

# **Disminución de los retornos de la educación en Guatemala**

Guillermo Díaz

Universidad Rafael Landívar, Guatemala

Mail to: [godiaz@url.edu.gt](mailto:godiaz@url.edu.gt)

## **Resumen**

El presente artículo aborda el tema de los retornos o rendimientos de la educación en Guatemala, con base en la teoría del capital humano y el modelo de Mincer, que es el más utilizado para este tipo de estudios, con el objetivo comparar los rendimientos de los años 2002, 2010 y 2018. La base de datos utilizada en las estimaciones, mediante mínimos cuadrados ordinarios, se obtuvo de Encuestas de Empleo e Ingresos de los años indicados. Los resultados revelan rendimientos positivos y crecientes por nivel educativo, aunque menores en 2018 comparados con 2002. La reducción en los retornos a la educación se registra más a nivel de la educación universitaria. La evidencia muestra que los retornos a la educación evolucionan conforme el ciclo económico.

## **Abstract**

This research is about the returns of education in Guatemala, based on the theory of human capital and the model of Mincer, which is the most used for this type of studies with the objective of comparing the returns of the years 2002 and 2018. The database used in the estimates, using ordinary least squares, was obtained from Employment and Revenue Surveys for the years 2002, 2010 and 2018. The results reveal positive and increasing returns by educational level, although lower in 2018 compared to 2002. The reduction in returns to education is recorded more at the level of university education. The evidence shows that the returns to education evolve according to the economic cycle.

**Keywords:** Returns to education, experience, human capital, income, Mincer equation.

**Palabras clave:** Retornos a la educación, experiencia, capital humano, nivel de ingreso, ecuación de Mincer.

## 1.- Introducción

En la presente investigación se plantean dos hipótesis. La primera sostiene que los retornos de la educación en Guatemala siguen la tendencia a la baja observada a nivel mundial. La segunda postula que los retornos de la educación siguen la tendencia del ciclo económico. Por consiguiente, aumentan en períodos de mayor crecimiento económico y disminuyen cuando dicho crecimiento es menor.

A nivel mundial los retornos de la educación evidenciaron una tendencia a la baja, según un estudio del Banco Mundial (2014). Dicha tendencia también ha sido identificada en países de América Latina, como Perú (Yamada, 2007), Bolivia (Villaroel y Hernani, 2011), México (Levy y López, 2016) y República Dominicana (Parodi, Ramírez y Thompson, 2017). La baja en los retornos de la educación es de tal magnitud que el estudio de Perú plantea en el título la pregunta ¿Vale la pena el esfuerzo?, en tanto que en la investigación de Bolivia la interrogante incluida en el título es: ¿La educación todavía paga?

En la literatura económica revisada para esta investigación, se pudo establecer la posible existencia de relación directa entre crecimiento económico y retornos de la educación. En el caso de México, Psacharopoulos, Vélez, Panagides y Yang (1996) concluyeron que los rendimientos de la educación siguen el ciclo económico, disminuyendo en períodos de recesión y aumentando en fase de expansión. En Guatemala se observó un aumento en los rendimientos a la educación entre 2000 y 2006, años en que la economía guatemalteca estaba en fase de expansión (Banco Mundial, 2011).

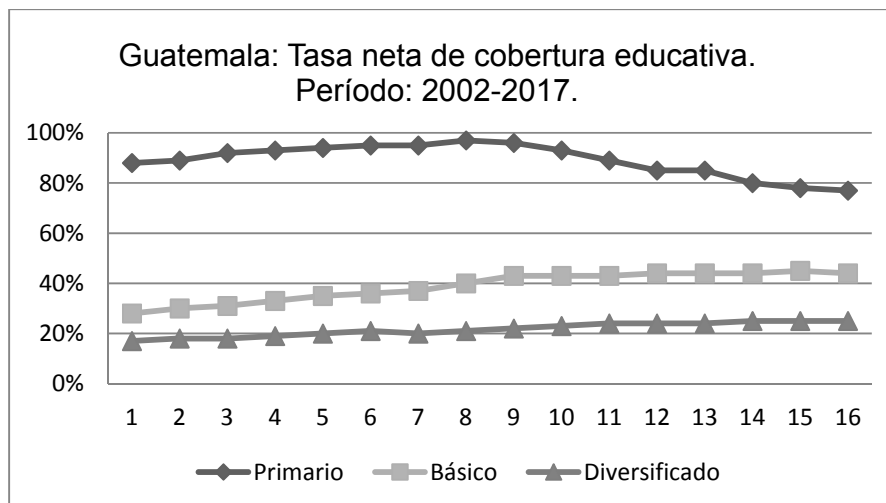
En Guatemala la llamada “economía de la educación” es una rama de la economía poco estudiada, por consiguiente, son escasos los estudios sobre los rendimientos o retornos de la educación. Entre los estudios que se pudieron consultar para el período comprendido en esta investigación se citan los de Pérez (2003), Saidón (2004), Alejos (2006) y Banco Mundial (2011). Los primeros tres estudios se refieren al año 2000 y el del Banco Mundial a los años 2000 y 2006. Dicho estudio reporta que entre esos años los retornos de la educación aumentaron, en especial a nivel universitario que crecieron veintidós puntos porcentuales, seguido por la educación básica que se incrementó en catorce puntos porcentuales. No obstante, como ya se mencionó con anterioridad, investigaciones a nivel mundial y de América Latina evidencian una tendencia a la baja en los retornos de la educación.

A efecto de refutar las hipótesis formuladas, en caso contrario aceptarlas, se analiza la evolución de los retornos de la educación en los años 2002, 2010 y 2018, que comprenden datos de la primera, la segunda y más reciente Encuesta Nacional de Empleo e Ingresos (ENEI). Esta investigación se diferencia de otras citadas en lo que respecta a la base de datos analizada, porque las otras utilizaron datos de la Encuesta Nacional de Condiciones de Vida (ENCOVI), que es una encuesta diseñada para medir pobreza, mientras que la ENEI lo es para medir ingresos por trabajo.

## **2.- La educación en Guatemala**

Las estadísticas indican que el acceso a la educación en Guatemala aumentó en el período 2001 a 2018, en especial en el nivel básico, que comprende los grados 7, 8 y 9 a los que asisten personas entre 12 y 15 años. Sin embargo, en las estadísticas se observa que la tasa de cobertura neta disminuye conforme aumenta el nivel educativo. La tasa de cobertura neta es el resultado de dividir el número de estudiantes entre la población en edad de estudiar cada nivel educativo. En 2001 la tasa de cobertura neta de educación primaria, que comprende los primeros seis años de estudio, era de 86% y aumentó al máximo de 97% en 2009, para luego disminuir hasta 78% en 2018. En el nivel básico la tasa de cobertura neta subió de manera constante de 29% a 44% entre 2001 y 2018, lo que equivale a un aumento de quince puntos porcentuales (ver gráfica 1). Los datos muestran que el aumento de la cobertura neta se reduce casi a un poco más de la mitad entre el nivel primario y el nivel básico. Dicho aumento en el nivel diversificado o preuniversitario, al que asisten personas entre 16 y 18 años, también se reduce casi a la mitad respecto del nivel básico. En efecto, la tasa de cobertura neta en 2001 fue de 16% y subió de manera constante hasta 25% en 2018, por lo que en este nivel el aumento fue de ocho puntos porcentuales, contra quince, del nivel previo (Ministerio de Educación, 2014). Las estadísticas revelan que en los niveles básicos y diversificado más de la mitad de la población en edad de estudiar queda excluida de la educación. En términos del Estado Social, los datos indican que el Estado de Guatemala no garantiza el acceso mínimo de educación de la población.

