N.° 23, JUNIO DE 2005

# DOCUMENTOS

INSTITUTO DE ESTUDIOS ECONÓMICOS DEL CARIBE UNIVERSIDAD DEL NORTE

# Qué tanto han cambiado las decisiones de los jóvenes en Colombia en las tres últimas décadas

Javier Eduardo Báez

Qué tanto han cambiado las decisiones de los jóvenes en Colombia en las tres últimas décadas

Javier Eduardo Báez

En la serie Documentos del Instituto de Estudios Económicos del Caribe (IEEC), la Universidad del Norte publica investigaciones y ensayos sobre temas y problemas económicos desde la perspectiva del Caribe colombiano. Las opiniones expresadas son responsabilidad exclusiva de los autores.

Universidad del Norte Instituto de Estudios Económicos del Caribe (IEEC) Apartado aéreo 1569 Barranquilla, Colombia

## I. ESTADO CIVIL Y ASPECTOS DE LA FAMILIA

# A. Estado civil de los jóvenes

En esta parte se describen los principales cambios que se observan para los jóvenes en la primera etapa de su carrera en aspectos como el estado civil, el número de miembros por hogar, el número de hijos y la edad a la que empiezan a formar una familia. Los cálculos se realizaron para el período 1977-2000 sobre los jóvenes entre 25 y 35 años de edad, diferenciando, en la mayoría de los casos, por género y por

la condición de ser o no profesionales. En algunos ejercicios, en aras de una mayor precisión y como se detallará más adelante, se excluyeron aquellos jóvenes que no son cabeza de familia.

Como se desprende de los datos presentados en el cuadro del Anexo 1 e ilustrados, la proporción de jóvenes solteros, tanto hombres como mujeres, permaneció
relativamente estable durante todo el período, aunque se nota un leve aumento para
los primeros y los profesionales. No obstante, tal como se ilustra en el Gráfico 1, un
cambio muy marcado ha sido la reducción de jóvenes casados, tanto por sexos como
por nivel educativo. Aproximadamente, el 57% de los hombres y mujeres jóvenes en
1977 estaban casados. Para el año 2000, sin embargo, ese número se redujo a cerca
de 30%. El sentido y la magnitud del cambio es muy semejante si se analizan la
condición civil de los jóvenes profesionales frente a la de los no profesionales.

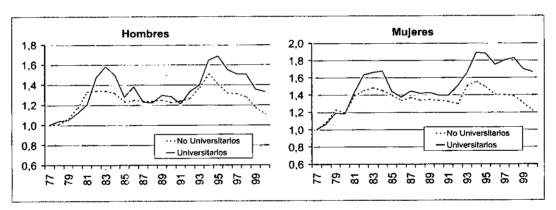
Dado que la proporción de jóvenes solteros no se ha modificado considerablemente, ¿cuál es el estado civil que ha ganado predominancia entre los jóvenes? La respuesta la suministra la información contenida en el Gráfico 2. En primer lugar, se nota un evidente aumento de más de tres veces en la proporción de jóvenes de ambos sexos sosteniendo un estado conyugal en unión libre, pasando de alrededor de 9% a 28% entre 1977 y 2000. Pese a que la evolución de esta característica es similar entre sexos, cabe mencionar que en todos los años es superior la proporción de jóvenes de sexo masculino bajo unión libre. Diferenciando entre profesionales y no profesionales, es posible identificar también un aumento de la convivencia de los jóvenes en unión libre, aunque en este caso es mucho más clara la superioridad de este tipo de relación entre los jóvenes que no alcanzaron educación superior. De este modo, mientras el 30,7% de los jóvenes no calificados vivían en unión libre, tan solo el 6% de los profesionales mantenían este tipo de relación con su cónyuge. Esto sugiere que este tipo de convivencia, pese a haber ganado importancia entre los jóvenes en los últimos años, es menos atractiva entre los más educados, los cuales parecen mantener un más largo período de soltería y, una vez se deciden a vivir en pareja, prefieren un estado conyugal más formal.

### II. PERFILES DE INGRESOS Y PARTICIPACIÓN LABORAL

El objeto principal de esta sección es construir, a través de unos indicadores de carácter descriptivo, los perfiles de ingresos de los jóvenes entre los 25 y 35 años de edad. Los resultados se presentan diferenciados por género y entre aquellos que son profesionales y los que no tienen educación superior completa. El período analizado comprende nuevamente el intervalo de 1977 a 2000. Todos los ingresos laborales se deflactaron a pesos constantes de 2000.

El Gráfico 6 muestra el índice de salarios laborales reales para los hombres y mujeres, según si son profesionales o no. En el caso de los hombres, la evolución del índice sugiere que los ingresos por trabajo de los jóvenes profesionales y no profesionales ha seguido un comportamiento bastante similar: un aumento hasta 1983, seguido por un descenso hasta 1991, alcanzando niveles similares a los de 1981, de nuevo un incremento hasta el año de 1994 para los no profesionales (1995 para los profesionales), culminando con un vertiginoso descenso del índice para ambos grupos en la segunda mitad de la década de los noventa. Del mismo modo, la situación descrita se ajusta bastante bien a lo acontecido para las mujeres jóvenes, advirtiendo que la reducción del índice es un poco menor para las jóvenes profesionales en la última parte del período analizado con respecto a las no profesionales y a los jóvenes hombres en general.

**Gráfico** 6. Indice de salarios laborales reales para jóvenes universitarios y no universitarios por género, 1977-2000



Fuente: Cálculos del autor con base en ENH, 1977-2000

Los resultados enunciados anteriormente parecen presentar, en cierta medida, alguna consistencia con lo acontecido en el ciclo económico del país en los años de estudio y, más específicamente, con la tendencia de la tasa de desempleo de estos grupos poblacionales.<sup>1</sup>

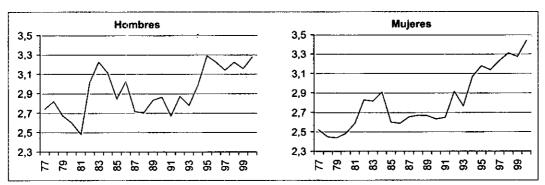
Por su parte, la evolución de los ingresos laborales reales de los jóvenes profesionales frente a los no profesionales difiere según el sexo que se examine. En los

<sup>&</sup>lt;sup>1</sup> En el Anexo 6 se presenta la relación entre la tasa de desempleo y el índice de salatios laborales reales por subgrupos. Como se puede observar, la relación inversa es un poco más sólida para los jóvenes no profesionales de ambos sexos.

hombres jóvenes, como se desprende de la información presentada en el Gráfico 7, las diferencias de ingresos entre uno y otro grupo tendieron a aminorarse durante el período 1983-1992, comportamiento que se ha revertido continuamente desde 1993. Por ejemplo, en 1992 un hombre joven con educación superior recibía, en promedio, 2,6 veces los ingresos de un joven no profesional, relación que creció en el año 2000 a 3,3 veces. Si se toma en consideración lo descrito previamente, la razón de ese incremento en la divergencia radica más en una menor disminución relativa de los ingresos laborales de los jóvenes más preparados, en relación con la experimentada por los menos calificados durante la crisis económica y de empleo de la última mitad de la década de los noventa en el país.<sup>2</sup>

En el caso de las mujeres jóvenes, como lo muestra el índice, es indudable que la brecha en los ingresos entre aquellas que son profesionales y las que no lo son ha aumentado ininterrumpidamente desde 1985. Es así como mientras en 1985 una joven profesional tenía ingresos 2,6 veces superiores a los de una joven sin carrera universitaria, para el año 2000 esa proporción se elevó a casi 3,5.

