

Evolución de la rentabilidad de la educación en Panamá

M^a Jesús Freire Seoane

Universidade da Coruña,

maje@udc.es

Maura Núñez Flores

Universidad de Panamá

profesoramn@hotmail.com

Mercedes Teijeiro Alvarez

Universidade da Coruña

mteijeiro@udc.es

Resumen

Esta investigación analiza la evolución de la tasa de rendimiento de la educación en Panamá. La base de datos utilizada es la Encuesta de Hogares del Instituto Nacional de Estadística y Censo (INEC, 2001, 2004 y 2009). El análisis consiste en una aplicación de la ecuación de Mincer teniendo en cuenta los posibles sesgos de selección muestral. A pesar de que este tema ha sido objeto de numerosas investigaciones existen muy pocos estudios en donde se profundice para el caso de la población panameña. Actualmente, los rendimientos de la educación siguen siendo la principal fuente para mejorar los ingresos. Sin embargo, la conclusión obtenida confirma una tendencia decreciente asociada a estos rendimientos, aunque se sigue manteniendo el mismo diferencial entre los distintos niveles educativos.

Palabras clave: Panamá, capital humano, rendimientos de la educación, Mincer.

Clasificación JEL: A20, I20, J24, J31.

1 Introducción

La rentabilidad de la educación es uno de los temas más debatidos en economía de la educación. La mayor parte de las teorías existentes coinciden en considerar la educación como un bien de inversión que aumenta la probabilidad de que un individuo perciba salarios más elevados. La decisión de adquirir educación adicional por parte del joven va a estar influida por

los costes individuales directos y de oportunidad de esta opción y por las repercusiones que puede tener en las oportunidades de empleo y en los niveles futuros de renta.

La mayor parte de los estudios empíricos realizados hasta la fecha, confirman la existencia de un cambio importante en la rentabilidad relativa de los diferentes niveles de escolaridad; en la dirección de desplazar la mayor rentabilidad desde el nivel de educación primaria hasta el nivel de educación superior. Esta situación, de acuerdo con Urciaga y Almendarez (2006) refleja los cambios operados en el funcionamiento del mercado de trabajo, que debido a la innovación tecnológica, desplaza la demanda laboral a favor de aquellos trabajadores con mayor nivel educativo; lo que significa un aumento de rentabilidad de las personas que cuentan con estudios de nivel superior.

En los últimos años Panamá ha experimentado un proceso continuo de aumento de la escolarización. En el año 2001 el promedio de años de escolaridad de la población asalariada era de 10,11 años incrementándose a 10,84 años en 2009. Como resultado de esta expansión en materia educativa, y teniendo en cuenta, que nos encontramos en un mercado laboral muy competitivo que se ha mostrado insuficiente a la hora de absorber toda la demanda de titulados, es probable que las retribuciones de los individuos más formados se estén viendo afectadas negativamente.

En este contexto, uno de los objetivos principales de esta investigación será estimar la rentabilidad privada de la educación de la población asalariada panameña y analizar su evolución en los años 2001, 2004 y 2009, tanto a nivel general, como por género y niveles educativos, así como, contrastar si realmente existe evidencia de que se esté produciendo una depreciación de la tasa de rendimiento privado de los estudios superiores en Panamá.

2 Marco teórico de la ecuación de ingresos de Mincer

El interés por analizar y cuantificar los rendimientos de la educación ha dado origen a una extensa literatura en el ámbito internacional. La herramienta empírica utilizada en la mayoría de estos trabajos ha sido la ecuación minceriana de ingresos, a través de la cual se estima el impacto de un año adicional de estudios en las rentas laborales de los individuos (Psacharopoulos, 1994; Cohn y Addison, 1998; Asplund y Pereira, 1999, Harmon et al, 2001, 2003).

La ecuación tradicional de Mincer estima por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) un modelo semilogarítmico, usando como variable dependiente el logaritmo de los ingresos y como variables independientes los años de educación, la experiencia laboral y la experiencia laboral al

cuadrado (ecuación 1). La información utilizada para su estimación proviene tradicionalmente de datos de cortes transversales.

$$\ln(Y) = \beta_0 + \beta_1 S + \beta_2 \text{Exp} + \beta_3 \text{Exp}^2 + \varepsilon \quad (1)$$

Donde:

Y son los ingresos del individuo

S es el número de años de educación formal completada

Exp son los años de experiencia laboral

Exp² son los años de experiencia laboral al cuadrado

ε es el término de perturbación aleatoria que se distribuye según una Normal $(0, \sigma_\varepsilon^2)$

La función de ingresos de Mincer postula el paralelismo de los perfiles del logaritmo del ingreso con respecto a los distintos niveles de educación (Sapelli, 2003). Si suponemos cumplidas las hipótesis bajo las que se desarrolla esta función¹, el valor del coeficiente de los años de educación formal se interpreta como la tasa de rendimiento media de un año adicional de estudio poseído por los trabajadores. Además, teniendo en cuenta la teoría de los perfiles de edad-ingresos (conforme aumenta la experiencia, los ingresos individuales aumentan, pero cada año de experiencia tiene un efecto sobre los ingresos menor que el anterior), se espera que al ser la función cóncava con relación a la experiencia, la estimación de β_2 sea positiva y la de β_3 sea negativa.

La popularidad de esta ecuación se ha extendido a múltiples ámbitos debido a su facilidad de aplicación y a su gran capacidad para generar resultados razonables para distintos conjuntos de datos (diferentes países y distintos momentos temporales). Además, es preciso añadir que esta ecuación se construye bajo los supuestos del modelo neoclásico de funcionamiento del mercado de trabajo, es decir, las empresas conocen la productividad marginal de cada trabajador, y el proceso competitivo hace que los salarios dependan del nivel de productividad.

2.1 Especificación de la ecuación de Mincer con variables dummies

La ecuación tradicional de Mincer presupone que el rendimiento marginal de la inversión en educación es constante, es decir, que un año extra de educación tiene la misma rentabilidad independientemente de cuál sea el número de años de educación que el individuo haya acumulado. Sin embargo, una estructura alternativa para la estimación de los rendimientos educativos es reemplazar los años de escolaridad (o educación) por variables dummies, que indiquen los mayores ciclos educativos alcanzados. Esta estimación elimina el supuesto de que la rentabilidad es constante, independientemente de los ciclos educativos obtenidos, este hecho

¹ a) Los costes de la inversión en educación son, únicamente, los costes de oportunidad (los ingresos que dejan de percibirse).

b) el tiempo que un individuo permanece en el mercado laboral es independiente del nivel de estudios alcanzado, y se supone que su permanencia en el mismo es continua.

c) Los individuos comienzan a trabajar inmediatamente después de finalizar sus estudios.

se da cuando la relación entre los rendimientos salariales y los incrementos en la educación no son lineales. Con la aplicación de variables dummies añadimos una dimensión a la escolaridad, y si hay n niveles de escolaridad la especificación que toma la ecuación sería la siguiente:

$$\text{Ln}(Y_i) = \beta_0 + \beta_1 P + \beta_2 B + \beta_3 S + \beta_4 U + \beta_5 \text{Exp} + \beta_6 \text{Exp}^2 + \varepsilon \quad (2)$$

Donde:

P es el nivel de estudios de primaria

B es el nivel de estudios de básica

S es el nivel de estudios de secundaria

U es el nivel de estudios universitarios

Exp son los años de experiencia laboral

Exp² son los años de experiencia laboral al cuadrado

ε es el término de perturbación aleatoria que se distribuye según una Normal $(0, \sigma_\varepsilon^2)$

La ecuación generalizada adopta la siguiente forma:

$$\text{Ln}(Y) = \beta_0 + \sum_{k=1}^n \beta_k D_k + \beta_2 \text{Exp} + \beta_3 \text{Exp}^2 + \varepsilon \quad (3)$$

Donde $f(D_k) = \sum_{k=1}^m \beta_k D_k$ es la especificación con variables dummies asociadas a cada nivel escolar k.

