

## Cambios en la estructura de los salarios urbanos en Colombia, 1984-2000

Luis Eduardo Arango, Carlos Esteban Posada y José Darío Uribe\*

–Introducción. –I. Hechos y preguntas. –II. Un análisis con cuatro categorías de trabajadores según nivel educativo. –III. Una interpretación de los hechos con dos categorías de trabajadores. –Conclusiones. –Bibliografía.

*Primera versión recibida en agosto de 2004; versión final aceptada en julio de 2005 (eds.)*

### Introducción

Entre mediados del decenio de los 80 y finales de los 90 del siglo anterior se observó un aumento del grado de concentración del ingreso en Colombia, medido por el coeficiente Gini. Este cambio ocurrió en el sentido contrario al que se había observado desde principios de los años 70, de acuerdo con las estimaciones de la CEPAL (1986) y de Londoño (1995).

La hipótesis más generalizada entre los analistas colombianos para explicar el aumento en la concentración del ingreso durante los últimos dos decenios del siglo pasado es similar a la avanzada previamente en Estados Unidos (Katz y Autor, 1999; Acemoglu, 2000) para explicar allí un fenómeno semejante. Dicha hipótesis afirma que un cambio técnico intensivo en trabajo calificado fue la causa del aumento de los salarios de los trabajadores de mayor nivel educativo con respecto al de los trabajadores de baja calificación.

\* Luis Eduardo Arango, investigador, Unidad de Investigaciones Económicas, Banco de la República. Carlos Esteban Posada Posada, investigador, Unidad de Investigaciones Económicas, Banco de la República. José Darío Uribe, Gerente General Banco de la República. El contenido de este documento es de la responsabilidad exclusiva de sus autores y no compromete, por tanto, al Banco de la República, ni a la Junta Directiva. Los autores agradecen la colaboración de José Fernando Escobar<sup>†</sup> y el apoyo de Lina Marcela Cardona e Inés Paola Orozco.

Este documento analiza la evolución de los salarios reales de los asalariados —empleados y obreros— ocupados de tiempo completo —al menos 40 horas semanales— entre el primer trimestre de 1984 (1984:1) y el cuarto trimestre de 2000 (2000:4), utilizando la información de las encuestas de hogares del DANE para siete ciudades. Nuestro objetivo es estudiar algunos aspectos de las modificaciones en la estructura salarial y analizar la posibilidad de que hayan sido causadas por un cambio técnico sesgado hacia el uso de trabajo calificado. Para verificar la hipótesis anterior se estudia el comportamiento de los salarios reales teniendo en cuenta el nivel educativo de los asalariados con tales características. Los resultados indican que la concentración de los salarios aumentó a favor de las personas que tienen mayores niveles de educación.

Lo anterior bastaría para sugerir que el aumento del coeficiente Gini en Colombia durante los dos últimos decenios puede explicarse con base en la hipótesis anterior puesto que la relación entre salarios del trabajo calificado y del no calificado en el sector formal muestra aumentos significativos y persistentes.

El contenido del presente trabajo se divide en dos partes. En la primera presentamos una descomposición del coeficiente Gini de los ingresos salariales —asalariados de tiempo completo— a través de todo el período mencionado de acuerdo con niveles educativos, género y sector laboral —público y privado— de los asalariados. Dicha descomposición sigue la metodología de Shorrocks (1982) y se constituye en una primera aproximación al entendimiento del aumento del grado de concentración del ingreso.

La segunda parte se desarrolla siguiendo la línea trazada por Katz y Murphy (1992), Autor, Katz y Krueger (1998) y Katz y Autor (1999).<sup>1</sup> De acuerdo con este enfoque, se suponen distintos valores para la elasticidad de sustitución entre trabajo calificado<sup>2</sup> y no calificado, en una función de producción que es compatible con cambio técnico no neutral. Con base en lo anterior, se hacen

---

1 Heckman, Lochner y Taber (1998) también se refieren a este enfoque en su motivación.

2 Esta categoría incluye personas con título universitario, que más adelante denominamos profesionales, y profesionales equivalentes pues consideramos no solamente profesionales sino también personas que han cursado estudios durante por lo menos 14 años.

inferencias sobre los cambios en la oferta y la demanda relativas a partir de algunos supuestos adicionales.

Este tipo de análisis ya había sido realizado en Colombia por Cárdenas y Bernal (1999) y Santamaría (2001). Sin embargo, nuestro trabajo difiere de estos no solo en el período muestral<sup>3</sup> sino también en que nosotros descomponemos el indicador de desigualdad en la distribución del ingreso salarial y nos concentramos en el caso de los asalariados de tiempo completo.

El documento consta de cuatro secciones además de esta introducción. En la primera sección se muestra lo que sucedió en Colombia en materia de salarios relativos diferenciando por sector y género y propone argumentos para entender los resultados. La segunda sección ofrece un análisis con un mayor nivel de desagregación, al diferenciar también por nivel de capacitación, y una descomposición detallada del coeficiente Gini. La tercera sección presenta los resultados de un análisis menos desagregado pero sometido a una mayor formalidad y precisión. Por último, la cuarta resume el contenido del documento y presenta algunas conclusiones.

## I. Hechos y preguntas

En esta sección utilizamos los resultados de la Encuesta Nacional de Hogares —ENH— que cubre el período 1984:1-2000:4, y distinguimos las categorías de empleados y obreros para el caso de los asalariados de tiempo completo —40 horas o más a la semana— en zonas urbanas —siete principales ciudades—. Para expresar el salario monetario nominal de empleados y obreros en términos reales lo deflactamos por el índice de precios al consumidor para ingresos medios y bajos, respectivamente. Excluimos patronos, trabajadores cuenta propia, empleados de tiempo parcial y sub-empleados y empleados del servicio doméstico, con el propósito de acercarnos más al concepto de trabajo asalariado en el sector formal de la economía.

---

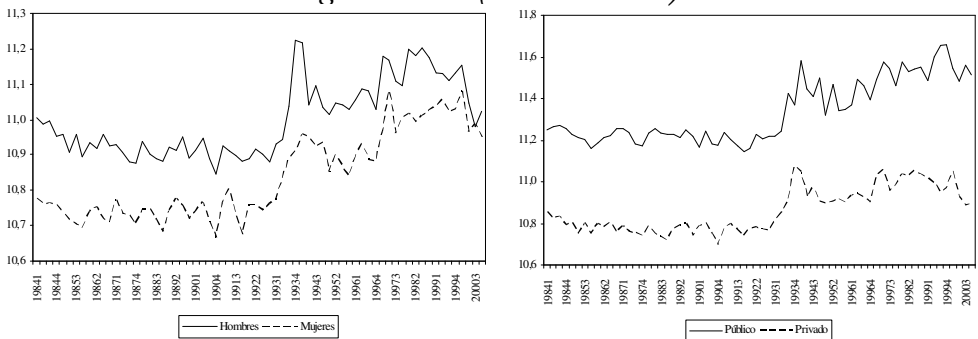
3 Nosotros incluimos todas las etapas de la Encuesta Nacional de Hogares (1984:1-2000:4) para siete ciudades mientras que Cárdenas y Bernal (1999) abarcan el período 1976-1996, y Santamaría (2001) analiza sólo las etapas de cobertura nacional de la ENH durante el período 1978-1998. Recientemente, Tribín (2004) realizó un análisis de la desigualdad del ingreso salarial de los hombres en Bogotá.

### A. ¿Qué ha pasado con el salario real?

La evolución del salario real promedio constituye el punto de partida para analizar la estructura salarial. De acuerdo con el lado izquierdo del Gráfico 1, los salarios reales medios de hombres y mujeres presentaron, primero, un decrecimiento, que duró hasta 1992, y, luego, un aumento entre ese año y 1999. Durante el último año parece registrarse una caída de ambos salarios.

El lado derecho del mismo gráfico sugiere que los salarios reales del sector público son mayores pero tanto estos como los del sector privado presentaron tendencias al alza desde 1992. En el sector privado se presentó, sin embargo, una tendencia a la baja durante los últimos dos años.<sup>4</sup> De cualquier manera, y sea cual sea la clasificación, por género o por sector, estamos hablando de salarios reales más altos en el año 2000 que en 1984.

Gráfico 1. *Logaritmo del salario real promedio por género según la ENH (1984:1-2000:4)*



Fuente: Cálculos de los autores con base en ENH-DANE.

4 Pueden ser varias las razones que justifican la pertinencia de un análisis que distinga entre los comportamientos temporales de los salarios en los sectores privado y público, entre ellas las eventuales diferencias en los mecanismos utilizados para establecer sus niveles. Dos artículos importantes sobre este asunto son los de Van der Gaag y Vijverberg (1988) y Jovanovic y Lokshin (2004).

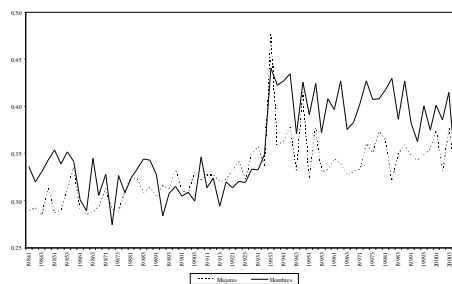
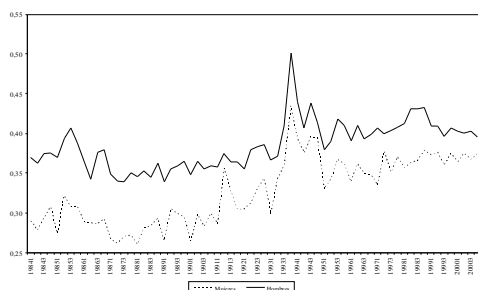
### B. ¿Qué ocurrió con la distribución del ingreso salarial entre 1984 y 2000?

De acuerdo con el pánel de la izquierda del Gráfico 2, que presenta la evolución del coeficiente Gini para hombres y mujeres vinculados al sector público, durante el período muestral el ingreso salarial de los trabajadores con salarios más altos —y, presumiblemente, mayor nivel educativo— se elevó en relación con el de los de menor salario. Algo similar sucedió con el coeficiente Gini para hombres y mujeres del sector privado (pánel derecho del Gráfico 2). Sin embargo, se observa que su comportamiento ha sido menos errático que en el caso del sector público.

