



Gestión y Política Pública

ISSN: 1405-1079

alejandro.campos@cide.edu

Centro de Investigación y Docencia

Económicas, A.C.

México

Gil García, J. Ramón

Política educativa y bienestar económico de las minorías: lecciones preliminares de la experiencia de Estados Unidos

Gestión y Política Pública, vol. XIII, núm. 1, i semestre, 2004, pp. 155-175

Centro de Investigación y Docencia Económicas, A.C.

Distrito Federal, México

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=13313104>

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

- Si la evaluación no existe, por lo tanto el subsistema de "incentivos" resulta discrecional y potencialmente arbitrario; y qué decir de las políticas de ingreso y de desarrollo profesional, las cuales terminan construidas con bases poco sólidas sin esquemas de evaluación e incentivos creíbles.

Así, podemos concluir que los sistemas y subsistemas que componen el servicio están mal planeados, parcialmente desarrollados y mal organizados. Pero no sólo eso, a nuestro juicio el principal error de diseño, además de esta falta de claridad en los procesos, es que al estar la Cámara orgánicamente dividida en dos planos o funciones como son la parlamentaria y la administrativo-financiera, lo razonable hubiera sido que también se diseñaran dos tipos de sistemas respondiendo uno y otro a la naturaleza de cada función, y no dejar, como es actualmente, que un simple Catálogo de Rangos y Puestos fije los perfiles para ocupar cada uno de los puestos en competencia, mediante una sola estructura meritocrática.

**J. Ramón Gil-García<sup>1</sup>**

## *Política educativa y bienestar económico de las minorías: lecciones preliminares de la experiencia de Estados Unidos<sup>2</sup>*

### 1. INTRODUCCION

**E**n Estados Unidos, como requisito para que las escuelas reciban fondos federales, la asistencia a éstas debe ser obligatoria para todos los jóvenes menores de 16 años. Ello equivale, en cierto modo, a concluir los primeros 10 a 12 años de escuela. Sin embargo, las personas pueden reprobar algún grado, por lo que, aunque la escolaridad sea obligatoria hasta los 16 años de edad, algunas podrían completar sólo ocho años o menos de educación formal. Además, la cantidad total de escolaridad para cada individuo depende no sólo de su edad y las leyes obligatorias, sino también de muchos otros factores tales como la capacidad individual y la situación económica de los padres.

Algunos estudiosos han encontrado pruebas del efecto de la escolaridad obligatoria en los ingresos. Usando el trimestre de nacimiento como un instrumento para la variable educación, Angrist y Krueger (1991) obtuvieron resultados que sugieren que los hombres que son obligados a asistir a la escuela por leyes de escolaridad obligatoria ganan salarios mayores como resultado de una mayor escolaridad. Explican que la variación en la educación que está relacionada

<sup>1</sup> Instituto Rockefeller de Asuntos Públicos y Políticas Públicas, Universidad en Albany (SUNY), Albany, Nueva York, 12222. Email: jrg227@albany.edu

<sup>2</sup> Artículo recibido el 13 de enero de 2003 y aprobado el 25 de abril de 2003.

con la época (mes) de nacimiento surge porque algunos individuos son obligados a asistir a la escuela durante más tiempo que otros debido a la escolaridad obligatoria (Angrist y Krueger, 1991, 1009).

Esas diferencias se deben a la manera en que se ha desarrollado la regulación sobre la escolaridad obligatoria. ¿Qué sucedería si, en lugar de especificar una edad, la ley especificara un grado, por ejemplo, la educación preparatoria? El propósito de este artículo es analizar empíricamente el impacto que no terminar toda la preparatoria tiene sobre el éxito económico de los individuos y explorar algunas de las interacciones con grupos demográficos específicos, tales como género y raza. Para lograr su objetivo, este artículo está dividido en cinco secciones, incluida esta introducción.

La segunda sección describe algunas de las bases teóricas que los estudiosos usan para entender las relaciones entre educación, productividad e ingresos. Existen dos teorías acerca del papel de la educación y su efecto sobre los ingresos: la escolaridad como promotor de la productividad y la escolaridad como señal de una capacidad innata. Este documento sigue las fórmulas teóricas del modelo de la escolaridad y prueba empíricamente algunas de sus implicaciones. La tercera sección muestra algunos aspectos metodológicos de este artículo, describe la muestra y las variables y, usando técnicas de análisis longitudinal (panel), desarrolla un modelo econométrico para entender el efecto de la educación en los salarios por hora.

La cuarta sección estudia los efectos de la interacción de algunas características demográficas tales como género y grupo étnico. Desarrolla cuatro modelos que muestran el efecto de las diferentes variables y sus interacciones en los salarios por hora. Por último, la quinta sección ofrece algunos comentarios finales sobre los principales hallazgos y las implicaciones que en materia de políticas públicas tiene esta investigación y cómo se relacionan con estudios empíricos previos. Se comentan algunas fortalezas y debilidades del estudio, y se sugieren algunas ideas para futuras investigaciones.

## 2. EDUCACIÓN, PRODUCTIVIDAD E INGRESOS

En la literatura económica hay dos teorías alternativas que analizan la relación entre educación, productividad e ingresos esperados. Para la primera escuela de pensamiento la educación es una señal para que los patronos decidan qué trabajadores son más productivos y, por tanto, merecen un salario mejor. La educación aumenta los ingresos no porque incremente la productividad, sino porque ayuda a los patronos a distinguir entre los distintos tipos de trabajadores. Sin embargo, la educación puede usarse como señal sólo en situaciones en que, para los patronos, es muy difícil o caro medir la productividad de los empleados. Si los patronos pueden conocer la "verdadera" productividad de un empleado, no van a tomar en consideración el nivel de escolaridad. Sin embargo, son muy escasas las situaciones en donde el patrón puede conocer la productividad de sus trabajadores potenciales.