Gráfico 7. Salarios laborales relativos de los jóvenes universitarios frente a los no universitarios por género, 1977-2000



<sup>&</sup>lt;sup>2</sup> La evidencia empírica para el caso nacional indica que la contribución de todos los tipos de mano de obra al alto nivel de desempleo no es homogénea. Por el contrario, se ha podido establecer que el trabajo menos calificado ha soportado en mayor medida los cambios estructurales de la economía y del mercado de trabajo, caracterizada por una reducción en la demanda de trabajo con bajos niveles educativos. Pese a ello, también se ha podido establecer que la baja en la demanda de ese tipo de trabajo en la segunda mitad de los noventa tampoco ha sido compensada en su totalidad con mano de obra de alta calificación. Véase José Antonio Ocampo, Fabio Sánchez y Camilo Tovar, "Cambio estructural y deterioro laboral: Colombia en la década de los noventa", en Coyuntura Económica, Nº 78, 1999.

Universitarios No universitarios 100% 110% 96% 100% 90% 92% 80% 88% 70% 84% 60% 80% 50% 76% Hombres - Mulere 72% 40%

30%

99

Gráfico 8. Tasa de participación laboral entre géneros para el mismo nivel educativo, 1977-2000

Fuente: Cálculos del autor con base en ENH, 1977-2000

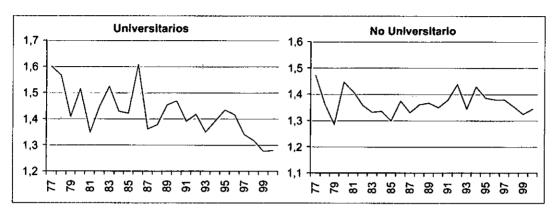
833 837 89 89 93 95

68%

Además de las razones que operan en la explicación del comportamiento de los perfiles de ingresos de los hombres, es necesario agregar que la escolaridad –como ya se mostró– y la participación laboral de las mujeres jóvenes ha crecido notablemente en las tres últimas décadas en el país. Como se muestra en el Gráfico 8, la incorporación de las mujeres jóvenes al mercado de trabajo colombiano, tanto profesionales como no profesionales, ha experimentado un crecimiento extraordinario.<sup>3</sup> Por citar un ejemplo, obsérvese como en 1977 el 68% de las jóvenes con educación superior completa estaban empleadas o buscando trabajo, cifra que sube a casi 96% en 2000. De igual manera, la participación de las jóvenes no profesionales pasó de 45% a 76%, comportamiento que contrasta con la estabilidad que se identifica para el grupo de jóvenes no profesionales.

<sup>&</sup>lt;sup>3</sup> Para un análisis detallado de la evolución de la participación laboral femenina en Colombia, véase Rocío Ribero y Claudia Meza, "Determinantes de la participación laboral de hombres y mujeres en Colombia: 1976-1995", en Archivos de Macroeconomía, No. 63, DNP, Unidad de Análisis Macroeconómico, Bogotá, agosto, 1997.

Gráfico 9. Salarios laborales relativos de jóvenes entre géneros (hombre/mujer) para el mismo nivel educativo, 1977-2000



Por último, es interesante observar como la interacción de los aspectos estudiados hasta ahora, entre otros, conduce a una de las principales conclusiones del trabajo: la tendencia hacia una igualación salarial de los jóvenes entre sexos. Esto, como se ilustra en el índice incluido en el Gráfico 9, es especialmente cierto para los jóvenes más calificados. En 1977, por ejemplo, los hombres jóvenes tuvieron ingresos superiores en cerca de un 60% frente a los que recibieron las mujeres jóvenes, superioridad que se redujo a menos de la mitad (28%) para el año 2000. En el caso de los no profesionales, pese a que si se comparan los extremos se podría hablar de una disminución en las diferencias salariales por género, el movimiento cíclico del índice no permite extraer una conclusión muy precisa.

Combinando los dos resultados anteriores, es posible señalar que solo las jóvenes con título profesional tienen más probabilidades de percibir ingresos similares a los de sus semejantes del sexo opuesto, mientras que para las jóvenes no profesionales esta probabilidad aparentemente es mucho menor. De este modo, es entre profesionales que los salarios de los jóvenes hombres y mujeres parecen converger.

Gráfico 1. Proporción de jóvenes casados, por género y nivel educativo, 1977-2000

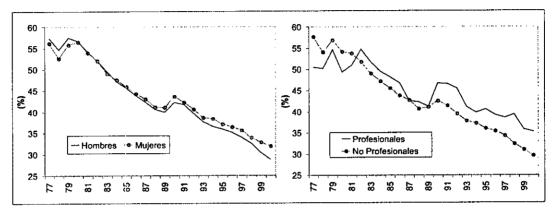
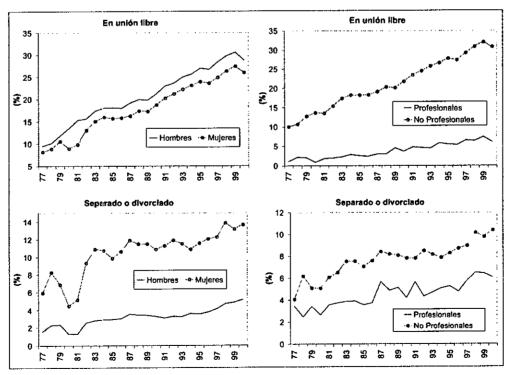


Gráfico 2. Proporción de jóvenes en unión libre y separados o divorciados, por género y nivel educativo, 1977-2000



Fuente: Cálculos del autor con base en ENH, 1977-2000

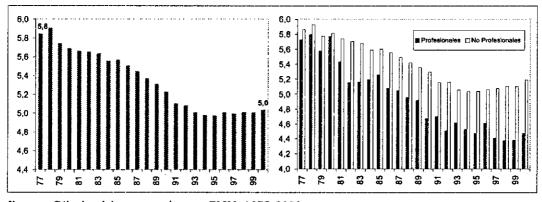
•-e. o •

En segundo lugar, como se muestra igualmente en el Gráfico 2, se ha presentado también un indudable aumento de las separaciones matrimoniales y divorcios entre los jóvenes, situación que es aún mas fuerte entre las mujeres con respecto al observado entre los hombres, así como entre los jóvenes que no tienen una carrera profesional frente a los que sí alcanzan educación superior.

