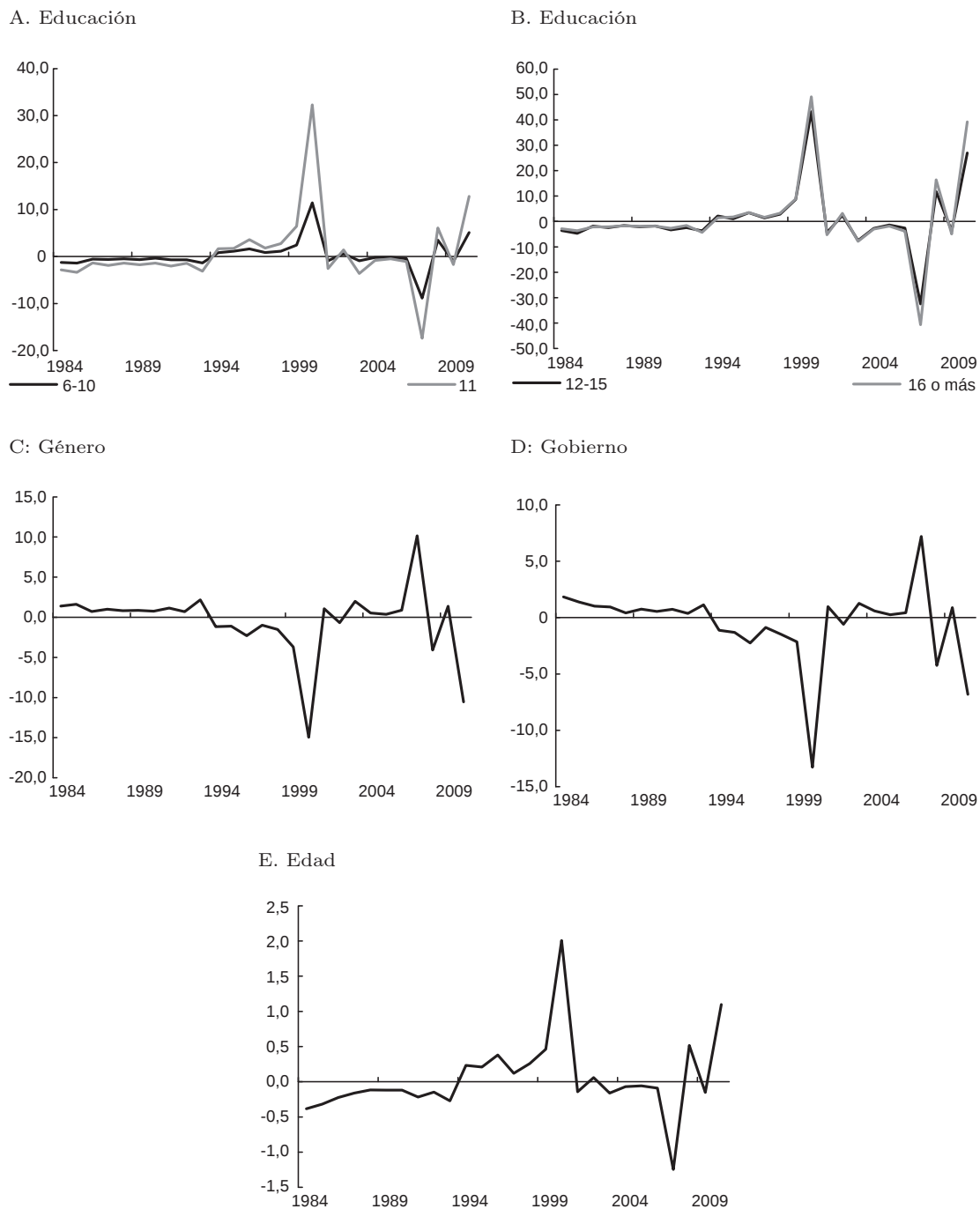
Cuadro 5.6: Desplazamientos de asimetría para el 180 % central de la población, a partir de las regresiones por cuantiles, 1984 -2010