Gráfica 1



Fuente: Ministerio de Educación, 2018.

La tasa de cobertura neta en el nivel primario a 2018 fue similar según sexo. En ambos casos fue de 82%. En el nivel básico existió diferencia a favor del sexo masculino, con 47% de tasa de cobertura neta, contra 45%, del sexo femenino. En el nivel diversificado, la diferencia fue a favor del sexo femenino, de 24% contra 23% del sexo masculino.

En educación superior las estadísticas muestran aumento en el número de estudiantes, aunque el porcentaje de la población con acceso a la universidad continuó siendo reducido. La población estudiantil universitaria en 2009 fue de casi 217,000, cifra que aumentó a alrededor de 300,000 en 2014 (Instituto Nacional de Estadística, 2016). Respecto al total de la población, el número de estudiantes en ese período apenas subió de 1.6% a 1.9%. La tasa de cobertura neta era de casi 10% a 2016. La estructura de la matrícula universitaria según sexo fue de 54% de mujeres y 46% de hombres.

### 3.- Características de la economía y el mercado laboral

En el período de estudio, 2002 a 2018, la estructura productiva de la economía guatemalteca experimentó cambios importantes. En 2002 la industria era el sector con mayor participación, con 19.7%, en la composición del Producto Interno Bruto (PIB), seguido por los sectores servicios (15.5%) y agricultura (14%). A 2018 la participación del sector industria en el PIB se redujo a

17.6%. La del sector servicios aumentó a 16%, mientras que la del transporte subió a 10%, contra 5% de 2001 (Banco de Guatemala, 2018). Los cambios indican que la estructura económica del país en 2018 se basaba en servicios y transporte. En términos de empleo, la participación de la industria en el total de trabajadores cotizantes al seguro social se redujo de 21% a 12% entre 2001 y 2018, mientras que la del sector servicios aumentó de 40% a 50%, en su orden. Es de esperar que estos cambios repercutieran en los retornos de la educación, porque el sector servicios demanda trabajadores con menos nivel educativo.

El crecimiento económico entre 2002 y 2018 osciló entre el mínimo de 0.5% en 2009 y el máximo de 6.3% en 2007, con promedio anual de 3.5%. Para verificar o refutar la relación directa entre crecimiento económico y retornos de la educación, que se supone en esta investigación, resulta útil mencionar la tasa de crecimiento económico anual de 2002 (3.9%), de 2010 (2.9%) y de 2018 (3.0%).

En 2002 el mercado laboral guatemalteco estaba integrado en su mayoría por hombres, con 55% de participación respecto al total de la población ocupada, según datos de la ENEI de ese año, que fue la primera en realizarse (INE, 2003). La participación de las mujeres entre la población ocupada en el citado año era importante (45%), en relación a la de los hombres, evidenciando la presencia del fenómeno de feminización del trabajo. Lo anterior se observaba más en el área urbana, donde el 41% de la población ocupada eran mujeres, que en el área rural (32%).

La estructura educativa de la fuerza laboral indicaba que en 2002 el 37% de la población ocupada tenía estudios de educación primaria, 39% tenía educación secundaria, que incluye educación básica y diversificado, y 18% tenía educación universitaria.

En 2018 se redujo a 35% la participación de las mujeres en el total de la población ocupada. La población con educación primaria aumentó tres puntos porcentuales, a 42%, con respecto a 2002. Por el contrario, la población con educación secundaria se redujo a 35%. Los trabajadores con educación universitaria representaban sólo 6% del total en 2018. En consecuencia, a ese año las estadísticas de trabajo mostraban un aumento en la población ocupada sin escolaridad, de 16% contra 6% en 2002. Estos datos revelan un deterioro en el nivel educativo de la fuerza laboral a 2018 (INE, 2018). Estas estadísticas descriptivas mostraban el bajo grado de escolaridad que, en general, tenía la población ocupada al año indicado.

En relación al desempleo, la tasa de desempleo total en 2002 y 2018 fue alrededor de 2%. Sin embargo, la tasa de subempleo visible o empleo parcial fue de 15% en 2002 y de 13% en 2018.

Los salarios en el período de estudio registraron un crecimiento anual promedio de 5% (Instituto Guatemalteco de Seguridad Social [IGSS], 2018), cifra un punto porcentual mayor al promedio de inflación. La estimación de los rendimientos a la educación realizada en este trabajo es con base en salarios reales.

## 4.- Modelo y datos

En la rama de economía de la educación existe la tendencia de utilizar el modelo propuesto por Mincer (1974), para estimar rendimientos de la educación. Al respecto se pueden citar los estudios realizados por el Banco Interamericano de Desarrollo (BID) para América Latina (2004), Ordaz (2007) y Torres (2016) para México, Laguna y Porta (2013) para Nicaragua y Salas (2004) para España, entre otros. Los fundamentos del modelo de Mincer se encuentran en la teoría del capital humano, cuyo precursor fue Gary Becker, quien en la década de 1950 propuso que el factor trabajo podía ser considerado como capital humano. La teoría del capital humano afirma que las personas pueden mejorar sus habilidades a través de la educación o entrenamiento en el trabajo. La inversión en educación o capacitación fue considerada por Becker como inversión en capital humano, en el sentido que mejora las habilidades físicas y mentales de las personas y, por consiguiente, aumenta sus ingresos futuros (Becker, 1962).

Si bien el modelo de Mincer es muy utilizado para estimar los retornos de la educación, el mismo no escapa de cuestionamientos teóricos, tales como la medición de los ingresos que provienen de las habilidades innatas de las personas o de las adquiridas en su entorno familiar. Otro problema es el de la autoselección, en el sentido de las personas que deciden no incorporarse al mercado laboral, por lo que los retornos pueden estar subestimados (Ordaz, 2007). Sin embargo, dos de los supuestos del modelo de Mincer es que no existe sesgo de habilidad o de variable omitida y no existe autoselección (Sapelli, 2003).

Siguiendo a Acemoglu (2017), se expone la derivación del modelo de Mincer (1974). Para el efecto se asume que la decisión óptima de estudios se produce a partir de la solución del siguiente problema de maximización:

$$\max_s \int_s^{\infty} \exp(-(r + v)t) w(t) h(t) dt$$

Donde:

$s$  = Escolaridad

$r$  = tasa de interés

$v$  = expectativa de muerte

$t$  = tiempo

$w$  = salario

$h$  = capital humano

Asumiendo acumulación de capital humano en el tiempo y crecimiento exponencial de salarios, la anterior expresión es equivalente a:

$$\max_s \frac{\eta(S)w(0)\exp(-(r+v-g_w)S)}{r+v-g_h-g_w}$$

Donde  $\eta(S)$  es cóncava, por lo que la solución en condición de primer orden es:

$$\frac{\eta'(S^*)}{\eta(S^*)} = r + v - g_w$$

La anterior ecuación muestra que mayor tasa de interés y de expectativa de muerte reduce la inversión en capital humano, en tanto que mayor tasa de crecimiento del salario ( $g_w$ ), la aumenta.

Al integrar ambos lados de la ecuación con respecto a  $S$ , se tiene:

$$\ln \eta(S^*) = \text{constante} + (r + v - g_w)S^*$$

El salario del trabajador a una edad  $T \geq S^*$  en el mercado de trabajo en el tiempo  $t$  será:

$$W(S^*, t) = \exp(g_w t) \exp(g_h(t - S^*))\eta(S^*)$$

Usando logaritmos y la ecuación previa a la anterior, el salario del trabajador se puede expresar mediante la siguiente ecuación:

$$\ln W(S^*, t) = \text{constante} + (r + v - g_w)S^* + g_w t + g_h(t - S^*)$$

Dónde:

$t - S^* =$  experiencia del trabajador.