Gráfico 2. Coeficiente Gini para la distribución de salarios reales de empleados y obreros

Evolución de coeficientes Gini sector público

Evolución de coeficientes Gini sector privado



Fuente: Cálculos de los autores con base en ENH-DANE.

En consecuencia, la concentración del ingreso laboral aumentó en el sector formal urbano del país. Es más, de acuerdo con el Gráfico 2, si bien la concentración de los ingresos salariales es mayor entre hombres que entre mujeres la diferencia se ha reducido y en los últimos años los ingresos de las mujeres son casi tan concentrados como los de los hombres.

En la Tabla 1, que contiene el coeficiente Gini promedio para distintos sub-períodos<sup>5</sup> de la ENH, se observa cómo aumentó el grado de concentración del ingreso salarial durante el período analizado. Apoyados en la metodología de

5 En cada sub-período hay diecisiete etapas de la ENH.

Shorrocks (1982)<sup>6</sup> se puede señalar que si la población objetivo hubiera estado integrada solamente por hombres la desigualdad observada habría sido mayor a lo largo del período que si aquella hubiera estado integrada solo por mujeres. Por ejemplo, durante el último sub-período (1996:4-2000:4) el coeficiente Gini promedio (0,4186) fue el resultado de una mayor desigualdad introducida por los asalariados (0,2750) que por las asalariadas (0,1436). Así mismo, la contribución a la desigualdad de los hombres vinculados al sector privado fue mayor (0,1708) que la de los asalariados en el sector público (0,1042). En el caso de las mujeres las contribuciones no fueron sensiblemente distintas entre los sectores público y privado.

Tabla 1. *Descomposición del coeficiente de Gini por género y sector*

Período	Coeficiente Gini total	Hombres		Mujeres			Sector	Sector	
		Subtotal	Público	Privado	Subtotal	Público	Privado	Público	Privado
84:1 – 88:1	0,3608	0,291	0,1027	0,1884	0,0698	0,0441	0,0257	0,1468	0,214
88:2 – 92:2	0,3595	0,2728	0,0978	0,175	0,0867	0,0466	0,0401	0,1445	0,215
92:3 – 96:3	0,4063	0,2902	0,0835	0,2067	0,1161	0,0466	0,0695	0,1301	0,2761
96:4 – 00:4	0,4186	0,275	0,1042	0,1708	0,1436	0,066	0,0776	0,1701	0,2485

Fuente: Cálculos de los autores con base en ENH-DANE.

Las dos últimas columnas de la derecha de la Tabla 1, en las que se descompone el coeficiente Gini entre sectores público y privado, sugieren que la desigualdad sería menor en ausencia de las diferencias introducidas por este último sector.

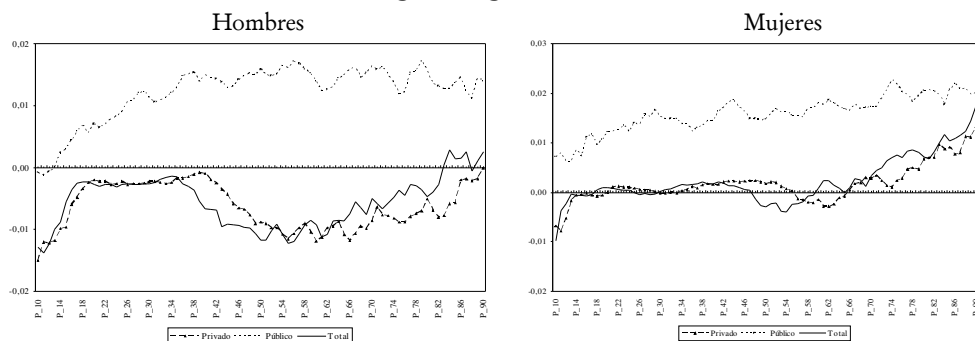
Para reforzar la evidencia de un aumento en la concentración del ingreso salarial, se analiza la variación promedio del logaritmo del salario real por percentil de ingresos para hombres y mujeres en los sectores público y privado<sup>7</sup> (Gráfico 3). En el lado izquierdo, correspondiente a los hombres, se observa que quienes estuvieron vinculados al sector público vieron incrementar su salario real durante el período de análisis excepto si pertenecieron

6 Se trata de una técnica para descomponer las medidas de desigualdad en la distribución del ingreso. La descomposición debe cumplir con una serie de propiedades. Para el caso particular del coeficiente Gini, el cálculo pasa por la obtención de una medida aproximada de la descomposición para cada uno de los subgrupos (heterogéneos) que componen la muestra total o la población.

7 Debido a posibles problemas de confiabilidad en la información suministrada y de truncamiento en el proceso de recolección y registro se eliminan los percentiles 1 a 9 y 91 a 100.

a los percentiles 10, 11 y 12. Para los vinculados al sector privado la historia fue diferente ya que en ningún percentil se registraron incrementos en el salario real; dada la importancia relativa del empleo privado en el empleo total, y dado el ya mencionado comportamiento del salario público, solamente los hombres con salarios en los percentiles 82 a 90 vieron algún incremento en el salario real durante el período de la ENH.

Gráfico 3. *Variación anual promedio del logaritmo del salario real por percentil de ingresos según la ENH*



Fuente: Cálculos de los autores con base en ENH-DANE.

La situación de las mujeres —lado derecho del Gráfico 3— empleadas en el sector público fue bastante similar a la de los hombres del mismo sector; esto es, percibieron aumentos de su salario real, pero, a diferencia de aquellos, no hubo excepciones en ningún percentil de la distribución. En el caso de las mujeres del sector privado, salvo quienes pertenecieron a los percentiles más bajos y algunos intermedios, la distribución de sus salarios se ha vuelto más asimétrica en favor de las de más altos salarios: a partir del percentil 66 se registran cambios positivos en el logaritmo del salario real. En otras palabras, solamente el salario real de las mujeres que pertenecen al 24% con más altos salarios tuvo incrementos.<sup>8</sup> Esta situación es bastante similar a la ocurrida con el crecimiento del salario real para el total de las mujeres.<sup>9</sup>

8 Con este porcentaje (24%) se llega al 90%, límite superior de este ejercicio.

9 La falta de armonía en los movimientos de las curvas (total y sector privado) de la diferencia anual promedio en el logaritmo del salario real por percentil se debe a la falta de uniformidad de las distribuciones del ingreso salarial de los sectores público y privado.

### *C. ¿Qué puede haber detrás de los hechos anteriores?*

El aumento en la concentración de los salarios en Colombia ha dado lugar a varias hipótesis, algunas de las cuales sugieren que la mayor concentración de los salarios se ha dado en favor de las personas que tienen mayores niveles de educación. Esa es la hipótesis que contrastamos en este trabajo utilizando el enfoque de Katz y Murphy (1992), Autor *et al.* (1998) y Katz y Autor (1999).

Cárdenas y Bernal (1999) afirmaron que el proceso de apertura (comercial y de capitales) llevado a cabo en Colombia al comienzo del decenio de los 90 pudo haber generado un aumento en la demanda por mano de obra calificada que no fue compensado por aumentos equivalentes en la oferta, induciendo, así, un aumento en los salarios relativos. Con la misma metodología aplicada en este trabajo encontraron que, entre 1976 y 1996, los salarios de los más educados se incrementaron en relación con los de menor capacitación. Sus resultados sugieren que los cambios en la demanda han sido decisivos en la determinación de la prima de educación-capacitación.

El estudio de Santamaría (2001) consideró, para el caso urbano, distintos grupos de personas diferenciando por género, nivel educativo y experiencia, incluyendo a quienes trabajaban más de 20 horas semanales y a los ocupados “cuenta-propia”. Su primera revisión de la evidencia indicó que en los años 90 el grupo que aumentó más sus ingresos fue el de las mujeres con educación universitaria completa y, después, el de hombres con nivel similar de educación. En el período previo, entre 1978 y 1988, se había reducido la desigualdad de ingresos pero, después, se revirtió la tendencia.

Para explicar lo anterior Santamaría (2001) utilizó inicialmente el esquema de Katz y Murphy (1992); posteriormente hizo explícito el rol del comercio internacional transformando los flujos comerciales en sus equivalentes en “importaciones y exportaciones de trabajadores”; luego incorporó de manera explícita el cambio técnico y finalmente abordó el tema de la discriminación de mujeres en el campo laboral. También empleó un modelo estadístico no paramétrico para someter nuevamente a prueba las hipótesis que había evaluado antes.

Los resultados de ambos métodos permitieron a Santamaría concluir que en los años 90 se produjo mayor concentración del ingreso por aumentos de la



demanda —neta de oferta— de trabajadores altamente calificados debido a un cambio técnico sesgado<sup>10</sup> y no a la apertura de la economía, aunque ésta sí contribuyó al aumento del diferencial entre trabajadores con educación universitaria y trabajadores con educación secundaria. El aumento de los ingresos de las mujeres se explica en parte por reducción de la discriminación.

Para tener mayor confianza al evaluar la hipótesis consideramos, como ya se dijo, el caso de los trabajadores asalariados urbanos con jornadas de 40 ó más horas semanales —excluyendo, por tanto, trabajadores cuenta propia, subempleados por duración de jornada, otros trabajadores que sólo quieren trabajar menos de 40 horas, patronos, servidores domésticos y desempleados—<sup>11</sup>.

## II. Un análisis con cuatro categorías de trabajadores según nivel educativo

Para explorar la hipótesis según la cual el mercado de trabajo ha generado más oportunidades para quienes tienen mayor nivel educativo, en esta sección distinguimos cuatro grupos: el primero está constituido por quienes tienen menos de seis años de educación y que denominaremos el grupo  $L_1$ ; el segundo grupo se compone por quienes tienen seis o más años de educación y once años o menos ( $L_2$ ); el tercer grupo es el de quienes tienen más de once y hasta catorce años de estudios ( $L_3$ ); y, finalmente, el cuarto grupo está conformado por quienes tienen más de catorce años de estudios, es decir, por quienes tienen estudios profesionales o, incluso, más avanzados ( $L_4$ ).