#### B. Composición del hogar

Otra característica descubierta es la reducción en el tamaño promedio de los hogares a los que pertenecen los jóvenes –y en general de todos los hogares en Colombia– en las tres últimas décadas, bien sea que ellos sean dependientes o cabeza de familia. Considerando el número de personas en el hogar, el Gráfico 3 permite observar como entre 1977 y 2000 los hogares en los cuales ellos conviven han reducido su dimensión en cerca de una persona, de 5,8 a 5,0. Esta situación también se presenta si se separan a los jóvenes según hayan culminado o no una carrera de educación superior. Los profesionales no solo pertenecen a hogares históricamente más pequeños sino que, a su vez, en esos hogares la reducción en el número de sus miembros ha sido mucho mayor comparada con la de los hogares de los no profesionales. Así, para aquellos, el tamaño promedio se redujo de 5,8 a 4,4 personas por hogar en el mismo período, mientras para los no profesionales la reducción fue de 5,9 a 5,2.

Gráfico 3. Tamaño promedio de los hogares de los jóvenes, total y por nivel educativo, 1977-2000 (Número de personas por hogar)

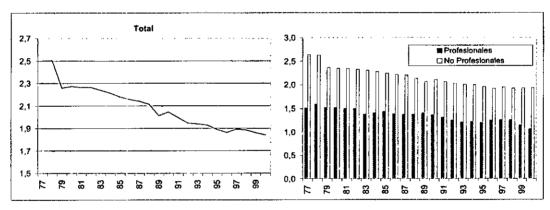


Fuente: Cálculos del autor con base en ENH, 1977-2000

Los jóvenes actualmente pertenecen a hogares más pequeños, al tiempo que los hogares que ellos mismos conducen se han igualmente reducido. Si bien es necesario

advertir que este es un análisis estático durante un lapso de tiempo y para un grupo específico, se puede concluir que los jóvenes que son jefes de hogar o cónyuges, al menos en el intervalo de edad estudiado, han decidido hoy tener menos hijos que antes. Este es un rasgo que, como se muestra a continuación, es más evidente para aquellos que poseen educación superior completa. Los datos que se muestran en el Gráfico 4 indican que, en general, los jóvenes antes de alcanzar los 35 años tenían 2,5 hijos en promedio en 1977, cifra que se reduce a 1,8 para el año 2000. Esta reducción también está presente si se examinan por separado a los profesionales y a los no profesionales, aunque cabe destacar que el promedio de hijos por hogar en estos últimos es de casi el doble frente al de los primeros.

Gráfico 4. Número promedio de hijos de los jóvenes cabeza de hogar, total y por nivel educativo, 1977-2000

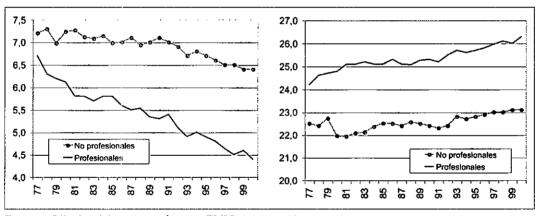


Fuente: Cálculos del autor con base en ENH, 1977-2000

Los resultados descritos anteriormente se refuerzan cuando se observan los cálculos relacionados con la edad promedio de los hijos de los jóvenes y la edad promedio a la que éstos suelen tener su primer hijo, lo cual se muestra en el Gráfico 5. Como se puede observar, ambos indicadores sugieren que los jóvenes, pero especialmente los profesionales, prefieren en la actualidad tener sus hijos cuando son un poco más adultos. Es así como, por ejemplo, en 1977, una persona no profesional tenía su primer hijo a los 22,5 años de edad; mientras que, en 2000, este mismo valor correspondió a 23,1, es decir, cerca de medio año después. El cambio que se ha presentado en el caso de los profesionales es mucho más evidente. En 1977 era de esperar que ellos tuvieran su primer hijo a los 24,2 años de edad; casi 25 años después, esta cifra ha aumentado en poco más de dos años, ubicándose en 26,3. Este comportamiento entre los jóvenes de conformar hogares más pequeños y decidirse a tener hijos más tarde

puede obedecer a varias razones. Por un lado, está la tendencia, asociada a la transición demográfica, hacia una menor fecundidad entre las parejas jóvenes, elemento que se ve fortalecido por los avances médicos y la mayor disponibilidad de métodos de planificación familiar. También puede deberse a un mayor deseo de los jóvenes, sobre todo de aquellos que deciden matricularse en la universidad, a consolidar primero una carrera profesional y luego una familia. Este punto es bastante cierto en el caso de las mujeres jóvenes, que, como veremos más adelante, han elevado considerablemente su escolaridad, su participación laboral y su inserción al mercado de trabajo, lo que las conduce a posponer su maternidad y sus decisiones de formar familia. Así mismo, los jóvenes, como se ha podido mostrar, conviven actualmente en relaciones más abiertas y menos formales, aspecto que también puede estar asociado a que ellos prefieran tener sus hijos a edades más adultas.

Gráfico 5. Edad promedio de los hijos de los jóvenes cabeza de hogar y edad promedio a la que tienen su primer hijo, por nivel educativo, 1977-2000



### II. PERFILES DE INGRESOS Y PARTICIPACIÓN LABORAL

El objeto principal de esta sección es construir, a través de unos indicadores de carácter descriptivo, los perfiles de ingresos de los jóvenes entre los 25 y 35 años de edad. Los resultados se presentan diferenciados por género y entre aquellos que son profesionales y los que no tienen educación superior completa. El período analizado comprende nuevamente el intervalo de 1977 a 2000. Todos los ingresos laborales se deflactaron a pesos constantes de 2000.

# III. CAPITAL HUMANO Y TASAS DE RENTABILIDAD EDUCATIVA

Entre 1977 y 2000, la escolaridad de los jóvenes hombres aumentó tan solo en 1,4 años, pasando de 7,9 a 9,3 años de educación, en promedio. El ritmo observado implica que se necesitarán al menos 30 años para que este grupo alcance, en promedio, los 11 años requeridos para completar la educación primaria y secundaria. Por su parte, y

como se deduce de los datos estimados, el crecimiento de la escolaridad de las mujeres jóvenes es más destacado: creció de 6,6 en 1977 a 9,3 en 2000. Este aumento, que equivale a cerca del doble del experimentado por los hombres, indica que, como se observa en el Gráfico 10, mujeres y hombres han equiparado su escolaridad.