Según la propuesta de Psacharopoulos (1981), la tasa de rentabilidad del nivel k-ésimo de educación se estima comparando los coeficientes de D_k con el D_{k-1} y dividiendo por el número de años escolares correspondientes al nivel k, esto es $r_k = \frac{(\beta_k - \beta_{k-1})}{n_k}$.

Para los efectos del presente estudio se estimaron las ecuaciones 1 y 2 a través del método de mínimos cuadrados ordinarios (MCO), indicando las ecuaciones correspondientes para el total y por género. Esta última estimación permite observar que en la práctica existen diferencias salariales originadas por la condición de género. En todas las estimaciones se ha tenido en cuenta como variable dependiente el logaritmo neperiano de los ingresos por hora².

2.2 Problemas econométricos en las ecuaciones de ingresos

Aportaciones científicas, posteriores demostraron que en la medición del rendimiento de la educación por MCO (ecuación minceriana de ingresos) existían varios sesgos. Griliches (1977), identificó los siguientes:

- 1) La existencia de determinadas variables omitidas en la ecuación de Mincer. Si el término de perturbación incluye, entre otros elementos, la habilidad del individuo, y se cumple que las personas con mayor habilidad son las que deciden elegir el mayor nivel

² La diferencia de ingresos en la ecuación tradicional de Mincer se debe únicamente a las distintas remuneraciones por unidades de tiempo, lo que implica que todos los individuos trabajan el mismo número de horas. En la práctica, esto no ocurre así, especialmente en la mano de obra femenina para el caso de Panamá. Una forma de controlar la función de ingresos es por el número de horas trabajadas.

educativo, esto provocaría estimaciones inconsistentes, pues la perturbación aleatoria y el nivel educativo (parámetro S) estarían correlacionados y esto daría, como resultado, que se sobreestimase el rendimiento de la educación.

- 2) Una medición incorrecta de la cantidad de educación. La ecuación tradicional de Mincer implica que existe una única tasa de rendimiento de la educación, sin embargo, tanto la teoría como la evidencia empírica lo contradicen, sugiriendo representar la escolaridad en forma más desagregada y flexible, con el objetivo de recoger de una forma más adecuada los rendimientos del proceso de inversión en educación (Sapelli, 2009). El no recoger correctamente el nivel educativo estaría provocando una infraestimación en el verdadero rendimiento.

Diversos estudios, también han demostrado que la variable educación puede no ser exógena estando afectada por diferentes variables como puede ser los costes directos de la educación, los costes de oportunidad, los ingresos futuros, las imperfecciones del mercado de capitales o incluso la importancia del motivo consumo. El no considerar la endogeneidad de la educación puede proporcionar estimadores sesgados e inconsistentes de dicho rendimiento, cuando la estimación se realiza por MCO.

Si se demuestra que la variable educación es endógena, el método más apropiado para calcular sus rendimientos sería estimarlos por mínimos cuadrados en dos etapas (MC2E). En este método la variable que causa la autocorrelación se elimina sustituyéndola por una variable instrumental (ecuación 4).

$$\left. \begin{aligned} \ln(Y_i) &= \beta_0 + \beta_1 S_i + \beta_2 \text{Exp}_i + \beta_3 \text{Exp}_i^2 + \varepsilon_i \\ S_i &= \alpha' V_i + v_i \end{aligned} \right\} \quad (4)$$

Donde:

V_i es un vector que recoge aquellas variables que pueden afectar a los años de educación formal conseguida pero que no están correlacionados con el término de perturbación ε .

v_i es una variable aleatoria con media cero y varianza constante.

Además de los sesgos señalados por Griliches, existen otros dos de importancia. El primero tiene que ver con el uso de información de corte transversal para construir cohortes artificiales, en vez de utilizar cohortes efectivas a lo largo del tiempo. Esta forma de trabajar que está obviamente determinada por la disponibilidad de información, asume un comportamiento de las condiciones económicas muy estable y un mecanismo de generación de expectativas, asociado al proceso de inversión en capital humano estático.

El segundo sesgo es el de selección muestral, el problema en este caso surge de sólo poder observar las rentas salariales de aquellos individuos ocupados. Aparece principalmente,

cuando ciertos individuos se encuentran sistemáticamente más presentes en un determinado grupo frente a otro. Para corregir este sesgo se recomienda utilizar la estimación en dos etapas propuesta por Heckman, 1979; que consiste en especificar la probabilidad que tiene un individuo de estar ocupado, a partir de un modelo probit (ecuación 5).

$$P(Z_i = 1) = P(\lambda'W_i + u_i > 0) = \Phi\left(\frac{\delta'W_i}{\sigma_i}\right) \quad (5)$$

Donde:

Z_i una variable ficticia que toma el valor 1 cuando el individuo está ocupado y cero en caso contrario.

W_i es un vector de características individuales que influye en la probabilidad de estar ocupado.

u_i es el término de error que se distribuye según una normal de media cero.

El coeficiente lambda refleja el efecto que tiene en los salarios dejar fuera de la muestra a aquellas personas que podrían trabajar pero que, por el hecho de no trabajar en el momento de la encuesta, no se dispone de información acerca de sus salarios. El hecho de que λ sea significativo nos indica que la muestra no es aleatoria y que su inclusión en la ecuación de salarios nos permitirá obtener estimadores consistentes (ecuación 6).

$$\ln y_i = \beta'X_i + \rho\lambda_i + \omega_i \quad (6)$$

Donde:

ρ es el coeficiente de correlación entre las perturbaciones de las ecuaciones que definen la probabilidad de ocupación y la función de ganancias original.

X_i es el vector de variables anteriores.

ω_i es un término de perturbación aleatoria que se distribuye según una Normal $(0, \sigma_w^2)$.

Buena parte de la literatura reciente se ha centrado en estimar el rendimiento de la educación libre de los sesgos que pudiera captar cuando no se tienen en cuenta estos problemas. Destacan a este respecto, los trabajos de Blackburn y Neumark (1993), Angrist y Krueger (1995), Murnane, Willett y Levy (1995), Ashenfelter y Rouse (1997), Heckman, Lochner y Todd (2006), Barceinas, Oliver, Raymond y Roig (2000) y Sapelli (2003).

3 Descripción y caracterización de la base de datos

La base de datos utilizada en la parte empírica de la realización de este trabajo, procede de las Encuestas de Hogares del Instituto Nacional de Estadística y Censo (INEC) de la Contraloría General de Panamá, correspondientes a los años 2001, 2004 y 2009³.