El modelo de las señales muestra cómo la educación puede desempeñar la función de indicar la capacidad del trabajador sin aumentar su productividad (Borjas, 1999). Varios autores han tratado de establecer empíricamente si la educación desempeña un papel de promotor de la productividad, un papel como señalizador o una combinación de ambos (Kroch y Sjoblom, 1994; Jaeger y Page, 1996). En todo caso, se ha descubierto que la educación desempeña un papel positivo en la mejora del bienestar económico de los trabajadores.

### INVERSIÓN EN CAPITAL HUMANO

El modelo de escolaridad se basa en la idea de que la educación aumenta la productividad de un trabajador y que este aumento de la productividad incrementa los salarios (Borjas, 1999, 249). Se supone que los trabajadores deciden cuántos años de escolaridad desean tener y aumentando al máximo el valor presente de sus ingresos para toda la vida. Mincer (1958) critica el modelo aceptado de que la desigualdad del ingreso depende de "capacidades naturales", por lo que desarrolla un modelo que incorpora la educación como uno de los factores determinantes del ingreso. En sus resultados, los diferenciales interocupacionales son una función de

las diferencias en la capacitación, y los diferenciales interocupacionales surgen cuando el concepto de inversión en capital humano se extiende e incluye la experiencia en el trabajo (Mincer, 1958).

El *locus* salario-escolaridad da el salario que los patrones están dispuestos a pagarle a un trabajador en diferentes niveles de educación (Borjas, 1999). Por lo tanto, los trabajadores van a aumentar al máximo los ingresos para toda la vida con base en el costo de la educación y el crecimiento esperado de los ingresos debido a un año adicional de escolaridad (Becker y Chiswick, 1966). El cambio porcentual en los ingresos resultado de un año más de escuela es llamado la tasa de rendimiento marginal de la escolaridad, y disminuye con el tiempo. Por lo tanto, cada año adicional de escolaridad genera menores incrementos en el ingreso y cuesta más (Borjas, 1999).

#### CAPACIDAD INDIVIDUAL

A menudo se supone que los trabajadores con mayor capacidad obtienen mayores beneficios de un año adicional de educación. Por lo tanto, se espera que las personas con mayor capacidad decidan tener más años de educación. En primer lugar, un año adicional de educación cuesta menos para las personas con mayor capacidad, porque el esfuerzo que realizan es menor. En segundo lugar, el beneficio de un año adicional de educación es mayor para las personas con mayor capacidad, porque su *locus* salario-escolaridad está por encima de las personas con menor capacidad. Así, es muy difícil calcular el rendimiento de la educación debido al sesgo de la capacidad.

Por otro lado, algunos estudiosos suelen pensar que el nivel de escolaridad y los ingresos potenciales de una persona son determinados principalmente por su propia capacidad inherente. En este caso, ninguna política gubernamental podría cambiar la situación de los grupos socialmente desfavorecidos, porque sus genes determinan de manera decisiva su escolaridad y sus ingresos esperados. Sin embargo, usando una muestra de gemelos, Ashenfelter y Rouse (1998) encontraron que el rendimiento de la educación es cerca de 9 por ciento por año *ajustado* para individuos genéticamente idénticos. También descubrieron que la

escolaridad compensa las diferencias genéticas. Por lo tanto, la capacidad es un *variable* importante, pero la escolaridad es aún una importante *alternativa* política pública para paliar las diferencias sociales.

#### LA CAPACITACIÓN DESPUÉS DE LA ESCUELA

La educación no es la única manera de invertir en capital humano. La capacitación, después de la escuela, es otra alternativa para aumentar el capital humano de los trabajadores y, por consecuencia, sus ingresos. De acuerdo con Borjas (1999), los perfiles de edad-ingresos de los diferentes grupos de educación discrepan con el tiempo. La pendiente más empinada de los perfiles de edad-ingresos para los trabajadores con mayor educación sugiere una complementariedad entre las inversiones en la educación y las inversiones en la capacitación en el trabajo.

Existen dos tipos importantes de capacitación después de la escuela: (1) capacitación general, y (2) capacitación específica. La capacitación general es aquella que es igualmente valiosa para todos los patrones potenciales en el mercado. La capacitación específica para la empresa representa la adquisición de conocimiento que es más valiosa para el patrón actual que para el resto de las empresas en el mercado. Se supone que los trabajadores pagan por capacitación general, porque este tipo de capacitación aumenta su salario potencial en muchas empresas potenciales. Por lo tanto, las empresas ofrecen capacitación general sólo si no tienen que pagar ninguno de los costos (Borjas, 1999).

En contraste, no es muy claro quién paga la capacitación específica, pero parece que puede ser una inversión compartida entre el trabajador y la empresa (Becker, 1962). De acuerdo con este modelo, el trabajador invierte en capacitación específica al aceptar un salario menor durante el periodo de la capacitación y la empresa invierte al pagarle al trabajador un salario mayor que su producto marginal durante el periodo de la capacitación. Hashimoto (1981) ofrece una formalización de este modelo compartido que dice que el hecho de que la inversión sea compartida o no depende de la existencia en los años posteriores a la inversión de los costos de evaluación y de convenir en las productividades del trabajador en la empresa y cualquier otro lugar.

En términos de políticas públicas, existen dos implicaciones del modelo del capital humano en el bienestar económico de los trabajadores. En primer lugar, los programas gubernamentales pueden ofrecer subsidios a las compañías y los individuos con el objetivo de aumentar el número de horas de capacitación en el trabajo. Sin embargo, no existen pruebas concluyentes acerca del efecto relativo, en los ingresos de los trabajadores, de los programas gubernamentales que han tratado de ofrecer capacitación a trabajadores desfavorecidos (Barrow, 1987). Es muy complicado aislar los efectos del programa de otras causas potenciales y normalmente esos programas son muy caros (Heckman, 1994). En segundo lugar, las políticas educativas que aumentan el mayor grado promedio completado por las personas tienen el potencial de mejorar el bienestar económico de varios grupos sociales. Las políticas que establecen un periodo obligatorio de asistencia a la escuela (ya sea estableciendo una edad mínima para abandonar legalmente la escuela o un grado mínimo de estudios) pueden aumentar la escolaridad promedio de los trabajadores y, por tanto, incrementar sus ingresos. La siguiente sección desarrolla varios modelos econométricos que calculan el rendimiento de la educación, la capacidad, la antigüedad y algunas interacciones con el género y el grupo étnico.