	Educ2	Educ3	Educ4	Educ5	Gobierno	Género	Edad	Edad ²
1984	-1,2694	-2,8500	-3,5700	-2,8626	1,8395	1,3966	-0,3831	0,0032
1985	-1,3874	-3,3794	-4,6503	-3,6227	1,3871	1,6276	-0,3172	0,0024
1986	-0,5426**	-1,3428**	-1,8369**	-2,1436**	1,0123*	0,7254**	-0,2254**	0,002**
1987	-0,6154**	-1,8701**	-2,4471**	-2,0923**	0,9355**	0,9945**	-0,1621**	0,0011**
1988	-0,4759**	-1,3898**	-1,5791**	-1,6819**	0,4112**	0,8178**	-0,1177**	0,0008**
1989	-0,6616***	-1,7389***	-2,1167***	-1,9361***	0,7514***	0,8706***	-0,1182**	0,0008***
1990	-0,3568**	-1,4061***	-1,7883**	-1,8575***	0,5473***	0,7675***	-0,12***	0,0007***
1991	-0,6974	-2,0209	-3,3207	-2,6664	0,7315	1,1516	-0,2172	0,0017
1992	-0,7055**	-1,4419**	-2,4407**	-1,5991**	0,3627***	0,705***	-0,148**	0,001**
1993	-1,3515	-3,1158	-3,7353	-4,2802	1,1357	2,1686	-0,2722	0,0016
1994	0,8092	1,6745	2,1275	1,4689	-1,1291	-1,1794	0,2332	-0,0017
1995	1,1454*	1,7174	1,0751	1,7372	-1,3108	-1,1171*	0,2095*	-0,0016*
1996	1,6232	3,6056	3,4735	3,5064	-2,2458	-2,3030	0,3790	-0,0031
1997	0,8518*	1,8139*	1,3611*	1,6592*	-0,8823*	-0,982*	0,1193*	-0,0008*
1998	1,1246	2,7565	2,8580	3,2676	-1,4952	-1,5176	0,2587	-0,0021
1999	2,4488	6,4560	8,6656	8,8625	-2,1538	-3,6860	0,4622	-0,0021
2000	11,4366	32,2786	43,1952	49,0668	-13,2656	-14,9582	2,0072	-0,0104
2001	-0,9045	-2,5378	-4,4312	-5,2516	0,9718	1,0749	-0,1423	0,0007
2002	0,6053**	1,4126**	2,4237**	3,2028**	-0,5952**	-0,6862**	0,0595**	-0,0002**
2003	-0,9186	-3,6209	-7,5031	-7,8391	1,2629	1,9882	-0,1608	-0,0002
2004	-0,2084**	-0,8171**	-2,7232**	-2,9807**	0,589**	0,5335**	-0,071**	0,0002**
2005	-0,1485***	-0,4823***	-1,3914***	-1,8095***	0,2488***	0,372***	-0,0581***	0,0003***
2006	-0,4291	-1,0718	-2,5913	-3,8173	0,4325	0,8725	-0,0906	0,0005
2007	-8,837	-17,4079	-32,4590	-40,6286	7,1884	10,1584	-1,2470	0,0048
2008	3,5053	6,0885	11,7519	16,4000	-4,2425	-4,0793	0,5149	-0,0016
2009	-1,0406	-1,7056	-3,6827	-4,9586	0,8757	1,3736	-0,1513	0,0008
2010	5,1104	12,8115	26,9864	39,1964	-6,8046	-10,5473	1,0984	-0,0058

Nota: * 10 %, ** 5 %, *** 1 %

Fuente: cálculos de la autora.

Gráfico 5.20: Desplazamientos de asimetría para cada variable según las regresiones por cuantiles, 1984-2010



Fuente: cálculos de la autora.

Así mismo, se observa que para los grupos educativos 2, 3 y 4 la dispersión es mucho menor al final del período, comparado con la dispersión que se observaba en los

años ochenta. Hasta la primera mitad de los noventa la dispersión en cada uno de los grupos estaba aumentando, pero a partir de la segunda mitad la dispersión dentro de los grupos ha venido disminuyendo. Una dinámica diferente se observa para la dispersión del grupo educativo 5 (dieciséis o más años de educación), para el cual la dispersión aumentó hasta mediados de los años noventa y ha permanecido relativamente estable desde entonces.

En resumen, los (log) salarios de los grupos educativos 2, 3 y 4 son menos dispares entre sí en términos de ubicación de la distribución, y dentro de cada grupo la dispersión es menor que la observada al principio del período. Esta dinámica es diferente a la observada en los Estados Unidos, donde la desigualdad tanto entre grupos como dentro de los grupos aumentó, especialmente en la década de 1980¹³.

La concentración de los salarios para los grupos educativos 2, 3 y 4 tiene al menos dos hipótesis explicativas, una de tipo institucional y la otra de tipo tecnológico.