³ La Encuesta de Hogares se realiza en Panamá, cada año en el mes de agosto desde 1960 (con la excepción de los años 1970, 1980, 1989, 1990, años coincidentes con la realización de los Censos

La Encuesta de Hogares tiene como objetivo principal, la medición de los cambios en la actividad laboral y otros aspectos de interés sobre la población y las particularidades de los miembros del hogar. La importancia de la encuesta se basa en la obtención de datos fiables y en ella se investigan variables como: edad, sexo, escolaridad, ocupación, rama de actividad, tamaño de la empresa en la que se trabaja, tipo de contratación, prestaciones sociales, condición de empleo, horas trabajadas, experiencia en el trabajo actual, salarios, otros ingresos y número de miembros de la familia, entre otras variables. Los datos de esta encuesta son extrapolables a toda la población y es la fuente de información de los indicadores del mercado laboral oficial en el país.

En esta investigación, el colectivo objeto de estudio corresponde a los trabajadores asalariados en su trabajo principal. Este grupo de individuos lo integran tanto los trabajadores del sector público como los del sector privado en el área urbana y rural, que representan el 67,4% del total de los ocupados en Panamá. La tabla 1 resume la estadística descriptiva para los años estudiados. La muestra a efectos de análisis quedó constituida por individuos que declararon trabajar y que reciben salarios por remuneraciones del trabajo.

Tabla 1. Resumen de los principales indicadores de la República de Panamá

	2001		2004		2009	
	Media	Desviación típica	Media	Desviación típica	Media	Desviación típica
Salarios (log)	5,62	0,87	5,55	0,92	5,58	0,85
Salarios mensual en dólares*	408,75	504,51	376,53	420,35	370,98	394,53
Años de estudio	10,11	4,46	10,45	4,42	10,84	4,36
Niveles educativos						
Primaria	0,27	0,44	0,26	0,44	0,23	0,42
Básico	0,16	0,36	0,16	0,36	0,16	0,37
Secundaria	0,34	0,47	0,35	0,48	0,36	0,48
Superior	0,13	0,34	0,15	0,35	0,17	0,38
Experiencia en el mercado laboral	19,34	12,38	19,45	12,62	19,74	13,05
Observaciones	11554		12146		12768	

* Salarios deflactados

Fuente: Elaboración propia a partir de la Encuesta de Hogares del INEC 2001, 2004 y 2009.

Una vez depurada la base de datos se homogeneizaron los salarios por hora multiplicando las horas trabajadas durante la semana por cuatro para obtener los ingresos mensuales por hora⁴. Los salarios se deflactaron con base al índice de precios al consumidor para el año 2002.

Nacionales). Se utilizó el período reseñado debido a los cambios realizados en la metodología a inicios del nuevo siglo. A partir de 2001 se incorporan en la Encuesta de Hogares, las poblaciones que residen en las áreas indígenas y de difícil acceso, esto le da la categoría de encuesta a nivel nacional, pero impide la comparación con las encuestas de la década anterior.

⁴ La mayoría de los autores apoyan la transformación logarítmica de los ingresos, sin embargo, no hay consenso en si éstos deben ser anuales, mensuales o por hora (tasa salarial). La mayoría de los estudios empíricos utilizan los ingresos salariales anuales, al no contar con otro tipo de información. Pero debemos advertir que el uso de ingresos anuales mezcla la elección trabajo-ocio, aspecto éste que se ve reflejado en

La evolución de los indicadores sobre características educativas en Panamá (tabla 2) pone de manifiesto que el porcentaje de la población de 15 y más años analfabeta se ha reducido desde el año 2001 que representaban el 2,73% de la población hasta el 1,38% en 2009, tanto en hombres como en mujeres. También, se observa un avance importante en la educación primaria. Para el primer año analizado el porcentaje de población que no tenía terminado este nivel educativo ascendía al 7,35% y nueve años más tarde se ha reducido hasta el 5,95%. Cabe mencionar el valor alcanzado por el porcentaje de la población con 25 años y más con algún grado de estudios de nivel superior 32,02% en 2009 frente a 27,38% en 2001.

Tabla 2: Distribución porcentual de los indicadores sobre características de la muestra de población asalariada entre 15 y 65 años de edad. Año 2001, 2004 y 2009

	2001		2004		2009	
	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres
Población de 15 años y más analfabeta	3,84	0,89	2,56	0,82	1,78	0,74
	2,73		1,89		1,38	
Población de 15 años y más sin primaria terminada	13,4	3,68	8,61	3,95	7,49	3,43
	7,35		6,83		5,95	
Población de 15 años y más con secundaria terminada	38,00	63,08	40,39	64,76	44,55	68,36
	47,37		49,69		53,56	
Población de 25 años y más con algún grado de estudios de nivel superior	19,56	44,97	21,53	42,89	22,81	45,94
	27,38		30,01		32,02	
Promedio de escolaridad de la población en años	9,19	11,66	9,54	11,91	9,92	12,35
	10,11		10,45		10,85	

Fuente: Elaboración propia a partir de la Encuesta de Hogares del INEC 2001, 2004 y 2009.

4 Resultados

En esta investigación se estimaron dos modelos, el primero toma como marco de referencia la ecuación de ingresos de Mincer original, en el segundo se tiene en cuenta la desagregación de la escolaridad de una forma más flexible utilizando variables dummies, con el objetivo de recoger de una forma más adecuada los rendimientos existentes en el proceso de inversión en educación. Los modelos se corrigieron aplicando el sesgo de selección de Heckman (1979)⁵. Con la información disponible y, considerando las características propias de la realidad panameña, para el modelo con sesgo de selección muestral, se utilizaron los enfoques de Becerra y Raff (2002) y Contreras, Melo y Ojeda (2005). En este análisis, se

el hecho de que los años de escolaridad están positivamente correlacionados con el número de horas trabajadas (Mincer, 1974). Además, las jornadas laborales difieren entre trabajos, empresas y sectores. Es preferible el uso de ingresos salariales por hora (Griliches, 1977)

⁵ El sesgo de endogeneidad no se ha tenido en cuenta. La base de datos de la Encuesta de Hogares no incluye variables que contengan información sobre el background familiar y sólo podemos obtener información de los hijos mayores que viven en el hogar de los padres, por ello, se filtró la base de datos. No obstante, la muestra resultó sumamente pequeña (1.200 casos para el año 2009), razón por lo que en nuestras estimaciones los cálculos no se corrigen por endogeneidad.

identificaron las siguientes variables que pueden incidir en la decisión de inserción en el mercado laboral:

- Jefe de hogar: el que la persona declare ser jefe del hogar repercute en que su salario de reserva sea menor que el valor de mercado. Si la persona es jefe de hogar toma el valor uno y cero en caso contrario. Se espera que el signo sea positivo para ambos sexos.
- Estado civil: constituye un factor determinante en la decisión de empleo sobre todo en el caso de las mujeres casadas. Si la persona tiene pareja (casado o con pareja aunque no exista lazo legal) toma el valor uno y cero en caso contrario. Se espera un signo negativo para las mujeres y positivo para los hombres.
- Número de niños menores de 6 años: los niños pequeños requieren de cuidados, lo que podría impedir a la madre o a la persona adulta encargada de su cuidado, participar en el mercado laboral. Se dio el valor uno si se tienen niños menores de dicha edad y cero en caso contrario. Se espera un signo negativo para las mujeres y positivo para los hombres.
- Ingresos no salariales: el individuo que tiene otros ingresos no se ve motivado (o se ve menos motivado) a insertarse en el mercado laboral. Se dio el valor uno para el caso de que declare otros ingresos y cero en caso contrario. Se espera que resulte con signo negativo para ambos sexos en la medida que reduce la probabilidad de inserción en el mercado laboral.