### 3. LOS EFECTOS DE LA EDUCACIÓN EN LOS SALARIOS

Como se mencionó al principio de este artículo, se utilizó una muestra intencional de la Encuesta Longitudinal Nacional de Jóvenes 1979 (NLSY79, por sus siglas en inglés) para calcular el rendimiento económico de la educación y algunas interacciones con características demográficas como el género y el grupo étnico. El grupo de NLSY79 fue entrevistado por primera vez a principios de 1979 y ha sido entrevistado nuevamente 17 veces desde entonces (BLS, 1999). La muestra contiene información sobre 5,449 individuos para tres años diferentes: 1994, 1996 y 1998.<sup>3</sup> Los salarios por hora se miden en dólares (sin deflación). La educación se mide usando el mayor grado completado por cada individuo. La capacidad se mide

<sup>3</sup> Es importante aclarar que las personas seleccionadas para esta muestra estuvieron trabajando durante los tres años. Por lo tanto, es una muestra de individuos muy selectos. El sesgo de esta muestra se va a reflejar

usando un puntaje no oficial de la Prueba de Clasificación de la Fuerza Armada (AFQT, por sus siglas en inglés). La AFQT es una medición general de la capacidad de recibir capacitación y un criterio muy importante dentro de los requisitos de reclutamiento de la Fuerza Armada. En los Estados Unidos la edad se usa como un *proxy* de la experiencia laboral y se mide en años. La antigüedad es el número de semanas que el empleado ha estado en su trabajo actual. La tasa de desempleo se mide con una escala decimal implícita de 1 a 999. El número de hijos es el número de hijos adoptados o naturales de cada individuo. Por último, estado civil, género y raza se miden con variables *dummies* (categoricas con valores 0 y 1).

El cuadro 1 presenta medias y desviaciones estándar para las variables dependiente e independiente, de acuerdo a preparatoria completada y no completada. Es evidente que existen diferencias en los salarios promedio por hora de los trabajadores que completaron su preparatoria. La media del salario por hora es de 14.48 dólares para una persona que completó la preparatoria y de 9.96 dólares para una persona que no lo hizo. La media del puntaje AFQT para personas que completaron la preparatoria es 45.13 y esta misma puntuación es de 14.65 para personas que no completaron la preparatoria. La antigüedad es mayor para personas que completaron la preparatoria (5.41 años en comparación con 4.01 años). La media de la tasa de desempleo es mayor para trabajadores que no completaron la preparatoria (6.75%).

El porcentaje de mujeres es mayor en el grupo que completó la preparatoria (48.9% > 37.82%). Este resultado es esperado debido al sesgo de la muestra. Debido a situaciones estructurales del mercado laboral, sólo mujeres con educación formal y capacidad superior al promedio están en esta muestra. Esto muestra el hecho de que es más difícil para las mujeres continuar trabajando en periodos subsiguientes. Parece que un efecto similar se observa con los negros. El porcentaje de negros en el grupo que completó la preparatoria es mayor que en el que no lo hizo (28.59 > 27.02). Por lo contrario, el porcentaje de hispanos en el grupo que completó la preparatoria es menor que en el grupo que no lo hizo y también menor el promedio de toda la muestra (16.51 < 18.24 < 32.68).

<sup>4</sup> En algunos de los resultados. Sin embargo, el autor piensa que los hallazgos generales son, de todos modos, muy valiosos.

CUADRO 1. ESTADÍSTICA DESCRIPTIVA DE LAS VARIABLES DEPENDIENTE E INDEPENDIENTE DE ACUERDO CON LA PREPARATORIA COMPLETADA

Variables	Todas las personas	Personas con	
		Preparatoria completada	Preparatoria no completada
Número de observaciones	16,347	14,597	1,750
Salario por hora (dólares)	14	14.48 (13.26)	9.96 (7.809)
Mayor grado completado (educación)	13.27	13.68 (2.396)	9.82 (2.112)
Perfiles AFQT (capacidad)	41.87	45.13 (28.271)	14.65 (14.37)
Edad (años)	34.8	34.8 (2.73)	34.76 (2.789)
Antigüedad (semanas)	273.93	281.73 (252.64)	208.87 (225.63)
Tasa de desempleo (1 a 999)	63.15	62.63 (28.96)	67.51 (33.04)
Estado civil (Casado = 1)	0.5903	0.6009 (0.4917)	0.5017 (0.5001)
Número de hijos	1.34	1.33 (1.227)	1.509 (1.41)
Género (Mujer = 1)	0.4771	0.489 (0.4994)	0.3782 (0.485)
Raza (Negra = 1)	0.2859	0.2859 (0.4510)	0.2702 (0.442)
Raza (Hispana = 1)	0.1824	0.1651 (0.3862)	0.3268 (0.4691)

La desviación estándar aparece entre paréntesis.

El cuadro 2 presenta las medias y las desviaciones estándar de las diferentes variables según género y grupo étnico. En este último caso, el subgrupo "otros" puede traducirse como blanco porque el mayor porcentaje en este grupo debe estar integrado por personas blancas. Sin embargo, debido a la combinación de varias razas y grupos étnicos en este grupo, podemos esperar algunos resultados difíciles de entender. Nuevamente podemos ver diferencias interesantes entre

hombres y mujeres, y entre blancos, negros e hispanos. El salario por hora es menor para las mujeres que para los hombres (12.23 < 15.62). El salario por hora es también mayor para los hombres blancos que para los negros o hispanos, 15.52 dólares, 11.47 dólares y 13.47 dólares, respectivamente.