Acemogluo (2017) refiere que al realizar una comparación entre trabajadores se puede obtener la ecuación canónica de Mincer, en la que el logaritmo del salario es proporcional a la escolaridad y la experiencia, esto es:

$$\ln W_j = \text{constante} + \beta_s s_j + \beta_e \text{experiencia}$$

El término  $j$  se refiere al individuo  $j$ . Siguiendo a Mincer (1974), los valores esperados para los parámetros  $\beta_0$  y  $\beta_1$  son mayores que cero. El parámetro  $\beta_s$  estima el rendimiento de los años de educación y el parámetro  $\beta_e$  el rendimiento de los años de experiencia.

El modelo básico de Mincer fue modificado por otros autores al aplicarlo. Bracho y Zamudio (1989) incluyeron otras variables que afectan los ingresos, tales como sexo y edad, en su estudio sobre México, Por su parte Beyer (1999) en su investigación sobre Chile incluyó la variable calificación del trabajo.

En la presente investigación, se aplica el modelo básico de Mincer, para determinar la rentabilidad general de la educación. Dicho modelo se modifica con las variables instrumentales edad, área geográfica, que es igual a cero para el área rural y a 1 para el área urbana, y sexo, que es igual a 0 para mujeres y 1 para hombres. Además, siguiendo a Ordaz (2007), se aplica el modelo de Mincer en la siguiente forma funcional, para determinar la rentabilidad según nivel de estudio:

$$\text{Ln}W = \beta_0 + \beta_1\text{prim} + \beta_2\text{preu} + \beta_3\text{univ} + \beta_4\text{post} + \beta_5\text{area} + \beta_6\text{sexo} + \beta_7\text{experiencia} + \varepsilon$$

Dónde:

$\text{Ln } W$  = Ln ingreso por trabajo, representado por el salario mensual.

$\beta_1\text{prim}$  = variable dummy valor igual a 0 no tiene el nivel primario y 1 si lo tiene.

$\beta_2\text{preu}$  = variable dummy valor igual a 0 no tiene el nivel preuniversitario o medio y 1 si lo tiene.

$\beta_3\text{univ}$  = variable dummy valor igual a 0 no tiene el nivel universitario y 1 si lo tiene.

$\beta_4\text{post}$  = variable dummy valor igual a 0 no tiene el nivel post universitario o postgrado y 1 si lo tiene.

$\beta_5\text{area}$  = área geográfica con valor igual a 0 para rural y 1 para urbano.

$\beta_6\text{sex}$  = sexo, con valor 0 para mujer y 1 para hombre.

$\beta_7\text{experiencia}$  = edad menos 12 años de educación.

Para corregir el posible sesgo de autoselección existente, se utiliza el modelo de Heckman (1979) en dos etapas. La primera estima la variable omitida, la razón inversa de Mills ( $\lambda$ ), mediante un modelo probit que calcula la probabilidad de las personas de estar entre la población ocupada. La segunda etapa incluye la razón inversa de Mills como variable explicativa en el modelo de Mincer. El cálculo de la razón inversa de Mills se estimó, siguiendo a Parodi, Ramírez y Thompson (2017), según el siguiente modelo:

$$P = \lambda(\text{constante} + \beta_s s_j + \beta_e \text{experiencia} + \beta_a \text{área geográfica} + \beta_t \text{tamaño del hogar} + \beta_i \text{otros ingresos})$$

Dónde:

$P$  = Probabilidad de pertenecer a la población ocupada.

Tamaño del hogar = Número de integrantes del hogar

Otros ingresos = Ingresos no salariales

Los datos para estimar el modelo se obtuvieron de las ENEI 2002, 2010 y 2018 (Instituto Nacional de Estadística [INE], 2003, 2010 y 2016). La muestra se integró con personas de 18 y más años, de ambos sexos, residentes en las áreas urbana y rural. Se seleccionaron las ENEI 2002 y 2010, por ser la primera y segunda encuestas realizadas. La de 2018 se eligió por ser la más reciente

encuesta disponible al momento de realizar la investigación. El tamaño de la muestra varió en cada modelo, pero en todos fue mayor a 1,200 observaciones.

## 5.- Resultados y discusión

El modelo básico de Mincer fue estimado con el método de mínimos cuadrados ordinarios, utilizando el software Gretl, que permitió comprobar que las regresiones estimadas cumplen con los supuestos del modelo, en especial lo relacionado a ausencia del problema de heteroscedasticidad típico en modelos de corte transversal. El método de dos etapas de Heckman evidenció existencia de sesgo de selección para los años 2002, 2010 y 2014, no así en 2018.

En el modelo estimado para 2002, presentado en el cuadro 1, las variables son estadísticamente significativas y con el signo esperado, conforme a la teoría del capital humano. La bondad de ajuste es de 0.39, considerada satisfactoria por tratarse de un modelo de corte transversal. Además, siguiendo a Gujarati (2010), es más importante obtener significación estadística de las variables, que un nivel de explicación alto.

Los resultados del modelo básico de Mincer indican que en 2002 la rentabilidad de la educación, por cada año de estudio, era 8.1%. Esta tasa de rentabilidad está entre el rango de 6% y 10% estimada en trabajos empíricos (Acemoglu, 2014), como por ejemplo el de Bolivia, que fue de 9.0% en 2000 (Escalante, 2011). Sin embargo, en algunos países fue mayor, tal el caso de México, que fue de 11% en 2002 (Ordaz, 2007) y El Salvador, que fue de 10.9% en 2007 (Salamanca, 2010), y en otros fue menor, tal el caso de Guatemala, que fue de 4.0% en 2000 (Saidón, 2004).

El modelo revela que en 2002 el salario de los hombres era 33.5% mayor que el de las mujeres. La variable área geográfica no tiene significación estadística. El valor de la variable experiencia muestra un retorno de 5.2% por cada año y el signo negativo del valor de dicha variable elevada al cuadrado indica la existencia de rendimientos decrecientes.

Para los años 2010 y 2018 la rentabilidad de cada año de estudio fue de 6.9% y 6.8%, menor a la de 2002. En las demás variables del modelo también se observa en 2018 reducción en los retornos con respecto a 2002.

Cuadro 1  
Estimación del modelo de Mincer . Años 2002, 2010 y 2018.  
Método de mínimos cuadrados ordinarios.

| Variable                 | 2002             | 2010             | 2018             |
|--------------------------|------------------|------------------|------------------|
| Constante                | 5.378<br>44.20*  | 5.687<br>50.69*  | 6.20<br>94.87*   |
| Años de educación        | 0.081<br>31.46*  | 0.069<br>26.99*  | 0.068<br>40.15*  |
| Área geográfica          | 0.429<br>10.50*  | 0.072<br>2.03*   | 0.131<br>7.35*   |
| Sexo                     | 0.335<br>10.50*  | 0.180<br>6.90*   | 0.111<br>7.24*   |
| Experiencia              | 0.052<br>8.32*   | 0.052<br>9.07*   | 0.0373<br>11.33* |
| Experiencia <sup>2</sup> | -0.0006<br>8.54* | -0.0005<br>7.15* | -0.0003<br>8.12* |
| R2                       | 0.39             | 0.43             | 0.40             |
| Observaciones            | 2153             | 1284             | 3526             |

\*Significativa al 5%.