### A. Los salarios relativos

El Gráfico 4 muestra el logaritmo del salario real para cada uno de los cuatro grupos por género y sector. En primer lugar, independientemente del género y del sector, se observa la existencia de una prima por educación

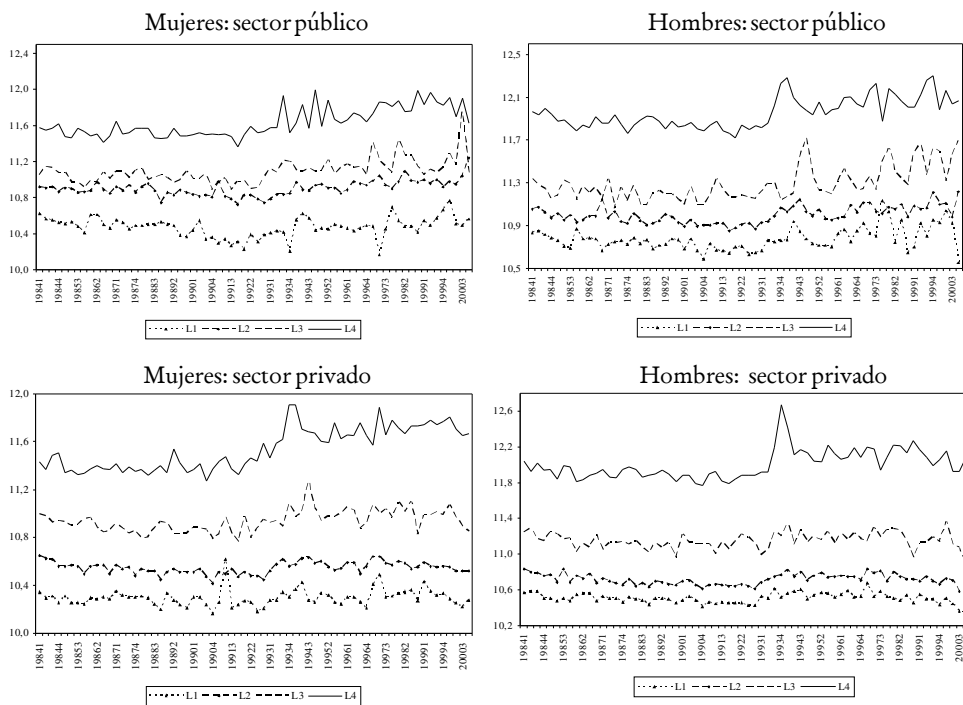
10 Esta hipótesis fue aceptada también por Vélez *et al.* (2003, pp. 66 y ss.).

11 Con las cifras de la encuesta de hogares (etapas entre 1978 y 1997) Sánchez y Núñez (1998) estimaron un modelo de determinación del cambio en los ingresos laborales urbanos (7 ciudades). Los ingresos laborales incluyen los de ocupados por cuenta propia, subempleados, trabajadores de tiempo parcial y patronos. Su conclusión más importante es la siguiente: el factor que más contribuyó a la desigualdad de los ingresos fue la concentración de la educación. De acuerdo con sus resultados entre 1992 y 1996 aumentó la demanda relativa por trabajadores con educación superior completa.

bastante estable, aunque la volatilidad de los salarios ha venido en ascenso<sup>12</sup> (ver Tabla 2).

Sólo se han presentado aumentos importantes del salario real para las mujeres, tanto del sector público como del privado, que tienen más de 14 años de educación. Por el lado de los hombres, los aumentos más significativos se presentaron para quienes tienen los dos más altos niveles educativos ( $L_3$  y  $L_4$ ). Los movimientos de salarios suelen reflejar cambios en la demanda o en la oferta de trabajo o en la cantidad demandada u ofrecida del mismo.

Gráfico 4. *Logaritmo del salario real por género, sector y nivel educativo*



Fuente: Cálculos de los autores con base en ENH-DANE.

12 Esto significa que la heterogeneidad no observable (dentro) ha venido en aumento. Este hecho sugiere la existencia de elementos demográficos o de dotación de las personas que escapan a nuestra desagregación.

Tabla 2. *Promedio del logaritmo del salario real por sector, género y nivel educativo*

Período	Medida	Sector público				Sector privado			
		Mujeres							
		L <sub>1</sub>	L <sub>2</sub>	L <sub>3</sub>	L <sub>4</sub>	L <sub>1</sub>	L <sub>2</sub>	L <sub>3</sub>	L <sub>4</sub>
1984:1-1988:1	Media	10,52	10,893	11,044	11,53	10,292	10,557	10,903	11,386
	Desv. estándar	0,06	0,034	0,067	0,059	0,031	0,044	0,055	0,051
1988:2-1992:2	Media	10,397	10,835	10,99	11,495	10,271	10,498	10,858	11,392
	Desv. estándar	0,098	0,064	0,059	0,052	0,098	0,033	0,064	0,065
1992:3-1996:3	Media	10,444	10,877	11,11	11,678	10,288	10,559	10,989	11,661
	Desv. estándar	0,096	0,068	0,074	0,149	0,058	0,053	0,096	0,127
1996:4-2000:4	Media	10,515	10,99	11,214	11,814	10,32	10,566	10,987	11,722
	Desv. estándar	0,128	0,079	0,182	0,104	0,072	0,038	0,08	0,074
Hombres									
1984:1-1988:1	Media	10,766	10,996	11,227	11,877	10,521	10,739	11,155	11,923
	Desv. estándar	0,056	0,057	0,082	0,064	0,039	0,057	0,073	0,067
1988:2-1992:2	Media	10,703	10,919	11,173	11,837	10,471	10,661	11,104	11,866
	Desv. estándar	0,053	0,037	0,07	0,054	0,029	0,024	0,069	0,054
1992:3-1996:3	Media	10,754	10,996	11,291	12,002	10,532	10,736	11,175	12,121
	Desv. estándar	0,079	0,072	0,154	0,137	0,055	0,053	0,089	0,197
1996:4-2000:4	Media	10,864	11,077	11,448	12,099	10,494	10,716	11,162	12,1
	Desv. estándar	0,15	0,067	0,164	0,113	0,078	0,071	0,12	0,107

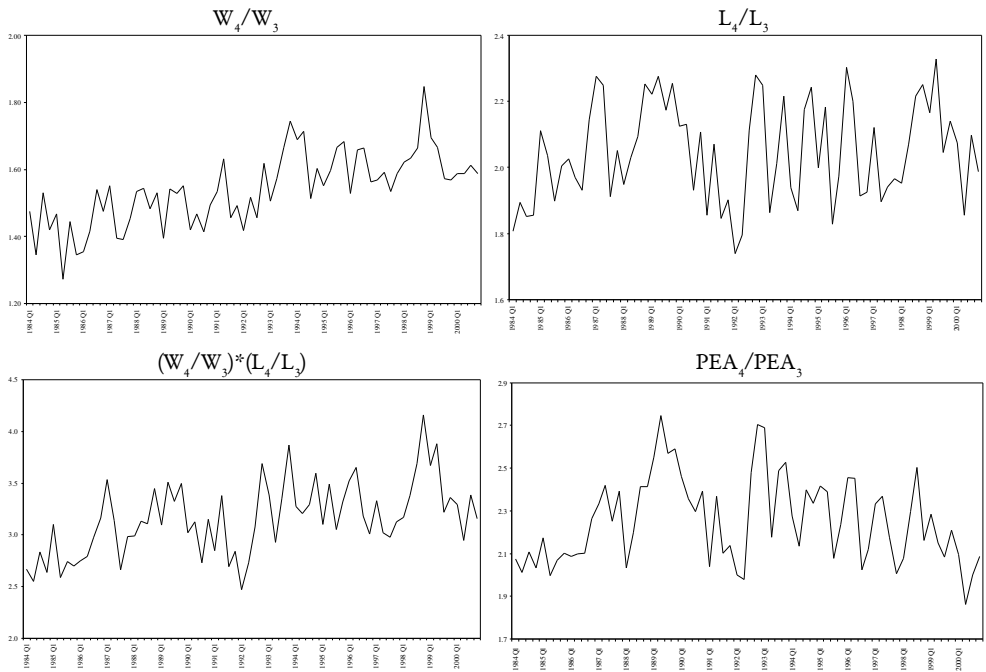
Fuente: Cálculos de los autores con base en ENH-DANE.

Cada uno de los gráficos 5 a 10 contiene cuatro secciones. La sección superior de la izquierda muestra los salarios reales ganados, en promedio, por cada uno de dichos grupos en relación con los salarios reales de cada uno de los demás grupos; el pánel superior derecho muestra la relación entre las cantidades de trabajadores contratados con distintos niveles de calificación; el inferior izquierdo muestra la relación entre los valores de la nómina —en términos reales— de cada uno de los grupos,<sup>13</sup> finalmente, el pánel inferior derecho muestra la relación de las poblaciones económicamente activas

13 Esta variable es el producto de las dos variables anteriores.

—que incluyen no asalariados, sub-empleados, etc.— de ambos grupos con el propósito de capturar algún movimiento importante en la oferta relativa.

Gráfico 5. *Relación de empleos, salarios, ingresos salariales y PEA de personas con alta calificación ( $L_4$ ) con las de nivel de calificación medio-alto ( $L_3$ )*



Fuente: Cálculos de los autores con base en ENH-DANE.