El puntaje AFQT no parece diferente para hombres y mujeres, pero hay grandes diferencias entre grupos étnicos, negros 24.72, hispanos 32.27 y blancos 54.28. Estos resultados probablemente indican que la estructura y contenido de este tipo de exámenes están altamente influenciados por una realidad específica, identificada con los caucásicos. Por otro lado, la antigüedad es aproximadamente de 5.15 años para las mujeres y de 5.36 años para los hombres. En el caso de grupos étnicos, la antigüedad de blancos, hispanos y negros es de 5.56, 5.11 y 4.8, respectivamente. La representación de mujeres es diferente para los diversos grupos étnicos, 48.99%, 48.39% y 46.79% para negros, hispanos y blancos, respectivamente.

CUADRO 2. ESTADÍSTICA DESCRIPTIVA DE LAS VARIABLES DEPENDIENTE E INDEPENDIENTE DE ACUERDO CON GÉNERO Y RAZA

Variables	Todas las personas	Género		Raza/grupo étnico		
		Mujeres	Hombres	Negros	Hispanos	Otros
Número de observaciones	16,347	7,800	8,547	4,647	2,982	8,718
Salario por hora (dólares)	14	12.23 (13.26)	15.62 (15.47)	11.47 (8.73)	13.47 (10.65)	15.52 (15.64)
Mayor grado completado (educación)	13.27	13.41 (2.347)	13.14 (2.43)	13.07 (2.04)	12.63 (2.56)	13.59 (2.45)
Perfiles AFQT (capacidad)	41.87	41.28 (28.663)	42.405 (29.927)	24.72 (21.8)	32.27 (25.02)	54.28 (27.03)
Edad (años)	34.8	34.87 (2.73)	34.73 (2.74)	34.79 (2.72)	34.77 (2.76)	34.82 (2.73)
Antigüedad (semanas)	273.93	268.14 (252.64)	279.21 (256.17)	249.65 (243.08)	266.0 (244.08)	289.57 (259.31)
Tasa de desempleo (1 a 999)	63.15	63.45 (29.465)	62.88 (29.24)	56.68 (21.95)	83.11 (40.36)	59.77 (25.37)
Estado civil (Casado = 1)	0.5903	0.5774 (0.494)	0.6020 (0.4994)	0.4082 (0.4915)	0.6220 (0.485)	0.6765 (0.4679)

Variables	Género		Raza/grupo étnico		
	Todas las personas	Mujeres	Hombres	Negros	Hispanos Otros
Número de hijos	1.34 (1.25)	1.52 (1.2)	1.186 (1.275)	1.296 (1.29)	1.613 (1.35)
Género (Mujer = 1)	0.4771 (0.4994)	-	-	0.4899 (0.499)	0.4839 (0.499)
Raza (Negra = 1)	0.2842 (0.4510)	0.292 (0.454)	0.2772 (0.4476)	-	-
Raza (Hispana = 1)	0.1824 (0.3862)	0.185 (0.388)	0.18 (0.3842)	-	-

La desviación estándar aparece entre paréntesis.

Para tener una mejor idea de la variación relativa de los salarios por hora entre los tres periodos, el cuadro 3 presenta los salarios por hora, por año y por preparatoria completada. Los salarios no han sido ajustados para no reflejar la inflación; por lo tanto, muestran tanto la inflación como el aumento relativo real de los salarios con el tiempo. Observando este cuadro parece ser que completar la preparatoria tiene gran influencia en el salario por hora de un trabajador. Todos los salarios por hora promedio de las personas que completaron la preparatoria son significativamente superiores a los de las personas que no la completaron.

CUADRO 3. SALARIO POR HORA, POR AÑO Y POR PREPARATORIA COMPLETADA

Descripción	1994	1996	1998
Personas que no completaron la preparatoria	9.7458 (9.6905)	9.7509 (7.2152)	10.4114 (5.9552)
Personas que completaron la preparatoria	12.7576 (9.3867)	14.5836 (12.4291)	16.1032 (17.7153)

La desviación estándar aparece entre paréntesis.

Para calcular los retornos de la educación, capacidad, experiencia laboral y antigüedad, se calcularon cuatro modelos. La forma general del modelo es:<sup>4</sup>

$$\log(HW_t) = \beta_0 + \beta_1 HGC_{it} + \beta_2 AFQT_{it} + \beta_3 Age_{it} + \beta_4 Ten_{it} - \beta_5 UR_{it} + \beta_6 X_{it} + \epsilon_{it}$$

donde  $HW$  representa el salario por hora del trabajador  $i$  en el tiempo  $t$ . La variable dependiente se expresa como un logaritmo, porque nos interesa el cambio porcentual en el salario por hora debido a un cambio en educación, capacidad, experiencia laboral o antigüedad.  $HGC$  es el mayor grado completado por cada trabajador en el tiempo  $t$ .  $AFQT$  es el puntaje obtenido por cada trabajador en 1989.  $Age$  representa la edad real de los trabajadores y no se usa en su forma cuadrática porque las diferencias en edad son sólo de 10 años y se supone que en este corto periodo el perfil de edad-ingresos es más parecido a una relación lineal.<sup>5</sup>  $Ten$  es la antigüedad de cada empleado en su trabajo actual medido en semanas.  $UR$  es la tasa de desempleo continuo del trabajador  $i$  en el tiempo  $t$ . Finalmente,  $X$

CUADRO 4. LOGARITMO (SALARIO POR HORA)