Fuente: Elaboración propia con base en ENEI 2002, 2010 y 2018.

En el cuadro 2 se presentan los resultados del modelo de Mincer estimado según el método de dos etapas de Heckman, donde se observa la posible existencia de autoselección, debido a que el estimado del inverso de Mills es estadísticamente significativo, con excepción del año 2018. Los retornos de un año más de estudio estimados corrigiendo la autoselección solo tienen una diferencia importante, de dos puntos porcentuales, en el año 2002, respecto a los retornos calculados según el modelo básico de Mincer. En los otros años la diferencia es menor a medio punto porcentual, en especial en 2018, año en que es mínima.

Los retornos de la educación estimados con el método de dos etapas de Heckman también muestran reducción entre 2002 y 2018, aunque en este año presentan recuperación respecto al año 2010.

Cuadro 2  
Estimación del modelo de Mincer. Años 2002, 2010 y 2018.  
Método de dos etapas de Heckman.

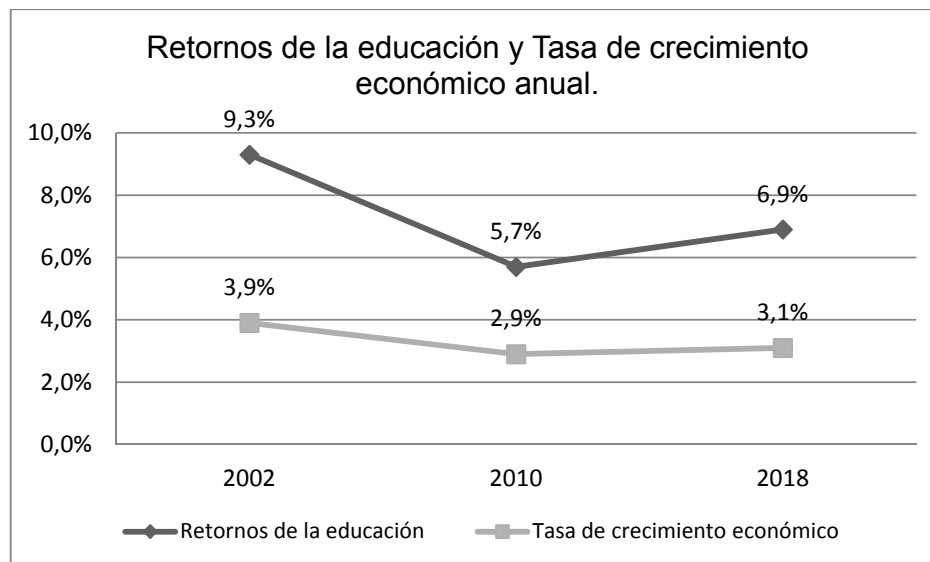
| Variable                 | 2002    | 2010    | 2018    |
|--------------------------|---------|---------|---------|
| Constante                | 6.125   | 6.028   | 6.144   |
|                          | 23.48*  | 38.12*  | 3857*   |
| Años de educación        | 0.093   | 0.057   | 0.069   |
|                          | 14.32*  | 14.97*  | 32.39*  |
| Área geográfica          | 0.386   | 0.04    | 0.13    |
|                          | 9.79*   | 0.81    | 7.24*   |
| Sexo                     | 0.096   | 0.121   | 0.121   |
|                          | 1.23    | 3.35*   | 3.16*   |
| Experiencia              | 0.027   | 0.049   | 0.0398  |
|                          | 2.71*   | 6.15*   | 6.98*   |
| Experiencia <sup>2</sup> | -0.0003 | -0.0004 | -0.0003 |
|                          | 2.54*   | 4.57*   | 5.11*   |
| Mills                    | -0.311  | -0.593  | 0.016   |
|                          | 2.26*   | 3.85*   | 0.34    |

\*Significativa al 5%.

Fuente: Elaboración propia con base en ENEI 2002, 2010 y 2018.

La gráfica 2 ilustra el comportamiento de los retornos de la educación y del crecimiento económico anual. En el primer caso, en general, se observa tendencia a la baja, respecto de 2002, y en el segundo, comportamiento pro cíclico.

Gráfica 2



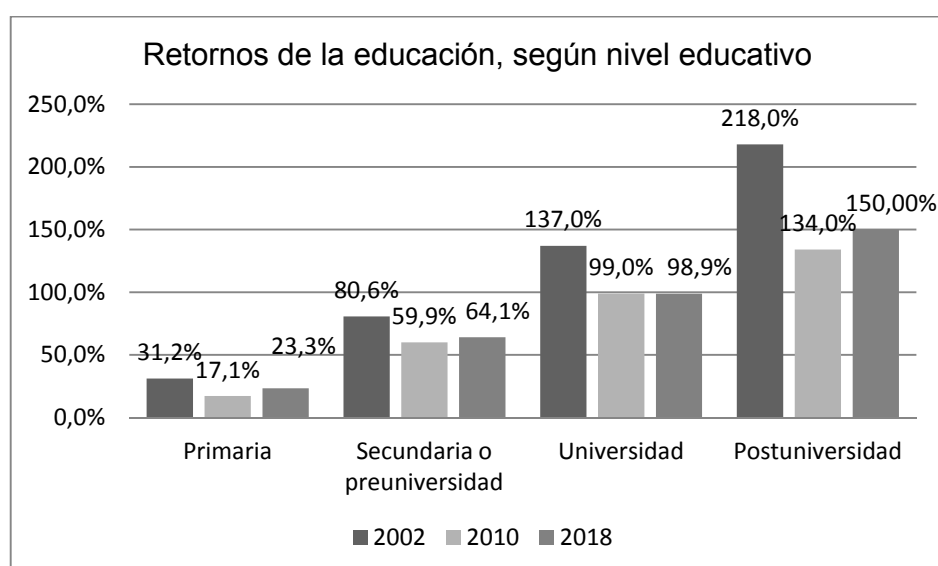
Fuente: Elaboración propia con base en ENEI 2002, 2010 y 2018.

El modelo de Mincer también fue estimado de forma semi logarítmica para obtener los retornos de la educación en términos porcentuales según nivel de estudio. Los resultados de la gráfica 3 para 2002 muestran rendimientos crecientes, acorde a la teoría del capital humano, en especial en lo que respecta a unidades de capital humano heterogéneas (Sapelli, 2003). Así, en Guatemala una persona con estudios a nivel primaria a dicho año ganaba 31.2% más que una persona sin dichos estudios, en tanto que una persona con estudios secundarios (doce años de estudio) devengaba 80.6% más. Esta cifra se duplicaba a nivel de estudios universitarios y aumentaba a 218% en personas con estudios de postgrado.

Se realiza comparación de los resultados obtenidos, estando claro de las diferencias metodológicas que puedan existir de estimación. La primera comparación se refiere a la tendencia de los retornos según nivel educativo. El trabajo realizado por Saidón (2004) para Guatemala presenta rendimientos crecientes, según nivel de estudio. Los trabajos de Ordaz (2007) sobre México en 2002 y de Escalante (2011) sobre Bolivia en 2000 también presentan rendimientos crecientes según nivel educativo. Además, en el caso de Bolivia se observaban rendimientos similares a nivel de educación universitaria, de 138% en Bolivia, contra 137% en Guatemala. El trabajo de Salamanca (2010) sobre El Salvador mostraba una rentabilidad de 147% en 2007. Aunque existe diferencia de cinco años, se cita dicho trabajo debido a la proximidad geográfica con Guatemala.