Algunos cálculos complementarios permiten dar más solidez a la afirmación de que en el país las mujeres jóvenes han alcanzado niveles de calificación semejantes a los que ostentan los hombres jóvenes. Así, por ejemplo, mientras el 8,6% de los hombres entre 25 y 35 años de edad tenían educación superior completa en 1977, el valor para las mujeres del mismo grupo era de 5,1%. Para el año 2000 esa cifra se eleva a 14,6% para los hombres y a 14,7% para las mujeres, valor incluso superior, aunque levemente, para estas últimas.

Gráfico 10. Escolaridad promedio para los jóvenes por género, 1977-2000

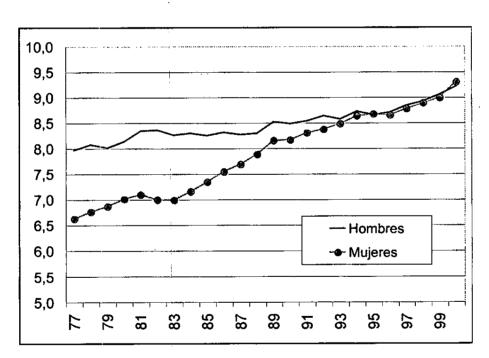
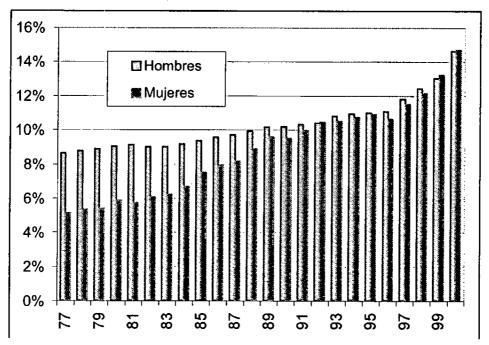


Gráfico 11. Jóvenes con educación superior completa, por género, 1977-2000



Para estimar la tasa de rentabilidad de la educación y observar su evolución en las últimas décadas, se estimó un modelo tipo Mincer en una versión spline o ampliada. La especificación utilizada relaciona el logaritmo de los ingresos de los jóvenes entre 25 y 35 años de edad<sup>4</sup>—que se encontraban ocupados al momento de la encuestas— en función de sus respectivos años de educación, una expresión cuadrática de la experiencia, las horas trabajadas y unas variables binarias para ver los efectos del sexo, la educación por niveles (secundaria y superior) y los movimientos migratorios. La siguiente es la expresión que describe el modelo empírico estimado para cada uno de los cinco subgrupos que abarcan el período 1977-2000:

<sup>&</sup>lt;sup>1</sup> Todos los ingresos laborales mensuales totales de los trabajadores fueron actualizados a pesos constantes de 2000.

$$LogY_i = \beta_0 + \beta_1 Esc_i + \beta_2 HT_i + \beta_3 Exp + \beta_4 Exp_i^2 + \sum_k \beta_k Dum(\gamma_k) + \sum_j \beta_j Dum(\phi_j) \tag{1}$$

#### donde:

Y es el ingreso laboral mensual

Esc corresponde a los años de educación

HT son las horas trabajados semanalmente

Exp son los años de experiencia laboral

- γ es un vector de variables dummy que miden el nivel educativo del joven para educación secundaria y superior
- φ es un vector de variables dummy que mide algunas características del joven como el sexo y la migración.

Los resultados sugieren que la tasa de retorno educativa ha estado disminuyendo a lo largo de todo el horizonte de análisis, pasando de 0,13 para el grupo 1977-1979 a 0,08 para el grupo 1995-2000 (ver Cuadro 1). Esto puede explicarse, en parte, por los aumentos constantes en la oferta laboral de jóvenes con mayor nivel de educación, aspecto que es especialmente cierto en el caso de las mujeres.

Cuadro 1. Estimación de funciones mincerianas de ingreso para los jóvenes, 1977-2000

Variables dependientes	197	1980-1984			1985-1989			1996	J-1 <del>9</del> 94	1995-2000					
variables dependientes	Coef	Pr	Sig	Coef	Pr	Sig	Coef	Þ٢	Sig	Coef	Pr	Sig	Coef	Pr	Si
С	10,3847	0,000	•	10,6296	0,000	•	10,6572	0,000	•	10,8880	0,000	•	10,7794	0,000	•
Escolaridad	0,1387	0,000	•	0,1123	0,000	•	0,1031	0,000	•	0,0915	0,000	•	0,0875	0,000	
Dummy pera sexo	0,2931	0,000	٠	0,2720	0,000	٠	0.2640	0,000	٠	0,2688	0,000	•	0,0096	0,000	
Horas trabajadas	0,0088	0,000	٠	0,0082	0,000	٠	0,0079	0,000	•	0,0080	0,000	•	0,04089	0,000	
Experiencia	0,0417	0,000	•	0,0534	0,000	•	0,0518	0,000	•	0,0385	0,000	•	-0,0007	0,000	
Experiencia2	-0,0004	0,039	•	-0,0008	0,000	•	-0,0008	0,000		-0,0005	0,000	•	0,2490	0,000	
Dummy secundaria	-0,0549	0,017	•	-0,0159	0,056	**	-0,0304	0,000	٠	-0,0446	0,000	•	-0,0550	0,000	
Dummy superior	0,0775	0,093	•	0,3506	0,000	•	0,3194	0,000	•	0,4010	0,000	٠	0,4910	0,000	
Dummy migracióm	0,0447	0,032	٠	0,0372	0,000	•	0,0375	0,000		0,0582	0,000	•	0,1021	0,000	
₹²	0,41			0,40			0,38			0,37			0,38		
No, de observaciones	16.463			71,895			112.221			118,613			109.832		

Nota: (\*) Significancia estadística hasta un 5% de confianza (\*\*) Significancia estadística hasta un 10% de confianza

Coeficientes calculados utilizando mínimos cuadrados ordinarios.

Fuente: Cálculos del autor con base en ENH, 1977-2000

Como se puede observar, la variable dicotómica para el sexo, con una alta significancia estadística, arrojó resultados interesantes. El signo sugiere que para los jóvenes empleados pertenecientes a todos los subgrupos desde 1977-1979 hasta 1990-1994, el hecho de ser hombre parecía tener un efecto positivo importante sobre los ingresos laborales; sin embargo, para el grupo perteneciente al intervalo 1995-2000, dicho efecto se disminuye de tal manera que es casi nulo. Esto puede sugerir que progresivamente los niveles salariales entre los jóvenes se han ido equiparando entre géneros, comportamiento que puede obedecer a los mayores niveles educativos de las mujeres, así como su mayor participación laboral y su ocupación en posiciones laborales de mayor importancia, elementos que reducen las posibilidades de discriminación salarial.