Variable	OLS combinado	Modelo de efectos fijos	Modelo de efectos aleatorios	Modelo II de efectos aleatorios
Constante	1.294*** (0.88258)	2.0315*** (0.4639)	1.3257*** (0.6923)	1.33163*** (0.1027)
Mayor grado completado (HGC (educación))	0.0561*** (0.00326)	0.03095** (0.0128)	0.05635*** (0.0029)	0.05488*** (0.0047)
Perfiles AFQT (capacidad)	0.00438*** (0.000287)	-	0.006599*** (0.000252)	0.004584*** (0.000419)
Edad (años)	0.0024 (0.00216)	-0.00673 (0.011)	-0.00185 (0.00255)	0.002737 (0.00276)
Antigüedad (semanas)	0.000465*** (0.000015)	0.000204*** (0.000026)	0.000381*** (0.000018)	0.000374*** (0.000018)

<sup>4</sup> Puesto que estamos calculando un modelo OLS combinado, un modelo de efectos fijos y un modelo de efectos aleatorios, la especificación real de cada modelo puede cambiar. Sin embargo, en todos ellos la variable independiente tiene la misma forma y se incluyen todas las principales variables independientes.

<sup>5</sup> De hecho, algunos autores han explicado que la forma cuadrática no es la manera más adecuada de representar el perfil de edad-ingresos. Véase Murphy y Welch (1990).

Variable	OLS combinada	Modelo de efectos fijos	Modelo de efectos aleatorios	Modelo II de efectos aleatorios
Tasa de desempleo (1 a 199)	-0.000161 (0.0001414)	0.00000943 (0.000190)	0.000132 (0.000147)	-0.00009 (0.000149)
Estado civil (casado = 1)	0.0669*** (0.008656)	-0.01193 (0.0127)	0.0539*** (0.00947)	0.03611*** (0.00942)
Log (numero de hijos)	0.04997*** (0.01186)	0.01515 (0.0163)	-0.02884*** (0.0105)	0.04641*** (0.0139)
Dummy para 1996	0.09012*** (0.00966)	0.11433*** (0.0216)	0.09844*** (0.00763)	0.09186*** (0.0075)
Dummy para 1998	0.1362*** (0.01936)	0.21265*** (0.0430)	0.18349*** (0.0118)	0.16713*** (0.0115)
Género (Mujer = 1)	-0.2585** (0.10724)	-	-	0.3368*** (0.112)
Raza (Negro = 1)	-0.06668 (0.09904)	-	-	-0.08048 (0.0862)
Raza (Hispano = 1)	0.2033*** (0.5597)	-	-	0.2096*** (0.0808)
Log (N de C* Género)	-0.1537*** (0.01618)	-	-	-0.11806*** (0.0199)
Edad* Género	-0.00537* (0.00276)	-	-	-0.00406 (0.00263)
HCC* Género	0.02605*** (0.000391)	-	-	0.02726*** (0.00562)
HCC* Negro	-0.0033 (0.00499)	-	-	-0.00289 (0.0072)
HCC* Hispano	-0.01434*** (0.00496)	-	-	-0.01532** (0.00714)
AFQT* Género	-0.00163*** (0.000327)	-	-	-0.00165*** (0.000476)
AFQT* Negro	0.00211*** (0.000463)	-	-	0.00213*** (0.000677)
AFQT* Hispano	0.00105** (0.000492)	-	-	0.001114 (0.00072)
R-cuadrada	0.332	0.812	0.1888	0.2215
Estadístico F o Prueba Hausman	405.65***	5.99***	153.03***	135.01***

Los errores estándar aparecen entre paréntesis debajo de los valores de los coeficientes. Las cifras seguidas de \* son significativas al nivel del 10 por ciento, las cifras seguidas por \*\* son significativas al nivel del 5 por ciento, y las cifras seguidas por \*\*\* son significativas al nivel de 1 por ciento.

representa otras variables como género, grupo étnico, estado civil, número de hijos, y algunas de sus interacciones.

El cuadro 4 muestra los resultados de cuatro modelos explicativos. Como se puede observar, en tres de las especificaciones, el mayor grado completado presenta un coeficiente estadísticamente significativo que equivale más o menos a un rendimiento de la educación de 5.5-5.6%. Este resultado es diferente del cálculo de 9% comúnmente aceptado (Borjas, 1999). Además, nuestro cálculo del modelo de efectos fijos, que es el modelo que mejor captura las características específicas de cada individuo, es menor y significativo, de aproximadamente unos 3%. Esto significa que por cada año adicional de educación esperamos un incremento en el salario por hora de 3 a 5.6%. Estos resultados son diferentes a los hallazgos pasados; sin embargo, es necesario tomar en cuenta que la HGC promedio en nuestra muestra es superior a 13 y la investigación ha mostrado que el rendimiento de la educación es mucho mayor para la escuela primaria (Psacharopoulos, 1985).

En los tres modelos donde puede medirse la capacidad, el puntaje AFQT tiene coeficientes estadísticamente significativos. Así, por cada punto adicional en la prueba AFQT, esperamos un incremento de 0.5% en el salario por hora. La edad no parece ser significativa en ninguna de las especificaciones. Esto puede deberse a que las diferencias de edad son muy pequeñas (sólo 10 años).<sup>6</sup> La tasa de desempleo no fue significativa en ninguna de las especificaciones del modelo, pero parece capturar alguna varianza importante.<sup>7</sup>

El hecho de estar casado tiene un gran coeficiente positivo y estadísticamente significativo (rendimientos de 3.6 a 6.7%) en tres de los modelos. En el modelo de efectos fijos, el estado civil no es significativo. Parece que hay algunas diferencias en las características individuales de las personas que deciden casarse y las que deciden no casarse. Puesto que el modelo de efectos fijos está capturando esas características individuales y la variabilidad en cuanto a estado civil en 3 años es relativamente pequeña, el coeficiente de la variable no es significativo. En dos de

6 Se utilizaron varias formas funcionales para la edad y ninguna se ajustó a los datos. Por lo tanto, el autor decidió seleccionar la que tuviera más sentido tomando en cuenta el pequeño rango de edades (sólo 10 años de diferencia entre el entrevistado más joven y el más viejo).