4.1 Estimaciones de la ecuación tradicional de Mincer

En este apartado se ha estimado por MCO, la ecuación de Mincer que relaciona el logaritmo del salario con la educación, la experiencia y la experiencia al cuadrado⁶. La finalidad de la estimación es calcular cuál es el efecto marginal de cada año de educación en los rendimientos privados de la población asalariada total.

En la tabla 3 se presentan los resultados que muestran como los salarios son explicados por la educación entre el 35% y el 45% tanto para los varones como para las mujeres, en todos los casos este porcentaje es mayor para el sexo femenino. Los coeficientes de las variables que explican el ingreso resultaron significativos y presentan el signo adecuado, a excepción del coeficiente de la experiencia al cuadrado que resultó no significativo para las mujeres en el año 2009. Los resultados obtenidos indican que los años de educación y la experiencia tienen un impacto positivo y significativo en los salarios. La tasa de rentabilidad de la educación para la

⁶ Una de las limitaciones de la Encuesta de Hogares en Panamá es que no incluye preguntas para cuantificar la experiencia de los trabajadores y los periodos de desempleo. La misma se calculó de manera tradicional, a través de una variable *proxy* que trata de medir la experiencia potencial que se ha calculado como: la edad del individuo menos los años de escolarización menos seis. Sin duda alguna, esto agrega un problema que asume un sesgo en la experiencia potencial, al no considerar los periodos de desempleo ni las entradas y salidas del mercado laboral

población panameña en 2001 era de 12,77%, de 12,6% en 2004, pero en 2009 se reduce considerablemente hasta el 10,91%. Las mujeres en todos los años estudiados tienen rendimientos superiores a los hombres un 10,6% frente a un 13,5%, en el último año analizado.

Tabla 3. Rendimientos de la educación en los asalariados por sexo: MCO. Años 2001, 2004 y 2009
(Variable dependiente: logaritmo natural de los salarios por hora)

	2001			2004			2009		
	Total	Hombres	Mujeres	Total	Hombres	Mujeres	Total	Hombres	Mujeres
Constante	-1,3342* (-51,70)	-1,2485* (-39,65)	-1,7794* (-39,50)	-1,3796* (-54,73)	-1,338* (-43,51)	-1,759* (-38,96)	-1,0692* (-46,15)	-1,0085* (-35,1)	-1,489* (-36,4)
Educación	0,1277* (82,06)	0,1227* (61,97)	0,1575* (57,97)	0,126* (80,81)	0,1242* (62,13)	0,1502* (55,4)	0,1091* (75,84)	0,1065* (56,04)	0,1351* (55,81)
Experiencia	0,0385* (23,40)	0,0430* (20,97)	0,0335* (12,15)	0,0381* (24,2)	0,0437* (22,75)	0,0328* (12,39)	0,0273* (18,84)	0,0326* (18,36)	0,0198* (7,94)
Experiencia ²	-0,0004* (-10,32)	-0,0004* (-10,65)	-0,0003* (-3,89)	-0,0004* (-11,32)	-0,0005* (-11,89)	-0,0003* (-4,63)	-0,0003* (-8,61)	-0,0004* (-10,08)	-0,0001* (-1,1)
R ² ajustado	0,3888	0,3862	0,4545	0,3931	0,4007	0,4450	0,3509	0,3476	0,4178
Observaciones	11554	7239	4315	12146	7512	4634	12768	7935	4833

Notas:

(1) * coeficientes significativos a un nivel de significación de 0,01

(2) Estadístico t entre paréntesis

(3) Resultados corregidos por heteroscedasticidad

Fuente: Elaboración propia en base a la Encuesta de Hogares, INEC 2001, 2004 y 2009.

Uno de los problemas econométricos asociados con el cálculo de los rendimientos de las inversiones educativas es el sesgo de selección muestral. En la tabla 4 se recogen los resultados para los años 2001, 2004 y 2009 del modelo de Mincer utilizando el procedimiento bietápico de Heckman.

Los resultados de este modelo muestran que todas las variables seleccionadas resultaron significativas y con el signo esperado. Para los hombres, la probabilidad de participar en el mercado laboral aumenta positiva y significativamente con casi todas las variables estudiadas (jefe de hogar, tener pareja y tener hijos menores de 6 años), la única excepción es poseer ingresos no salariales, que afecta negativa y significativamente. Por el contrario en las mujeres, a pesar de que todas las variables son significativas, la única variable que afecta positivamente a la probabilidad de participar en el mercado laboral es tener la condición de jefe de hogar.

El hecho de que la inversa del ratio de Mills sea significativa nos indica que la muestra no es aleatoria y que su inclusión en la ecuación de salarios nos permitirá obtener estimadores consistentes. Se puede apreciar que para el caso de las mujeres el rendimiento de la educación aumenta al corregir el modelo por sesgo de selección pasando del 13,51% al 14,75% en el último año objeto de estudio. Esto confirma la importancia de la decisión de participar en el

mercado laboral para el caso de las mujeres. Por el contrario, para el caso de los hombres los rendimientos estimados por MCO y por Heckman son similares (10,65% y 10,42%, respectivamente, para el último año analizado), lo que es consistente con la elevada participación masculina y, consiguientemente, un menor sesgo de selección para ese grupo de población.

Tabla 4. Rendimientos de la educación en los asalariados por sexo: Método de Heckman. Años 2001, 2004 y 2009

(Variable dependiente: logaritmo natural de los salarios por hora)

	2001			2004			2009		
	Total	Hombres	Mujeres	Total	Hombres	Mujeres	Total	Hombres	Mujeres
Ecuación principal									
Constante	-1,0756* (-26,79)	-1,0637* (-21,58)	-2,773* (-21,82)	-1,1298* (-27,66)	-1,2522* (-25,9)	-2,608* (-21,12)	-0,8168* (-21,49)	-0,8112* (-18,38)	-1,8454* (-18,19)
Educación	0,1212* (70,03)	0,1200* (60,73)	0,1722* (40,28)	0,1204* (72,6)	0,1231* (65,01)	0,1794* (37,54)	0,1033* (66,95)	0,1043* (58,71)	0,1475* (36,68)
Experiencia	0,0292* (14,82)	0,0328* (11,26)	0,0422* (12,64)	0,0288* (14,56)	0,0387* (13,03)	0,0522* (14,19)	0,0162* (8,22)	0,0202* (7,38)	0,0279* (8,85)
Experiencia ²	-0,0002* (-4,91)	-0,0003* (-4,66)	-0,0004* (-5,71)	-0,0002* (-5,38)	-0,0004* (-6,58)	-0,0006* (-8,52)	0,0001** (-2,54)	0,0001** (-2,69)	-0,0002* (-3,25)
Modelo de selección									
Landa de Mills	-0,1421* (-8,29)	-0,1339* (-4,77)	0,1567* (4,45)	-0,1505* (-7,58)	-0,071** (-2,21)	0,3512* (7,36)	-0,1682* (-8,13)	-0,1950* (-5,57)	0,1552* (3,81)
Jefe de hogar	1,2560* (55,74)	0,5977* (14,53)	0,5726* (14,69)	1,1334* (50,6)	0,548* (12,55)	0,3632* (9,78)	1,0864* (47,24)	0,4838* (10,81)	0,5148* (14,33)
Estado civil	-0,0844* (4,13)	0,4701* (12,70)	-0,3293* (-10,84)	-0,0378 (-1,85)	0,4707* (12,00)	-0,2886* (-9,69)	-0,0814 (-3,910)	0,4709* (11,51)	-0,2689* (-9,01)
Hijos menores de 6	-0,1736* (-8,28)	0,1021** (2,70)	-0,0998* (-3,29)	-0,1952* (-9,03)	0,1486* (3,58)	-0,1596* (-5,18)	-0,2258* (-9,35)	0,0877 (1,92)	-0,2006* (-6,07)
Ingresos no salariales	-0,0024* (-34,09)	-0,0023* (-25,57)	-0,0024* (-21,83)	-0,0015* (-24,79)	-0,0019* (-21,14)	-0,0012* (-13,42)	-0,0009* (-19,99)	-0,001* (-17,30)	-0,0012* (-14,08)
Educación	0,0934* (39,07)	0,0446* (11,40)	0,1588* (45,26)	0,0807* (33,36)	0,0463* (10,94)	0,1396* (40,69)	0,0741* (29,79)	0,0351* (7,89)	0,1393* (39,4)
Experiencia	0,0790* (39,40)	0,1111* (32,74)	0,0933* (28,52)	0,0818* (41,27)	0,1177* (33,3)	0,0926* (29,61)	0,0787* (36,19)	0,1150* (32,09)	0,0837* (26,6)
Experiencia ²	-0,0016* (-3,92)	-0,0021* (-33,64)	-0,0017* (-24,81)	-0,0017* (-41,04)	-0,0023* (-34,12)	-0,0017* (-25,98)	-0,0016* (-37,46)	-0,0023* (-32,90)	-0,0015* (-23,2)
Constante	-1,8266* (-55,15)	-1,2567* (-25,46)	-2,7176* (-53,76)	-1,5955* (-47,9)	-1,132* (-22,56)	-2,4722* (-49,52)	-1,3238* (-39,17)	-0,7443* (-13,34)	-2,36* (-46,22)
Obs.	11554	7239	4315	12146	7512	4634	12768	7935	4833