La primera hipótesis hace referencia al efecto que el salario mínimo tiene sobre los salarios de los grupos educativos más bajos. Esta hipótesis permitiría explicar dos observaciones: una es el hecho de que los grupos educativos bajos tengan una dispersión de salarios menor que la de los grupos educativos más altos; la otra se refiere al hecho de que la dispersión ha estado disminuyendo para los grupos educativos más bajos mientras que no se registran cambios significativos en la dispersión del grupo educativo 5 (dieciséis o más años de educación).

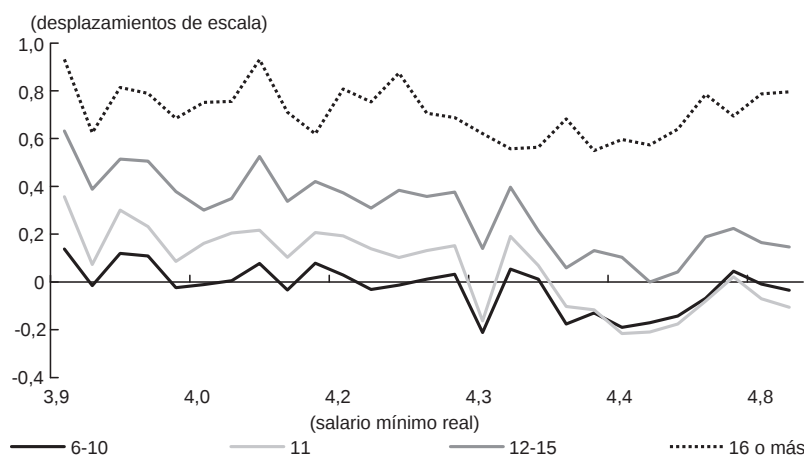
La observación de que la dispersión es menor dentro de los grupos educativos más bajos es consistente con lo encontrado por Iregui, Melo y Ramírez (2010), quienes, usando información de encuestas realizadas a las firmas en 2008, encuentran que la dispersión de salarios es menor dentro de la categoría ocupacional de trabajo no calificado que en la categoría ocupacional de trabajo calificado. Este hecho es explicado por las autoras por la presencia del salario mínimo en Colombia, el cual se vuelve un punto de referencia a la hora de establecer los salarios pagados a la categoría ocupacional de trabajo no calificado. Si equiparamos la categoría ocupacional de no calificados con los grupos educativos más bajos, se puede argumentar que estos grupos educativos son menos dispersos en salarios debido a la presencia del salario mínimo, el cual, al convertirse en punto de referencia a la hora de fijar los salarios para estos grupos educativos, reduce la disparidad en salarios dentro de estos grupos.

La observación sobre la dinámica de la dispersión dentro de los grupos educativos más bajos, la cual ha venido disminuyendo, podría ser explicada por el nivel del salario mínimo. En particular, se observa que la dispersión de (log) salarios de los grupos educativos más bajos tuvo una tendencia creciente hasta mediados de los años noventa, coincidiendo con el período en el que el salario mínimo real estuvo decreciendo. De la misma manera, el período de decrecimiento en la dispersión de (log) salarios de los grupos educativos 2, 3 y 4 corresponde al período cuando el salario mínimo real ha crecido consistentemente. Esta dinámica se puede apreciar más claramente en el Gráfico 5.21, el cual muestra los

¹³ Véase Katz y Autor (1999), Galor y Moav (2000), Aghion (2002), entre otros.

desplazamientos de escala (dispersión) por nivel educativo asociados con cada valor del salario mínimo real, donde el salario mínimo se ha ordenado de menor a mayor. Para los grupos educativos 2, 3 y 4 el desplazamiento de escala disminuye a medida que se incrementa el salario mínimo real. Una explicación para esta relación puede ser que la productividad de los trabajadores que pertenecen a los grupos educativos bajos no está creciendo tanto como el salario mínimo, en cuyo caso el salario mínimo se vuelve un punto de referencia más fuerte cuando se fijan los salarios de estos grupos educativos, disminuyendo la dispersión dentro de los grupos.

Gráfico 5.21: El salario mínimo y la evolución de los desplazamientos de escala debidos a educación



Fuente: cálculos de la autora.