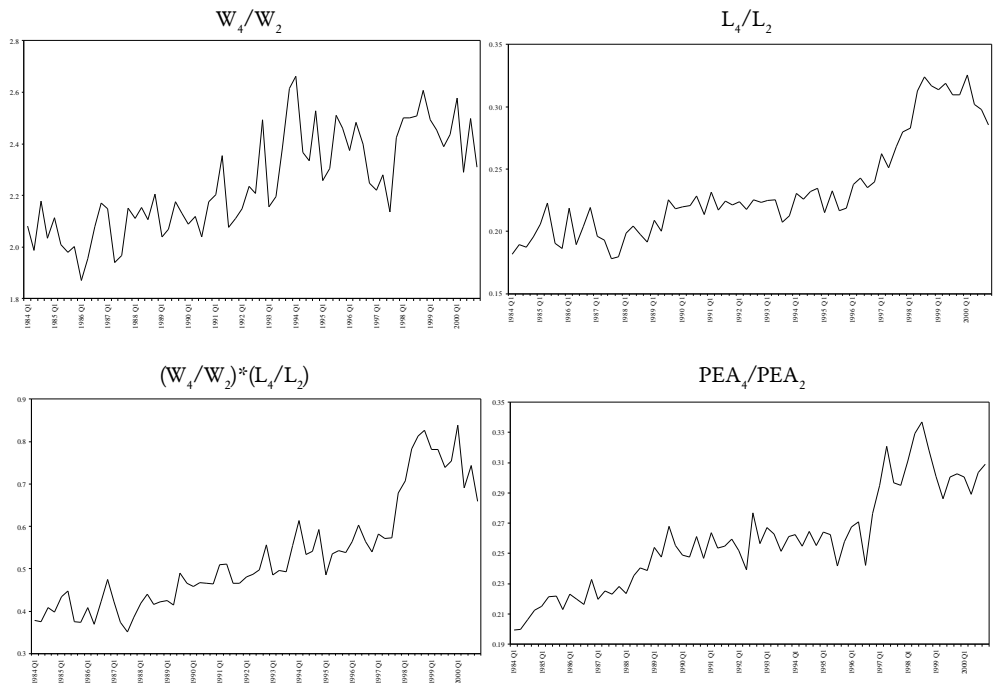
En general, el compartimiento superior izquierdo de los gráficos 5 a 10 muestra un aumento de los salarios de los trabajadores más calificados ( $W_4$  y  $W_3$ ) con respecto a los de los menos calificados ( $W_2$  y  $W_1$ ) a lo largo de los 17 años de la muestra<sup>14</sup> —una excepción fue la caída del salario de las personas de calificación intermedia con respecto a las de bajo nivel de calificación ( $W_2/W_1$ ) entre 1984:1 y 1991:1, según se observa en el Gráfico 10—. Este conjunto

14 Para los años 1993, 1994 y 1995 la información de ingresos tiene un sesgo de «truncamiento» (Núñez y Jiménez, 1998); no obstante este sesgo es menos importante tratándose de salarios, y, en todo caso, nuestras conclusiones se sostienen aún omitiendo esos años.

de gráficos (5 a 10) permite observar la evolución, en términos relativos, de la *prima universitaria* en Colombia.<sup>15</sup>

El compartimiento superior derecho de los mismos gráficos permite observar también que el número de asalariados con los mayores niveles educativos ( $L_4$  y  $L_3$ ) aumentó en relación con los de menores niveles ( $L_2$  y  $L_1$ ). Tal tendencia no parece clara, sin embargo, para el caso del número de trabajadores del grupo  $L_4$  frente al del grupo  $L_3$ , según el Gráfico 5.

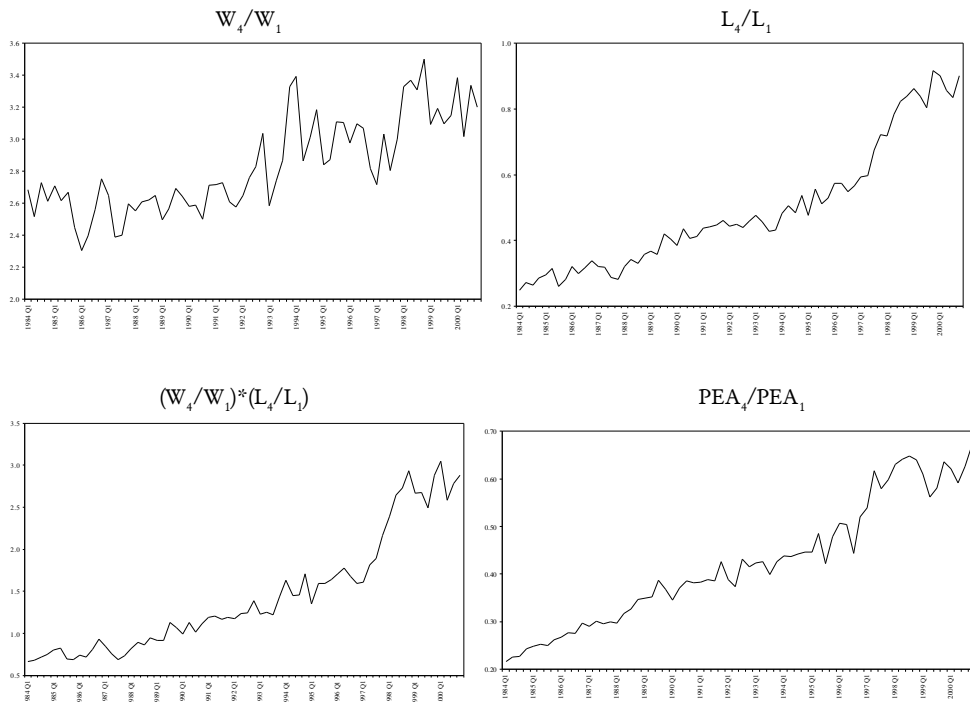
Gráfico 6. *Relación de empleos, salarios, ingresos salariales y PEA de personas con alta calificación ( $L_4$ ) con las de nivel de calificación intermedio ( $L_2$ )*



Fuente: Cálculos de los autores con base en ENH-DANE.

15 Vélez y otros (2003) se preguntan a este respecto por las razones para que las primas de salarios sean tan altas en Colombia y constituyan un factor de desigualdad de ingresos.

Gráfico 7. *Relación de empleos, salarios, ingresos salariales y PEA de personas con alta calificación ( $L_4$ ) con las de nivel de calificación bajo ( $L_1$ )*

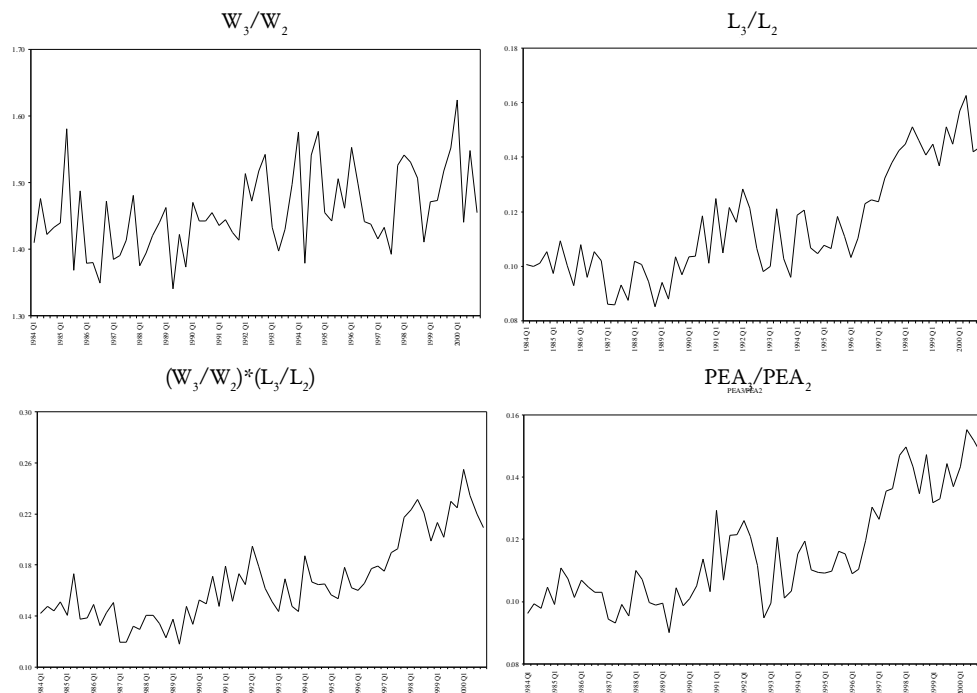


Fuente: Cálculos de los autores con base en ENH-DANE.

El compartimiento inferior izquierdo de los gráficos muestra que el valor de la nómina correspondiente a trabajadores más calificados ( $W_4L_4$  y  $W_3L_3$ ), en términos reales, fue creciente en relación con la de los trabajadores menos educados ( $W_1L_1$  y  $W_2L_2$ ).

Finalmente, la parte inferior derecha de los gráficos 5 a 10 muestra la relación entre la población económicamente activa de cada nivel de educación con la correspondiente a un nivel de educación más bajo. Con la sola excepción de la relación  $PEA_4/PEA_3$ , del Gráfico 5, las demás relaciones son crecientes, lo cual es un síntoma de que la oferta de personas más calificadas aumentó en el país durante los últimos dos decenios del siglo pasado.

Gráfico 8. *Relación de empleos, salarios, ingresos salariales y PEA de personas de calificación media-alta ( $L_3$ ) con las de nivel de calificación intermedia ( $L_2$ )*



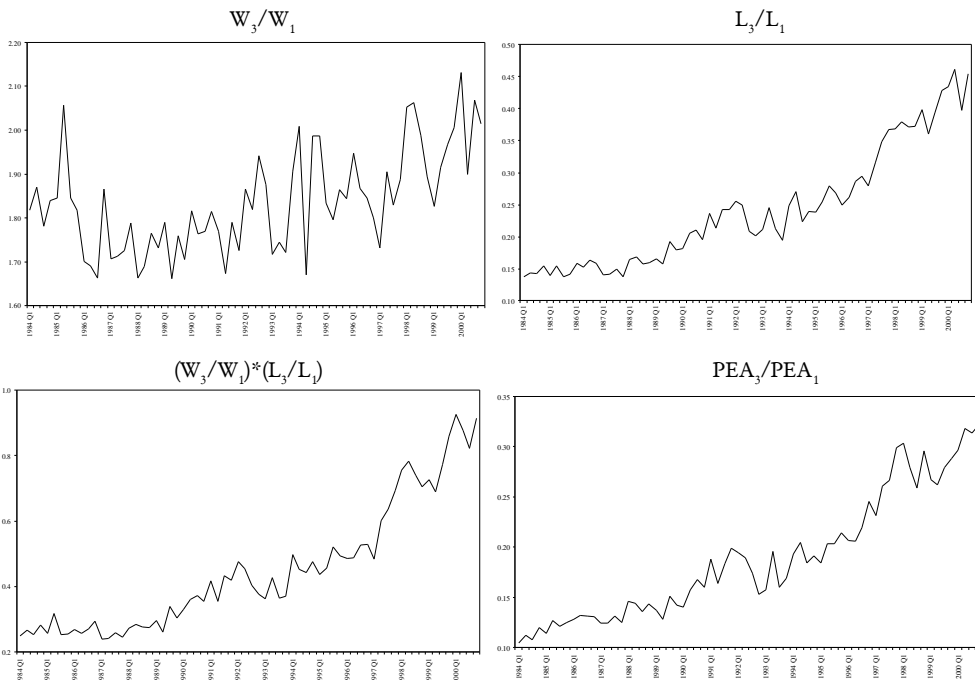
Fuente: Cálculos de los autores con base en ENH-DANE.