Notas:

(1) * coeficientes significativos a un nivel de significación de 0,01

** Coeficientes significativos a un nivel de significación de 0,05

(2) Estadístico t entre paréntesis

(3) Resultados corregidos por heteroscedasticidad

Fuente: Elaboración propia en base a la Encuesta de Hogares, INEC 2001, 2004 y 2009.

Los resultados muestran poca diferencia en los rendimientos en comparación con las soluciones de la tabla anterior. Se observa la existencia de una tendencia a la disminución de los rendimientos para el año 2009 con respecto al año 2001, en concordancia con los cálculos simples. En el primer año de estudio se obtuvo un rendimiento del 12% para los hombres y del 17,2% para las mujeres, resultados que se mantienen en 2004. Para el año 2009 se esperaban incrementos en los rendimientos de la educación, a consecuencia de los grandes cambios experimentados en la economía panameña con crecimiento sostenido del PIB anual promedio por encima del 5,5% en los últimos ocho años. Sin embargo, la realidad ha demostrado que no ha ocurrido así, la rentabilidad de la educación en este período ha caído en 1,58% y 2,45% para hombres y mujeres, respectivamente. Esta reducción se debe a la mayor oferta de personas que han logrado determinados niveles educativos, a los cambios en la tecnología y a la ampliación de los mercados. La situación para la clase empresarial es que conocen el exceso de mano de obra con niveles educativos altos y tratan de pagar menores salarios.

Además, para obtener estimadores consistentes y no cometer un error de especificación por haber omitido una variable relevante se utilizó la técnica Huber-White y también se consigue en las estimaciones perturbaciones homocedásticas de las ecuaciones. Con el fin de eliminar alguna linealidad de la ecuación minceriana, se incluyen como variables de control splines por nivel educativo e interacciones entre estas y la edad, para obtener los rendimientos cruzados entre escolaridad y experiencia (supuesto al que Heckman et al., 2006, denominan no paralelismo), pero no resultó significativo.

Es importante mencionar que los resultados de las tablas 3 y 4 no difieren en gran medida de los presentados en otros estudios, que estiman el rendimiento de la escolaridad usando bases de datos nacionales de corte transversal. Entre los estudios que hacen referencia a Panamá destacan, sobre todo el de Psacharopoulos y Patrinos (2002) que obtienen una tasa de rendimiento del 13,7% en 1999; el trabajo de Herrera y Madrid (2000) con un rendimiento de la escolarización para los asalariados del área urbana de 12,7% para los hombres y de 15,5% para las mujeres; en el estudio de la CEPAL (2008) las tasas de rentabilidad para el área urbana son del 11,7% para el año 2001 y del 10,3% para el año 2007. En efecto y dependiendo del método utilizado, la evidencia sugiere un rendimiento de la educación que varía entre un 10% y un 14%.

4.2 Desagregación por niveles educativos

Una estructura alternativa para la estimación de los rendimientos de la educación es reemplazar los años de escolaridad por variables dummies, que impliquen el cumplimiento de los mayores ciclos educativos alcanzados. Dicha estimación elimina el supuesto de que la rentabilidad sea constante, independientemente de los ciclos educativos obtenidos. Este hecho se da cuando la relación entre los rendimientos salariales y los incrementos en la educación no son lineales.

Para analizar la educación como variable cualitativa se utilizaron los años de escolaridad aprobados teniendo en cuenta el nivel de educación, con este fin se construyeron cinco grupos: sin educación (hasta cinco años), educación primaria⁷ (seis años), educación básica (tres años), educación secundaria (tres años) y educación superior o terciaria (cuatro y más años para la mayoría de las carreras universitarias tradicionales). El grupo de referencia escogido ha sido “sin educación”.

Las tablas 5 y 6 muestran los resultados del colectivo de individuos asalariados por niveles educativos para el período analizado. En la tabla 5 se presentan los resultados de la función de ingresos en el modelo general y en la tabla 6 una vez corregido el sesgo de selección⁸. Para la interpretación de los resultados obtenidos, es importante tener en cuenta que, cuando la variable que define la educación es politómica, el coeficiente estimado asociado a esta variable debe interpretarse como el efecto marginal sobre los ingresos, y no como una tasa de rendimiento de la inversión en educación (Psacharopoulos, 1994).

Tabla 5. Rendimientos de la educación en los asalariados por sexo: MCO niveles educativos. Años 2001, 2004 y 2009 (Variable dependiente: logaritmo natural de los salarios por hora)

	2001			2004			2009		
	Total	Hombres	Mujeres	Total	Hombres	Mujeres	Total	Hombres	Mujeres
Constante	-0,7690* (-27,64)	-0,7541* (-23,11)	-0,9973* (-16,78)	-0,7796* (-27,93)	-0,7851* (-24,48)	-0,9904* (-17,06)	-0,5642* (-20,47)	-0,5277* (-16,94)	-0,8434* (-14,37)
Primaria	0,2732* (11,49)	0,3296* (12,88)	0,2510* (4,43)	0,2449* (9,89)	0,2662* (9,82)	0,2819* (5,14)	0,2566* (10,08)	0,266* (9,67)	0,2776* (4,84)
Básica	0,5763* (21,87)	0,6231* (21,62)	0,6486* (10,76)	0,5509* (20,32)	0,6057* (20,51)	0,5798* (9,84)	0,5032* (18,53)	0,5269* (17,87)	0,5897* (9,88)
Secundaria	1,0379* (42,31)	1,0268* (37,06)	1,2730* (22,38)	0,9665* (38,24)	0,9653* (33,92)	1,1777* (21,41)	0,855* (33,37)	0,8387* (29,56)	1,0886* (19,34)
Universitaria	1,7905* (64,18)	1,8943* (51,2)	1,9608* (33,41)	1,7518* (62,2)	1,8531* (51,49)	1,9147* (33,69)	1,5013* (54,45)	1,5809* (45,34)	1,7198* (30,25)

⁷ Cabe indicar que en Panamá, no se recibe diploma de primaria desde el año 2003. No obstante, muchos trabajadores tienen esta certificación y para efectos de comparación lo consideraremos como un nivel.