La segunda hipótesis hace referencia al tipo de sesgo tecnológico que estaría experimentando Colombia, basado en el modelo de Galor y Moav (2000). En ese modelo se tienen dos grupos laborales: trabajo calificado y trabajo no calificado. La decisión de ser trabajador calificado o no calificado resulta de un proceso de maximización del individuo. Como resultado, el nivel promedio de habilidad en el grupo de trabajo calificado es más alto que el promedio de habilidad en el grupo de trabajo no calificado. Cuando el cambio tecnológico es sesgado hacia la educación, los trabajadores con menor nivel de habilidad toman la decisión de adquirir educación para recibir la mayor remuneración. Esto aumenta la dispersión de habilidad dentro del grupo de trabajo calificado, pero disminuye la dispersión de habilidad, y, por tanto, la dispersión de salarios dentro del grupo de no calificados. Por el contrario, cuando el cambio tecnológico es sesgado hacia la habilidad, la desigualdad de salarios aumenta en ambos grupos, tanto los calificados como los no calificados. Con base en el modelo de Galor y Moav (2000), entonces, la dinámica de la

desigualdad observada en Colombia es consistente con un cambio tecnológico sesgado hacia educación¹⁴.

4. CONCLUSIONES

La evolución de los salarios reales en Colombia ha estado caracterizada por un incremento en el salario de los trabajadores con educación universitaria o superior frente a los salarios de los trabajadores con bachillerato completo. Este incremento en los salarios ha estado acompañado de un crecimiento en la oferta laboral relativa de trabajadores con universidad completa o superior. Usando un modelo sencillo de oferta y demanda propuesto por Katz y Murphy (1992), Katz, Autor y Krueger (1998) y Katz y Autor (1999) el presente estudio confirma la hipótesis de que crecimientos en la demanda relativa por trabajadores calificados son necesarios para poder observar simultáneamente los incrementos tanto en salarios relativos como en la oferta relativa de trabajadores calificados.

También se encuentra que el crecimiento en la demanda relativa por trabajadores calificados ha disminuido en la última parte del período de estudio con respecto al aumento observado en la primera parte. Por el contrario, el incremento en la oferta relativa de trabajo calificado se ha expandido durante la última parte del período, por lo que los salarios relativos, aunque han crecido durante la última parte, lo han hecho en menor medida que durante la primera parte del período.

Por su lado, las regresiones por cuantiles muestran que se ha presentado un proceso de “convergencia” en los salarios de los grupos educativos más bajos (grupos 2, 3 y 4). A partir de mediados de los años noventa se ha observado una reducción en los desplazamientos de ubicación, haciendo que las distribuciones sean más cercanas en la mediana. Dentro de los grupos se observa una disminución en la dispersión, indicando que estos son más homogéneos entre sí. En la medida en que el desplazamiento de ubicación dentro del grupo educativo más alto (dieciséis o más años de educación) se ha mantenido estable, así como su dispersión, se puede concluir que la desigualdad entre los grupos educativos más bajos y el grupo de mayor nivel educativo se ha incrementado, especialmente a partir de mediados de los años noventa.

En este trabajo se comenzó por evaluar la hipótesis seguida en la mayoría de los modelos que estudian la desigualdad de salarios, según la cual la disparidad entre

¹⁴ Otra posible hipótesis de explicación a la dinámica de la desigualdad de salarios en Colombia se refiere al modelo de polarización en el mercado laboral, el cual introduce la dimensión de tareas en la función de producción, y fue desarrollado por Autor, Katz y Kearney (2006), entre otros. En el modelo más simple hay tres tareas: las rutinarias, que pueden realizarse ya sea por un computador o por un trabajador, haciéndolos sustitutos perfectos para la realización de las mismas; las tareas abstractas, que involucran análisis, dirección y actividades complejas; y las manuales, como las de conductores. La introducción de los computadores afecta la demanda por trabajo dedicado a tareas rutinarias. Esto lleva, por tanto, a que los ingresos de trabajadores en la mitad de la distribución decrezcan más que el de los trabajadores con menores ingresos, y a una dinámica hacia menor desigualdad dentro del grupo de trabajadores no calificados. El modelo de polarización es evaluado para Colombia, México y Brasil por Medina y Posso (2010), quienes concluyen que hay evidencia de polarización en Colombia, pero no en México o Brasil.

los salarios de trabajadores calificados y aquellos de los no calificados se generan por desarrollos tecnológicos que son sesgados hacia los trabajadores calificados. En ese sentido, un incremento en la tasa de progreso tecnológico eleva la tasa de retorno a las habilidades. El incremento en estos retornos induce un crecimiento en la oferta de individuos calificados, lo que a su vez aumenta la tasa de progreso tecnológico. En este sentido, las desigualdades en salarios son resultado de productividades diferenciadas en el proceso productivo. Estos diferenciales incentivan la formación de capital humano, el cual es un factor necesario para obtener tasas de crecimiento más altas.