Los signos obtenidos para la expresión cuadrática de la experiencia fueron los esperados. El efecto de ella sobre los ingresos de los jóvenes que se encuentran empleados se puede describir por una función cóncava, que para el caso de las edades relevantes del grupo de población bajo estudio puede aproximarse más a un efecto lineal positivo<sup>5</sup>: a mayor experiencia, mayores ingresos laborales, aunque con incrementos marginales decrecientes.<sup>6</sup> A su vez, la magnitud de la influencia de las horas trabajadas sobre los ingresos parece permanecer constante a lo largo de todo el período de análisis, excepto para la muestra estadística del período 1995-2000.

Limitando el análisis estrictamente a los coeficientes estimados a través de las variables dummy para la educación por niveles, se puede concluir que la educación secundaria no tiene mayor influencia sobre los ingresos laborales de los jóvenes entre 25 y 35 años de edad. Más aún, su signo y su magnitud indican que en promedio los jóvenes que tienen hasta educación secundaria ganan en promedio un 3% menos que los demás. Por el contrario, la característica de poseer una educación superior completa ejerce un gran efecto positivo sobre los ingresos de los jóvenes. En promedio, durante todo el período de estudio, aquellos con educación completa de este nivel recibieron un 32% más en ingresos y remuneraciones con relación al resto, superioridad que alcanzó incluso un valor pico, en las estimaciones para el subgrupo 1995-2000, de 49%. Es también importante notar que el efecto incremental de la educación universitaria sobre los ingresos de los jóvenes ha ido en constante ascenso entre 1977 y 2000, especialmente, como se observa, en la década de los noventa.<sup>7</sup>

<sup>&</sup>lt;sup>5</sup> Lo que equivale a evaluar el efecto para los jóvenes sobre la parte creciente de la función cóncava que describe la relación de la experiencia y los ingresos, dado que a las edades de la población bajo estudio la primera derivada de la función estimada es positiva.

<sup>&</sup>lt;sup>6</sup> Se puede observar cómo la segunda derivada de la función por la cual se aproxima el efecto de la experiencia es negativa.

<sup>&</sup>lt;sup>7</sup> Existe una amplia y sólida evidencia que indica que en la segunda mitad de la década de los noventa se ha presentado en el país una clara recomposición de la demanda laboral hacia el trabajo calificado en detrimento de la

¿QUÉ TANTO HAN CAMBIADO LAS DECISIONES DE LOS JÓVENES EN COLOMBIA EN LAS TRES ÚLTIMAS DÉCADAS?

Por último, según los coeficientes estimados para la variable binaria que mide la migración, puede decirse que los movimientos migratorios de los jóvenes parecen responder a unas condiciones económicas más atractivas en los puntos receptores. En otras palabras, una vez que se ha controlado todo lo demás, las jóvenes migrantes, en los diferentes grupos,<sup>8</sup> reciben ingresos superiores (por ejemplo cerca de un 10% más en la estimación del grupo 1995-2000), aspecto que puede estar asociado a la mayor movilidad laboral que caracteriza a los jóvenes frente a otros grupos demográficos. Algunos ejercicios econométricos adicionales permiten señalar que este fenómeno es bastante claro y robusto para los jóvenes con educación universitaria completa —sobre todo en el caso de los hombres, grupo normalmente con mayor movilidad— y muy débil para los demás.

#### IV. DETERMINANTES DE LA ASISTENCIA ESCOLAR DE LOS HIJOS

El objeto de esta sección es estudiar algunos aspectos del hogar, así como de las características propias de las personas, que pueden estar asociadas con la asistencia escolar de los hijos de los jóvenes entre 25 y 35 años de edad. Para ello se seleccionaron de las encuestas a aquellos jóvenes que eran jefes de hogar o cónyuges del jefe y a sus hijos en edad escolar. Las estimaciones se corrieron para los mismos cinco subgrupos definidos en la sección anterior, que abarcan el período 1977-2000, usando la información de los hijos e incluyendo algunas variables de sus padres. Se excluyeron de las observaciones a aquellos niños para los cuales no fue posible establecer una relación clara de parentesco con el jefe de hogar o con su cónyuge (hijos de parientes o hijos de empleados del servicio doméstico).

La base teórica del modelo estimado parte de la maximización de una función de utilidad para cada individuo, que incluye la educación como uno de los bienes de la canasta, sujeto a una restricción presupuestal de ingresos, tiempo y precios relativos. Las demandas óptimas para cada uno de los bienes que determinan la función de utilidad se obtienen de resolver las condiciones de primer orden del problema de optimización.

demanda por trabajo no calificado. Véase Fabio Sánchez y Jairo Núñez, "Descomposicion de la desigualdad del ingreso laboral urbano en Colombia: 1976-1997", en Archivos de Macroeconomía, DNP, junio, 1998; José Antonio Ocampo, et. al, "Cambio estructural y deterioro laboral: Colombia en la década de los noventa", en Coyuntura Económica, No. 78, 1999; Santiago Montenegro y Ximena Peña, "Labor Reforms, Macroeconomic Imbalances and Unemployment in Colombia", en Documento CEDE, 99-14, Universidad de los Andes, septiembre, 1999; Javier Báez, "Employment Inequalities in the Nineries in Colombia: Who Are The More Vulnerable and Why", en Coyuntura Social, Fedesarollo, No. 25, noviembre, 2001.

<sup>&</sup>lt;sup>8</sup> Se clasificaron como migrantes aquellas personas que no habían nacido en el lugar de la encuesta y que tenían un período de permanencia en ese lugar inferior a los tres años.

La demanda óptima por educación de un individuo con un comportamiento racional puede describirse por:

$$E = f(IF, R_{\scriptscriptstyle F}, P_{\scriptscriptstyle C}, P_{\scriptscriptstyle F}, w, r) \tag{2}$$

La ecuación (2) plantea que la asistencia escolar está relacionada directamente con el ingreso familiar (IF) y con la tasa de retorno educativa ( $R_s$ ), e inversamente asociada con respecto a los precios de los demás bienes de la canasta de consumo ( $P_s$ ), los costos educativos ( $P_s$ ), con respecto al salario (w), que en cierta medida representa el costo de oportunidad de adquirir capital humano, y con el precio o costo de uso del capital (y). La decisión final resulta del análisis comparativo entre el beneficio marginal de un año adicional de educación y su costo marginal.