⁸ Para la aplicación del sesgo de selección se utilizaron las mismas variables utilizadas en el modelo anterior de la variable educación en forma continua.

Experiencia	0,0407* (23,85)	0,0437* (20,49)	0,0353* (12,5)	0,0398* (24,65)	0,0452* (22,82)	0,0338* (12,39)	0,0276* (18,73)	0,0314* (17,42)	0,0222* (8,84)
Experiencia ²	-0,0005* (-13,57)	-0,0005* (-12,50)	-0,0004* (-5,70)	-0,0005* (-14,32)	-0,0006* (-14,1)	-0,0004* (-6,24)	-0,0003* (-10,55)	-0,0004* (-10,84)	-0,0002* (-3,13)
R ² ajustado	0,3805	0,3817	0,4351	0,3886	0,3970	0,4328	0,3407	0,3442	0,3927
Observaciones	11554	7239	4315	12146	7512	4634	12768	7935	4833

Notas:

(1) * coeficientes significativos a un nivel de significación de 0,01

(2) Estadístico t entre paréntesis

(3) Resultados corregidos por heteroscedasticidad

Fuente: Elaboración propia en base a la Encuesta de Hogares, INEC 2001, 2004 y 2009.

Todos los coeficientes resultaron significativos al 1% y con los signos adecuados para los años analizados. Los resultados de la tabla 5 aportan una verificación del modelo básico, en la medida en que cuanto mayor es el stock educativo de los individuos, mayor es el salarial que ellos obtienen en el mercado de trabajo (Salas, 2004). Por otra parte, la experiencia en el modelo tiene un impacto mínimo en los años analizados, lo que puede ser causado porque la experiencia potencial representa un sesgo en su medición, especialmente en el caso de las mujeres.

Al comparar la evolución de los rendimientos en los diferentes niveles educativos, se observa una reducción en todos ellos, siendo más importante para el grupo de las mujeres que para el de los hombres, éstos muestran un decrecimiento en menor proporción. Centrándonos en los niveles educativos, la reducción en el rendimiento de la educación, ha afectado principalmente al grupo de individuos con educación universitaria, pero también se percibe (aunque no de forma tan importante) en aquellos con nivel de secundaria. En el análisis por género se muestran unos rendimientos bastantes similares, si bien en el caso de las mujeres, la reducción del rendimiento de la educación superior no ha tenido un impacto tan acuciante como para los hombres.

Estos resultados son coherentes con el aumento de los años de escolarización de la población y la ampliación a nuevas estratos de población ha reducido el rendimiento privado y como consecuencia de estas variaciones, los rendimientos de la educación se vuelven convexos respecto del ciclo económico (Dante y Vallejos, 2007).

En la tabla 6 se presentan los resultados del modelo para asalariados por niveles de educación corregido por sesgo de selección muestral. Se observa que todas las variables son significativas y presentan el signo adecuado, y el coeficiente lambda de Mills, también resultó significativo en todos los casos, indicando que es necesaria la corrección para los tres años estudiados. La información obtenida permite observar la misma tendencia explicada para el total de los asalariados con variables dummies, produciéndose una reducción de los rendimientos en todos los niveles educativos en el período analizado.

Tabla 6. Rendimientos de la educación en los asalariados por sexo: niveles educativos, método de Heckman. Años 2001, 2004 y 2009 (Variable dependiente: logaritmo natural de los salarios por hora)

	2001			2004			2009		
	Total	Hombres	Mujeres	Total	Hombres	Mujeres	Total	Hombres	Mujeres
Ecuación principal									
Constante	-0,4166* (-10,30)	-0,5225* (-10,60)	-0,9043* (-9,14)	-0,4283* (-10,3)	-0,6504* (-13,16)	-0,9984* (-9,14)	-0,2184* (-5,52)	-0,2891* (-6,32)	-0,5952* (-6,02)
Primaria	0,2295* (9,64)	0,3163* (12,37)	0,2335* (4,10)	0,2046* (8,51)	0,2575* (9,75)	0,2833* (5,31)	0,2143* (9,03)	0,2496* (9,67)	0,2339* (4,41)
Básica	0,4978* (18,35)	0,5955* (20,24)	0,6179* (9,60)	0,4833* (17,97)	0,5918* (19,96)	0,5821* (9,56)	0,4346* (16,70)	0,5036* (17,73)	0,5119* (8,63)
Secundaria	0,9335* (35,83)	0,9894* (35,14)	1,2305* (18,55)	0,872* (33,6)	0,9455* (33,37)	1,181* (18,29)	0,7618* (30,23)	0,8058* (29,7)	0,9835* (15,96)
Universitaria	1,6538* (54,60)	1,8451* (51,88)	1,9059* (25,46)	1,629* (55,23)	1,8284* (53,15)	1,9191* (25,84)	1,3784* (49,11)	1,5392* (47,57)	1,5808* (22,63)
Experiencia	0,0273* (13,68)	0,0305* (10,32)	0,0332* (9,96)	0,0261* (13,08)	0,0371* (12,38)	0,034* (9,82)	0,0140* (7,59)	0,0165* (5,93)	0,0162* (5,16)
Experiencia ²	-0,0002* (-6,23)	-0,0003* (-5,31)	-0,0003* (-4,70)	-0,0002* (-6,13)	-0,0004* (-7,37)	-0,0004* (-5,53)	0,0001** (-2,23)	0,0001** (-2,38)	0,0001** (-1,98)
Modelo de selección									
Landa de Mills	-0,2040* (-11,91)	-0,1737* (-6,17)	-0,0395* (-1,16)	-0,2213* (-11,14)	-0,113* (-3,52)	0,0036* (0,93)	-0,2398* (-11,53)	-0,239* (-6,8)	-0,1153* (-2,96)
Jefe de hogar	1,2560* (55,74)	0,5726* (13,60)	0,5726* (14,69)	1,1334* (50,66)	0,548* (12,55)	0,3632* (9,8)	1,0864* (47,24)	0,4871* (10,81)	0,5148* (14,33)
Estado civil	-0,0844* (-4,13)	0,4511* (11,99)	-0,3293* (-10,84)	-0,0378 (-1,85)	0,4707* (12,00)	-0,2886* (-9,69)	-0,0814* (-3,91)	0,4868* (12,13)	-0,2689* (-9,01)
Hijos menores de 6	-0,1736* (-8,28)	0,1021** (2,70)	-0,0998* (-3,29)	-0,1952* (-9,03)	0,1486* (3,58)	-0,1596* (-5,18)	-0,2258* (-9,35)	0,0877* (1,92)	-0,2006* (-6,07)
Ingresos no salariales	-0,0024* (-34,09)	-0,0023* (-25,50)	-0,0024* (-21,83)	-0,0015* (-24,79)	-0,0019* (-22,56)	-0,0012* (-13,42)	-0,0009* (-19,99)	-0,001* (-17,34)	-0,0012* (-14,08)
Educación	0,0934* (39,07)	0,0465* (11,68)	0,1588* (45,26)	0,0807* (33,36)	0,0463* (10,94)	0,1396* (40,69)	0,0741* (29,79)	0,0338* (7,7)	0,1393* (39,4)
Experiencia	0,0790* (39,40)	0,1119* (32,83)	0,0933* (28,52)	0,0818* (41,27)	0,1177* (33,3)	0,0926* (29,61)	0,0787* (36,19)	0,1147* (32,05)	0,0837* (26,76)
Experiencia ²	-0,0016* (-38,92)	-0,0021* (-33,45)	-0,0017* (-24,81)	-0,0017* (-41,04)	-0,0023* (-34,12)	-0,0017* (-25,98)	-0,0017* (-37,46)	-0,0023* (-33,07)	-0,0015* (-23,2)
Constante	-1,8266* (-55,15)	-1,2938* (-25,22)	-2,7176* (-53,76)	-1,5955* (-47,9)	-1,132* (-21,14)	-2,4722* (-49,52)	-1,3289* (-39,17)	-0,7198* (-13,26)	-2,36* (-46,22)
Observaciones	11554	7239	4315	12146	7512	4634	12768	7935	4833