En esa medida, las desigualdades en salarios no son negativas o perversas en sí mismas. Esto no excluye, sin embargo, la presencia de fricciones en el mercado laboral o en otros mercados que limiten la dinámica de formación de capital humano. Tales fricciones pueden ser, como se mencionó, restricciones crediticias que ponen una barrera a las decisiones óptimas de los individuos en cuanto a su formación profesional. Así mismo, no se excluye la presencia de comportamientos discriminatorios en el mercado laboral que pueden crear desigualdades salariales que no están relacionadas con diferencias en productividad. En ese sentido, existe el espacio para el seguimiento de políticas y la formación de instituciones que eliminen o reduzcan la presencia de esas imperfecciones.

REFERENCIAS

- AGHION, P. (2002): "Schumpeterian Growth Theory and the Dynamics of Income Inequality", *Econometrica*, vol. 70(núm. 3), pp. 855–882.
- ARANGO, L., C. POSADA Y J. URIBE (2005): "Cambios en la estructura de los salarios urbanos en Colombia, 1984-2000", *Lecturas de economía*, núm. 63, pp. 9–42.
- ARANGO, L., C. POSADA Y J. URIBE (2006): "Erratum", *Lecturas de Economía*, núm. 64, pp. 187–194.
- AUTOR, D., L. KATZ Y M. KEARNEY (2006): "The Polarization of the U.S. Labor Market", *American Economic Review*, vol. 96(núm. 2), pp. 189–194.
- BADEL, A. Y X. PEÑA (2010): "Decomposing the Gender Wage Gap with Sample Selection Adjustment: Evidence from Colombia", Documento CEDE núm. 2010-37, Universidad de los Andes.
- BUCHINSKY, M. (1994): "Changes in the U.S. Wage Structure 1963-1987: An Application of Quantile Regression", *Econometrica*, vol. 62(núm. 2), pp. 405–458.
- GALOR, O. Y O. MOAV (2000): "Ability-biased technological transition, wage inequality, and economic growth", *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 115(núm. 2), pp. 469–497.

- GALVIS, L. (2010): “Diferenciales salariales por género y región en Colombia: Una aproximación con regresión por cuantiles”, Documentos de trabajo sobre economía regional núm. 131, Banco de la República - Economía regional, Cartagena.
- HAO, L. Y D. NAIMAN (2007): *Quantile regression*, Quantitative applications in the social sciences. Sage Publications.
- IREGUI, A., L. MELO Y M. RAMÍREZ (2010): “Wage Differentials across Economic Sectors in the Colombian Formal Labours Market: Evidence from a Survey of Firms”, Borradores de Economía núm. 629, Banco de la República de Colombia,.
- KATZ, L. Y D. AUTOR (1999): “Changes in the Wage Structure and Earnings Inequality”, en *Handbook of Labor Economics*, ed. O. Ashenfelter, y D. Card, vol. 3, chap. 26, pp. 1463–1555. Elsevier.
- KATZ, L., D. AUTOR Y A. KRUEGER (1998): “Computing Inequality: Have Computers Changed the Labor Market?”, *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 113(núm. 4), pp. 1169–1213.
- KATZ, L. Y K. MURPHY (1992): “Changes in relative wages, 1963-1987: Supply and demand factors”, *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 107(núm. 1), pp. 35–78.
- KOENKER, R. Y G. BASSETT (1978): “Regression quantiles”, *Econometrica*, vol. 46(núm. 1), pp. 33–50.
- MEDINA, C. Y C. POSSO (2010): “Technical Change and Polarization of the Labor Market: Evidence for Brazil, Colombia and Mexico”, Borradores de Economía núm. 614, Banco de la República de Colombia.
- MINISTERIO DE EDUCACIÓN NACIONAL (2008): “Análisis de determinantes de la deserción en la educación superior colombiana con base en el SPADIES”, Bogotá, Colombia.
- POSSO, C. (2008): “Desigualdad salarial en Colombia 1984-2005: Cambios en la composición del mercado laboral y retornos a la educación post-secundaria”, Borradores de Economía, núm. 529, Banco de la República.
- PRADA, C. (2006): “¿Es rentable la decisión de estudiar en Colombia?”, *Ensayos sobre política económica*, (núm. 51), pp. 226–323.
- SANTAMARÍA, M. (2004): “Income inequality, skills and trade: Evidence from Colombia during the 80s and 90s”, Documentos CEDE, núm. 2004-02, Universidad de los Andes -CEDE.
- ZÁRATE, H. (2003): “Cambios en la Estructura Salarial:Una Historia desde la Regresión Cuantílica”, Borradores de Economía núm. 245, Banco de la República de Colombia.