En general, una interpretación de los movimientos mencionados de los salarios relativos —y de las cantidades relativas de trabajo presentadas en gráficos anteriores— con base en el modelo neoclásico es simple y directa<sup>16</sup>: a la luz de este modelo se evidencia un desplazamiento positivo de la demanda

16 Katz y Autor (1999) señalan que tal modelo es útil para entender lo que ha pasado en Estados Unidos desde 1960, a saber, un cambio técnico intensivo en trabajo calificado que tuvo un efecto de desplazamiento de la demanda relativa por este tipo de trabajo más intenso que el efecto de la mayor educación sobre la oferta de trabajadores calificados. Más aún, la oferta relativa de trabajo calificado se desaceleró desde los años 80. La consecuencia de todo esto ha sido —desde los años 60 y al menos hasta fines de los años 90— el aumento del salario relativo de los trabajadores calificados y, por tanto, un aumento del grado de desigualdad del ingreso laboral.

por trabajo de mayor nivel de calificación con respecto a los de menores niveles —en el espacio salario relativo–cantidad relativa—; la oferta de cada tipo de trabajo debió desplazarse también de manera positiva, pero menos que la demanda, o al menos responder positivamente ante los aumentos de la demanda y de los salarios. Los aumentos de los salarios de las personas más calificadas con respecto a las menos calificadas, de manera simultánea con los aumentos de las cantidades relativas de trabajo, indican que debió producirse el mencionado desplazamiento de la demanda relativa por trabajadores de mayor nivel educativo.

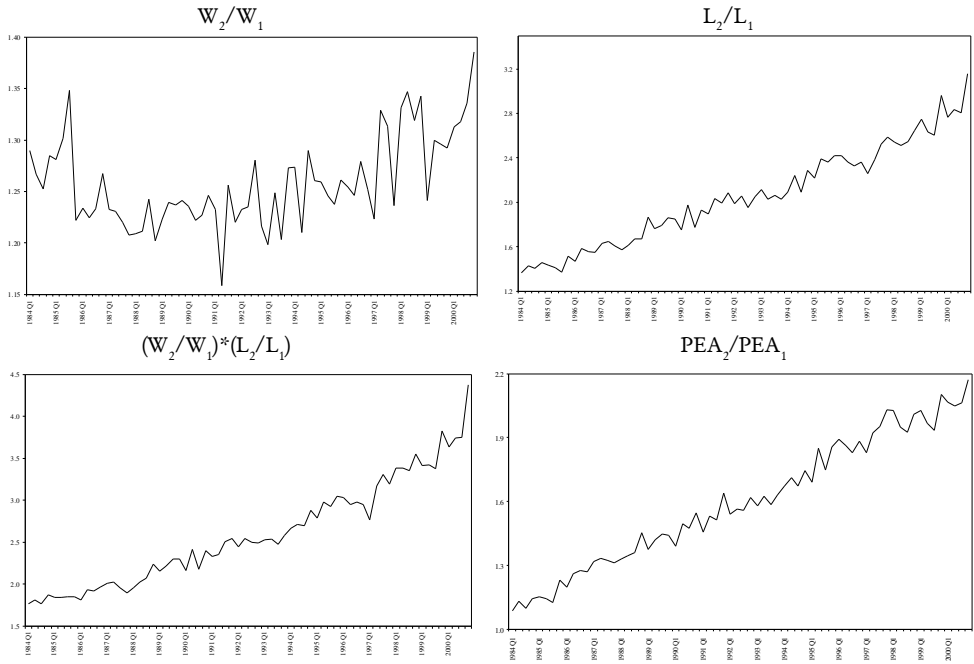
Gráfico 9. *Relación de empleos, salarios, ingresos salariales y PEA de personas de calificación media-alta ( $L_3$ ) con las de nivel bajo de calificación ( $L_1$ )*



Fuente: Cálculos de los autores con base en ENH-DANE.



Gráfico 10. *Relación de empleos, salarios, ingresos salariales y PEA de personas de calificación intermedia ( $L_2$ ) con las de nivel bajo de calificación ( $L_1$ )*



Fuente: Cálculos de los autores con base en ENH-DANE.

### ***B. Las primas de experiencia y sectorial***

Una de las inquietudes que suele surgir siempre que se trata el tema de la remuneración al trabajo es el del tipo de capacitación al que se está aludiendo y los efectos que se están capturando. Hasta ahora nos hemos referido a la educación formal, es decir, a la adquirida en centros especializados —escolarizados— que otorgan títulos que certifican idoneidades para el desempeño en diversas actividades. Sin embargo, existe otra manera de adquirir mayor capacitación y habilidad: a través de instrucción especializada o del propio desempeño del cargo. Estamos hablando de la experiencia.

Una pregunta natural sobre los cálculos que hemos mostrado hasta ahora tiene que ver con este componente de la remuneración de los empleados y obreros. ¿Cuánto de la remuneración se debe, *ceteris paribus*, a experien-

cia y cuánto a educación? La respuesta es difícil ya que además de que no son términos estrictamente separables existen interacciones entre ambas variables. Sin embargo, a continuación, procuramos ofrecer un acercamiento a lo que sería una respuesta.

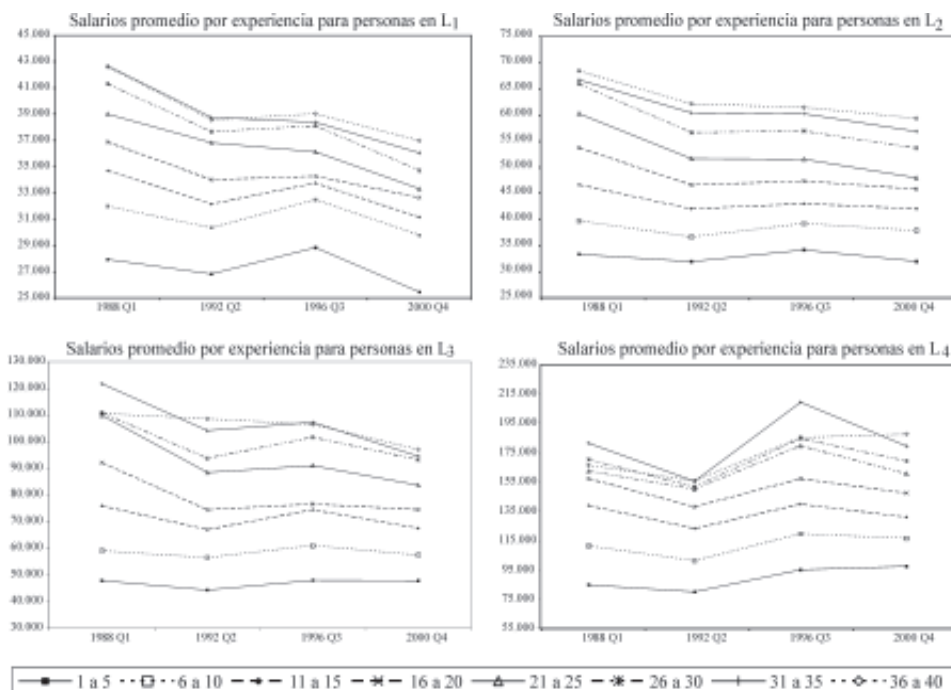
El Gráfico 11 muestra los salarios reales promedio por años de experiencia comenzando con el nivel educativo más bajo. Dada la falta de un valor capturado directamente en la ENH sobre esta variable, la experiencia de las personas se ha construido como el mínimo entre edad menos dieciséis y edad menos años de educación menos seis,<sup>17</sup> siendo seis la edad en que, se supone, se inicia el ciclo escolar. Utilizamos ocho niveles de experiencia: de uno año a cinco años, de seis a diez, de once a quince, de dieciséis a veinte, de veintiuno a veinticinco, de veintiséis a treinta, de treinta y uno a treinta y cinco, y de treinta y seis a cuarenta años de experiencia.

Para evitar conclusiones asociadas a movimientos erráticos de esta variable se han tomado promedios de salarios cada diecisiete trimestres de manera que se tienen cuatro valores de salario real para cada categoría de experiencia según el nivel educativo de las personas. Esta información indica que, contrario a lo observado en el caso de las primas a la educación, no hubo tendencia al alza de las primas de salario real asociadas a diferentes niveles de experiencia laboral para cada grupo educativo, al menos durante el período 1984:1 – 2000:4. Esto significa que, al parecer, la demanda por trabajadores más experimentados con respecto a los menos experimentados no tuvo aumentos o, al menos, no de manera especialmente intensa con respecto a los de la oferta.

---

17  $\text{Min}\{\text{edad}-16, \text{edad}-\text{años de educación}-6\}$ .

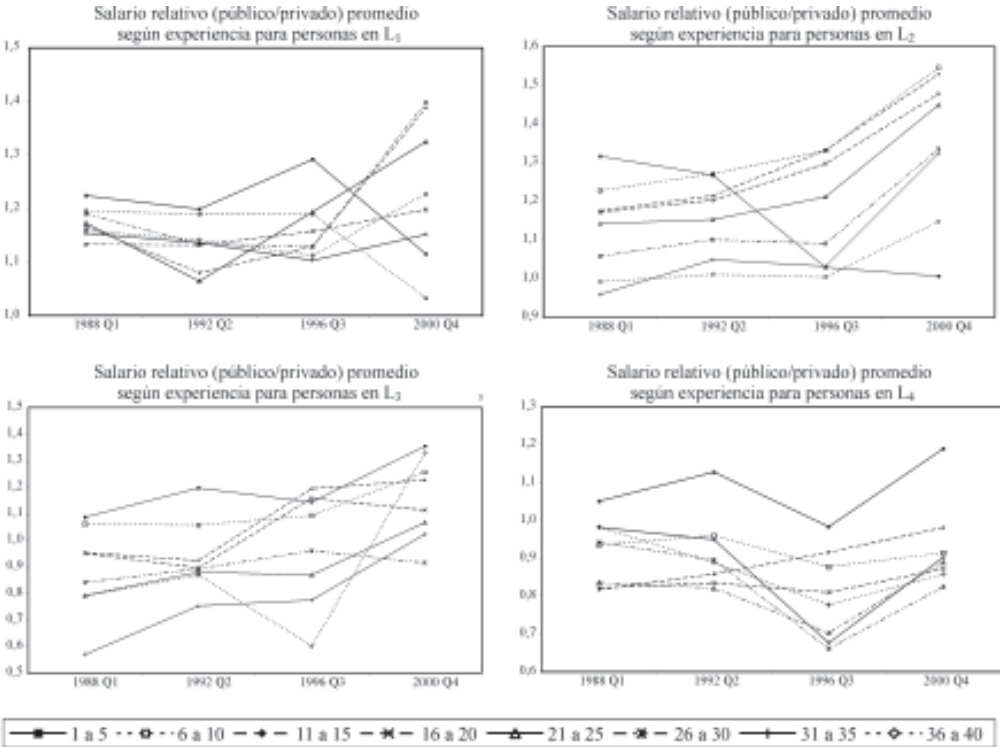
Gráfico 11. Prima de salario real por años de experiencia según nivel educativo



Fuente: Cálculos de los autores con base en ENH-DANE.