La tasa de desempleo se excluyó para evitar sesgos de variables omitidas.



los modelos, el número de niños, representado por el logaritmo natural del número real de niños, es positivo y estadísticamente significativo (rendimientos de alrededor de 4.6 y 5%). En el primer modelo de efectos aleatorios, esta variable tiene un coeficiente negativo y significativo (-0.028). Parece que esta variable está capturando la interacción entre el número de hijos y el género. El efecto de esta interacción se suma en el segundo modelo de efectos aleatorios y parece resolver el problema.

Los coeficientes de las dos variables *dummies* para los años (1996 y 1998) son positivos y estadísticamente significativos. Como mencionamos antes, esos coeficientes representan tanto la inflación como el incremento real en los salarios por hora. La magnitud del coeficiente del *dummy* correspondiente a 1996 es un poco más estable ante especificaciones diferentes (0.09, 0.092, 0.098 y 0.114) que la de 1998 (0.1632, 0.1671, 0.1834 y 0.2126). Con excepción del modelo de efectos fijos, la *R*-cuadrada indica que estamos explicando 18 y 33% de la varianza en los salarios por hora, situación que es muy aceptable tomando en cuenta que la naturaleza de los datos son derivados de la encuesta.

#### 4. RENDIMIENTO DE LA EDUCACIÓN, GÉNERO Y RAZA

En esta sección se analizan las diferencias en el rendimiento de la educación entre diferentes grupos demográficos. Para lograr este objetivo, se calcularon tres modelos de regresión adicionales. Esta sección presenta primero algunos hallazgos del modelo OLS combinado y el segundo modelo de efectos aleatorios que son los que, en el cuadro 4, incorporan varias interacciones entre género, grupo étnico y otras variables independientes.

En ambos modelos del cuadro 4 donde se incluye el género, el coeficiente es negativo y significativo, y muestra que a las mujeres se les paga menos que a los hombres (cerca de 25 y 30%). El coeficiente para trabajadores negros es negativo, pero significativo en ambos modelos y, como resultado no esperado, el coeficiente para hispanos es positivo y significativo en ambos modelos. Este último resultado podría ser causado por el sesgo de la muestra que se mencionó al principio. Puesto que tenemos una muestra muy selecta de mujeres y minorías étnicas, algunos de

los coeficientes podrían ser significativos con el signo inesperado, o no significativos con el signo esperado. Existe poca evidencia de la diferencia en los rendimientos de la experiencia laboral entre hombres y mujeres (en uno de los modelos, este coeficiente es significativo y en el otro no lo es).

El rendimiento de la educación para mujeres presenta un coeficiente positivo y significativo (cerca de 2.7%). Esto es congruente con la investigación previa que encontró una diferencia significativa y positiva en la tasa de rendimiento de la educación para mujeres (Psacharopoulos, 1985). El rendimiento de la educación para negros es negativo, pero insignificante. Por lo tanto, el coeficiente podría ser positivo o igual a cero.

Por otro lado, el rendimiento de la educación para hispanos, incluso en esta muestra de personas muy seleccionadas, presenta un coeficiente negativo y significativo (cerca de 1.5%). De igual modo, el rendimiento de la capacidad (puntaje AFQT) para mujeres presenta un coeficiente negativo y significativo en ambos modelos. Así, a las mujeres les pagan significativamente menos por cada incremento unitario en su capacidad individual (en este caso específico, medido con el puntaje AFQT). Por último, el rendimiento de la capacidad para negros es

CUADRO 5. LOGARITMO (SALARIO POR HORA)

VARIABLE	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Constante	0.8984*** (0.0584)	1.26045*** (0.06195)	1.2559*** (0.0889)	1.294*** (0.08238)
Mayor grado completado (HCCI (educación))	0.0569*** (0.002)	0.0549*** (0.002)	0.0571*** (0.00287)	0.0561*** (0.00326)
Perfil AFQT (capacidad)	0.0045*** (0.00017)	0.00425*** (0.00019)	0.00429*** (0.00019)	0.00438*** (0.000287)
Edad (años)	0.0122*** (0.00147)	-0.00018 (0.00171)	0.00019 (0.00215)	0.0024 (0.00216)
Antigüedad (semanas)	0.000492*** (0.000015)	0.000469*** (0.00001524)	0.000465*** (0.000015)	0.000465*** (0.000015)
Tasa de desempleo (t a 999)	-0.0002315* (0.000134)	-0.000146 (0.0001413)	-0.000162 (0.00014)	-0.000161 (0.0001414)
Estado civil (casado = 1)	0.10369*** (0.00857)	0.06715*** (0.00857)	0.0656*** (0.00857)	0.0669*** (0.00856)

Variable	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Log (número de hijos)	-0.06284*** (0.00889)	0.05515*** (0.01185)	0.05576*** (0.01196)	0.04997*** (0.01186)
Dummy para 1996	-	0.09*** (0.00986)	0.09017*** (0.00967)	0.09012*** (0.00966)
Dummy para 1998	-	0.1632*** (0.01158)	0.1633*** (0.01157)	0.1632*** (0.01156)
Género (Mujer = 1)	-	-0.1614*** (0.0099)	-0.127 (0.1037)	-0.2585** (0.10724)
Raza (Negro = 1)	-	-0.038*** (0.07023)	-0.1843*** (0.05389)	-0.06568 (0.05904)
Raza (Hispano = 1)	-	0.06866*** (0.011)	0.15725*** (0.05269)	0.2033*** (0.05997)
Log (N de Q* Género)	-	-0.16838*** (0.016)	-0.15583*** (0.0162)	-0.1537*** (0.01618)
Edad*Género	-	-	-0.00678** (0.00274)	-0.00632* (0.00276)
HCC*Género	-	-	0.01469*** (0.00318)	0.02805*** (0.00391)
HCC*Negro	-	-	0.01109*** (0.004)	-0.0033 (0.00499)
HCC*Hispano	-	-	-0.00707* (0.00496)	-0.01434*** (0.00496)
AFQT*Género	-	-	-	-0.00163*** (0.000327)
AFQT*Negro	-	-	-	0.00211*** (0.000463)
AFQT*Hispano	-	-	-	0.00105** (0.000492)
R-cuadrada	0.2722	0.3284	0.3301	0.332
R-cuadrada ajustada	0.2719	0.3279	0.3294	0.3312
Estadístico F	873.04***	614.45***	473.31***	405.65***
Durbin-Watson	1.123	1.141	1.142	1.144

