



Revista iberoamericana de educación superior

ISSN: 2007-2872

Universidad Nacional Autónoma de México, Instituto de  
Investigaciones sobre la Universidad y la Educación;  
Universia

Freire-Seoane, María-Jesús; Núñez-Flores, Maura;  
Teijeiro-Álvarez, Mercedes; País-Montes, Carlos

Evolución de la rentabilidad de la educación superior en Panamá

Revista iberoamericana de educación superior, vol. IX, núm. 24, 2018, Febrero-Mayo, pp. 17-41

Universidad Nacional Autónoma de México, Instituto de  
Investigaciones sobre la Universidad y la Educación; Universia

DOI: <https://doi.org/10.22201/iisue.20072872e.2018.24.3359>

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=299158431002>

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

# Evolución de la rentabilidad de la educación superior en Panamá

María-Jesús Freire-Seoane, Maura Núñez-Flores, Mercedes Teijeiro-Álvarez y Carlos País-Montes

## RESUMEN

Esta investigación analiza la evolución de la tasa de rendimiento de la educación en Panamá para los niveles primario, secundario y terciario. La base de datos utilizada es la Encuesta de Hogares del Instituto Nacional de Estadística y Censo (2001, 2004 y 2009). Se aplica la ecuación de Mincer y se tienen en cuenta los posibles sesgos de selección muestral. Los rendimientos de la educación siguen siendo la principal fuente para mejorar los ingresos. Sin embargo, la conclusión obtenida confirma que la educación superior es la más rentable, aunque del 2001 al 2009, estos rendimientos han experimentado una considerable reducción.

**Palabras clave:** capital humano, certificación profesional, economía de la educación, población, educación superior, salarios, Panamá.

## María-Jesús Freire-Seoane

[maje@udc.es](mailto:maje@udc.es)

Española. Doctora, Universidad de Santiago de Compostela, España. Profesora titular de Análisis Económico y Administración de Empresas, Facultad de Economía y Empresa, Universidad de A Coruña, España; Directora del Observatorio Ocupacional de la Universidad de A Coruña. Temas de investigación: capital humano, economía de la educación, mercado laboral, competencias profesionales, políticas de empleo.

## Maura Núñez-Flores

[profesoramn@hotmail.com](mailto:profesoramn@hotmail.com)

Panameña. Doctora, Universidad de A Coruña, España. Profesora titular de Estadística Económica y Social, Facultad de Economía, Universidad de Panamá; Directora del Observatorio Ocupacional de la Universidad de Panamá. Temas de investigación: capital humano, economía de la educación, mercado laboral, competencias profesionales, políticas de empleo.

## Mercedes Teijeiro-Álvarez

[col@udc.es](mailto:col@udc.es)

Española. Doctora, Universidad de A Coruña, España. Profesora titular de Organización de Empresas, Facultad de Economía y Empresa, Universidad de A Coruña, España. Temas de investigación: capital humano, economía de la educación, mercado laboral, competencias profesionales, políticas de empleo, emprendimiento.

## Carlos País-Montes

[carlos.pais.montes@udc.es](mailto:carlos.pais.montes@udc.es)

Español. Doctor, Universidad de A Coruña, España. Técnico Estadístico en el Observatorio Ocupacional de la Universidad de A Coruña, España. Temas de investigación: competencias profesionales, políticas de empleo, innovación.



## **Evolução da rentabilidade da educação superior no Panamá**

### **RESUMO**

Esta pesquisa analisa a evolução da taxa de rendimento da educação no Panamá para os níveis primário, secundário e terciário. A base de dados utilizada é a Encuesta de Hogares del Instituto Nacional de Estadística y Censo (2001, 2004 e 2009). Se aplica a equação de Mincer levando em conta as possíveis distorções de seleção de amostra. Os rendimentos da educação continuam sendo a principal fonte para melhorar a renda. Contudo, a conclusão obtida confirma que a educação superior é a mais rentável, apesar de que de 2001 a 2009, estes rendimentos têm experimentado uma considerável redução.

**Palavras chave:** capital humano, rentabilidade da educação, equação de Mincer, mercado laboral, distribuição de rendas, Panamá.

---

## **Evolution of the profitability of higher education in Panama**

### **ABSTRACT**

This research analyzes the evolution of the rate of return of education in Panama at primary, secondary and higher education. The database the author made use of is the Household Survey of the National Institute for Statistics and Census (2001, 2004 and 2009). The Mincer equation and takes into account the possible bias in the sample selection. The yield of education is still the main source for increasing the income. Nevertheless the conclusion the author obtained confirms that higher education is the most profitable, although between 2001 and 2009 those yields decreased significantly.

**Key words:** human capital, profitability of education, Mincer equation, labor market, distribution of income, Panama.

**Recepción:** 12/04/16. **Aprobación:** 23/02/17.

## Introducción

Cada vez es más conocido el extraordinario potencial que tiene la educación para el desarrollo de los países, por contribuir a mejorar la competitividad y el crecimiento a largo plazo (Freire et al., 2011a: 1-24). Para un país que quiera ser competitivo en materia de innovación es prioritario realizar las inversiones adecuadas en materia de educación, así como realizar una buena gestión de cara a mejorar la calidad de la inversión académica y la inserción profesional de sus egresados (Aghion y Cohen, 2004: 1-143).

En este sentido, la acumulación de conocimientos y la adquisición de nuevos conocimientos es lo que les permite a los individuos con mayor nivel de formación adaptarse de forma flexible a los constantes cambios tecnológicos y contribuir al progreso de los mismos. Este aumento de la formación y el perfeccionamiento de las habilidades conllevan un incremento en la productividad del individuo (Urriaga y Almendarez, 2006: 37-53). La educación a través del impacto en la productividad de las personas que la poseen permite explicar los niveles de ingresos de la población; se puede considerar, por tanto, como un medio para reducir las desigualdades sociales, disminuir la pobreza y fomentar el crecimiento económico de los países a través de los nuevos conocimientos (Chávez y Sánchez, 2008: 27-32).

El capital humano acumulado a partir de la inversión en educación formal y de la experiencia en el trabajo tiene su origen en Fisher (1930) y en su noción amplia de capital, entendido como todo *stock* de recursos que permite originar flujos de ingresos (Marcenaro y Navarro, 2005: 69-88). Esta definición posibilitó la aplicación del concepto de capital a las personas y fue el germen para la aparición de la teoría del capital humano desarrollada por Schultz (1961: 1-17), Becker (1962: 9-49; 1975), Mincer (1958: 281-302; 1974) y Denison (1964:13-55).

La teoría del capital humano concibe la demanda de educación (formación) como la demanda de un bien cualquiera de inversión que se manifiesta

incrementando la potencialidad productiva del sujeto. Conforme el individuo va alcanzando los diferentes niveles educativos se está transformando, de tal forma que existirán diferencias palpables entre su capacidad de producción y la de los restantes trabajadores que no han adquirido su mismo nivel de estudios. El mercado habitualmente establece que los trabajadores que poseen más años de escolarización obtengan los empleos con mejores retribuciones, por ser los más productivos y, en consecuencia, los preferidos por los empleadores (Moreno, 1998). La hipótesis teórica indica que la oferta y la demanda de trabajo determinan el salario y el nivel de empleo de la economía, y cualquier variación en estas cantidades provoca un incremento o disminución en los salarios que modifican las condiciones de equilibrio. Además, se indica que el paro es causado por la no adaptación de la oferta a las cualificaciones requeridas por la demanda, por lo que la solución al desempleo se alcanzaría adecuando la educación a las demandas de trabajo existentes (Teijeiro et al., 2013: 286-295).