Los resultados estimados para 2018 revelan una baja en los rendimientos según nivel de estudio, aunque se produjo aumento respecto de 2010. Este comportamiento es similar al obtenido para Chile en el estudio elaborado por Klapp y Candia (2016), para un período similar al de esta investigación. Sin embargo, también contrasta con la investigación de Ordaz (2007) sobre México donde los rendimientos aumentaron en el tiempo, en el período 1994 a 2005. Por consiguiente, puede decirse que la tendencia depende de las condiciones del mercado laboral y la situación económica de cada país. En el caso de Guatemala, como ya se anotó, los rendimientos a la educación muestran un comportamiento pro cíclico. Aumentaron entre los años 2000 y 2006, según estudio del Banco Mundial (2011), período en el cual el crecimiento económico aumentó, de 3.9% a 5.4%. En esta investigación se redujeron entre 2002 y 2010, años en que la tasa de crecimiento económico bajó y aumentaron entre 2010 y 2018, cuando dicha tasa registró aumento.

Gráfica 3



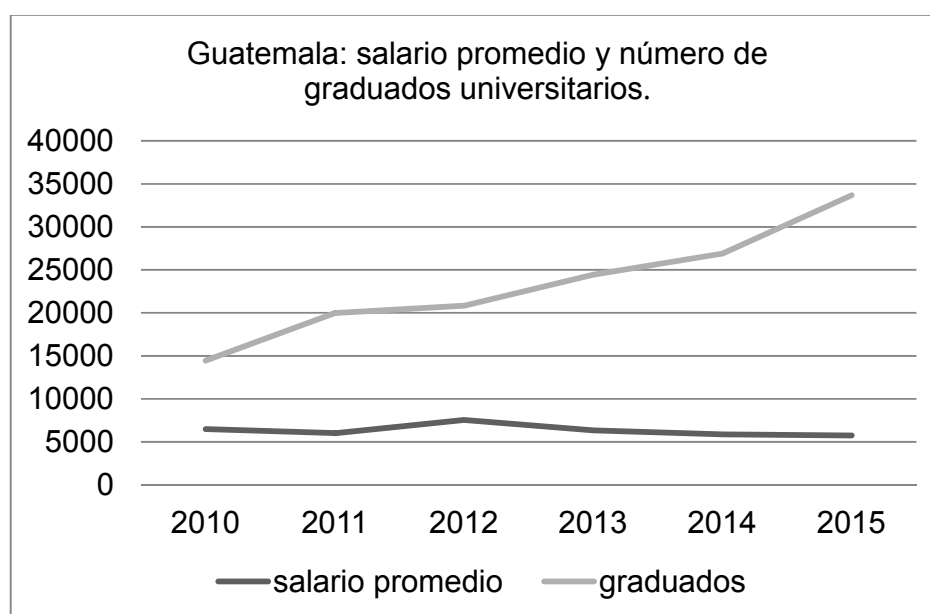
Fuente: Elaboración propia, con base en INE 2003, 2010 y 2018.

Estimaciones realizadas por Ramos y Cabrera (2014) sobre Costa Rica, país que también se cita por la proximidad geográfica con Guatemala, muestran rendimientos mayores de 100% para el nivel educativo universitario (128%), en el año 2013. En el caso de Nicaragua estimaciones con el modelo de Mincer realizadas por Urroz y Salgado (2015) muestran un rendimiento de 11% para la educación universitaria. De nuevo acá se repite lo dicho en párrafo anterior, los rendimientos de la educación dependen de las condiciones del mercado laboral de cada país. Así, un estudio de Psacharopoulos y Patrinos (2002) detalla que en países de la OCDE el retorno de la educación superior a principios del siglo XXI era en promedio de 8.5%, contra 11% en Asia y 12.3% en

América Latina. De lo anterior se puede inferir que el retorno de la educación es mayor en los países donde existe menor acceso de la población a la educación, tal el caso de Guatemala.

El capital humano en Guatemala evidencia desvalorización en 2018 respecto a 2002, en especial en el caso de la educación superior. La gráfica 4 muestra el salario promedio de graduados universitarios reportados en diferentes encuestas realizadas de 2010 a 2015. El salario promedio mensual de los graduados universitarios muestra una tendencia decreciente, en la medida que aumenta el número de graduados universitarios. En el anexo 4 se presentan los datos para mejor apreciación.. En el primero de dichos años el salario promedio de los graduados universitarios era de 6,485.0 quetzales y en 2015, de 5,750.0 quetzales, equivalentes a casi 700 y 600 euros, según el tipo de cambio de diciembre 2018.

Gráfica 4



Fuente: DIGI, 2014 e INE, 2017.

En el período de estudio se observó también una desvalorización de títulos universitarios a nivel de maestría. El salario promedio de los trabajadores con dicho nivel de estudio se redujo de 8,021.0 a 6,884.0 quetzales, equivalente a alrededor de 850 y 750 euros, entre 2002 y 2016. Sobre este punto se debe indicar que la oferta anual de graduados aumenta cada año en monto significativo, de 2,900 en 2015, mientras que las empresas tienen baja demanda de empleo para trabajadores con dicho nivel educativo (Fundesa, 2017).

El comportamiento de los retornos de la educación superior en Guatemala, medidos por los salarios, según la gráfica 3, coincide con la tendencia mundial evidenciada en un estudio del Banco

Mundial (2014) que describe una reducción en los retornos de la educación desde la década de 1980, como resultado de un aumento en los años de escolaridad en el mundo. Sin embargo, los retornos han tendido a estabilizarse a pesar que sigue aumentando los años de escolaridad. En el caso de Guatemala, a nivel universitario, un fenómeno similar se observa en la gráfica 3 en el salario de profesionales universitarios.

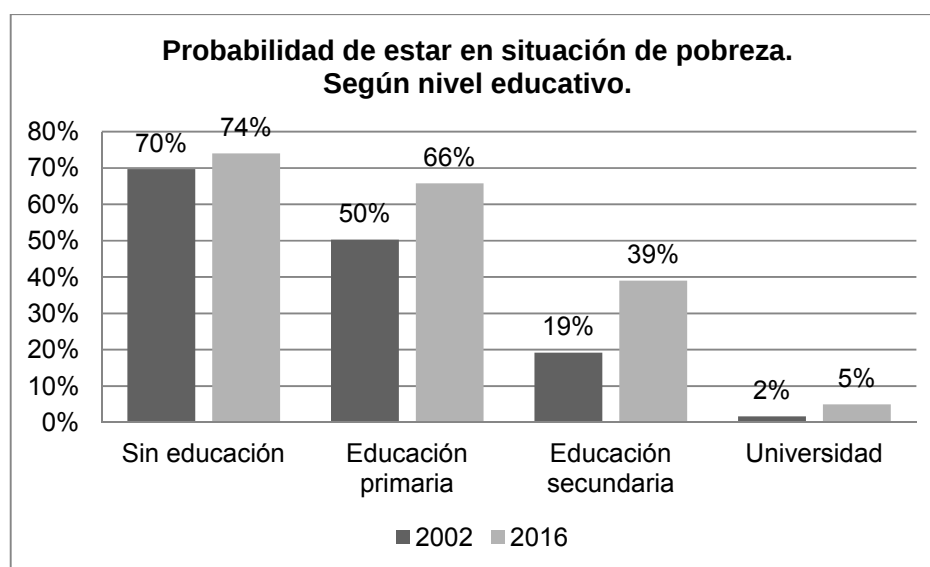
En concordancia con el estudio del Banco Mundial antes referido, la baja en el salario promedio de los graduados universitarios en el período indicado se explica por el aumento en el número de graduados, como resultado de la masificación en términos absolutos de la educación superior. La gráfica anterior muestra el número creciente de graduados por año, que se duplicó para el año 2015. La hipótesis formulada, de exceso de graduados universitarios respecto a la demanda en el mercado laboral, se refuerza al comparar con el número de empleos creados, según estadísticas del seguro social, en especial en los años 2014 y 2015, cuyo valor de 14,962 y 30,167 fue menor que el de los graduados universitarios, que fue de 26,899 y 33,680, respectivamente. Esta situación de exceso de oferta es uno de los factores que, se asume, explica la reducción en casi 40 puntos porcentuales, estimada en esta investigación, en el rendimiento de la educación a nivel universitario entre 2002 y 2018. Un estudio entre graduados de la universidad estatal, San Carlos de Guatemala, (DIGI, 2014) recopiló información cualitativa, a través de grupos focales, que ayudan a comprender la situación en el mercado laboral de graduados universitarios. Las siguientes palabras expresadas por un graduado de ciencias económicas refuerzan la hipótesis de exceso de oferta: "... está muy reducido, creo, hay muy pocas fuentes de trabajo... mi lectura es que el mercado laboral sí es reducido." Un graduado en pedagogía refirió: "En cuanto al mercado laboral si es bastante limitado..." Respecto a la baja del salario, las siguientes palabras de un médico son ilustrativas: "Nos contratan por una nadita y la responsabilidad es nuestra". También lo son las de una graduada de ingeniería: "Los sueldos están en general un poco bajos a veces y uno quisiera, como que un poco más, y uno dice: estudié tanto para que una mi amiga literalmente trabaje medio tiempo de maestra y gane más que yo" (DIGI, 2014).