El modelo empírico se estimó corriendo unas funciones econométricas de probabilidad de asistencia tipo Logit para los niveles de educación primaria y secundaria, <sup>10</sup> descritas por las ecuaciones (3) y (4) respectivamente:

La asistencia se define en relación con un vector *CI* de características propias del individuo (años de edad, sexo) y un vector *CH* de condiciones socioeconómicas del hogar del individuo (ingreso per cápita del hogar, horas trabajadas, número de personas en el hogar, número de niños menores, indicador de NBI en dependencia económica, vivienda y servicios públicos, así como una variable dummy para identificar a los jefes que tienen educación superior completa).<sup>11</sup>

Los resultados econométricos, resumidos en los Cuadros 2 y 3, son más sólidos cuando se modela la asistencia en educación secundaria frente a los obtenidos para

<sup>&</sup>lt;sup>9</sup> Los signos de las primeras derivadas de la función 2 con respecto a cada una de las variables son:  $\frac{\partial U}{\partial IF} > 0, \frac{\partial U}{\partial R_E} > 0, \frac{\partial U}{\partial F_C} < 0, \frac{\partial U}{\partial W} < 0$ 

<sup>&</sup>lt;sup>10</sup> No se definió un modelo para la asistencia en educación superior, debido a que son muy pocos los casos en los que los jóvenes hasta 35 años de edad tienen hijos educándose a ese nivel.

<sup>&</sup>lt;sup>11</sup> Es conveniente anotat que la precisión del modelo está limitada, dado que hay otras variables que influyen en la asistencia escolar (oferta educativa privada y pública, la rentabilidad esperada, las condiciones del mercado laboral, la distancia del hogar al centro educativo, entre otras) que no fueron incluidas, algunas por no aparecer en la ENH y otras por no ajustarse al modelo de corte transversal desarrollado.

la educación primaria. Dada la provisión casi universal de esta última en el país, la asistencia en este nivel no parece verse muy afectada por las variables definidas en la especificación del modelo.

Cuadro 2. Modelo Logit de asistencia escolar en educación primaria para hijos de los jóvenes, 1977-2000

W	1977	7-1979	1980-1984			1985-1989			1990	0-1994		1995-2000			
Variables dependientes	Coef	Pr	Sig	Coef	Pr	Sig	Coef	Pr	Sig	Coef	Pr	Sig	Coef	Pr	81
С	7,7580	0,000	٠	7,4655	0,000	•	7,8331	0,000	•	5,1351	0,000	•	6,9567	0,000	٠
Edad	-0,4319	0,000	•	-0,4036	0,000	•	-0,4337	0,000	•	-0,1886	0,000	•	-0,3737	0,000	•
Sexo	0,2653	0,254		-0,1360	0,028	•	-0,1048	0,039	•	-0,1324	0,100	**	-0,2736	0.001	•
Ingreso per capite hoger	0,0000	0,358		0,0000	0,000	•	0,0000	0,000	•	0,0000	0,000	٠	0,0000	0,000	•
Niños menores	-0,2816	0,017	•	-0,2375	0,000	•	-0,2710	0,000	•	-0,1475	0,003	• ]	-0,2567	0,000	•
Indicador NBI	-0,4316	0,176		-0,3897	0,235		-0,3367	0,134		-0,3995	0,242	]	-0,3877	0,145	
Dummy joven universitario	-0,2760	0,294		0,2671	0,468		0,3756	0,090	••	0,1706	0,138		0,3557	0,077	•
Media var. dependiente	0,9515			0,9666			0,9651			0,9533			0,9597		
McFadden R 2	0,2470			0,2015			0,1892			0,1765			0,1820		
Observaciones	17.550			33.668			48.331			36.813			31.918		

Nota: (\*) Significancia estadística hasta un 5% de confianza (\*\*) Significancia estadística hasta un 10% de confianza Coeficientes calculados utilizando regresiones de modelos binarios basados en una distribución logística.

Fuente: Cálculos del autor con base en ENH, 1977-2000

Cuadro 3. Modelo Logit de asistencia escolar en educación secundaria para hijos de los jóvenes, 1977-2000

V	1977	-1979	1980-1984			1985-1989			1990	-1994		1995-2000			
Variables dependientes	Coef	Pr	Sig	Coef	Pr	Sig	Coef	Pr	Sig	Coef	Pr	\$1g	Coef	Pr	SH
С	8,0556	0,000	•	1,1781	0,000	٠	1,1285	0,000	•	8,9359	0,000	•	9,6863	0,000	•
Edad	-0,4286	0,000	٠	-0,6162	0,000	•	-0,5987	0,000	•	-0,4427	0,000	•	-0,4982	0,000	٠
Sexo	0,9564	0,000	٠ ا	-0,2740	0,000	•	-0,1979	0,000	•	-0,1280	0,026	•	-0,1120	0,030	•
Ingreso per capita hogar	0,0000	0,080		0,0000	0,000	٠	0,0000	0,000	٠	0,0000	0,009	•	0,0000	0,036	٠
Niños menores	-0,0089	0,095	"	-0,1244	0,017	٠	-0,1617	8,000	•	-0,1939	0,000	٠	-0,1418	0,001	•
ndicador NBI	-0,3876	0,087	**	-0,3245	0,082	**	-0,2234	0,092	••	-0,2955	0,681		-0,3516	0,051	*
Dummy joven universitario	0,1017	0,689		0,2629	0,009	•	0,3275	0,008	•	0,3048	0,057		0,4029	0,005	•
Media var. dependiente	0,7667		- 1	0,8456			0,8735			0,8890			0,8782		
McFadden R <sup>2</sup>	0,2326			0,2113			0,2119			0,2050			0,2255		
Observaciones	1.520		ı	8.964			14.554		- 1	14.244			16.383		

Nota: (\*) Significancia estadística hasta un 5% de confianza (\*\*) Significancia estadística hasta un 10% de confianza Coeficientes calculados utilizando regresiones de modelos binarios basados en una distribución logística.

La mayoría de coeficientes estimados arrojaron los signos esperados. <sup>12</sup> La edad está negativamente asociada con la asistencia en ambos niveles, pues la probabilidad de permanencia en el sistema se reduce a medida que el niño crece, dado que es probable que se presente deserción o repitencia, que la transición entre niveles esté limitada por las características de la oferta educativa o que la necesidades del hogar lo conviertan en una mano de obra de primer orden. Por su parte, la influencia del sexo es en cierta medida ambigua. Los hijos varones de los jóvenes parecieron tener una mayor probabilidad de asistencia, tanto en primaria como en secundaria, en el período 1977-1979. No obstante, para las estimaciones de los grupos desde 1980 hasta 2000, el signo se invierte, sugiriendo una mayor probabilidad de asistencia para las hijas de los jóvenes.