En contraste con la hipótesis de la educación como un proceso de inversión en capital humano, existe la corriente credencialista (*screening hypothesis*), cuya base teórica es plantear la educación como un proceso de señalización para los demandantes de trabajo, más que como una inversión en capital humano. La hipótesis de partida de esta teoría, asociada a los autores Arrow (1962: 155-173), Spence (1973: 355-374) y Stiglitz (1975: 283-300), se basa en la información imperfecta que caracteriza al mercado de trabajo. Anteriormente, Andress (1954: 87-97) había señalado que el capital humano no sólo se adquiere a través de la educación formal, sino también a través de los procesos informales de aprendizaje, por experiencia dentro del propio trabajo (Mungaray y Ramírez, 2007: 81-115). El hecho de que las capacidades productivas del individuo no se conozcan *a priori*, significa que la decisión de selección y contratación de personal se efectué por el



empleador en un entorno donde la propia decisión se verá contrastada con el paso del tiempo. En este ambiente de incertidumbre, los empresarios utilizan determinadas señales para detectar a los trabajadores más hábiles y ofrecerles los mejores puestos de trabajo (Freire *et al.*, 2011b: 13-41). Bajo esta nueva visión del proceso educativo, la educación se limita a distinguir a los individuos según los filtros que hayan superado y se convierte en un método de selección acerca de determinadas capacidades innatas o adquiridas por las personas, siempre que aquéllas posean relevancia productiva. En realidad, estas diferentes interpretaciones no son excluyentes, ya que los rendimientos de la educación tienen estos dos componentes teóricos, el de inversión en capital humano y el de señalización.

A partir de los trabajos de Becker aparecieron múltiples aportaciones en materia de economía de la educación, en donde se estiman las tasas de rendimiento de las inversiones educativas. El interés del tema reside en la búsqueda de la eficiencia en la distribución de los recursos escasos, lo que permitirá, por un lado, detectar problemas de asignación de recursos en el sistema educativo y, por otro, facilitar información a nivel particular sobre la existencia de rendimientos monetarios positivos asociados a la adquisición de educación adicional. Esta información permitirá a los individuos tomar decisiones más racionales sobre la continuación o no de sus estudios una vez finalizada su educación obligatoria. No es de extrañar, por tanto, que la acumulación de capital humano y la inversión en educación haya sido uno de los temas principales en la determinación de los ingresos individuales y un factor a tener en cuenta en el crecimiento económico de un país.

La mayor parte de los estudios empíricos realizados 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: 37-53), refleja los cambios operados en el funcionamiento del mercado de trabajo que, debido a las nuevas tecnologías intensivas en capital, desplazan 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. Éste es uno de los objetivos principales de esta investigación, 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. El periodo de estudio seleccionado coincide con un año después de la transferencia del Canal de Panamá (áreas adyacentes, tierras, infraestructura, viviendas, puertos, escuelas, instalaciones físicas, entre otras) calculado en varias decenas de miles de millones de dólares.

En los últimos años Panamá ha experimentado una expansión en el crecimiento económico (PIB) de 6.3% en promedio en el periodo de estudio. Entre las actividades económicas motores del crecimiento se destacan: transporte, almacenamiento y telecomunicaciones, construcción y la ejecución de importantes obras de infraestructura y puertos, además de la construcción del tercer juego de esclusas del Canal de Panamá. Lo anterior contribuyó a la reducción de la tasa de desempleo de dos dígitos a uno, en el último año de estudio se logró una tasa de desempleo del 6.9%. Es uno de los pocos países latinoamericanos que logró que el nivel de desempleo sea cercano al pleno empleo. Además, las mujeres asalariadas con nivel universitario representan el 28.3% frente a su par 10.4%.

Las muestras utilizadas las constituyeron 11 554 individuos de 15 años y menores de 66 en el año 2001, 12 146 y 12 768 respectivamente en el 2004 y 2009. Panamá cuenta con una población asalariada dotada de 10.84 años de escolaridad para el último año de estudio. Es posible que se muestren algunos resultados en materia educativa por efecto

de políticas educativas como el de la transformación curricular (ley 34 de julio de 1995), que sirvió de fundamento a la Estrategia Decenal de Modernización de la Educación Panameña (1997-2006) y las transferencias monetarias condicionadas para reducir la pobreza (red de oportunidades) en el 2006, con la obligación de que los niños asistan a la escuela y participen de los programas de salud. Además, se crea la ley de Sedes de Empresas Multinacionales (SEM), en la que pueden laborar hasta un 10% de extranjeros. Se observa un gran número de trabajadores migrantes en el marco de la ley y fuera de ésta de todas partes del mundo, por situación política y por los efectos de la crisis financiera de 2008, es posible que la migración se incremente.

Esto implica que nos encontramos en un mercado laboral muy competitivo, es probable que las retribuciones de los individuos más formados se estén viendo afectadas negativamente. En este contexto, la presente investigación trata de contrastar si realmente existe evidencia de que se esté produciendo una depreciación de la tasa de rendimiento privado de los estudios superiores en Panamá.

El artículo se estructura como sigue: en el segundo apartado se repasa brevemente el marco teórico utilizado, haciendo especial referencia a la estimación de la función de ingresos *minceriana* y a sus posibles sesgos. En el tercer apartado se describen las características relacionadas con la base de datos utilizada y sus principales indicadores en materia educativa y del mercado laboral. En el cuarto, se exponen los resultados de las estimaciones obtenidas con base en los dos modelos utilizados. Por último, se presentan las conclusiones.

## **Marco Teórico**

### **La ecuación tradicional 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: 1325-1343; Cohn y Addison, 1998: 253-307; Asplund y Pereira, 1999; Harmon *et al.*, 2001, 2003: 115-155).

La ecuación tradicional de Mincer estima por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) un modelo semilogarítmico, utilizando como variable dependiente el logaritmo de los ingresos mensuales de los asalariados y como variables independientes los años de educación, la experiencia laboral y la experiencia laboral al cuadrado (ecuación 1). Para la estimación se utiliza la información proveniente de datos de cortes transversales.

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

Donde:

Y son los ingresos del individuo

S es el número de años de educación formal completada

Exp son los años de experiencia laboral

Exp<sup>2</sup> son los años de experiencia laboral al cuadrado

$\varepsilon$  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). Se suponen cumplidas las hipótesis bajo las que se desarrolla esta función,<sup>1</sup> es decir, 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.

<sup>1</sup> 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.



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  $\beta_2$  resulte positiva y  $\beta_3$  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.