El Gráfico 12 muestra la relación entre los salarios reales por nivel de experiencia entre los sectores público y privado. Valores para esta relación distintos de 1 —véase eje vertical izquierdo— pueden ser interpretados como una prima por pertenecer a un sector. En lo que respecta a  $L_1$ , la evidencia parece sugerir que durante el período de la ENH fue más rentable trabajar en el sector público independientemente del nivel de experiencia —el salario relativo es mayor que uno en el eje vertical del compartimiento superior izquierdo del Gráfico 12—. Incluso, en varios años, el salario relativo parecía reducirse en la medida en que aumentaba la experiencia. Para el caso de  $L_2$  la situación cambia un poco aunque, en general, sigue siendo más remunerativo estar vinculado al sector público.

Gráfico 12. *Relación entre salario real de empleados públicos y privados por años de experiencia según nivel educativo*



Fuente: Cálculos de los autores con base en ENH-DANE.

Cuando se tiene un nivel de educación intermedio como  $L_3$  la situación se invierte ya que la experiencia es más valorada en el sector privado —el salario relativo para la mayoría de los niveles de experiencia es inferior a uno— excepto cuando se tiene la menor experiencia — entre 1 y cinco años—. En  $L_4$  suelen pagarse salarios reales más altos en el sector privado para todos los niveles de experiencia, excepto, de nuevo, para las personas de menor experiencia. Lo que parecen sugerir los datos es que la mejor estrategia de acceso al mercado laboral es comenzar por el sector público. Allí pagan un mejor salario relativo que en el sector privado. Cuando se adquiere mayor experiencia es más rentable pasar al sector privado.

De la evidencia presentada en los gráficos 5 a 12 parece factible deducir que a lo largo de los diecisiete años corridos entre 1984 y 2000 se presentó un proceso, no necesariamente continuo, de incrementos de la demanda de trabajadores de mayor nivel de calificación acompañado de mayores salarios relativos para estos<sup>18</sup> y de aumentos paralelos de las proporciones de personas más calificadas con respecto a las de menor calificación, sin que tal proceso fuese empujado por aumentos de la demanda de trabajadores con mayor experiencia laboral. Al parecer, el aumento de la demanda reveló las preferencias de los empleadores por trabajadores con más educación para todos los niveles de experiencia laboral, es decir, independientemente de esta.

### *C. Descomposición del coeficiente Gini.*

Retomando el tema de la desigualdad, visto a través del coeficiente Gini, vale la pena indagar acerca de la composición del mismo ahora que tenemos las categorías adicionales correspondientes al nivel educativo. La información del Tabla 3 sugiere que la mayor desigualdad en la distribución del ingreso salarial provino del grupo de hombres con alto nivel educativo vinculados al sector privado. El segundo grupo en hacer contribuciones al indicador de desigualdad fue el de las mujeres vinculadas al sector privado y, de nuevo, con un alto nivel educativo.

Los valores, calculados con base en la metodología de Shorrocks (1982), apoyan la hipótesis central de este trabajo ya que sugieren que la mayor concentración de los salarios se ha dado en favor de las personas que tienen mayores niveles de educación. Se destaca que al comparar las adiciones al índice de desigualdad, tanto para hombres como para mujeres de baja educación, los valores de quienes están vinculados al sector público son mayores que aquellos de quienes están vinculados al sector privado. Este resultado es perfectamente compatible con el de la sección anterior en donde se observaba que las personas de menor nivel educativo encuentran una mejor remuneración en el sector público para todos los niveles de experiencia.

---

18 Vale decir, desplazamientos de la función de demanda y no simples respuestas de esta ante caídas de salarios.

Tabla 3. *Descomposición del coeficiente Gini por género, sector y nivel educativo*

Período	Total Gini	Sector	Mujeres					Hombres				
			L <sub>1</sub>	L <sub>2</sub>	L <sub>3</sub>	L <sub>4</sub>	Total	L <sub>1</sub>	L <sub>2</sub>	L <sub>3</sub>	L <sub>4</sub>	Total
1984:1-1988:1	0,1468	Público	0,0002	0,0146	0,0038	0,0255	0,0441	0,0077	0,0283	0,007	0,0596	0,1027
	0,214	Privado	-0,0126	0,0053	0,0068	0,0261	0,0257	0,0083	0,0665	0,0181	0,0954	0,1884
	0,3608	Total	-0,0124	0,0199	0,0106	0,0516	0,0698	0,016	0,0948	0,0251	0,155	0,2911
1988:2-1992:2	0,1445	Público	-0,0002	0,0131	0,0041	0,0297	0,0466	0,0047	0,0261	0,0072	0,0599	0,0978
	0,215	Privado	-0,0107	0,0028	0,0088	0,0392	0,0401	-0,0001	0,0552	0,0196	0,1003	0,175
	0,3595	Total	-0,0109	0,0159	0,0129	0,0689	0,0867	0,0046	0,0813	0,0268	0,1602	0,2728
1992:3-1996:3	0,1301	Público	0	0,0098	0,0035	0,0333	0,0466	0,0025	0,021	0,0059	0,0541	0,0835
	0,2761	Privado	-0,0093	0,0087	0,0119	0,0581	0,0695	0,0034	0,0621	0,0195	0,1217	0,2067
	0,4063	Total	-0,0093	0,0185	0,0154	0,0914	0,1161	0,0059	0,0831	0,0254	0,1758	0,2902
1996:4-2000:4	0,1702	Público	0,0002	0,0114	0,0054	0,049	0,066	0,0016	0,0225	0,008	0,072	0,1042
	0,2485	Privado	-0,0084	0,0018	0,0123	0,0719	0,0776	-0,0072	0,038	0,0194	0,1205	0,1708
	0,4186	Total	-0,0082	0,0132	0,0177	0,1209	0,1436	0,0056	0,0605	0,0274	0,1925	0,275

Fuente: Cálculos de los autores con base en ENH-DANE.

### III. Una interpretación de los hechos con dos categorías de trabajadores

La evidencia reportada previamente sugiere la presencia de un cambio técnico en las actividades productivas sesgado a favor del uso de trabajadores de mayor nivel educativo.<sup>19</sup> En esta sección tratamos de ser más precisos en lo que se refiere al método para someter a prueba tal hipótesis. Para ello seguiremos la metodología utilizada por Autor *et al.* (1998).

Lo primero es suponer que la producción agregada ( $Y$ ) puede representarse mediante una función de elasticidad de sustitución constante, CES, de dos factores variables.<sup>20</sup> Estos dos factores son los trabajos de alto y bajo nivel de calificación (educación). Por tanto, la función de producción es:

(1)

19 Una síntesis actualizada sobre aspectos de desigualdad, capital humano y crecimiento se encuentra en Lord (2002, cap. 7). Modelos guiados por la misma intuición se encuentran en Galor y Moav (2000), Aghion et al. (2003) y Acemoglu (2003), entre otros.

20 Se hace abstracción de otros factores que habría que considerar de magnitud constante para evitar complicaciones inútiles.

siendo  $N_{ct}$  y  $N_{nt}$  las cantidades de trabajo calificado y no calificado utilizadas en el período  $t$ ,  $a_t$  y  $b_t$  parámetros, variantes en el tiempo, de nivel técnico sesgado a favor de uno u otro tipo de trabajo,  $\pi_t$  un parámetro, variante en el tiempo, de ponderación de la importancia de ambos tipos de trabajo en la producción. La elasticidad de sustitución entre ellos es  $\sigma \equiv 1/(1 - \rho)$ , siendo  $\rho$  invariante en el tiempo.<sup>21</sup> Por lo tanto, un cambio técnico sesgado hacia el uso de trabajo calificado implica el aumento de o de la relación  $a_t/b_t$ .

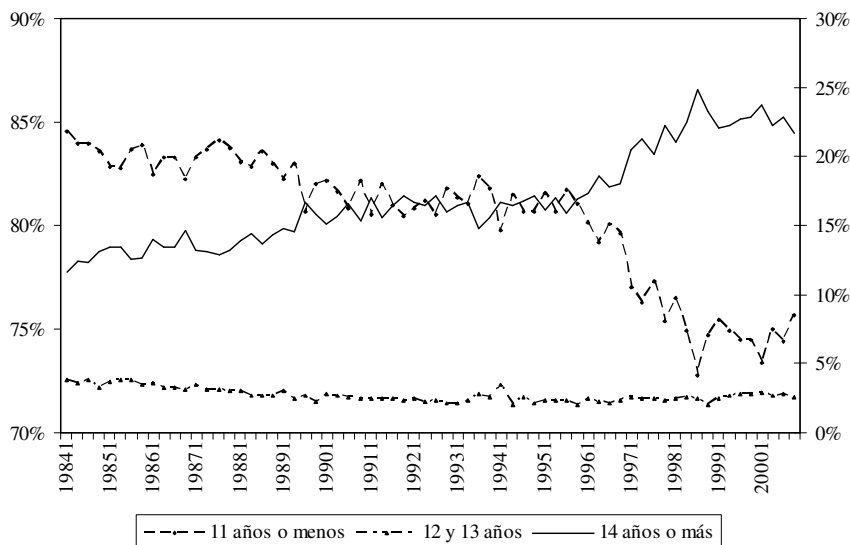
Para efectos del análisis empírico dividimos la población asalariada urbana que trabaja tiempo completo en tres grupos: el grupo “calificado” —que anteriormente denominados profesionales equivalentes— o conjunto de personas con 14 o más años de educación — $N_c$ , en términos de la ecuación 1—, el grupo “no calificado” —bachilleres equivalentes— o conjunto de quienes tienen once o menos años de educación ( $N_n$ ), y un tercer grupo: el de personas con doce o trece años de educación. A fin de tener resultados insensibles a situaciones o casos cercanos a la ambigüedad omitimos el tercer grupo —el intermedio—, cuya proporción en la fuerza laboral ocupada es pequeña —poco menos de 5%, en promedio, durante el período analizado: Gráfico 13—, y nos concentramos en los dos grupos que consideramos trabajadores calificados y no calificados bajo el supuesto de que la producción depende sólo del uso de estos dos tipos de trabajo.