La baja en los retornos de la educación se explica a partir de condiciones estructurales del mercado laboral. Guatemala es un país con alta tasa de empleo parcial, de 12% en 2016, y de empleo informal, de casi 70% (INE, 2017). Lo anterior es resultado de la baja creación de empleo formal. En 2015 y 2016 se generaron alrededor de 30,000 empleos formales (Instituto Guatemalteco de Seguro Social, 2017), en tanto que el número de personas que se incorporaron al mercado laboral, según el número de graduados de nivel diversificado, fue de 200,000 (Ministerio de Educación, 2016). Los datos anteriores muestran que, en general, la oferta de empleo excede a la demanda. En el caso de la educación superior, una condición estructural que incide en la baja en el retorno a dicho nivel es que las empresas demandan más trabajadores con nivel educativo

medio. En una muestra de 323 empresas, el 52% de los puestos de trabajo demandados requería educación a nivel medio. Los datos también indican que, a nivel universitario, la demanda de trabajo de las empresa se enfoca más en técnicos que en licenciaturas. La demanda de puestos de trabajo con nivel de maestría es reducida y con nivel de doctorado mínima (Fundesa, 2017).

La reducción de los retornos de la educación tiene implicaciones en el tema de pobreza. Con el propósito de aportar evidencia respecto a lo anterior, se estimó un modelo para calcular la probabilidad de estar en situación de pobreza según nivel educativo, para los años 2000 y 2014, con base en datos de la Encuesta de Condiciones de Vida de ambos años (INE, 2002 y 2015). Los datos de pobreza más actuales disponibles son de 2014. Los resultados, ilustrados en la gráfica 5, revelan que entre 2000 y 2014 aumentó la probabilidad de estar en situación de pobreza según nivel educativo. Los mayores incrementos se produjeron en los niveles de educación primaria y secundaria, por montos de quince y veinte puntos porcentuales.

Gráfica 5



Fuente: Elaboración propia con base en anexos 3 y 4.

La baja en los rendimientos a la educación es un factor que constituye trampa de pobreza y causa de movilidad social descendente para quienes logran avanzar en la escala social, en particular para la clase media.

Se interpreta que la baja en los rendimientos de la educación constituye trampa de pobreza en el sentido que obstaculiza a las personas el salir de situación de pobreza y que ésta tenga transmisión generacional. En este caso, la herencia de la pobreza sería hacia las generaciones

futuras, dada la baja movilidad educativa. Lo anterior se explica a partir de considerar que la educación de los padres determina el ingreso familiar y éste la inversión en educación, tanto en cantidad como en calidad (Morales, 2011). En consecuencia, determina la educación de los hijos. A 2014 la movilidad educativa se estimaba en 44%, lo que significaba que en el 56% de los casos los hijos reproducirían el nivel educativo de los padres. El hijo de una persona con educación primaria tendría 38% de probabilidad de terminar la educación secundaria y sólo 6% de realizar estudios universitarios (Díaz, 2018). El alcanzar un nivel educativo superior a la de los padres no garantiza a la persona superar la condición de pobreza de ellos, en especial a nivel primario, ya que el ingreso que obtenga con su mayor nivel educativo, en este caso de educación secundaria, puede que sea insuficiente para impedir que esté en situación de pobreza. La probabilidad de un hijo de padre pobre, que alcanza la educación secundaria, de continuar en pobreza es 39%, según las estimaciones presentadas con anterioridad.

El descenso en los retornos de la educación constituye causa de descenso social para la clase media, definida ésta en términos de ingreso conforme a los criterios del Banco Mundial (2013), de ubicarla entre 10.0 y 50.0 dólares estadounidenses en términos de poder de compra de ingresos por día. Conforme a dichos parámetros, en 2002 el porcentaje de trabajadores en dicho rango de ingresos era de 30.0%. y en 2016 fue de 20.0%. Por consiguiente, la participación de los trabajadores en la clase media se redujo diez puntos porcentuales entre 2002 y 2016. Dicha cifra es similar al aumento en la tasa de pobreza registrado entre 2000 y 2014, según las encuestas de condiciones de vida. Se puede concluir entonces que, en materia de pobreza, los retornos de la educación son un factor clave para superarla o permanecer en dicha condición.

## 6.- Conclusiones

Los resultados obtenidos en la presente investigación no aportan evidencia para refutar las hipótesis formuladas. En consecuencia, se acepta que en Guatemala los retornos de la educación tienen un comportamiento similar a la tendencia decreciente evidenciada en estudios a nivel mundial y de países de América Latina. También se acepta que los retornos de la educación muestran un comportamiento pro cíclico, aumentando en años en que la tasa de crecimiento económico se incrementa y disminuyendo cuando baja dicha tasa.

A pesar de la tendencia a la baja en los retornos de la educación en 2018 respecto de 2002, en Guatemala es rentable estudiar. Cada año de estudio agrega en promedio 7% más en el retorno, medido a través del salario mensual. Los resultados revelan que las personas que residen en el área urbana tienen mayor retorno de la educación respecto a quienes habitan en el área rural.

Asimismo, se observa mayor retorno de la educación de hombres en comparación con el de mujeres.

Los retornos de la educación aumentan según nivel de estudio, alcanzando el mayor retorno con estudios universitarios, en especial de postgrado. No obstante lo anterior, en los años investigados se observó que la mayor reducción en los retornos de la educación se produjo a nivel de estudios de postgrado.

La baja observada en la rentabilidad de la educación puede estar asociada al aumento en la tasa neta de cobertura educativa y restricciones del mercado laboral para absorber a una población con mayor nivel educativo, en especial universitario.

La tendencia decreciente en los retornos de la educación registrada en los años estudiados aumentó la probabilidad de las personas de estar en situación de pobreza según nivel de estudios. Dicha probabilidad registró el mayor aumento, de veinte puntos porcentuales, en la educación secundaria.