### Especificación de la ecuación de Mincer con variables dummy

La ecuación tradicional de Mincer presupone que el rendimiento marginal de la inversión en educación es constante, implica 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 *dummy*, 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 resulta de que la relación entre los rendimientos salariales y los incrementos en la educación no son lineales. Con la aplicación de variables *dummy* añadimos una dimensión a la

escolaridad, la especificación que toma la ecuación (2) sería la siguiente:

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

Donde:

P es el nivel de estudios de primaria

B es el nivel de estudios de premedia

S es el nivel de estudios de media

U es el nivel de estudios universitarios

Exp son los años de experiencia laboral

Exp<sup>2</sup> son los años de experiencia laboral al cuadrado

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

La ecuación generalizada (3) adopta la siguiente forma:

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

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

Según la propuesta de Psacharopoulos (1981: 532-545), la tasa de rentabilidad del nivel k-ésimo de educación se estima comparando los coeficientes de  $D_k$  con él y  $D_{k-1}$  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 MCO, indicando las ecuaciones correspondientes para el total y por género. Esta última estimación permitió observar que en la práctica existen diferencias salariales originadas por la condición de género. En las estimaciones se consideró como variable dependiente el logaritmo neperiano de los ingresos mensuales.<sup>2</sup>

<sup>2</sup> 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 con 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.

## **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: 1-22) identificó los siguientes:

a) 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 destreza son las que deciden elegir el mayor nivel 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.

b) 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 forma adecuada los rendimientos del proceso de inversión en educación (Sapelli, 2009: 1-77). El no recoger correctamente el nivel educativo estaría provocando una infraestimación en el verdadero rendimiento.

Diversos estudios, han demostrado que la variable educación puede no ser exógena y se ve afectada por diferentes variables, tales como 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. Entre los autores más relevantes que han detectado la endogeneidad de la educación están Parsons (1972: 1120-1143), Levhari y Weiss (1974: 950-973), Wallace y Ihnen (1975: 137-155), Eaton y Rosen (1980: 705-715), Kodde y Ritzen (1984: 598-608) y Barceinas (2003:79-131).

Si se demuestra que la variable educación es endógena, el método más apropiado para calcular los rendimientos resulta el método 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).

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

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  $\varepsilon$ .

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

Además de los sesgos señalados por Griliches, existen otros dos de importancia. El primero relacionado 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 asalariados. Aparece principalmente cuando ciertos individuos se encuentran sistemáticamente presentes en un determinado grupo frente a otro. Para corregir este sesgo se recomienda utilizar la estimación en



dos etapas propuesta por Heckman (1979: 153-161), que consiste en especificar la probabilidad que tiene un individuo de estar ocupado, a partir de un modelo probit (ecuación 5).

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

Donde:

$Z_i$  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 ( $\lambda$ ) 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  $\lambda$  sea significativo nos indica que la muestra no es aleatoria y que su inclusión en la ecuación de salarios permitirá obtener estimadores consistentes (ecuación 6).

$$\ln y_i = \beta' X_i + \rho \lambda_i + \omega_i$$

Donde:

$\rho$  es el coeficiente de correlación entre las perturbaciones de las ecuaciones que definen la probabilidad de ocupación y la función de ganancia original.

$X_i$  es el vector de variables anteriores.

$\omega_i$  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: 521-544; 1995: 217-230); Angrist y Krueger (1995: 225-235); Murnane *et al.* (1995: 251-266); Ashenfelter y Rouse (1997), Barceinas *et al.* (2000: 128-148); Sapelli (2003) y Heckman, Lochner y Todd (2006).

## Metodología

La base de datos utilizada en la parte empírica de la realización del trabajo, procede de las Encuestas de Hogares del Instituto Nacional de Estadística y Censo (INEC) de la Contraloría General de Panamá, correspondiente a los años 2001, 2004 y 2009.<sup>3</sup>

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 la encuesta son extrapolables a toda la población y es la fuente de información de los indicadores del mercado laboral oficial en el país.

En la 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; representan el 67.4% del total de los ocupados en Panamá. Una vez depurada la base de datos se homogeneizaron

<sup>3</sup> 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 Nacionales). Se utilizó el periodo 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.

los salarios mensuales<sup>4</sup> y se deflactaron con base al índice de precios al consumidor para 2002. La tabla 1 resume las estadísticas descriptivas para los años estudiados.

La evolución de los indicadores sobre características educativas en Panamá (tabla 2) pone de manifiesto que el porcentaje de la población de 15 años y más analfabeta se ha reducido en 1.35% en 2009 con respecto a 2001; por género se observa

mayor reducción en los varones. También se muestra un avance importante en la educación primaria: en el último año analizado, la población que no había terminado este nivel educativo se redujo en 1.4% con respecto al primer año. Cabe mencionar que el valor alcanzado por el porcentaje de la población con 25 años y más con algún grado de estudios de nivel superior ascendió a 4.64% en 2009, frente a 2001.

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

	2001		2004		2011	
	Media	Desviación estándar	Media	Desviación estándar	Media	Desviación estándar
Salarios (log)	5.62	0.87	5.55	0.92	5.58	0.85
Salario 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
<b>Niveles educativos</b>						
Primaria	0.27	0.44	0.26	0.44	0.23	0.42
Premedia	0.16	0.36	0.16	0.36	0.16	0.37
Media	0.34	0.47	0.35	0.48	0.36	0.48
Universitaria	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	11 554		12 146		12 768	

\* Salarios deflactados con base 2002

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

<sup>4</sup> 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 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).



**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		2011	
	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	

\* Salarios deflactados con base 2002

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

## Resultados

Los datos muestran que las principales categorías de actividad económica que captan mayor cantidad de asalariados en 2001 correspondían a Comercio al por mayor y menor 16.3%; Agricultura 12.9% y Administración Pública 10.6%. Los asalariados tenían niveles de educación de premedia o menos el 43.3%; 90.9% y 35.3% respectivamente en las tres categorías. En 2009 se observa un incremento de 4.4% en la actividad económica de la Construcción, convirtiéndose en la segunda captadora de empleo con una participación de 10.8% seguida de la Agricultura con 11.4% y del Comercio al por mayor y menor con 16.1%. El nivel de educación correspondiente de

premedia o menos correspondió en el mismo orden a 66.9%, 87.5% y 38.4% respectivamente. Por otra parte, la categoría de actividad económica de mayor captación de asalariados con educación universitaria corresponde a Enseñanza, 62.3% e Intermediación Financiera, 46.8%; esta última implica los mayores salarios promedio.

En la 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 forma flexible utilizando variables *dummy*, con el objetivo de recoger de forma adecuada los rendimientos existentes en el proceso de inversión en

educación. Los modelos se corrigieron aplicando el sesgo de selección de Heckman (1979: 153-161).<sup>5</sup> Con la información disponible de las Encuesta de Hogares, 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 *et al.* (2005: 187-199). En el análisis, se 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 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. La variable toma el valor uno para niños menores de seis años 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. La variable

toma el valor uno para los individuos que declararon 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 laboral.

### **Estimaciones de la ecuación tradicional de Mincer**

En este apartado se estimó por MCO, la ecuación de Mincer que relaciona el logaritmo del salario con la educación, la experiencia y su cuadrado.<sup>6</sup> La finalidad de la estimación es calcular el efecto marginal de la educación en los rendimientos privados de la población asalariada.