Notas:

(1) Todos los coeficientes son significativos a un nivel de significación de 0,01

(2) Estadístico t entre paréntesis

(3) Resultados corregidos por heteroscedasticidad

Fuente: Elaboración propia en base a la Encuesta de Hogares, INEC 2001, 2004 y 2009.

Una vez analizado tanto el modelo de Mincer con la educación como variable continua frente al que utiliza variables dummies de niveles educativos para representar la relación años de escolarización-ingresos, seguramente es relevante el señalar que desde el punto de vista estadístico el segundo modelo es más adecuado a medir los retornos educativos.

En la tabla 7 se resumen los rendimientos por niveles educativos de los asalariados. Los rendimientos marginales se refieren a los obtenidos entre un nivel educativo y el inmediato anterior⁹, mientras que el rendimiento absoluto se refiere al de cada nivel y aquel con el que se compara, en este caso con el colectivo de los “sin estudios”. Los resultados confirman la evidencia de que los rendimientos educativos de los asalariados se han reducido a lo largo de los años analizados, sobre todo a partir del año 2004. Los niveles educativos que han soportado las mayores caídas en los rendimientos marginales son la educación secundaria y universitaria, con reducciones entre un 3,61 y un 2,07 puntos porcentuales, respectivamente. La comparación entre los distintos niveles educativos considerados disminuye para hombres y mujeres en los años analizados. En la educación universitaria, se observa como en el año 2009 la diferencia sólo alcanza el 2,72% (14,67% hombres, 11,95% mujeres), frente al 3,6% del año 2001 (17,11% hombres, 13,51% mujeres), el nivel de educación secundaria, también ha tenido una reducción importante pasando del 7,3% en el 2001 al 5,65% en 2009. Estos resultados, están corroborando la existencia de una reducción en la discriminación salarial y, por lo tanto, una mayor igualdad entre hombres y mujeres.

En los rendimientos absolutos por género, también se observa que la mayor reducción en los rendimientos afecta a los grupos de educación secundaria y universitaria. Estos cambios se pueden aducir a los altos niveles promedio medidos en años de estudios de las mujeres en todas las áreas del conocimiento en comparación con los hombres.

Además, se observa que el nivel con menor rendimiento corresponde al nivel de primaria, afectando principalmente a las mujeres. Una posible explicación de este hecho se debe a que la economía panameña por su orientación no es capaz de absorber a los colectivos con este nivel educativo en forma eficiente. Se puede afirmar que la educación primaria, en la actualidad, no es suficiente para tener una buena inserción en el mercado laboral ya que la demanda de trabajo requiere jóvenes con una preparación técnica más elevada, a resultas de la economía del

⁹ La tasa de rentabilidad del k-ésimo nivel de educación r_k se estima comparando los coeficientes de β_k con el β_{k-1} y dividiendo por n_k , o sea, por el número de años escolares correspondientes al nivel k. Esto es,

$$r_k = (\beta_k - \beta_{k-1}) / n_k.$$

conocimiento y la globalización del mundo en el que vivimos. Otra de las causas, podría ser el resultado del deterioro de la calidad de la educación ya que dadas las exigencias de los Organismos Internacionales, el obtener el certificado de haber cursado un tramo educativo, es casi un requisito indispensable, por el solo hecho de asistir a la escuela sin verificar exactamente la calidad de la educación.

Tabla 7. Rentabilidad por niveles educativos de los asalariados especificación con variables dummies por género

Nivel de instrucción	Rentabilidad (%)					
	Total		Hombres		Mujeres	
	Marginal	Absoluto	Marginal	Absoluto	Marginal	Absoluto
2001						
Educación Primaria	3,82	3,82	5,27	5,27	3,89	3,89
Educación Básica	8,5	5,53	9,31	6,62	12,81	6,87
Educación Secundaria	14,52	7,78	13,13	8,25	20,42	10,25
Educación Universitaria	14,41	9,73	17,11	10,85	13,51	11,21
2004						
Educación Primaria	3,41	3,41	4,29	4,29	4,72	4,72
Educación Básica	9,29	5,37	11,14	6,58	9,96	6,47
Educación Secundaria	12,96	7,27	11,79	7,88	19,96	9,84
Educación Universitaria	15,14	9,58	17,66	10,76	14,76	11,29
2009						
Educación Primaria	3,57	3,57	4,16	4,16	3,90	3,90
Educación Básica	7,34	4,83	8,47	5,60	9,27	5,69
Educación Secundaria	10,91	6,35	10,07	6,71	15,72	8,20
Educación Universitaria	12,33	8,11	14,67	9,05	11,95	9,30

Fuente: Elaboración propia en base a la Encuesta de Hogares, INEC 2001, 2004 y 2009.

5 Conclusiones

El nivel de capital humano de un país tiene un papel importante en el proceso de incorporación de la población al mercado laboral y en mejorar las condiciones de vida y, eventualmente, en una participación más igualitaria en el ingreso (Sapelli, 2003). Por otro lado, las estimaciones de las tasas de rendimiento de la educación con base en las ecuaciones de ingreso de Mincer son una herramienta importante para los países en la toma de decisiones sobre financiación de los diferentes niveles educativos (Salas, 2004).

Los estudios sobre rendimientos de la educación en Panamá son bastante escasos y adolecen de falta de precisión, al tratarse principalmente de estudios en donde lo importante es el nivel de rentabilidad en comparación con el resto de países. En esta investigación, se trabaja con una muestra representativa a nivel nacional de toda la población asalariada panameña, desagregada por género y analizando su evolución a lo largo de la última década. Con dicha información disponible se han estimado dos modelos de ingresos de Mincer. En el primero hemos usado como herramienta analítica la ecuación tradicional minceriana y los resultados son concluyentes con la teoría del capital humano, en la medida en que cuanto mayor es el stock

educativo de los individuos, mayor es el rendimiento salarial y, en que la experiencia es un factor significativo en la determinación de los salarios.

A mayores se ha analizado el posible sesgo de selección muestral y se confirma el hecho de que es más importante para las mujeres que para los hombres, debido a que éstos últimos presentan una elevada tasa de participación en el mercado laboral. Los rendimientos promedio, una vez corregido dicho sesgo, son de un 10,4% y un 14,7% para hombres y mujeres, respectivamente. Uno de los hallazgos relevantes del estudio es la tendencia decreciente de las tasas de rendimiento durante el período analizado, con rendimientos que se reducen bastante comparados con los obtenidos para el año 2001 (12,0% para los hombres y 17,2% para las mujeres). A pesar de esta disminución, la educación continúa siendo una decisión muy atractiva para las mujeres con un rendimiento superior al de los hombres en 4,33 puntos porcentuales para el último año analizado. Si bien las diferencias salariales por género se están reduciendo.