Los errores estándar están entre paréntesis debajo de los valores de los coeficientes. Las cifras seguidas de \* son significativas al nivel del 10 por ciento, las cifras seguidas por \*\* son significativas al nivel del 5 por ciento, y las cifras seguidas por \*\*\* son significativas al nivel de 1 por ciento.

positivo y significativo en ambos modelos y para los hispanos es positivo y significativo en uno de los modelos.

El cuadro 5 presenta los resultados de los otros 3 modelos y los compara con el modelo de OLS combinado, que en este cuadro se identifica como modelo 4. Otra vez en los cuatro modelos, el coeficiente para el grado más alto completado es positivo y significativo (de 5.6 a 6.5%). La capacidad es positiva y significativa en todas las cuatro especificaciones del modelo (de 0.42 a 0.45%). La edad es positiva y significativa sólo en el primer modelo, con un rendimiento de cerca de 1.22%. La antigüedad es positiva y significativa en todos los cuatro modelos y la tasa de desempleo es negativa y significativa sólo en el primer modelo (significativo al nivel de 10 por ciento).

El estado civil tiene grandes coeficientes positivos y significativos en los cuatro modelos (entre 6.5 y 10%). Sin embargo, como se explicó en la sección anterior, esto puede deberse a algunas características específicas que las personas que deciden casarse comparan en algún sentido. El modelo de efectos fijos presenta pruebas de esta afirmación. Por otra parte, el número de hijos tiene un coeficiente positivo y significativo en tres de las especificaciones. Esto podría mostrar a la presión que tener un niño representa para que los padres tengan trabajo y un buen salario.

De manera parecida a las especificaciones anteriores, ambos coeficientes para las variables *dummies* para 1996 y 1998 son positivos y significativos en los tres modelos que las contienen. En este caso, la magnitud de los coeficientes es mucho más estable para ambos años (9% para 1996 y 16.32% para 1998). En dos de los tres modelos que incluyen género, su coeficiente es negativo y significativo, lo que indica que a las mujeres se les paga menos que a los hombres. De igual modo, en dos de los tres modelos, los negros presentan un coeficiente negativo y significativo, lo que apoya la hipótesis de que a los negros les pagan menos que a los blancos. Otra vez, parece que a los hispanos les pagan significativamente más que a los blancos.

En los tres modelos, la interacción entre género y número de hijos tiene un coeficiente negativo y significativo. Además, la interacción entre género y edad muestra un coeficiente negativo y significativo en ambos modelos. El resultado

apoya la idea de que a las mujeres se les paga menos por cada año adicional de experiencia laboral. Las *R*-cuadradas ajustadas de los cuatro modelos son aceptables e indican que los modelos explican entre 27.19 y 33.12% de la varianza en los salarios por Hora, controlando por grados de libertad (número de variables independientes).

Puesto que todos estos modelos usan datos de panel, se realizó una prueba de Durbin-Watson para cada modelo. Los resultados dicen que no podemos rechazar la hipótesis nula de la autocorrelación de primer orden no significativa. Por lo tanto, sabemos que nuestros cálculos son imparciales, pero no eficientes. También nos preocuparon los problemas de multicolinealidad. Se calcularon Factores de Inflación de Varianza (VIF, por sus siglas en inglés) para todas las variables en las diferentes especificaciones del modelo y, con excepción de los *dummies*, ninguna variable parece tener graves problemas de multicolinealidad.<sup>8</sup>

##### 5. COMENTARIOS FINALES

Las leyes de escolaridad obligatoria son comunes en muchos países. Este artículo presenta evidencias sobre los efectos positivos de la educación en el bienestar económico. Contrario a algunos estudiosos que piensan que la escolaridad y los ingresos están determinados principalmente por una capacidad innata, este estudio ha mostrado que la escolaridad puede aumentar el salario por hora de un trabajador, controlando la capacidad, la experiencia laboral, la antigüedad, el estado civil, el género, el grupo étnico y algunas de sus interacciones.

Las políticas educativas que intentan aumentar el número promedio de escolaridad completada por las personas puede mejorar potencialmente el bienestar económico de varios grupos sociales. Esas políticas podrían ser más efectivas si, en lugar de una edad (por ejemplo, 16 años), se especificara un grado a completar (por ejemplo, preparatoria), porque de este modo tomamos en cuenta la posibilidad de que un alumno repruebe. De hecho, algunos estudios

<sup>8</sup> Todos los factores de inflación de la varianza están por debajo de 3. Es esperado que las variables independientes (*dummies*) presenten altos valores en VIF.<sup>8</sup>

descubrieron que completar la preparatoria aumenta los ingresos de personas más jóvenes que completar cualquier otro año de educación (Hashimoto y Raitian, 1985; Weiss, 1988).