En la tabla 3 se muestra que el 33% y el 45% de los salarios son explicados por la educación, la experiencia y su cuadrado, 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 los salarios resultaron significativos y presentan el signo adecuado. 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 resultó 12.77%, 13.02% y 11.66% respectivamente en 2001, 2004 y 2009. Las mujeres en el periodo estudiado conservan 3.4 rendimientos superiores a los varones en el último año analizado.

Uno de los problemas económicos asociados con el cálculo de los rendimientos de las inversiones educativas es el sesgo de selección muestral. En la tabla 4 se presentan los resultados para los años de estudio del modelo de Mincer utilizando el procedimiento bietápico de Heckman.

<sup>5</sup> 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 2009), razón por lo que en nuestras estimaciones los cálculos no se corrigen por endogeneidad.

<sup>6</sup> 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 períodos 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 períodos de desempleo ni las entradas y salidas del mercado laboral.



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

	2001			2004			2009		
	Total	Hombres	Mujeres	Total	Hombres	Mujeres	Total	Hombres	Mujeres
Constante	3.7427*	3.8124*	3.2465*	3.5826*	3.6176*	3.0722*	3.8665*	3.8739*	3.3976*
(134.51)	(110.55)	(70.56)	(119.06)	(95.93)	(61.91)	(138.61)	(111.27)	(72.20)	
Educación	0.1277*	0.1248*	0.1607*	0.1302*	0.1277*	0.1644*	0.1166*	0.1156*	0.1493*
(77.53)	(60.05)	(58.15)	(73.18)	(56.82)	(55.28)	(72.03)	(56.71)	(53.62)	
Experiencia	0.0436*	0.0503*	0.0351*	0.0460*	0.0560*	0.0363*	0.0352*	0.0470*	0.0194*
(23.99)	(21.80)	(12.27)	(23.89)	(23.09)	(12.01)	(19.83)	(20.89)	(6.91)	
Experiencia <sup>2</sup>	-0.0004*	-0.0006*	-0.0003*	-0.0005*	-0.0006*	-0.0003*	-0.0004*	-0.0006*	-0.0001
(-12.49)	(-12.81)	(-4.71)	(-12.98)	(-14.04)	(-5.38)	(-11.23)	(-13.56)	(-1.60)	
R <sup>2</sup> ajustado	0.3643	0.3699	0.4505	0.3476	0.3533	0.4518	0.3275	0.3405	0.4218
N Observaciones	11 554	7 239	4 315	12 146	7 512	4 634	12 768	7 935	4 833

\*Notas:

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

(2) Estadístico t entre paréntesis

(3) Resultados corregidos para heterocedasticidad  
 Fuente: elaboración propia con base en la Encuesta de Hogares, INEC 2001, 2004 y 2009.

Los resultados de este modelo muestran que todas las variables seleccionadas resultaron significativas y con el signo esperado. Para los varones, la probabilidad de participar en el mercado laboral aumenta positiva y significativamente en 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 las variables resultaron 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 indica que la muestra no es aleatoria y que su inclusión en la ecuación de salarios permitirá obtener estimadores consistentes. Los datos muestran que para el caso de las mujeres el rendimiento de la educación se incrementa al corregir el modelo por sesgo de selección de 14.93% a 16.48% en el último año objeto de estudio. Este resultado 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 varones los rendimientos estimados por MCO y por mínimos cuadrados en dos etapas disminuyen (11.56% y 9.55%), resultados consistentes con la elevada participación masculina y, consiguientemente, un menor sesgo de selección para ese grupo de la población.

Los resultados muestran poca diferencia en los rendimientos en comparación con las soluciones de la tabla anterior. Para 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 6% en los últimos ocho años. Sin embargo, la realidad ha demostrado que la rentabilidad de la educación en este periodo disminuyó en 0.92 y 1.14% para hombres y mujeres, respectivamente. La reducción se debe a la mayor oferta de personas que han logrado determinados niveles educativos; la estructura de los asalariados

con nivel de primaria o menos se redujo en 6.7% de 2001 a 2009, en el nivel de secundaria (que incluye premedia y media) se incrementó en 2.6% y el universitario en 4.1. Todo ello sumado a los cambios en la tecnología, la ampliación de los mercados, la migración externa y la gran participación del sector construcción en la contratación de personal no calificado. La situación para la clase empresarial es que conocen el exceso de mano de obra en los diferentes niveles educativos y tratan de pagar menores salarios.

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. Debido a que por la naturaleza *cross-section* de los datos era muy probable que existiesen problemas de heterocedasticidad. Con el fin de eliminar alguna linealidad de la ecuación *minceriana*, se incluyen como variables de control *splines* por nivel educativo e interacciones entre éstas y la edad, para obtener los rendimientos cruzados entre escolaridad y experiencia (supuesto al que Heckman *et al.*, 2006, denominan “no paralelismo”), empero, 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 utilizando 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; Herrera y Madrid (2000) encontraron rendimientos de la escolarización para los asalariados del área urbana de 12.7% para los varones y 15.5% para las mujeres; en el estudio de Salinas (2008) se presentaron tasas de rentabilidad para el área urbana de 11.7% para 2001 y 10.3% para 2007. En efecto, y dependiendo del método utilizado, la evidencia sugiere un rendimiento de la educación que varía entre 10% y 14%.



**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)**

	2001			2004			2009		
	Total	Hombres	Mujeres	Total	Hombres	Mujeres	Total	Hombres	Mujeres
<i>Ecuación principal</i>									
Constante	4.1483*	4.1528*	3.1312*	4.0735*	3.9860*	2.5259*	4.4724*	4.9836*	2.9524*
(96.45)	(78.55)	(30.49)	(85.45)	(69.96)	(19.14)	(65.20)	(35.09)	(21.90)	
Educación	0.1175*	0.1198*	0.1650*	0.1191*	0.1232*	0.1832*	0.1012*	0.0955*	0.1648*
(63.51)	(56.33)	(37.50)	(61.52)	(54.90)	(35.91)	(44.09)	(27.18)		(31.91)
Experiencia	0.0289*	0.0317*	0.0376*	0.0276*	0.0344*	0.0488*	0.0198*	0.0120*	0.0279*
(13.71)	(10.12)	(10.93)	(12.02)	(9.83)	(12.36)	(8.64)	(2.43)		(7.87)
Experiencia <sup>2</sup>	-0.0002*	-0.0003*	-0.0003*	-0.0002*	-0.0002*	-0.0006*	-0.0001**	-0.0001	-0.0002*
(-5.33)	(-4.54)	(-4.85)	(-4.38)	(-4.36)	(-7.65)	(-2.57)	(-1.23)		(-3.59)
<i>Ecuación secundaria</i>									
Lambda de Mlls	0.3643	0.3699	0.4505	0.3476	0.3533	0.4518	0.3275	0.3405	0.44218
	11 554	7 239	4 315	12 146	7 512	4 634	12 768	7 935	4 833
Jefe de hogar	1.2524*	0.5726*	0.5726*	1.1310*	0.5480*	0.3632*	0.5515*	0.0829*	0.3564*
(55.57)	(13.60)	(14.69)	(50.49)	(12.55)	(9.78)	(30.46)	(2.71)		(10.94)