COMENTARIOS

CAMBIO TECNOLÓGICO Y DESIGUALDAD DE SALARIOS. COLOMBIA, 1984-2010

Jorge Iván Bula

El trabajo de Carmiña Vargas desarrolla una evaluación sin duda pertinente para entender, por un lado, la dinámica del mercado laboral en Colombia en un período suficientemente amplio de 27 años en cuanto a sus tendencias en materia del tipo de trabajo y sus respectivas remuneraciones, y por el otro, la caracterización de las desigualdades que dichas dinámicas imprimen entre el trabajo calificado y el no calificado, e incluso sobre las que se generan en función de las inequidades de género.

Vargas introduce criterios a partir de los cuales busca responder sus dos preguntas esenciales: “¿cuál ha sido el papel del cambio tecnológico en esta transformación de la composición laboral en Colombia? Y ¿cuál ha sido el efecto que estos cambios han tenido sobre la desigualdad en los salarios?” (p. 211), como son el de la educación y las habilidades para analizar su variable explicativa: el cambio tecnológico.

Es por lo general más frecuente encontrar estudios sobre diferenciales de salario y niveles de empleo o desempleo en relación con los niveles de educación alcanzados por los agentes económicos, pero lo es menos aquellos que estudien los cambios en las habilidades de las personas para explicar tales comportamientos en salarios y empleabilidad, si bien podría esperarse que el nivel de educación determine el nivel de habilidad de la persona, especialmente si se sigue la definición ofrecida por la autora, como la diferencia en remuneración salarial entre trabajo calificado y no calificado (p. 211), los cuales, a su vez, están definidos por los niveles de educación alcanzados por las personas¹⁵.

Los resultados a los que llega la autora, con base en un análisis aplicando una función de producción con elasticidad de sustitución constante (CES, por sus si-

¹⁵ La caracterización que hace la autora de trabajo calificado y no calificado se establece en los siguientes términos: universitarios equivalentes (trabajo calificado) y bachilleres equivalentes (trabajo no calificado). Los trabajadores universitarios equivalentes se calculan como el total de trabajadores tiempo completo con 16 o más años de educación más la mitad de los trabajadores tiempo completo con doce a quince años de educación (p. 225).

glas en inglés), son bastante reveladores del proceso de tecnificación que estaría alcanzando el mercado laboral colombiano. No solo encuentra que en el período analizado la oferta relativa de trabajadores calificados habría crecido de manera más importante que la de los no calificados, sino que, además, dicho crecimiento se acompasaba, de manera simultánea, con un crecimiento en los salarios relativos y una ampliación de la demanda relativa por encima, incluso, de la oferta por trabajadores calificados. De otra parte, muestra cómo el comportamiento de la demanda en aquellos subperíodos en los cuales los salarios relativos decrecen, el comportamiento de la demanda relativa, si bien tiene una tendencia creciente, es en este caso menor a la de la oferta. El trabajo asume, con base en resultados encontrados por otros autores (Medina y Posso, 2010; Santa María, 2004), que el trabajo calificado y el no calificado son bienes sustitutos en Colombia. Con esta premisa puede explicarse, como lo sugiere la autora, por qué a una mayor tasa de sustitución menor será la demanda por trabajo calificado, como sucede en los subperíodos 2002:IV-2006:II y 2005:I-2010:II. Pero en todos los casos lo que aparece claro es que, si bien la demanda relativa por trabajo calificado puede desacelerarse, igual tiende a ser mayor que la demanda por el trabajo no calificado. Este comportamiento le permite concluir con cierta contundencia en la demostración, que durante los 27 años analizados en Colombia se habría dado “un cambio tecnológico sesgado hacia el trabajo calificado”. Esta conclusión resulta muy sugestiva para indagar problemas estructurales del desempleo y subempleo en Colombia, sobre los cuales este trabajo deja insinuadas unas rutas posibles de análisis.