Por otro lado, este estudio también ofrece algunas pruebas de las desigualdades en los ingresos entre hombres y mujeres, y entre personas blancas y negras. A las mujeres y a las personas negras se les paga significativamente menos que a los hombres y personas blancas. Este hecho apoya las políticas educativas y la capacitación en el trabajo que dirigen sus objetivos a los grupos socialmente desfavorecidos. Se ha mostrado que, a fin de tener el mismo salario que un hombre blanco, una mujer o una persona negra debe tener más educación formal. Además, este artículo presenta algunas pruebas del mayor rendimiento de la educación para las mujeres y las personas negras. Por tanto, en cuanto a equidad, pero en algunos casos para fines de eficiencia también, ciertos programas educativos deben ser dirigidos a mujeres y grupos minoritarios. Estos resultados son congruentes con la investigación internacional previa que encontró que la tasa de rendimiento de la educación de las mujeres es, cuando menos, tan atractiva como la tasa de rendimiento de la inversión para los hombres (Psacharopoulos, 1985).

Se usaron varias técnicas estadísticas para elaborar este artículo. Los modelos de efectos fijos y aleatorios representan el hecho de que estamos trabajando con datos de panel. Las especificaciones múltiples del modelo ayudan a entender las diferentes relaciones entre las variables independientes y prueban la importancia relativa de la educación, la experiencia laboral, la antigüedad y la capacidad para explicar los salarios por hora. Por otro lado, nuestra muestra intencional fue un factor positivo para el estudio. Mostramos que incluso en una muestra de personas muy seleccionadas, podemos observar las diferencias significativas relacionadas con el género y el grupo étnico. Sin embargo, debido a su propia naturaleza, esta muestra también nos dio algunos resultados inesperados y difíciles de interpretar.

Futuras investigaciones deben abordar estos temas en entornos culturales diferentes y con muestras mayores. Este estudio contribuye a la literatura pasada que ha puesto a prueba la importancia de la educación al determinar los ingresos (Becker y Chiswick, 1966; Hanoch, 1967; Franzis y Stuart, 1999; Goldin, 1999). Otro tema de futuras investigaciones es comparar las políticas educativas con programas

de capacitación en el trabajo y fuera del trabajo. De acuerdo con la literatura sobre capital humano, esas dos alternativas pueden ayudar a paliar las grandes diferencias en los ingresos y la distribución del ingreso observada en las décadas recientes. Como dice Mincer (1958): "tal vez la conclusión más importante que puede extraerse de la investigación de la influencia de la distribución del ingreso en el consumo es que los efectos de la desigualdad dependen de las causas de ésta". Para Mincer y muchos otros estudiosos, uno de los factores más importantes en la determinación, y por tanto de la desigualdad, del ingreso es el nivel educativo. **Ge**

#### REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Angrist, Joshua D. (1991), "Does Compulsory School Attendance Affect Schooling and Earnings?", *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 106, núm. 4, pp. 979-1014.
- Ashenfelter, Orley y Cecilia Rouse (1998), "Income, Schooling, and Ability: Evidence from a New Sample of Identical Twins", *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 113, febrero, pp. 253-284.
- Barnow, Burt (1987), "The Impact of CEIA Programs on Earnings: A Review of the Literature", *The Journal of Human Resources*, vol. 22, primavera, pp. 157-193.
- Becker, Gary S. y Barry R. Chiswick (1966), "Education and the Distribution of Earnings", *The American Economic Review*, vol. 56, núms. 1/2, pp. 358-369.
- BLS (1999) NLSY79 User's Guide 1999, U.S. Department of Labor, Bureau of Labor Statistics, National Longitudinal Surveys. Disponible en [www.bls.gov/nls/79guide/nls79usg.html].
- Borjas, George (1999), *Labor Economics*, 2a. ed., Nueva York: McGraw-Hill/Irwin.
- Frazis, Harley y Jay Stewart (1999), "Tracking the Returns to Education in the 1990s: Bridging the Gap between the New and Old Current Population Survey Education Items", *The Journal of Human Resources*, vol. 34, núm. 3, pp. 629-641.
- Goldin, Claudia (1999), "Egalitarianism and the Returns to Education during the Great Transformation of American Education", *The Journal of Political Economy*, vol. 107, 6 parte 2, pp. S65-S94.
- Hanoch, Giora (1967), "An Economic Analysis of Earnings and Schooling", *The Journal of Human Resources*, vol. 2, núm. 3, pp. 310-329.
- Hashimoto, Masanori (1981), "Firm-Specific Human Capital as a Shared Investment", *The American Economic Review*, vol. 71, núm. 3, pp. 475-482.
- Hashimoto, Masanori y John Raisian (1985), "Employment Tenure and Earnings Profits in Japan and the United States", *American Economic Review*, vol. 75, septiembre, pp. 721-735.
- Heckman, James J. (1994), "Is Job Training Oversold?", *The Public Interest*, vol. 115, primavera, pp. 91-115.
- Jaege, David A. y Marianne E. Page (1996), "Degrees Matter: New Evidence on Sheepskin Effects in the Returns to Education", *The Review of Economics and Statistics*, vol. 78, núm. 4, pp. 733-740.
- Kroch, Eugene A. y Kriss Stobhm (1994), "Schooling as Human Capital or a Signal. Some Evidence", *The Journal of Human Resources* vol. 29, núm. 1, pp. 156-180.
- Mincer, Jacob (1958), "Investment in Human Capital and Personal Income Distribution", *The Journal of Political Economy*, vol. 66, núm. 4, pp. 281-302.
- Murphy, Kevin M. y Fins Welch (1990), "Empirical Age-Earnings Profiles", *Journal of Labor Economics*, vol. 8, núm. 2, pp. 202-229.
- Pascharopoulos, George (1985), "Returns to Education: A Further International Update and Implications", *The Journal of Human Resources*, vol. 20, núm. 4, pp. 583-604.
- Weiss, Andrew (1988), "High School Graduation, Performance, and Wages", *The Journal of Political Economy*, vol. 96, núm. 4, pp. 785-820.