Estado civil	-0.0844*	0.4511*	-0.0378*	-0.0378	0.4707*	-0.2886*	-0.1064*	0.1943*	-0.2429*
	(4.13)	(11.99)	(-1.85)	(-1.85)	(12.00)	(-9.69)	(-5.97)	(6.73)	(-8.71)
Hijos menores de 6	-0.1463*	0.1021**	-0.1825*	-0.1852*	0.1487*	-0.1596*	-0.1377*	0.0155	-0.1669*
	(-6.66)	(2.70)	(8.05)	(-9.03)	(3.58)	(-5.18)	(-6.64)	(0.52)	(-5.13)
Ingresos no salariales	-0.0024*	-0.0023*	-0.0024*	-0.0015*	-0.0019*	-0.0012*	-0.0005*	-0.0003*	-0.0009*
	(-34.25)	(-25.50)	(-21.83)	(-24.84)	(-22.56)	(-13.42)	(-12.07)	(-6.99)	(-11.99)
Educación	0.0947*	0.0465*	0.1588*	0.0812*	0.0463*	0.1396*	0.0686*	0.0360*	0.1309*
	(39.26)	(11.68)	(45.26)	(33.36)	(10.94)	(40.69)	(32.45)	(11.89)	(39.67)
Experiencia	0.0826*	0.1119*	0.0933*	0.0835*	0.1177*	0.0926*	0.0514*	0.0478*	0.0680*
	(37.65)	(32.83)	(28.52)	(38.44)	(33.3)	(29.61)	(26.97)	(17.72)	(23.09)
Experiencia <sup>2</sup>	-0.0017*	-0.0021*	-0.0017*	-0.0017*	-0.0023*	-0.0017*	-0.0011*	-0.0011*	-0.0013*
	(-38.42)	(-33.45)	(-24.81)	(-39.83)	(-34.12)	(-25.98)	(-30.08)	(-21.33)	(-20.50)
Constante	-1.8365*	-1.2938*	-2.7176*	-1.59925*	-1.31*	-2.4722*	-1.2474*	-0.6223*	-2.27*
	(-55.29)	(-25.22)	(-53.76)	(-47.9)	(-21.14)	(-49.52)	(-41.71)	(-15.23)	(-46.85)
Observaciones	11 554	7 239	4 315	12 146	7 512	4 634	12 768	7 935	4 833

\*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 para heterocedasticidad  
 Fuente: elaboración propia con base en la Encuesta de Hogares. INEC 2001, 2004 y 2009.



## **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 la rentabilidad 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),<sup>7</sup> educación primaria (seis años), educación premedia (tres años), educación media (tres años) y educación universitaria o terciaria (cuatro y más años para la mayoría de las carreras universitarias tradicionales). El grupo de referencia fue “sin educación”.

Las tablas 5 y 6 muestran los resultados del colectivo de individuos asalariados por niveles educativos para el periodo 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 selección.<sup>8</sup> En 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: 1325-1343).

Los coeficientes resultaron significativos al 1% y con los signos adecuados para los años analizados. La

tabla 5 aporta una verificación del modelo básico, en la medida en que cuanto mayor es el stock educativo de los individuos, mayor es el salario que ellos obtienen en el mercado de laboral (Salas, 2004: 87-117).

Al comparar la evolución de los rendimientos en los diferentes niveles educativos, se observa una tendencia a la reducción, implicando en mayor medida al grupo de los varones que al de las mujeres. La reducción afecta principalmente al grupo de individuos con educación universitaria, pero también se percibe (aunque no de forma tan importante) en aquellos con nivel de premedia y media. En el análisis por género se muestran rendimientos 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 varones.

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 las variables son significativas y presentan el signo adecuado, y el coeficiente lambda de Mills también resultó significativo en los diferentes casos, indicando que es necesaria la corrección para los años estudiados. La información obtenida permite observar la misma tendencia explicada para el total de los asalariados con variables *dummy*, produciéndose una reducción de los rendimientos en los diferentes niveles educativos en el periodo analizado.

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

<sup>7</sup> 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.

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

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

	2001			2004			2011		
	Total	Hombres	Mujeres	Total	Hombres	Mujeres	Total	Hombres	Mujeres
Constante	4.2803*	4.2771*	3.9620*	4.1835*	4.1699*	3.8471*	4.3861*	4.5740*	4.2830*
(139.78)	(118.36)	(62.32)	(122.82)	(105.12)	(55.63)	(133.39)	(122.77)	(59.79)	
Primaria	0.2867*	0.3386*	0.3318*	0.2488*	0.2770*	0.3334*	0.2587*	0.2795*	0.2801*
(10.81)	(11.91)	(5.40)	(8.08)	(8.29)	(5.04)	(8.56)	(8.93)		(3.95)
Premedia	0.6107*	0.6761*	0.7165*	0.5918*	0.6447*	0.7293*	0.5486*	0.5886*	0.6865*
(20.87)	(21.47)	(10.83)	(18.02)	(18.07)	(10.49)	(16.91)	(17.27)		(9.26)
Media	1.0792*	1.0849*	1.3890*	1.0326*	1.0282*	1.3900*	0.9597*	0.9650*	1.2612*
(40.24)	(36.44)	(22.56)	(33.67)	(30.26)	(21.15)	(32.14)	(30.58)		(18.05)
Universitaria	1.7869*	1.8995*	2.0513*	1.7984*	1.8895*	2.1236*	1.5855*	1.6754*	1.9044*
(59.35)	(49.38)	(32.35)	(54.32)	(46.47)	(31.64)	(50.37)	(45.18)		(27.11)
Experiencia	0.0459*	0.0516*	0.0364*	0.0480*	0.0579*	0.0371*	0.0359*	0.0466*	0.0224*
(24.58)	(21.66)	(12.32)	(24.71)	(23.49)	(12.06)	(20.18)	(20.69)		(7.94)
Experiencia <sup>2</sup>	-0.0006*	-0.0007*	-0.0004*	-0.0006*	-0.0007*	-0.0005*	-0.0005*	-0.0006*	-0.0002*
(-15.31)	(-14.51)	(-6.14)	(-15.59)	(-15.93)	(-6.57)	(-13.01)	(-14.50)		(-3.43)
R <sup>2</sup> ajustado	0.3566	0.3650	0.4321	0.3442	0.3508	0.4384	0.3198	0.3382	0.4030
N Observaciones	11 554	7 239	4 315	12 146	7 512	4 634	12 768	7 935	4 833

\*Notas:

(1) \* coeficientes significativos a un nivel de significación de 0.01.