El ingreso per cápita de los hogares influye de manera positiva en la asistencia de los niños a cargo. En el mismo sentido, unas condiciones socioeconómicas adversas en el hogar, aproximadas a través del índice compuesto de NBI, aparecen afectando la asistencia educativa.

A mayor número de niños menores presentes en los hogares en jefatura de jóvenes, menor es la probabilidad de que alguno de esos niños, elegido aleatoriamente, esté matriculado en una institución educativa. Como veremos más adelante, los hogares conducidos por jóvenes con más bajos ingresos poseen una cantidad más alta de niños menores con relación al total de miembros del hogar. A mayor número de miembros de hogar en edad no laboral, la restricción presupuestal per cápita y la canasta de consumo máxima posible se reducen. Es así como, partiendo, por ejemplo, de los resultados para el período 1995-2000, un menor adicional puede reducir en un 25% la probabilidad de asistencia escolar de alguno de los niños del hogar.

Por último, es claro el efecto que la educación del jefe y su cónyuge puede tener sobre la asistencia. Este aspecto se midió a través de una variable dummy que recoge la condición de si el joven y/o la cónyuge tienen educación superior completa. Si alguno de ellos o ambos son profesionales, en cuyo caso la variable dicotómica toma el valor de uno, como lo muestran los resultados, existe una mayor probabilidad de que sus hijos asistan a un plantel educativo, especialmente en el nivel de secundaria. Eso quiere decir que a mayor educación de los padres, en este caso padres jóvenes, mayor es el aseguramiento de la transmisión de capital humano a sus descendientes. De acuerdo con los resultados de las estimaciones para el grupo de hijos de jóvenes

<sup>12</sup> En un modelo de respuesta dicotómica, como el logit, la interpretación del valor de los coeficientes es poco útil.

en edad escolar para secundaria en el período 1995-2000, si alguno o ambos padres tienen educación superior, la probabilidad de asistencia de sus hijos es un 40% mayor que la que tendrán los hijos de los jóvenes que no son profesionales.

#### CONCLUSIONES

Pese a que este es un trabajo en gran parte descriptivo, con cálculos y ejercicios estadísticos muy simples, es posible encontrar varios aspectos interesantes que confluyen hacia un mismo punto: muchas decisiones de los jóvenes colombianos en su primera etapa como individuos independientes (entre 25 y 35 años de edad) han cambiado y buena parte de esas decisiones están asociadas a la condición de ser o no profesionales. Lo que sigue es preguntarse: ¿en qué aspectos se ha modificado especialmente su comportamiento?

En términos del estado civil, se pudo establecer que, si bien la proporción de jóvenes solteros es similar en las tres últimas décadas, hay una clara preferencia hacia las relaciones conyugales menos formales, como la unión libre y, por ende, una menor inclinación hacia el matrimonio. Adicionalmente, los jóvenes de hoy son mucho más propensos a las separaciones y al divorcio. Se pudo observar que ambas características son mucho más evidentes en el caso de los jóvenes que no tienen educación superior.

El tamaño medio de los hogares a los que pertenecen los jóvenes se ha reducido, tanto para aquellos que son dependientes como los independientes económicamente. En 1977, los jóvenes cabeza de familia, antes de cumplir los 35 años, tenían ya 2,5 hijos en promedio, valor que disminuye a 1,8 en el 2000. Además, los jóvenes no profesionales, antes de los 35 años, tienen casi el doble de hijos que los profesionales. En general los jóvenes actualmente tienden a conformar hogares más pequeños y se deciden a tener hijos a edades más adultas, sobre todo los profesionales, en los que parece existir una preferencia intertemporal de "carrera hoy, familia mañana".

La brecha en los ingresos laborales entre las mujeres profesionales jóvenes y las no profesionales ha estado constantemente aumentando desde 1985, situación que no se replica totalmente para los hombres. La participación laboral de las mujeres jóvenes profesionales y no profesionales ha experimentado un crecimiento notable: en 1977 el 68% de las jóvenes con educación superior completa estaban empleadas o buscando trabajo, cifra que sube a casi 96% en 2000. La equidad salarial entre géneros se ha presentado, pero solo entre los y las jóvenes que son profesionales.

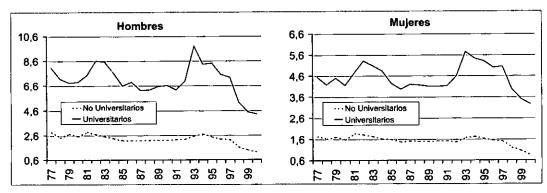
El crecimiento de la escolaridad de las mujeres jóvenes en las tres últimas décadas ha sido ostensiblemente superior al registrado para los hombres, de modo que la escolaridad entre uno y otro grupo actualmente es similar. Las funciones mincerianas de ingresos sugieren que la tasa de retorno educativa se redujo constantemente durante el período de estudio. Así mismo, la variable dicotómica del sexo indica que desde comienzos de los noventa los niveles salariales entre los jóvenes se han ido equiparando entre uno y otro género. La educación secundaria no tiene mayor influencia sobre los ingresos laborales de los jóvenes, mientras que la educación superior completa ejerce un gran efecto positivo sobre los ingresos, efecto que se ha elevado en los noventa. Los movimientos migratorios de los jóvenes profesionales parecen obedecer a unas condiciones económicas más atractivas en los puntos receptores.

El ingreso per cápita de los hogares de los jóvenes está relacionado directamente con la asistencia escolar de los niños a cargo. Entre más hijos tengan los jóvenes, menor es la probabilidad de asistencia de cualquiera de ellos. Si alguno de los jóvenes jefes de hogar, o ambos, cuentan con educación superior completa, hay una mayor probabilidad de que sus hijos asistan a un plantel educativo, especialmente en el nivel de secundaria. Esta probabilidad es un 40% más alta que la que pueden tener los hijos de los jóvenes que no son profesionales.