## Bibliografía

- Acemoglu, D. (2014). Lectures in labor economics. USA: MIT. Recuperado el 4 de abril de 2017, de <https://economics.mit.edu/files/4689>
- Alejos, L. (2006). “La elección laboral y los retornos a la educación en Guatemala”. *Revista de Estudios Sociales*, (73), 1-112.
- Banco de Guatemala. (2016). *Guatemala en cifras*. 2016. Guatemala: Autor.
- Banco Interamericano de Desarrollo. (2004). *Se buscan buenos empleos. Los mercados laborales en América Latina*. Washington: Autor.
- Banco Mundial. (2011). *Mejores empleos en Guatemala. El rol del capital humano*. Washington: Autor.
- Banco Mundial. (2013). *La movilidad económica y el crecimiento de la clase media en América Latina*. Washington: Autor.
- Banco Mundial. (2014). *Comparable estimates of return of schooling around the world*. Washington: Autor.
- Bracho, T. y Zamudio, A. (1994). “Los rendimientos económicos de la escolaridad en México, 1989”. *Economía Mexicana*. III (2), 345-377.
- Becker, G. (1962). Investment in human capital: A theoretical analysis. *The Journal of Political Economy*. 70 (5), 9-49.
- Beyer, H. (1999). *Educación y desigualdad de ingresos: Una nueva mirada*. *Estudios Públicos* (77), 1-34. Recuperado el 3 de abril de 2017, de [https://www.cepchile.cl/cep/site/artic/20160303/asocfile/20160303184202/rev77\\_beyer.pdf](https://www.cepchile.cl/cep/site/artic/20160303/asocfile/20160303184202/rev77_beyer.pdf)
- Díaz, G. (2018). Pobreza y movilidad social educativa en Guatemala. El ascensor social camina lentamente. *Revista Podium*. (32), 50-70.
- DIGI. (2014). Seguimiento a graduados de la Universidad de San Carlos. Guatemala: USAC.
- Escalante, A. (2011.). *Los retornos de la inversión en capital humano en Bolivia*. Recuperado el 15 de abril de 2017, de [http://www.udape.gob.bo/portales\\_html/AnalisisEconomico/analisis/vol19/art01.pdf](http://www.udape.gob.bo/portales_html/AnalisisEconomico/analisis/vol19/art01.pdf)
- Fundesa. (2017). *Brechas de talento*. Guatemala: Autor.
- Gujarati, D. (2010). *Econometría*. México, D. F.: McGraw-Hill.
- Heckman, J. (1979). “Sample selection bias as a specification error”. *Econometrica*. 47 (1), 153-161.
- Instituto Guatemalteco de Seguridad Social. (2017). *Boletín de afiliación 2016*. Guatemala: Autor.
- Instituto Nacional de Estadística. (2002). *Encuesta Nacional de Condiciones de Vida*. 2000. Recuperado el 26 de abril de 2017, de <https://www.ine.gob.gt/index.php/encuestas-de-hogares-y-personas/condiciones-de-vida>

- Instituto Nacional de Estadística. (2003). *Encuesta Nacional de Empleo e Ingresos*. 2002. Recuperado el 30 de abril de 2017, de <http://www.ine.gob.gt/sistema/uploads/2014/01/14/Gyq0wuC3oX7suF0vwt6S1wxWGbVQZ1S4.pdf>
- Instituto Nacional de Estadística. (2010). *Encuesta Nacional de Empleo e Ingresos*. 2016. Recuperado el 15 de abril de 2019, de <https://www.ine.gob.gt/index.php/encuestas/empleo-e-ingresos>
- Instituto Nacional de Estadística. (2015). *Encuesta Nacional de Condiciones de Vida*. 2014. Recuperado el 26 de abril de 2017, de <https://www.ine.gob.gt/index.php/encuestas-de-hogares-y-personas/condiciones-de-vida>
- Instituto Nacional de Estadística. (2016). *República de Guatemala. Compendio de educación 2015*. Recuperado el 30 de abril de 2017, de <https://www.ine.gob.gt/sistema/uploads/2017/01/16/13EpHY9jEEyYORgJJAUwB758EoJL36aV.pdf>
- Instituto Nacional de Estadística. (2018). *Encuesta Nacional de Empleo e Ingresos*. 2018. Recuperado el 15 de abril de 2019, de <https://www.ine.gob.gt/index.php/encuestas/empleo-e-ingresos>
- Klapp, F. y Candia, A. (2016). *Estimación del premio o retorno a la educación en Chile*. Santiago de Chile: Libertad y Desarrollo.
- Laguna, J. y Porta, E. (2013). *Análisis de la rentabilidad de la educación en Nicaragua*. Managua: FUNIDES.
- Mincer, J. (1974). Schooling, experience, and earnings. *National Bureau of Economic Research*. Recuperado el 2 de mayo de 2017, de <http://papers.nber.org/books/minc74-1>
- Ministerio de Educación. (2014). *Boletín estadístico anual*. Guatemala: Autor.
- Ministerio de Educación. (2018). *Anuario estadístico de la educación en Guatemala*. Guatemala: Autor.
- Morales, E. (2011). *Los rendimientos de la educación en México*. México, D. F.: Banco de México.
- Ordaz, J. (2007). "México: capital humano e ingresos. Retornos a la educación, 1994-2005". *Estudios y perspectivas*, (90), 1-70.
- Patodi, S., Ramírez, I. y Thompson, J. (2017). Tasas de retorno de la inversión en educación en la República Dominicana (2000-2015). Washington: Banco Interamericano de Desarrollo.
- Pérez, A. (2003). *Educación e ingresos: retornos de la educación en Guatemala*. Guatemala: Universidad Rafael Landívar.
- Psacharopoulos, G. (1995). *The profitability of investment in education: concepts and methods*. Recuperado el 2 de mayo de 2017, de [https://www.comdev.org/userfiles/files/1863\\_file\\_Profitability\\_Investment\\_Edu.pdf](https://www.comdev.org/userfiles/files/1863_file_Profitability_Investment_Edu.pdf)

- Psacharopoulos, G., Velez, E., Panagides, A. y Yang, H. (1996). Returns to education during the economic boom and recession: Mexico, 1984, 1989 and 1992. *Education Economics*, 4 (3), 219-230.
- Psacharopoulos, G. y Patrinos, H. (2002) "Returns of investment in education: A further update". *Education Economics*, 12 (2), 112-134.
- Ramos, M. y Cabrera, J. (2014). *Análisis comparativo de los retornos de la educación en Honduras y Costa Rica*. Recuperado el 30 de abril de 2017, de [www.ciem.ucr.ac.cr/.../Análisis%20comparativo%20de%20los%20retornos%20de%20la](http://www.ciem.ucr.ac.cr/.../Análisis%20comparativo%20de%20los%20retornos%20de%20la)
- Saidón, M. (2004). *Retornos a la educación en Guatemala: descuentos de costos mediante una simulación*. Guatemala: Universidad Rafael Landívar.
- Salamanca, L. (2010.). "Estimación de la tasa de retorno a la educación. El Salvador". *Revista Diálogos*, 6, 41-54.
- Salas, M. (2016). Rendimientos privados de las inversiones en educación superior a partir de ecuaciones de ingresos. *Revista de Economía Pública*, 169 (2), 87-117.
- Sapelli, C. (2003). *Ecuaciones de Mincer y las tasas de retorno a la educación en Chile: 1990-1998*. Santiago de Chile: Pontificia Universidad Católica de Chile.
- Torres, A. (2016). *La experiencia y su sesgo en los modelos de capital humano: El caso de México*. Nuevo León: Universidad Autónoma de Nuevo León.
- Urroz, M. y Salgado, M. (2015). *La relación entre educación e ingresos: Estimación de las diferencias salariales por nivel educativo alcanzado*. Managua: Fundación Zamora Terán.
- Villaroel, P. y Hernani, W. (2011). *¿La educación todavía paga? La disminución de los retornos a la educación en la Bolivia Urbana*. La Paz: Fundación ARU.
- Yamada, G. (2007). Retornos a la educación superior en el mercado laboral: ¿Vale la pena el esfuerzo? Lima: Universidad del Pacífico.