(2) Estadístico t entre paréntesis

(3) Resultados corregidos para heterocedasticidad

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



**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)**

	2001			2004			2011		
	Total	Hombres	Mujeres	Total	Hombres	Mujeres	Total	Hombres	Mujeres
	<i>Ecuación principal</i>								
Constante	4.7612*	4.6614*	4.2833*	4.7550*	4.5716*	4.0544*	5.2187*	5.7578*	4.4966*
Primaria	0.2271*	0.3172*	0.2735*	0.1832*	0.2509*	0.2982*	0.1555*	0.1588*	0.2090*
Premedia	0.5044*	0.6315*	0.6138*	0.4821*	0.6026*	0.6677*	0.3720*	0.3856*	0.5586*
Media	0.9377*	1.0244*	1.2471*	0.8792*	0.9682*	1.3017*	0.7156*	0.6823*	1.0858*
Universitaria	1.6014*	1.8200*	1.8681*	1.5992*	1.8150*	2.0077*	1.2555*	1.2932*	1.6666*
Experiencia	0.0275*	0.0303*	0.0293*	0.0257*	0.0335*	0.0320*	0.0136*	0.0010*	0.0136*
Experiencia <sup>2</sup>	-0.0003*	-0.0003*	-0.0003*	-0.0003*	-0.0004*	-0.0004*	-0.0001	-0.0003**	-0.0001**

Lambda de Mills	-0.2787*	-0.2804*	-0.1320*	-0.3602*	-0.3413*	0.0957*	-0.5490*	-1.2404*	-0.1917*
	(-15.15)	(9.30)	(-3.75)	(-15.53)	(-9.05)	(-2.04)	(-13.89)	(-8.91)	(-3.81)
Jefe de hogar	1.2524*	0.5726*	0.5726*	1.1310*	0.5480*	0.3632*	0.5515*	0.0829*	0.3564*
	(55.57)	(13.60)	(14.69)	(50.49)	(12.55)	(9.78)	(30.46)	(2.71)	(10.94)
Estado civil	-0.0844*	0.4511*	-0.3293*	-0.0378*	0.4707*	-0.2886*	-0.1064*	0.1943*	-0.2429*
	(-4.13)	(11.99)	(10.84)	(-1.85)	(12.00)	(-9.69)	(-5.97)	(6.73)	(-8.71)
Hijos menores de 6	-0.1463*	0.1021**	-0.0998*	-0.1825*	0.1486*	-0.1596*	-0.1377*	0.015*	-0.1669*
	(-6.66)	(2.70)	(-3.29)	(-8.05)	(3.58)	(-5.18)	(-6.64)	(1.92)	(-5.31)
Ingresos no salariales	-0.0024*	-0.0023*	-0.0024*	-0.0015*	-0.0019*	-0.0012*	-0.0005*	-0.001*	-0.0093*
	(-34.25)	(-25.50)	(-21.83)	(-24.84)	(-22.56)	(-13.42)	(-12.07)	(-6.99)	(-11.99)
Educación	0.0947*	0.0465*	0.1588*	0.0812*	0.0463*	0.1396*	0.0686*	0.0338*	0.1309*
	(39.26)	(11.68)	(45.26)	(33.36)	(10.94)	(40.69)	(32.45)	(11.89)	(39.67)
Experiencia	0.0826*	0.1119*	0.0933*	0.0835*	0.1177*	0.0926*	0.0514*	0.0478*	0.0680*
	(37.65)	(32.83)	(28.52)	(38.44)	(33.3)	(29.61)	(26.97)	(17.72)	(23.09)
Experiencia <sup>2</sup>	-0.0017*	-0.0021*	-0.0017*	-0.0017*	-0.0023*	-0.0017*	-0.0011*	-0.0010*	-0.0013*
	(-38.42)	(-33.45)	(-24.81)	(-39.83)	(-34.12)	(-25.98)	(-30.08)	(-21.33)	(-20.50)
Constante	-1.8365*	-1.2938*	-2.7176*	-1.600*	-1.1320*	-2.4722*	-1.2474*	-0.6243*	-2.27*
	(-55.29)	(-25.22)	(-53.76)	(-47.92)	(-21.14)	(-49.52)	(-41.71)	(-15.23)	(-46.85)
Observaciones	11 554	7 239	4 315	12 146	7 512	4 634	12 768	7 935	4 833

\*Notas:

(1) \* Coeficientes son significativos a un nivel de significación de 0.01.

(2) Estadística t entre paréntesis

(3) Resultados corregidos para heterocedasticidad

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



**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
<b>2001</b>						
Educación Primaria	3.79	3.79	5.29	5.29	4.56	4.56
Educación Premedia	9.24	5.60	10.48	7.02	11.34	6.82
Educación Media	14.44	7.81	13.10	8.54	21.11	10.39
Educación Universitaria	13.27	9.42	15.91	10.71	12.42	10.99
<b>2004</b>						
Educación Primaria	3.05	3.05	4.18	4.18	4.97	4.97
Educación Premedia	9.96	5.36	11.72	6.70	12.32	7.42
Educación Media	13.24	7.33	12.19	8.07	21.13	10.85
Educación Universitaria	14.40	9.41	16.94	10.68	14.12	11.81
<b>2009</b>						
Educación Primaria	2.59	2.59	2.65	2.65	3.48	3.48
Educación Premedia	7.22	4.13	7.56	4.28	11.65	6.21
Educación Secundaria	11.45	5.96	9.89	5.69	17.57	9.05
Educación Universitaria	10.80	7.39	12.22	7.61	11.62	9.80

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

En la tabla 7 se resumen los rendimientos marginales y absolutos por niveles educativos de los asalariados. Los rendimientos marginales se refieren a la diferencia entre un nivel educativo y el inmediato anterior,<sup>9</sup> 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 en 2009. Los niveles educativos que han soportado las mayores caídas en los rendimientos marginales corresponden al nivel de educación premedia, media y universitaria, con reducciones de entre un 2.74, 1.79 y 3.6%, respectivamente, para el último año analizado con respecto a 2004. La comparación entre los distintos niveles educativos considerados disminuye para hombres y mujeres en los años analizados. En el nivel universitario los datos muestran en 2009 una diferencia mínima de 0.6% (12.22% hombres, 11.62% mujeres), frente al 3.49% de 2001 (15.91% hombres, 12.42% mujeres). Estos resultados corroboran la existencia de una reducción en la discriminación salarial y, por lo tanto, una mayor igualdad entre hombres y mujeres. El nivel de educación secundaria también ha tenido reducción importante, no obstante, en lo que se refiere a sexo resultó 7.68% mayor para las mujeres frente a los hombres en el último año.

En los rendimientos absolutos por género, disminuyeron en todos los niveles de estudio, no obstante, la mayor reducción afecta a los grupos de educación media y universitaria. Estos cambios se pueden aducir a los altos niveles promedios medidos en años de estudio de las mujeres en todas las áreas del conocimiento en comparación con los hombres.

Los datos muestran que el menor rendimiento corresponde al nivel de primaria, afectando

principalmente a los varones en el último año de estudio. Una posible explicación de este hecho se debe a que la economía panameña, por su orientación en el periodo estudiado, ha requerido mano de obra en especial en el sector construcción con niveles de educación de premedia y menos. Se puede afirmar que la educación primaria no es suficiente para tener una buena inserción en el mercado laboral y, por otra parte, la demanda de trabajo requiere jóvenes con una preparación técnica más elevada, como condición necesaria en la economía del conocimiento y del mundo globalizado. 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, 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.

## Conclusiones

El nivel de capital humano de un país tiene un papel importante en el proceso de incorporación de la población al mercado laboral, en mejorar las condiciones de vida y, eventualmente, en una participación más igualitaria en el ingreso (Sapelli, 2003: 1-29).