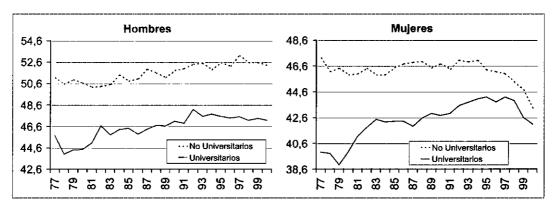
Anexo 1. Descripción del estado civil de los jóvenes por género y nivel educacional,
1977-2000 (Cifras en porcentajes)

										Н	lombi	es.												
Estado Civil	77	78	79	80	81	82	83	84	85	86	87	88	69	90	91	92	93	94	95	98	97	98	99	00
Unión libr <del>a</del>	9.4	10.0	11.7	13.4	15.2	15.6	17.3	18.0	18,0	17,9	19,1	19,9	19,7	21,1	22,9	23,5	24.9	25,6	26,9	26,7	28,4	29,7	30,5	28,7
Casado	57.2	54.5	57.4	56.5	54,0	52,0	49,5	47,1	45,6	43,8	42,2	40,5	39,9	42,2	41,7	39,6	37,6	36,5	35,8	35,1	33,9	32,5	30,3	26,7
Vludo	0.2	0.2	0.0	1.1	1.0	0,2	0,2	0,1	0,1	0,1	0,2	0,1	0,2	0,1	0,1	0,2	0,2	0,2	0,1	0,\$	0,2	0,1	0,2	0,1
Separado	1.5	2.2	2,3	1,3	1,3	2,5	2,8	2,9	2,9	3,0	3,5	3,4	3,4	3,2	3,0	3,2	3,2	3,6	3,5	3,7	4,1	4,7	4,8	5,2
Soltero	31,6	33,0	28,6	27,8	28,6	29,7	30,3	31,9	33,4	35,2	35,0	36,1	36,8	33,3	32,3	33,4	34,1	34,2	33,6	34,4	33,5	33,0	34,2	37,4
-				•			-			-	Mujer	es												
Estado CIVII	77	78	79	80	81	82	63	64	85	86	87	88	89	90	91	92	93	94	95	96	97	88	99	00
Unión libre	8,1	8,8	10,5	8,8	9,6	13,0	15,0	15,9	15,0	15,7	16,1	17,3	17,2	18,7	20,2	21,1	22,1	23,0	23,6	23,5	24,8	28,3	27,4	25,9
Casado	56,1	52,5	55,7	56,4	53,9	52,0	49,0	47,5	45,9	44,2	43,0	41,1	41,0	43,6	42,2	40,6	38,6	38,3	37,0	36,4	35,5	33,8	32,7	31,8
Viudo	1,2	1,0	1,4	5,3	5,2	1,3	1,4	1,4	1,5	1,3	1,5	1,6	1,3	1,4	1,6	1,7	1,6	1.7	1,5	1,6	1,6	1,5	1,6	1,2
Separado	5,9	8,3	6,6	4,4	5,1	9,3	10,9	10,7	9,8	10,6	11,9	11,5	11,5	10,8	11,2	11,9	11,5	10,B	11,5	12,0	12,2	13,8	13,1	13,6
Soltero	26,7	29,4	25,6	25,1	26,0	24,5	23,8	24,5	27,2	28,2	27,5	28,5	29,1	25,5	24,9	24,7	26,3	26,2	26,1	26,5	25,9	24,6	25,2	27,4
								-		Pro	festo	nales												
Estado Civil	77	78	79	80	81	82	63	84	85	86	87	68	69	80	91	92	93	94	95	96	97	96	99	00
Unión libre	1,03	2,11	1,95	0,75	1,77	1,68	2,2	2,78	2,48	2,34	2,93	2,9	4,47	3,55	4,69	4,57	4,41	5,72	5,41	5,27	6,48	6,3	7,33	6,04
Casado	50,5	50,2	54,6	49,3	50,9	54,7	51,7	49,4	48,2	46,7	42,6	42,3	41,2	46,7	46,5	45,5	41,1	39,7	40,6	39,2	38,6	39,3	35,8	35,2
Viudo	0.57	0,33	0,31	0,56	0,24	0,39	0,29	0.4	0,35	0,1	0,37	0,34	0,56	0,41	0,39	0,5	0,39	0,57	0,35	0,36	0,49	0,34	0,48	0,38
Separado	3,42	2,45	3,38	2,62	3,54	3,72	3,63	3,89	3,52	3,71	5,65	4,64	5,1	4,17	5,6	4,3	4,67	5,06	5,22	4,74	5,74	6,48	6,4	
Soltero	44,5	44,9	39,8	46,8	43,5	39,3	42	43,6	45,5	47,1	48,5	49,6	48,7	45,2	42,8	45,2	49,4	48,9	48,5	50,5	48,7	47,5	50	52,4
										No P	rofesi	onale	8											
Estado Civil	77	78	79	60	81	82	83	84	85	88	87	88	89	80	91	92	93	94	95	96	97	98	99	00
Unión libre	9,99	10,7	12.7	13,6	13,5	15,3	17,3	18,2	16,2	18,2	19	20,2	20	21,7	23,4	24,4	25,7	26,5	27,7	27,3	29,2	30,8	31,9	
Casado	57,6	54	56 B	54,1	53,7	51,7	49	47,1	45,5	43,8	42,7	40,7	41	42,5	41,4	39,5	37,8	37,2	36	35,4	34,3	32,4	31	29,6
Viudo	0,8	0.7	0.65	0,81	0.85	0,82	0,9	0,86	0,91	0,82	0,94	1,03	0,83	88,0	0,99	1,1	1,02	1,05	0,94	1,03	1	0,98	1,03	0,74
Separado	4,04	6,16	5,07	5,06	8,04	6,49	7,5	7,52	7,04	7,58	8,39	8,17	8,06	7.79	7,8	8,49	8,14	7,85	8,27	8,69	8,94	10,1	9,76	10,
Saltera	27.5	-, -		26.4	25.9	25.6	05.0	28.3	28.4	29.8	29	29.9	20	27.1	26.4	20.5	27,3	27,4	27.1	27.6	26.7	25.7	26.3	28.6

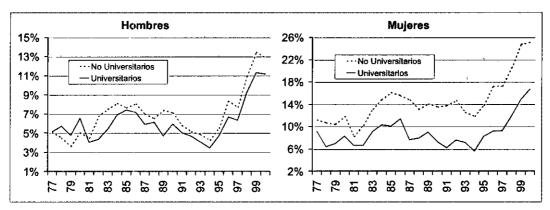
Anexo 2. Salarios laborales en términos del salario mínimo de los jóvenes universitarios y los no universitarios por género, 1977-2000



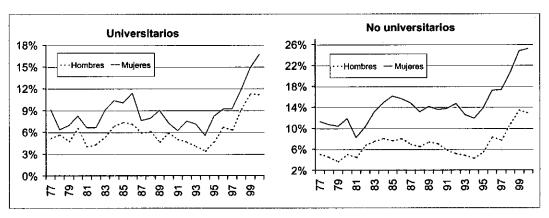
Anexo 3. Promedio de horas trabajadas semanalmente de los jóvenes universitarios y los no universitarios por género, 1977-2000



Anexo 4. Tasa de desempleo para jóvenes universitarios y no universitarios por género, 1977-2000



Anexo 5. Tasa de desempleo entre géneros para el mismo nivel educativo, 1977-2000



Anexo 6. Relación entre la tasa de desempleo y el índice de salarios laborales reales de los jóvenes universitarios y no universitarios por género, 1977-2000