## Anexo 1

Resultados del modelo semi logarítmico. Año 2002.

Modelo 1: MCO, usando las observaciones 1-2153

| Variable dependiente: Insalario                                |             |              |               |
|----------------------------------------------------------------|-------------|--------------|---------------|
| Variables                                                      | Coeficiente | Desv. Típica | Estadístico t |
| const                                                          | 5.3583      | 0.10581      | 50.64         |
| DOMINIO                                                        | 0.1650      | 0.03408      | 4.84          |
| Sexo                                                           | 0.2244      | 0.02560      | 8.77          |
| Edad                                                           | 0.0468      | 0.00516      | 9.07          |
| Edad2                                                          | -0.0004     | 0.00006      | -7.15         |
| Primaria                                                       | 0.3122      | 0.04491      | 6.95          |
| Secundaria                                                     | 0.8065      | 0.04646      | 17.36         |
| Universidad                                                    | 1.3696      | 0.05294      | 25.87         |
| Postgrado                                                      | 2.1875      | 0.11421      | 19.15         |
| Media de la vble. dep. 7.276627 D.T. de la vble. dep. 0.728496 |             |              |               |
| Suma de cuad. residuos 652.9581 D.T. de la regresión 0.5518    |             |              |               |
| R-cuadrado 0.42827 R-cuadrado corregido 0.4261                 |             |              |               |
| F(7, 1561) 200.7548 Valor p (de F) 8.3e-254                    |             |              |               |
| Log-verosimilitud -1770.598 Criterio de Akaike 3559.195        |             |              |               |
| Criterio de Schwarz 3610.267 Crit. de Hannan-Quinn 3577.878    |             |              |               |

Resultados del modelo semi logarítmico. Año 2018.

Modelo 2: MCO, usando las observaciones 1-3791

| Variables                | Coeficiente | Desv. Típica | Estadístico t |
|--------------------------|-------------|--------------|---------------|
| Constante                | 6.31510     | 0.0663       | 95.19         |
| Primaria                 | 0.15047     | 0.0171       | 8.82          |
| Secundaria               | 0.10758     | 0.0152       | 7.07          |
| Universidad              | 0.03802     | 0.0031       | 12.29         |
| Postuniversidad          | -0.00035    | 0.0000       | -9.4990       |
| Área                     | 0.23316     | 0.0283       | 8.25          |
| Sexo                     | 0.64131     | 0.0294       | 21.80         |
| Experiencia              | 0.98965     | 0.0320       | 30.90         |
| Experiencia <sup>2</sup> | 1.50351     | 0.0771       | 19.51         |

|                        |           |                       |          |
|------------------------|-----------|-----------------------|----------|
| Media de la vble. dep. | 7.865653  | D.T. de la vble. dep. | 0.545291 |
| Suma de cuad. residuos | 669.5883  | D.T. de la regresión  | 0.420768 |
| R-cuadrado             | 0.405829  | R-cuadrado corregido  | 0.404572 |
| F(7, 5594)             | 322.8963  | Valor p (de F)        | 0.000    |
| Log-verosimilitud      | -2092.926 | Criterio de Akaike    | 4203.852 |
| Criterio de Schwarz    | 4260.015  | Crit. de Hannan-Quinn | 4223.815 |

Fuente: Elaboración propia, con base en INE 2003, 2010 y 2018.

## Anexo 2

Guatemala: Salario promedio y número  
de graduados universitarios

| Año  | Salario promedio mensual | Número de graduados |
|------|--------------------------|---------------------|
| 2010 | 6,485                    | 14,450              |
| 2011 | 6,016                    | 19,990              |
| 2012 | 7,551                    | 20,831              |
| 2013 | 6,342                    | 24,442              |
| 2014 | 5,891                    | 26,899              |
| 2015 | 5,750                    | 33,680              |

Fuente: DIGI, 2014 e INE, 2017.

### Anexo 3

Resultados del modelo probabilístico de estar en condición de pobreza,  
según nivel educativo. Año 2002.

Modelo 1: MCO, usando las observaciones 1-34510

Variable dependiente: pobreza

| Variables                                                   | Coefficiente | Desv. Típica | Estadístico t | Valor p     |
|-------------------------------------------------------------|--------------|--------------|---------------|-------------|
| Constante                                                   | 0.6968       | 0.0068       | 103.40        | <0.0001 *** |
| Primaria                                                    | -0.1940      | 0.0099       | -19.51        | <0.0001 *** |
| Secundaria                                                  | -0.5047      | 0.0087       | -57.87        | <0.0001 *** |
| Universidad                                                 | -0.6799      | 0.0068       | -99.98        | <0.0001 *** |
| Media de la vble. dep. 0.4845 D.T. de la vble. dep. 0.4998  |              |              |               |             |
| Suma de cuad. residuos 113262.7 D.T. de la regresión 1.8117 |              |              |               |             |
| R-cuadrado 0.3017 R-cuadrado corregido 0.3016               |              |              |               |             |
| F(3, 34506) 4968 Valor p (de F) 0.0000                      |              |              |               |             |
| Log-verosimilitud -69474.47 Criterio de Akaike 138956.9     |              |              |               |             |
| Criterio de Schwarz 138990.7 Crit. de Hannan-Quinn 138967   |              |              |               |             |

Fuente: Elaboración propia, con base en INE 2002.

## Anexo 4

Resultados del modelo probabilístico de estar en condición de pobreza,  
según nivel educativo. Año 2016.

Modelo 1: MCO, usando las observaciones 1-45852

Variable dependiente: pobreza

| Variables                                                      | Coeficiente | Desv. Típica | Estadístico t | Valor p       |
|----------------------------------------------------------------|-------------|--------------|---------------|---------------|
| Constante                                                      | 0.7443      | 0.0044       | 170.60        | 0.0000 ***    |
| Primaria                                                       | -0.0816     | 0.0056       | -14.49        | 1.89e-047 *** |
| Secundaria                                                     | -0.3530     | 0.0071       | -49.30        | 0.0000 ***    |
| Universidad                                                    | -0.6929     | 0.0048       | -142.90       | 0.0000 ***    |
| Media de la vble. dep. 0.596528 D.T. de la vble. dep. 0.490599 |             |              |               |               |
| Suma de cuad. residuos 76290.23 D.T. de la regresión 0.463597  |             |              |               |               |
| R-cuadrado 0.4312 R-cuadrado corregido 0.4312                  |             |              |               |               |
| F(3, 45848) 11587 Valor p (de F) 0.0000                        |             |              |               |               |
| Log-verosimilitud -76733.9 Criterio de Akaike 153474.8         |             |              |               |               |
| Criterio de Schwarz 153509.7 Crit. de Hannan-Quinn 153485.8    |             |              |               |               |

Fuente: Elaboración propia, con base en INE 2016.