Las estimaciones de las tasas de rendimiento de la educación con base en las ecuaciones de ingreso de Mincer son herramientas importantes para la toma de decisiones del país, sobre la financiación de los diferentes niveles educativos (Salas, 2004: 87-117).

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 los países del área. En esta investigación se trabajó con una muestra representativa a nivel nacional de la población asalariada panameña, desagregada por género y analizando

<sup>9</sup> La tasa de rentabilidad del k-ésimo nivel de educación rk se estima comparando los coeficientes de  $\beta_k$  con el  $\beta_{k-1}$  y dividiendo por nk, o sea, por el número de años escolares correspondientes al nivel k. Esto es:  $r_k = (\beta_k - \beta_{k-1}) / n_k$



su evolución a lo largo de la última década. Con la información disponible se estimaron dos modelos de ingresos de Mincer. En el primero utilizamos 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; así mismo, la experiencia es un factor significativo en la determinación de los salarios.

El sesgo de selección muestral confirma el hecho de que es más importante para las mujeres que para los hombres, debido a que estos últimos presentan una elevada tasa de participación en el mercado laboral, 80.9% *versus* 48.3%. Los rendimientos promedio, una vez corregido por selección, resultaron 9.55% y 16.48% para hombres y mujeres, respectivamente. Uno de los hallazgos relevantes del estudio es la tendencia decreciente de las tasas de rendimiento durante el periodo analizado, con rendimientos que se reducen en mayor proporción para los varones comparados con los obtenidos para 2001 (11.98% para los hombres y 16.50% para las mujeres). En el caso de las mujeres la educación continúa siendo una decisión muy atractiva, con un rendimiento superior al de los hombres en 6.93% para el último año analizado.

En el segundo modelo la escolaridad se desagrega por niveles educativos (primaria, premedia, media y universitaria). Los resultados confirman la conveniencia de modelizar en forma desagregada la educación. 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 2009 en primaria resultó 2.59%, en premedia 7.22%, para la media 11.45% y la universitaria 10.80%. 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 del modelo corregido que afecta a todos los niveles educativos, con reducciones en sus rendimientos marginales entre 2 a 4%, 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, estén contribuyendo a una reducción del rendimiento de la misma, en un entorno social de absorción por parte del mercado laboral del incremento en el número de titulados. La reducción de los retornos de la educación, se deben principalmente a los efectos del *boom* de la construcción sobre la demanda de mano de obra no calificada, el 96% tiene educación en los niveles de media y menos. Por otra parte, la concentración de la mano de obra calificada en la actividad económica de Enseñanza, 62.3% produce escasez de mano de obra calificada en las otras ramas de la actividad económica. Además, se debe revisar la calidad de la educación en todos los niveles.

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: 141-163), 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, no se debe olvidar que las probabilidades del acceso al estudio vienen condicionadas por el capital cultural previamente invertido por la familia, así como por su capital social, es decir, su pertenencia a ciertos grupos privilegiados y su capacidad para movilizar los recursos de los miembros

de ese grupo a su favor (Bourdieu, 1987: 195-202). Las familias invertirán en educación escolar (en tiempo, dinero y ayuda de todo tipo) cuanto mayor sea su capital cultural (sobre todo en aquellos casos en donde el peso relativo de su capital cultural en relación con su capital económico es más grande) y su capital social (Bourdieu, 1997).

La disponibilidad de las familias para invertir en educación está sujeta, por tanto, a restricciones particulares y es importante que al evaluar los

beneficios de la inversión educativa, se tengan en cuenta estos conceptos, ya que el rendimiento de la acción escolar depende, por un lado, del capital cultural familiar y del capital social heredado (Emmenegger et al., 2012), y por otro, de una apuesta decidida por parte de los gobiernos por avanzar hacia el fortalecimiento del estado de bienestar (Palier, 2006), territorio donde las políticas sociales toman un papel prioritario al poder suavizar o recrudecer las desigualdades sociales. ■

## Referencias

- Aghion, P. y E. Cohen (2004), *Education et croissance*, París, La Documentation Française.
- Andress, F.J. (1954), “The learning curve as a production tool”, en *Harvard Business Review*, vol. 32, núm.1, pp. 87-97.
- Angrist, J. y B. Krueger (1995), “Split-Sample instrumental variables estimates of the return to schooling”, en *Journal of Business and Economics Statistics*, vol. 13, núm. 2, pp.225-235.
- Arrow, K. (1962), “The economic implication of learning by doing”, en *Review of Economics Studies*, vol. 29, núm. 3, pp. 155-173.
- Ashenfelter, O. y C. Rouse (1997), *Income, schooling, and ability: evidence from a new sample of identical twins*, Cambridge (MA), NBER.
- Asplund, R. y P. Pereira (1999), “An introduction to the reviews”, en R. Asplund y P. Telhado (eds.), *Returns to Human Capital in Europe*, Helsinki, ETLA, The Research Institute of the Finnish Economy.
- Barceinas, F. (2003), “Endogeneidad y rendimientos de la educación”, en *Estudios Económicos*, vol. 18, núm. 1, pp. 79-131.
- Barceinas, F. y J. L. Raymond (2003), “¿Es rentable para el sector público subsidiar la educación en México?”, en *Investigación Económica*, vol. 62, núm. 244, pp. 141-163.
- Barceinas, F., J. Oliver, J. L. Raymond y J.L. Roig (2000), “Los rendimientos de la educación y la inserción laboral en España”, en *Papeles de Economía Española*, núm. 86, pp. 128-148.
- Becerra, V. y R. Raff (2002), “El retorno privado y social de la educación en Chile 1990 y 2000”, Tesis Doctoral, Santiago de Chile, Facultad de Ciencias Económicas y Administrativas, Universidad de Chile.
- Becker, G. S. (1975), *Human capital: a theoretical and empirical analysis with special reference to education (2<sup>a</sup> edition)*, Nueva York, National Bureau of Economic Research.
- Becker, G. S. (1962), “Investment in human capital: a theoretical analysis”, en *The Journal of Political Economy*, vol. 70, núm. 5, pp. 9-49.
- Blackburn, M. y D. Neumark (1995), “Are OLS estimates of the return to schooling biased downward? Another look”, en *Review of Economics and Statistics*, vol. 77, pp. 217-230.
- Blackburn, M. y D. Neumark (1993), “Omitted-Ability bias and the increase in the return to schooling”, en *Journal of Labor Economics*, vol. 11, núm. 3, pp. 521-544.
- Bourdieu, P. (1987), “Los tres estados del capital cultural”, en *Sociológica*, vol. 2, núm. 5, pp. 195-202.
- Bourdieu, P. (1997), *Capital cultural, escuela y espacio social*, México, Siglo XXI.
- Chávez, J.C. y O.J. Sánchez (2008), “Rentabilidad de la educación en México y en el estado de Guanajuato”, en *Acta Universitaria*, vol. 18, núm. 1, pp. 27-32.