En el segundo modelo aplicado, la escolaridad se desagrega por niveles educativos (primaria, básica, secundaria y universitaria), con el fin de calcular de una forma más flexible los rendimientos de la educación. Los resultados confirman la conveniencia de modelizar en forma más desagregada la educación, con resultados positivos y crecientes para los diferentes niveles educativos. De acuerdo con los cálculos expuestos, queda de manifiesto que para los asalariados la educación es una inversión bastante rentable, la tasa de rendimiento marginal para el año 2009 en primaria es 3,57%, en básica 7,34%, para la secundaria 10,91% y la universitaria 12,33%. En los resultados el aporte de la experiencia es mínimo en todas las series estudiadas, lo que puede ser consecuencia de que la experiencia potencial representa un sesgo en su medición, especialmente en el caso de las mujeres.

Al comparar la evolución de los rendimientos en los diferentes niveles educativos, se constata la reducción observada en las estimaciones de nuestro modelo tradicional que afecta a todos los niveles, aunque principalmente al grupo de educación secundaria y universitaria, con reducciones en sus rendimientos marginales alrededor de 4 y 2 puntos porcentuales, respectivamente. Estos resultados parecen confirmar nuestra hipótesis de partida. Es muy probable que las políticas educativas basadas en la expansión de la oferta educativa puestas en práctica en los últimos años en Panamá, para todos los niveles y, principalmente, en la educación secundaria y universitaria, estén contribuyendo a una reducción del rendimiento de la misma, en un entorno social de insuficiente absorción por parte del mercado laboral del incremento en el número de titulados.

Las diferencias salariales observadas en la población asalariada panameña son crecientes conforme se avanza en el nivel de estudios, esta situación tal y como señalan Barceinas y Raymond (2003), no es más que un reflejo de las tasas de rentabilidad absolutas de la educación. Por el contrario, las diferencias existentes entre hombres y mujeres en los

rendimientos marginales disminuyen a través de los años para todos los niveles educativos, lo que corrobora la existencia de una reducción en la discriminación salarial.

Para finalizar y en línea con nuestras reflexiones sobre el tema y siguiendo al profesor Salas (2004), no debemos olvidar que las probabilidades del acceso al estudio vienen condicionadas por el entorno socioeconómico y cultural e incluso la localización geográfica en la que creció el titulado. De la misma forma, el ingreso total de un hogar no está compuesto únicamente, por el salario, que es la principal manifestación de los rendimientos de la educación, sino que existen otros flujos monetarios que complementan la renta total de un hogar (de la Luz y Díaz, 2010). En consecuencia, la disponibilidad de las familias para invertir en educación está sujeta a restricciones particulares que deberían tenerse en cuenta para futuros trabajos de investigación.

Referencias

ANGRIST J. Y KRUEGUER, B. (1995): “Split-Sample instrumental variables Estimates of the Return to Schooling”, *Journal of Business and Economics Statistics*, 13, 225-235.

ASHENFELTER, O. Y ROUSE, C. (1997): *Income, schooling, and ability: Evidence from a new sample of identical twins*, Working Paper 6106, Cambridge, Mass: NBER.

ASPLUND, R., Y PEREIRA P. (1999): “An Introduction to the Reviews, en Returns to Human Capital in Europe”, Asplund, R., y Telhado P. (eds), ETLA, *The Research Institute of the Finnish Economy, Helsinki*.

BARCEINAS, F., OLIVER, J., RAYMOND, J.L. Y ROIG, J.L. (2000): “Los rendimientos de la educación y la inserción laboral en España”, *Papeles de Economía Española*, nº 86, 128-148.

BECERRA, V. Y RAFF, R. (2002): *El Retorno Privado y Social de la Educación en Chile 1990 y 2000*. Tesis para optar al título de Ingeniero Comercial, Facultad de Ciencias Económicas y Administrativas, Universidad de Chile.

BLACKBURN, M. Y NEUMARK, D. (1993): “Omitted-Ability bias and the increase in the return to schooling”, *Journal of Labor Economics*, 11, 521-544.

BLACKBURN, M. Y NEUMARK, D. (1995): “Are all estimates of the return to schooling biased down-ward? Another look”, *Review of Economics and Statistics*, 77, 217-230.

CEPAL, (2008): *Anuario Estadístico de América Latina y el Caribe*, Santiago, Chile.

COHN, E. y ADDISON, J.T. (1998): “The Economics Returns to Lifelong Learning in OECD Countries”, *Education Economics*, vol. 6, 253-307.

- CONTRERAS, D., MELO, E. Y OJEDA, S. (2005): “¿Estimando el retorno a la educación o a los no observables?, Evidencia de datos de panel”, *Estudios de Economía*, vol. 32, n° 2, 187-199.
- DE LA LUZ, C. Y DÍAZ, E. (2010): “Dispersión del ingreso y demanda de educación media superior y superior en México”, *Análisis Económico*, vol. XXV, n° 58, 99-122.
- GRILICHES, Z. (1977): “Estimating the Returns to Schooling: Some Econometric Problems”, *Econometrica*, 45, 1-22.
- HARMON, C. et al. (2001): *Education and Earnings in Europe. A cross Country Analysis of the Returns to Education*, Edward Elgar, Cheltenham.
- HARMON, C. et al. (2003): “The returns to education: microeconomics”, *Journal of Economic Surveys*, vol. 17, 115-155.
- HECKMAN, J. (1979): “Sample selection bias as a specification error”, *Econometrica*, 47(1), 153-161.
- HECKMAN, J., LOCHNER, L. Y TODD, P. (2006): “Earnings Functions, Rates of Return and Treatment Effects: The Mincer Equation and Beyond”, *Handbook of the Economics of Education*, Elsevier.
- HERRERA, V. Y MADRID M. (2000): *Perfiles de ingresos y retornos de la educación en Panamá*, Documento de Investigación, CLICAC.
- MURNANE, R., WILLETT, J. Y LEVY, F. (1995): “The growing importance of cognitive skills in wage determination”, *Review of Economics and Statistics*, 77, 251-266.
- MURNANE, R., WILLETT, J. Y LEVY, F. (1994): “Returns to investment in education: a global update”, *World Development*, vol. 22, n° 9, 1325-1343.
- PSACHAROPOULOS, G. Y PATRINOS, H. (2002): *Returns to investment in education. A Further Update*, World Bank Working Paper 2881. Washington D.C. Estados Unidos.
- SALAS, M. (2004): “Rendimientos privados de las inversiones en educación superior a partir de las ecuaciones de ingresos”, *Hacienda Pública Española/Revista de Economía Pública*, n° 169, 87-117.
- SAPPELLI, C. (2003): “Ecuaciones de Mincer y las tasas de retorno a la educación en Chile: 1990-1998”, *Documento de trabajo n° 254*, Instituto de Economía Pontificia Universidad Católica de Chile, 1-29.
- URCIAGA, J. Y ALMENDAREZ, M.A. (2006): “Determinación de los salarios y rendimientos de la escolaridad en la región Mar de Cortés”, *Revista de la Educación Superior*, vol. XXXV (2), n° 138, 37-53.