En cuanto al comportamiento de los salarios, a partir de la aplicación de una regresión por cuantiles, para analizar las brechas salariales, el trabajo de Vargas hace tres tipos de mediciones de gran interés, pues además de mostrar las diferencias de remuneración entre el trabajo calificado y el no calificado, observa, igualmente, el comportamiento de los salarios entre hombres y mujeres y entre trabajadores de los sectores público y privado. En cuanto a lo primero, la autora muestra efectivamente cómo la diferencia salarial entre el trabajo calificado y el no calificado se habría incrementado durante el período analizado, y en particular a partir de los años noventa, mientras que la dispersión salarial entre los trabajadores no calificados se habría reducido de manera importante, mostrando así una mayor convergencia en este sector laboral. La razón de ello, sugiere la autora, es que existe una especie de anclaje de los salarios de los trabajadores no calificados al comportamiento del salario mínimo, que habría experimentado una tendencia creciente en los últimos años. En relación con las desigualdades de género, dos hallazgos resultan interesantes: el primero muestra que las mayores desigualdades en remuneración entre hombres y mujeres se observan en los niveles inferiores y superiores de ingresos, lo que mostraría, en principio, que las desigualdades se dan entre los trabajos de menor cualificación y los más altamente calificados. Pero, por otro lado, el estudio muestra que la dispersión de los salarios entre las mujeres es inferior a la de los hombres, lo que sugeriría un espacio más restrictivo de estímulos salariales en el caso del género femenino frente al masculino.

En lo que respecta a las diferencias salariales entre empleados de los sectores público y privado, se habría experimentado un cambio que resulta revelador frente

a las percepciones que comúnmente se tienen en este campo: mientras que antes de los años noventa las diferencias entre las remuneraciones inferiores mostraban una ventaja de los trabajadores del sector público, a diferencia de lo que sucedía en los niveles más altos de remuneración (donde las diferencias eran no significativas), a partir del año 2000 se habría dado un marcado giro hacia una diferenciación para todos los niveles de remuneración en favor del sector público.

Con base en las medidas de dispersión de los salarios entre trabajadores calificados y no calificados, la autora llega a una conclusión sobre el carácter del cambio tecnológico colombiano, que tendría, de acuerdo con sus resultados, un sesgo más hacia la educación que hacia la habilidad. La razón explicativa de dicho sesgo estaría en el hecho de que la dispersión de salarios en el sector de trabajadores menos calificados ha tendido a decrecer a diferencia del sector más calificado, lo que mostraría ese sesgo hacia la educación, toda vez que de querer mejorar su nivel salarial, una persona se vería obligada a lograr una mayor capacitación para pasar al grupo de trabajadores calificados. Por el contrario, de tenerse un cambio tecnológico centrado en la habilidad, de acuerdo con la autora, la diferenciación salarial tendría lugar en ambos grupos de trabajadores. Si bien esta conclusión resulta bastante sugestiva, pareciera ser un tanto tautológica y a la vez algo paradójica, si se tiene en cuenta, como se mencionó, que el concepto de habilidad responde a la diferencia en remuneración salarial entre trabajo calificado y no calificado. Pues si la habilidad responde a las diferencias entre trabajo calificado y no calificado, y este, a su vez, al nivel de educación obtenido, resultaría evidente que la búsqueda de una mejor remuneración pasa por lograr mejores niveles de formación que, al tiempo, estarían definiendo esas diferencias con las cuales se delimita el concepto de habilidad.

Un comentario final: el análisis, por lo demás juicioso y metódico, que además de ofrecer conclusiones reveladoras sobre el comportamiento del mercado laboral durante más de un cuarto de siglo reciente, abre unas líneas futuras de investigación en muchos de los temas abordados y en otros que de allí pueden derivarse, nos deja, sin embargo, una deuda pendiente, pues de los cuatro aspectos: la educación (trabajadores calificados y no calificados), el género, el sector (trabajadores públicos *vs.* privados) y el ciclo de vida (edad)(p. 212), este último se encuentra proporcionalmente mucho menos desarrollado, por no decir que casi ausente, en el análisis desarrollado a lo largo del artículo. Pero más que demeritar el alcance del trabajo, sin duda esta deuda se suma a todas esas rutas de investigación que se desprenden de este sugestivo ejercicio desarrollado por Vargas.