## Evolución de la rentabilidad de la educación superior en Panamá

María-Jesús Freire-Seoane, Maura Núñez-Flores, Mercedes Teijeiro-Álvarez et al. / pp. 17-41

- Cohn, E. y J. T. Addison (1998), "The economics returns to lifelong learning in OECD countries", en *Education Economics*, vol. 6, pp. 253-307.
- Contreras, D., E. Melo, y S. Ojeda (2005), "¿Estimando el retorno a la educación o a los no observables?: evidencia de datos de panel", en *Estudios de Economía*, vol. 32, núm. 2, pp. 187-199.
- Denison, E. F. (1964), "Measuring the contribution of education (and the residual) to economic growth", en *The Residual factor and economic growth*, París, OECD.
- Eaton, J. y H. Rosen (1980), "Taxation, human capital and uncertainty", en *The American Economic Review*, vol. 70, núm. 4, pp. 705-715.
- Emmenegger, P., S. Häusermann, B. Palier y M. Seeleib-Kaiser (2012), *The age of dualization: the changing face of inequality in deindustrializing societies*, Oxford, Oxford University Press.
- Fisher, I. (1930), *The theory of interest*, Nueva York, Macmillan.
- Freire, M. J., M. Teijeiro y C. Pais (2011a), "Políticas educativas y empleabilidad: ¿cuáles son las competencias más influyentes?", en *Education Policy Analysis Archives*, vol. 19, núm. 28, pp. 1-24.
- Freire, M. J., M. Teijeiro y C. Pais (2011b), "La adecuación entre las competencias adquiridas por los graduados y las requeridas por los empresarios", en *Revista de Educación*, vol. 262, pp. 13-41.
- Griliches, Z. (1977), "Estimating the returns to schooling: some econometric problems", en *Econometrica*, vol. 45, núm. 1, pp. 1-22.
- Harmon, C., H. Oosterbeek e I. Walker (2003), "The returns to education: microeconomics", en *Journal of Economic Surveys*, vol. 17, núm. 2, pp. 115-155.
- Harmon, C., I. Walker y N. C. Westergaerd-Nielsen (2001), *Education and earnings in Europe. A cross country analysis of the returns to education*, Cheltenham, Edward Elgar Publishing.
- Heckman, J. (1979), "Sample selection bias as a specification error", en *Econometrica*, vol. 47, núm. 1, pp. 153-161.
- Heckman, J., L. Lochner y P. Todd (2006), *Earnings functions, rates of return and treatment effects: the Mincer Equation and beyond*, Cambridge (MA), NBER.
- Herrera, V. y M. Madrid (2000), *Perfiles de ingresos y retornos de la educación en Panamá*, Panamá, CLICAC.
- Kodde, D. y J. Ritzen (1984), "Integrating investment and consumption motives in a neoclassical model of demand for education", en *Kyklos*, vol. 37, núm. 4, pp. 598-608.
- Levhari, D. y Y. Weiss (1974), "The effect of risk on the investment in human capital", en *The American Economic Review*, vol. 64, núm. 6, pp. 950-973.
- Marcenaro, O. D. y M. L. Navarro (2005), "Nueva evidencia sobre el rendimiento del capital humano en España", en *Revista de Economía Aplicada*, núm. 37, pp. 69-88.
- Mincer, J. (1974), *Schooling, experience, and earnings*, Cambridge (MA), Columbia University Press.
- Mincer, J. (1958), "Investment in human capital and personal income distribution", en *Journal of Political Economy*, vol. 66, núm. 4, pp. 281-302.
- Moreno, J. L. (1998), *Economía de la educación*, Madrid, Editorial Pirámide.
- Mungaray, A. y M. Ramírez (2007), "Capital humano y productividad en microempresas", en *Investigación Económica*, vol. 66, núm. 260, pp. 81-115.
- Murnane, R., J. Willett y F. Levy (1995), "The growing importance of cognitive skills in wage determination", en *Review of Economics and Statistics*, vol. 77, núm. 2, pp. 251-266.
- Palier, B. (2006), "Beyond retrenchment: four problems in current welfare state research and one suggestion how to overcome them", en C. Pierson y F. G. Castles (eds.), *The welfare state reader*, Cambridge, Polity Press.
- Parsons, D. O. (1972), "Specific human capital: an application to quit rates and layoff rates", en *Journal of Political Economy*, vol. 80, núm. 6, pp. 1120-1143.
- Psacharopoulos, G. (1994), "Returns to investment in education: a global update", en *World Development*, vol. 22, núm. 9, pp. 1325-1343.
- Psacharopoulos, G. (1981), "Education and the structure of earnings in Portugal", en *De Economist*, vol. 129, núm. 4, pp. 532-545.

- Psacharopoulos, G. y H. Patrinos, H. (2002), *Returns to investment in education. A Further Update*, Washington D.C., World Bank Working Papers.
- Salas, M. (2004), “Rendimientos privados de las inversiones en educación superior a partir de las ecuaciones de ingresos”, en *Hacienda Pública Española/Revista de Economía Pública*, núm. 169, pp. 87-117.
- Salinas, J. (2008). “Gasto en educación, rendimientos educativos y mercado de trabajo: algunas consideraciones sobre el caso español”, ponencia presentada en el *XXIII Seminario regional de política fiscal*, Santiago de Chile, 18-21 enero.
- Sapelli, C. (2003), *Ecuaciones de Mincer y las tasas de retorno a la educación en Chile: 1990-1998*, Santiago de Chile, Instituto de Economía Pontificia/Universidad Católica de Chile.
- Sapelli, C. (2009), *Los retornos a la educación en Chile: Estimaciones por corte transversal y por cohorte*, Santiago de Chile, Instituto de Economía Pontificia/ Universidad Católica de Chile.
- Católica de Chile.
- Schultz, T. (1961), “Investment in human capital”, en *The American Economic Review*, vol. 51, núm. 1, pp. 1-17.
- Spence, A. M. (1973), “Job market signalling”, en *Quarterly Journal of Economics*, vol. 87, núm. 3, pp. 355-374.
- Stiglitz, J. E. (1975), “The theory of ‘screening’, education and the distribution of income”, en *American Economic Review*, vol. 65, núm. 3, pp. 283-300.
- Teijeiro, M., P. Rungo y M. J. Freire (2013), “Graduate competencies and employability: the impact of matching firms’ needs and personal attainments”, en *Economics of Education Review*, vol. 34, pp. 286-295.
- Urciaga, J. y M. A. Almendarez (2006), “Determinación de los salarios y rendimientos de la escolaridad en la región Mar de Cortés”, en *Revista de la Educación Superior*, vol. 35, núm. 138, pp. 37-53.
- Wallace, T. y L. Ihnen (1975), “Full-Time schooling in life-cycle models of capital accumulation”, en *Journal of Political Economy*, vol. 83, núm. 1, pp. 137-155.

**Cómo citar este artículo:**

Freire-Seoane, María-Jesús, Maura Núñez-Flores, Mercedes Teijeiro-Álvarez y Carlos País-Montes Autores (2018), “Evolución de la rentabilidad de la educación superior en Panamá”, en *Revista Iberoamericana de Educación Superior (RIES)*, México, UNAM-IIISUE/Universia, vol. IX, núm. 24, pp. 17-41, 10.22201/iiisue.20072872e.2018.24.3359 [consulta: fecha de última consulta].