



Lecturas de Economía

ISSN: 0120-2596

lecturas@udea.edu.co

Universidad de Antioquia

Colombia

Arango Thomas, Luis Eduardo; Posada Posada, Carlos Esteban; Uribe, José Darío

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

Lecturas de Economía, núm. 64, enero-junio, 2006, pp. 187-194

Universidad de Antioquia

.png, Colombia

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=155213360008>

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

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

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

Erratum

Este texto corrige un error de cálculo en las Tablas 4, 5 y 6 de la versión original, publicada en Lecturas de Economía 63 (pp.32-40) explicado por el programa utilizado para la generación de las mismas. Con la corrección de dichas tablas desaparecen las anomalías registradas al analizar los casos de empleo total y del sector público. Como consecuencia de ello, el modelo neoclásico es suficiente para entender el fenómeno de los cambios en los salarios relativos durante el período de estudio. Para una mejor comprensión de los lectores, a quienes presentamos excusas, a continuación reproducimos las secciones 4 y 5 del trabajo con los nuevos resultados. Los autores agradecemos a Carlos Andrés Vergara, Investigador del Observatorio del Mercado de Trabajo de la Universidad Externado de Colombia, ya que su lectura juiciosa le permitió detectar el error. Los autores.

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

* Luis Eduardo Arango Thomas: Unidad de Investigaciones Económicas del Banco de la República. Dirección postal: Banco de la República. Carrera 7^a. No. 14-78, piso 11. Bogotá. Colombia. Dirección electrónica: larangth@banrep.gov.co. Carlos Esteban Posada Posada: Unidad de Investigaciones Económicas del Banco de la República. Dirección postal: Banco de la República. Carrera 7^a. No. 14-78, piso 11. Bogotá. Colombia. Dirección electrónica: cposadpo@banrep.gov.co. José Darío Uribe Escobar. Gerente general, Banco de la República. Dirección postal: Banco de la República. Carrera 7^a. No. 14-78. Bogotá. Colombia. 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 los miembros de la Junta Directiva.

educativo¹⁹. 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 (\bar{Y}) puede representarse mediante una función de elasticidad de sustitución constante, CES , de dos factores variables²⁰. Estos dos factores son los trabajos de alto y bajo nivel de calificación (educación). Por tanto, la función de producción es:

$$Y_t = [\pi_t (a_t N_{ct})^\rho + (1 - \pi_t) (b_t N_{nt})^\rho]^{1/\rho} \quad (1)$$

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, π_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 ρ invariante en el tiempo²¹. Por lo tanto, un cambio técnico sesgado hacia el uso de trabajo calificado implica el aumento de π_t o de la relación a/b .

Para efectos del análisis empírico dividimos la población asalariada urbana que trabaja tiempo completo en tres grupos: el grupo “calificado” (que anteriormente denominamos 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 11 o menos años de educación (N_n), y un tercer grupo: el de personas con 12 o 13 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 concentraremos en los dos

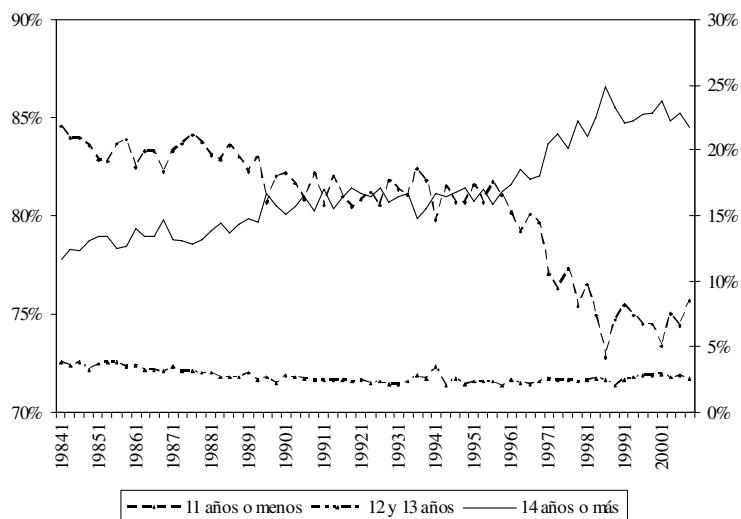
¹⁹ Una síntesis actualizada sobre aspectos de desigualdad, capital humano y crecimiento se encuentra en Lord (2002, cap. 7). Modelos guiados por la misma intuición se encuentran en Galor y Moav (2000), Aghion *et al.* (2003) y Acemoglu (2003), entre otros.

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

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 σ 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.

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.



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.

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

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 σ . 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 σ es el intervalo [1, 2]²².

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 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 relativa					
			σ	1,0	1,1	1,2	1,5	2,0
1984:1-1988:1	-1,17	2,28		1,12	1,00	0,88	0,53	-0,05
1988:2-1992:2	-0,65	6,19		5,54	5,47	5,41	5,21	4,89
1992:3-1996:3	4,02	1,52		5,54	5,94	6,34	7,55	9,56
1996:4-1998:4	3,18	14,66		17,84	18,16	18,48	19,43	21,02
1999:1-2000:4	-3,48	-0,50		-3,99	-4,33	-4,68	-5,73	-7,47
1984:1-1998:4	1,26	5,23		6,49	6,62	6,74	7,12	7,75
1984:1-2000:4	0,67	4,51		5,18	5,25	5,31	5,51	5,85

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

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

Como lo hace evidente el cuadro 4, dentro del período completo hubo tres sub-períodos en los cuales cayó el salario de los trabajadores calificados (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 más que la demanda; 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 sub-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 consistente con el modelo neoclásico ya que el aumento en el salario relativo (0,67) se explica por una expansión de la oferta de trabajo inferior a la demanda^{23,24}.

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 bastante similar a la del total ya que este último es dominado por aquel.

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 1984:1-2000:4 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 los sectores público y 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 (véanse secciones 3.2 y 3.3).

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 y otros (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.

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 relativa					
			σ	1,0	1,1	1,2	1,5	2,0
1984:1-1988:1	-1,43	4,15		2,72	2,58	2,43	2,00	1,29
1988:2-1992:2	-0,79	6,99		6,20	6,12	6,04	5,80	5,40
1992:3-1996:3	4,14	2,17		6,30	6,72	7,13	8,37	10,44
1996:4-1998:4	3,44	15,34		18,79	19,13	19,48	20,51	22,23
1999:1-2000:4	-3,71	1,46		-2,25	-2,62	-3,00	-4,11	-5,97
1984:1-1998:4	1,24	6,21		7,44	7,57	7,69	8,06	8,68
1984:1-2000:4	0,62	5,62		6,23	6,29	6,36	6,54	6,85

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

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 relativa					
			σ	1,0	1,1	1,2	1,5	2,0
1984:1-1988:1	-1,68	2,44		0,76	0,60	0,43	-0,07	-0,91
1988:2-1992:2	0,15	6,76		6,91	6,93	6,95	6,99	7,07
1992:3-1996:3	2,37	5,22		7,59	7,82	8,06	8,77	9,95
1996:4-1998:4	1,01	10,22		11,23	11,34	11,44	11,74	12,25
1999:1-2000:4	-6,40	-3,21		-9,61	-10,25	-10,89	-12,81	-16,01
1984:1-1998:4	0,54	5,85		6,39	6,44	6,49	6,65	6,92
1984:1-2000:4	-0,33	4,71		4,39	4,35	4,32	4,22	4,06

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

Resumen y 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 mismas²⁵.

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 examinada²⁶.

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

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

¿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 Colombia²⁷. 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.

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.

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.)