Supondremos que la oferta relativa de ambos tipos de trabajos es completamente inelástica a los salarios relativos y que su magnitud está representada por la relación entre las cantidades observadas de aquellos. Además, supondremos que la relación entre tales cantidades se aproxima de manera aceptable a la relación entre las cantidades demandadas —esto es, que el nivel relativo de ocupación corresponde al señalado por la función de demanda relativa de trabajo, dada la relación de salarios—. Finalmente haremos otro supuesto, también convencional: que la relación entre los salarios de ambos grupos corresponde a la relación entre sus productividades marginales.

21 Los análisis de economía laboral referidos al tema de la producción consideran poco realista el supuesto de una función de producción con elasticidad de sustitución unitaria entre dos tipos de trabajos, como sería el caso de la función Cobb-Douglas (esta función implica que  $\sigma = 1$ ) y la evidencia sugiere un valor mayor que 1 para este parámetro. Un valor de  $\sigma$  superior a 1 indicaría una sustitución relativamente alta de trabajo no calificado por trabajo calificado o una sustitución relativamente baja de trabajo calificado por no calificado.

Gráfico 13. Participación de los tres grupos de asalariados en el total de asalariados

Nota: la participación de personas de 11 años de educación o menos se mide en el eje izquierdo.



Fuente: Cálculos de los autores con base en ENH-DANE.

Bajo los supuestos anteriores se puede demostrar que la ecuación 1 implica que:

$$\log\left(\frac{w_{ct}}{w_{nt}}\right) = \frac{1}{\sigma} \left[ D_t - \log\left(\frac{N_{ct}}{N_{nt}}\right) \right] \quad (2)$$

siendo  $D_t \equiv \sigma \log[\pi_t/(1-\pi_t)] + (\sigma-1)\log(a_t/b_t)$ . De acuerdo con lo anterior,  $D_t$  es un indicador cuyo cambio señala desplazamientos de la función de demanda de trabajo en favor —o en contra— del más calificado bien sea por razones asociadas estrictamente a cambio técnico sesgado hacia este trabajo o a otras causas como pueden ser las reducciones de los precios relativos de factores de producción complementarios del trabajo calificado como computadores, el desarrollo de las prácticas de *outsourcing* en detrimento del uso de trabajo no calificado en el sector formal y a favor de microempresas y, en general, del trabajo no calificado informal. De la ecuación 2 es fácil deducir que:



$$D_t = (\sigma - 1) \log \left( \frac{w_{ct}}{w_{nt}} \right) + \log \left( \frac{w_{ct} N_{ct}}{w_{nt} N_{nt}} \right) \quad (3)$$

La ecuación 3 nos permite estimar la magnitud del cambio de la demanda relativa de trabajo calificado —frente al no calificado— a lo largo del período 1984:1 - 2000:4, dado que podemos conocer el cambio en los salarios relativos y el cambio en la nómina relativa ( $w_c N_c / w_n N_n$ ), a condición de suponer algún valor del parámetro  $\sigma$ . De acuerdo con Autor *et al.* (1998), para el caso norteamericano la opinión dominante entre los académicos señala que un rango verosímil en el cual se puede hallar una estimación de  $\sigma$  es el intervalo [1, 2].<sup>22</sup>

La Tabla 4 contiene estimaciones basadas en los supuestos anteriores. Es decir, que la variación en la demanda relativa de trabajo puede medirse por los cambios observados de los salarios y las cantidades relativas de trabajo según distintos valores alternativos de  $\sigma$  utilizando la ecuación 3.

Tabla 4. *Cambios en las relaciones de salarios, demanda y oferta a favor de trabajadores calificados*

	Cambio en salario relativo	Cambio en oferta relativa	Cambios en la demanda relativas				
			$\sigma$				
			1	1,1	1,2	1,5	2
1984:1 - 1988:1	-1,17	2,28	-3,49	-3,61	-3,72	-4,07	-4,66
1988:2 - 1992:2	-0,65	6,19	3,37	3,3	3,24	3,04	2,72
1992:3 - 1996:3	4,02	1,52	9,44	9,85	10,25	11,45	13,46
1996:4 - 1998:4	3,18	14,66	18,45	18,77	19,09	20,05	21,64
1999:1 - 2000:4	-3,48	-0,5	-9,79	-10,14	-10,49	-11,53	-13,27
1984:1 - 1998:4	1,26	5,23	6,05	6,17	6,3	6,68	7,31
1984:1 - 2000:4	0,67	4,51	4,07	4,13	4,2	4,4	4,47

Fuente: cálculos de los autores con base en ENH-DANE.

Como lo hace evidente la Tabla 4, dentro del período completo hubo tres sub-períodos en los cuales cayó el salario de los trabajadores calificados

22 Katz y Murhpy (1992) estimaron un valor de  $\sigma = 1,4$ .

(profesionales) con respecto al de trabajadores que, a lo sumo, alcanzaron a terminar la secundaria. Esos sub-períodos fueron 1984:1–1988:1, 1988:2–1992:2 y 1999:1–2000:4. En el primero de estos la oferta creció mientras que la demanda mostró un retroceso; en el segundo sub-período la demanda creció pero la oferta tuvo un aumento mucho mayor; y en el último período la oferta cayó, pero, sobretodo, la demanda se contrajo de manera intensa.

En cambio, sólo hubo dos períodos de aumentos del salario relativo de los profesionales: 1992:3–1996:3 y 1996:4–1998:4; en el primero de estos la oferta creció relativamente poco en tanto que la demanda creció de manera importante; y en el segundo período la oferta se aceleró notablemente pero la demanda creció aún más.

El cálculo para todo el período (1984:1-2000:4) genera un resultado próximo a lo anómalo pues se requeriría una elasticidad de sustitución superior a 2 —una magnitud en el límite de lo tolerable, según habíamos mencionado antes— para que los incrementos en la demanda fuesen superiores a los de la oferta y se pudiese justificar el aumento en los salarios relativos consignado allí (0,67). Como causa de este resultado para todo el período está el hecho de que la caída leve de la oferta de trabajo calificado estuvo acompañada de una caída sustancial en su demanda entre 1999:1 y 2000:4, lo cual había conducido a una disminución intensa de los salarios relativos en este sub-período. La prueba de que la caída en la demanda fue muy fuerte y de que el resultado de estos dos últimos años es, entonces, difícil de compatibilizar con el análisis previo está en el hecho de que los resultados de las estimaciones son completamente nítidos cuando el análisis se hace para el lapso 1984:1 -1998:4,<sup>23</sup> ya que el aumento en el salario relativo se explica por un aumento en la demanda mayor que el de la oferta relativa.<sup>24</sup>

El análisis anterior también se hizo para el sector privado y el sector público separadamente (Tablas 5 y 6). En el sector privado la situación es

---

23 Los resultados de Cárdenas y Bernal (1999, Tabla 1) son consistentes con este enfoque para tres de los cuatro sub-períodos que ellos analizan. Sin embargo, para el sub-período 1981-86 sus cálculos no logran justificar la caída en el salario relativo ya que la expansión de la oferta relativa (1,31%) es inferior a cualquiera de todos los aumentos de demanda que implican los diferentes valores que ellos adoptan para la elasticidad de sustitución.

24 Sobre este mismo punto, Vélez *et al.* (2003) plantean el interrogante de si la oferta educativa es insuficiente o regresiva o si la demanda de trabajadores capacitados se ha incrementado por encima de la oferta disponible.

bastante similar a la del total ya que este último es dominado por aquel. La situación más llamativa se presenta con el sector público puesto que el número de hechos, al parecer, anómalos es mayor. Por ejemplo, en el sub-período 1988:2-1992:2 se presenta un aumento relativo en el salario pese a que el aumento en la oferta relativa fue muy superior a los cambios factibles en la demanda, dados los valores razonables de  $\sigma$ . Para el sub-período 1999:1-2000:4 la caída en los salarios relativos fue muy grande en comparación con lo registrado en el primer sub-período. Finalmente, para todo el período el aumento de la demanda relativa supera el de la oferta; sin embargo, se obtiene una caída en el salario relativo.

Tabla 5. *Cambios en las relaciones de salarios, demanda y oferta a favor de trabajadores calificados del sector privado*

	Cambio en salario relativo	Cambio en oferta relativa	Cambios en la demanda relativas				
			$\sigma$				
			1	1,1	1,2	1,5	2
1984:1 - 1988:1	-1,43	4,15	-1,86	-2	-2,15	-2,58	-3,29
1988:2 - 1992:2	-0,79	6,99	4,6	4,52	4,44	4,2	3,81
1992:3 - 1996:3	4,14	2,17	10,34	10,76	11,17	12,41	14,48
1996:4 - 1998:4	3,44	15,34	18,45	18,79	19,14	20,17	21,89
1999:1 - 2000:4	-3,71	1,46	-9,34	-9,71	-10,09	-11,2	-13,06
1984:1 - 1998:4	1,24	6,21	7,07	7,19	7,32	7,69	8,31
1984:1 - 2000:4	0,62	5,62	5,02	5,08	5,14	5,33	5,64

Fuente: cálculos de los autores con base en ENH-DANE.

En atención entonces a los supuestos del enfoque de Katz y Murphy (1992), Autor, Katz y Krueger (1998) y Katz y Autor (1999) puede señalarse que durante el período 1984:1-1998:4 los movimientos de los salarios relativos y en la oferta relativa sugieren que hubo cambio técnico en las actividades productivas sesgado a favor del uso de trabajadores de mayor nivel educativo. Esto es claro tanto para el sector privado como para el empleo total. Cuando se analiza el sector público, los resultados son menos contundentes sobre todo si se tiene en cuenta que éste tiende a remunerar mucho mejor a los empleados de menor capacitación —veáanse secciones 3.2 y 3.3—.

Tabla 6. *Cambios en las relaciones de salarios, demanda y oferta a favor de trabajadores calificados del sector público*

	Cambio en salario relativo	Cambio en oferta relativa	Cambios en la demanda relativas				
			$\sigma$				
			1	1,1	1,2	1,5	2
1984:1 - 1988:1	-1,68	2,44	-1,72	-1,89	-2,05	-2,56	-3,39
1988:2 - 1992:2	0,15	6,76	2,7	2,71	2,73	2,77	2,85
1992:3 - 1996:3	2,37	5,22	13,91	14,15	14,38	15,09	16,28
1996:4 - 1998:4	1,01	10,22	17,54	17,64	17,74	18,05	18,55
1999:1 - 2000:4	-6,4	-3,21	-3,75	-4,39	-5,03	-6,95	-10,15
1984:1 - 1998:4	0,54	5,85	7,46	7,52	7,57	7,73	8
1984:1 - 2000:4	-0,33	4,71	6,06	6,03	5,99	5,9	5,73

Fuente: cálculos de los autores con base en ENH-DANE.

## Conclusiones

Durante la época de vigencia de la Encuesta Nacional de Hogares, y para el caso de las siete principales ciudades, se presentaron por lo menos dos hechos que afectaron la estructura salarial del sector formal de la economía: un aumento del salario real de obreros y empleados —con jornadas de 40 o más horas a la semana— y un aumento de la desigualdad en la distribución del ingreso salarial. El aumento en los salarios cobijó, básicamente, a los empleados con mayores niveles de educación y, como consecuencia, el país observó un aumento del sesgo de la distribución del ingreso salarial en su favor.

La mayor fuente de desigualdad se encuentra en las remuneraciones de los hombres de más alto nivel educativo vinculados al sector privado. Las mujeres de más educación vinculadas al mismo sector son, por su parte, quienes propician el mayor aumento de la desigualdad en la distribución del ingreso salarial. Este resultado es síntoma de la rentabilidad de invertir en capital humano; una señal que, al parecer, percibió la fuerza laboral colombiana durante las últimas dos décadas.

Dadas esas circunstancias, este documento re-evalúa la hipótesis de ocurrencia de un cambio técnico intensivo en trabajo calificado en Colombia durante los últimos 20 años del siglo pasado. Para tal propósito, procedimos a estimar salarios, niveles de ocupación y montos de nómina (salario ×

ocupación) correspondientes a trabajadores asalariados de tiempo completo (40 o más horas semanales) de diferentes niveles de educación y experiencia laboral en las siete principales ciudades colombianas.

De los resultados que arroja la información de la ENH, para el período 1984:1–2000:4, se puede deducir que hubo un incremento del salario de los trabajadores más calificados con respecto al de los menos calificados, en términos de años de educación formal, y también un aumento de la proporción entre el número de los trabajadores más calificados frente al de los menos calificados. Este resultado se sostiene bien sea que dividamos el grado de calificación en cuatro categorías o sólo en dos a lo largo de estos años. Los años corridos entre 1992 y 1998 fueron aquellos en los cuales se observaron con mayor nitidez las tendencias de aumento del salario de los más calificados.

Podrían contemplarse varias hipótesis alternativas para explicar la ocurrencia de ambas tendencias. La primera sería que durante las dos últimas décadas se presentó un aumento de la productividad de los trabajadores de mayor nivel educativo asociada a una mayor experiencia laboral. Sin embargo, los datos no favorecen esta hipótesis. Más aún, aunque se verifica la existencia de primas de experiencia, no parece haber movimientos significativos en las mismas.<sup>25</sup>

Una segunda hipótesis podría ser que factores institucionales están explicando el aumento de los salarios relativos de los trabajadores más calificados a pesar, e independientemente, del aumento notable de su oferta. Sin embargo, esta hipótesis no fue examinada.<sup>26</sup>

Una tercera posibilidad ya discutida tanto para los casos de Estados Unidos como de Colombia es la de un aumento especialmente intenso de la demandas de trabajadores más calificados, con respecto a los menos califica-

25 Lo que sí registran los datos es una prima de vinculación: cuando se tiene poca educación parece más rentable comenzar la vida laboral vinculándose al sector público para luego pasar al sector privado.

26 En Katz y Autor (1999) se describen las formas de evaluar la importancia de esta hipótesis para el caso de Estados Unidos. Estas formas suponen la disponibilidad de estadísticas sobre salarios para grupos de trabajadores de similares niveles de educación y experiencia pero que difieren según otros criterios como pertenencia a sindicatos, a empresas con características especiales, etc. Santamaría (2001) concluyó que el aumento del salario de las mujeres con educación universitaria completa se explica en buena medida por una reducción significativa de la discriminación en su contra.

dos, superior al de la oferta, y capaz, por tanto, de aumentar los salarios relativos de tales trabajadores.

La evidencia es favorable a la hipótesis de aumentos del salario relativo de los trabajadores de mayor nivel educativo —más calificados— en comparación con el de los de menor nivel —los menos calificados— como efecto de un aumento de la demanda mayor que la de su oferta durante los años corridos entre 1992 y 1998. Con todo, el modelo utilizado para las estimaciones y que permitió respaldar tal hipótesis arrojó, en el análisis de algunos períodos, resultados próximos a lo anómalo —especialmente en el sector público— lo cual, a nuestro juicio, podría indicar que factores institucionales, como ciertas prácticas de fijación de salarios en dicho sector, habrían tenido alguna influencia en la evolución de los salarios.

¿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—.

La revolución en materia de computación y comunicaciones sería un cambio técnico capaz de producir una modificación como la observada en la estructura de la demanda laboral durante los años 90 en Colombia.<sup>27</sup> Sin embargo, se requeriría otro tipo de estudios para evaluar la hipótesis de que un cambio como el descrito hubiese inducido un sesgo a favor del uso de trabajadores de mayor nivel educativo en los distintos sectores de la economía.

---

27 Esta es la hipótesis más plausible para el caso de Estados Unidos de los años 80 y 90 según Autor et al. (*op. cit.*)

## Bibliografía

- AGHION, Philippe; HOWITT, Peter y VIOLANTE, Gianluca, 2003, "Wage Inequality and Technological Change: a Nelson-Phelps approach. En: Philippe Aghion, Roman Frydman", STIGLITZ, Joseph, y WOODFORD, Michael (eds.) *Knowledge, Information and Expectations in Modern Macroeconomics*, Princeton: Princeton University Press.
- AUTOR, David; KATZ, Lawrence y KRUEGER, Alan, 1998, "Computing Inequality: Have Computers Changed the Labor Market?", *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 113, No. 4, pp. 1169-1212.
- ACEMOGLU, Daron, 2003, "Factor Prices and Technological Change: From Induced Innovations to Recent Debates". En: AGHION, Philippe; FRYDMAN, Roman, STIGLITZ, Joseph y WOODFORD, Michael (eds.) *Knowledge, Information and Expectations in Modern Macroeconomics*, Princeton: Princeton University Press.
- ACEMOGLU, Daron, 2000, "Technical Change, Inequality, and the Labor Market", *Working Paper 7800*, National Bureau of Economic Research.
- CÁRDENAS, Mauricio y BERNAL, Raquel, 1999, Wage Inequality and Structural Reform: Evidence from Colombia, DNP.
- CEPAL, 1986, *Antecedentes estadísticos de la distribución del ingreso en Colombia: 1951-1982*.
- GALOR, Oded y MOAV, Omer, 2000, "Ability-biased Technological Transition, Wage Inequality, and Economic Growth", *The Quarterly Journal of Economics*, Mayo, 469-1312.
- JOVANOVIĆ, Branco y LOKSHIN, Michael 2004, "Wage Differentials Between the State and Private Sector in Moscow", *Review of Income and Wealth*, Vol. 50, No. 1.
- KATZ, Lawrence, y AUTOR, David, 1999, Changes in the Wage Structure and Earnings Inequality. En: ASHENFELTER, O. y CARD, D. (eds.), *Handbook of Labor Economics*, Vol. 3, Elsevier Science B. V.
- KATZ, Lawrence y MURPHY, Kevin, 1992, "Changes in Relative Wages, 1963 - 1987: Supply and Demand Factors", *The Quarterly Journal of Economics*, pp. 35-78.
- LONDOÑO, Juan L., 1995, *Distribución del ingreso y desarrollo económico*, Tercer Mundo Editores.
- LORD, William, 2002, *Household Dynamics. Economic Growth and Policy*, New York: Oxford University Press.
- NÚÑEZ, Jairo, y JIMÉNEZ, Jaime, 1998, "Correcciones a los ingresos de las encuestas de hogares y distribución del ingreso urbano", cap. 9 de *La distribución del ingreso en Colombia*. En: SÁNCHEZ, Fabio. (comp.), DNP-Tercer Mundo Editores.

- SÁNCHEZ, Fabio, y Jairo NÚÑEZ, 1998, “Descomposición de la desigualdad del ingreso laboral urbano: 1976-1997”, cap. 8 de *La distribución del ingreso en Colombia*. En: SÁNCHEZ, Fabio (comp.), DNP-Tercer Mundo Editores.
- SANTAMARÍA, Mauricio, 2001, “External Trade, Skill, Technology and the Recent Increase of Income Inequality in Colombia”, *Archivos de Economía* (DNP), No. 171.
- SHORROCKS, Anthony, 1982, “Inequality Decomposition by Factor Components”, *Econometrica*, Vol. 50, No. 1, 193-211.
- TRIBÍN, AnaMaría, 2004, *Evolución y causas de la desigualdad salarial en Bogotá*, Universidad Javeriana, mimeo.
- VAN DER GAAG, Jacques, y VIJVERBERG, Wim, 1988, “A Switching Regression Model for Wage Determinants in the Public and Private Sectors of a Developing Country”, *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 70, No. 2.
- VÉLEZ, Carlos Eduardo; RAWLINGS, Laura; PAQUEO, Vic y RIAÑO, Juanita, 2003, *El reparto del crecimiento, pobreza y desigualdad, en Colombia: fundamentos económicos para la paz*. Banco Mundial.