

MPRA

Munich Personal RePEc Archive

Labour Sector Choice and the Returns to Education in Guatemala

Alejos, Luis Alejandro

2006

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/42756/>
MPRA Paper No. 42756, posted 21 Nov 2012 15:24 UTC

La elección del sector laboral y los retornos
a la educación en Guatemala

Luis Alejandro Alejos

Resumen

Esta investigación estima los retornos a la educación en Guatemala, tomando en cuenta que en el país, además del empleo formal, existen trabajadores independientes y trabajadores sin pago, cuya omisión al analizar los beneficios de la educación puede ocasionar sesgos de selección. En este estudio se utilizan los datos disponibles en la Encuesta Nacional de Condiciones de Vida (ENCOVI 2000) para calcular la tasa de retornos a la educación de diferentes niveles educativos mediante una función de ingresos. Se implementa en estos cálculos un modelo logit multinomial para la elección del sector laboral con el objetivo de corregir el potencial sesgo de selección, tal y como se muestra en Bourguignon, Fournier y Gurgand (2001). Los resultados sugieren fuertemente la existencia de retornos no lineales a la educación. Se encuentra que los estimados producidos por el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) sobreestiman significativamente los retornos a la educación primaria y del ciclo básico, mientras que subestiman los retornos a la educación diversificada. Los resultados también muestran bajas tasas de retorno en el sector de trabajo independiente y que los trabajadores que completan solamente la primaria o el ciclo básico tienen una mayor probabilidad de entrar en dicho sector.

Clasificación JEL: *I20, J24, J31*

Palabras Clave: Guatemala, retornos a la educación, trabajo independiente, trabajo sin remuneración.

1. Introducción

Las políticas educacionales son generalmente reconocidas como un componente vital en el desarrollo económico de un país. Sin embargo, la evaluación de los beneficios derivados de la aplicación de programas destinados a incrementar los niveles educativos de la población es una tarea delicada.

La manera estándar de evaluar la importancia económica de una política educativa ha sido el uso de la tasa de retornos privados a la educación. Ésta representa el cambio porcentual en el sueldo o salario de un individuo como resultado de un año más de educación. De esta manera, es posible utilizar la tasa de retornos de diferentes niveles educativos como medio para comparar la rentabilidad de la inversión en educación respecto a otras oportunidades de inversión, tanto desde el punto de vista privado como social¹.

¹ Los retornos privados a la educación toman en cuenta los beneficios y costos en que incurre el individuo y que determinan su decisión escolar. Los retornos sociales a la educación incluyen también los costos en que incurre la sociedad por medio de subsidios y otro tipo de inversión necesaria para alcanzar un determinado nivel educativo.

No obstante, los estimados de la tasa promedio de retornos a la educación obtenidos bajo el marco de una función de ingresos pueden resultar engañosos.² Varios estudios han abordado la diversidad de problemas que presenta el uso de métodos convencionales, por lo que el análisis que aquí se presenta ignorará la mayoría de estos problemas y se enfocará en cuatro fuentes de selectividad potencialmente importantes, las cuales provienen de la elección del sector laboral y de la decisión de participar en el mercado de trabajo que enfrenta el individuo. Los sectores considerados son: trabajo asalariado, trabajo independiente, trabajo sin remuneración e inactividad económica.

18

Mientras que la decisión de participación en el mercado laboral ha atraído mucha atención y el tema del trabajo independiente ha sido analizado en varios estudios, la realidad del trabajo sin remuneración ha sido prácticamente ignorada en la literatura, probablemente por tener poca incidencia en los países desarrollados y por la falta de datos apropiados en el Tercer Mundo. Típicamente, en este último grupo de países los estimados de la tasa promedio de retornos a la educación se obtienen de una muestra que contiene solamente trabajadores asalariados. Esto sucede aun cuando la omisión de los otros sectores laborales puede originar sesgos de selección si los niveles de educación están correlacionados con factores no observados que determinan la elección del sector de trabajo.³

Bennell (1996) menciona esta posibilidad al analizar datos provenientes del África sub-Sahariana:

(...) es probable que las tasas de retornos a la educación para el trabajo asalariado sean significativamente mayores que las tasas para el trabajo independiente. En particular, dado que los graduados de educación

² Véase la Sección 2 para una descripción de los problemas más comunes.

³ Esta conjetura parece probable en los países en vías de desarrollo, ya que los niveles de trabajo independiente y sin remuneración son amplios.

primaria están fuertemente concentrados en el sector informal y en el de subsistencia agrícola, es probable que las tasas de retornos a la educación primaria sean mucho más bajas que en el sector formal. (Traducción libre del inglés)

De igual manera, refiriéndose a un estudio sobre Burkina Faso, Psacharopoulos (1982) hace un llamado a la precaución:

Claramente, no se pueden hacer recomendaciones para la expansión del sistema educativo basados en evidencia que corresponde a un mero 1.5% selecto grupo de la fuerza laboral (aquellos trabajadores asalariados en el sector privado). La vasta mayoría de los graduados de educación primaria terminará ocupándose en otras actividades. El sector del trabajo sin remuneración es exactamente el lugar donde se destina la mayoría del producto de los proyectos educativos. Sin embargo, no existe evidencia del rol de la educación en este sector hasta este punto. (Traducción libre del inglés)

19

Varios estudios han identificado a la educación como un factor determinante en el desarrollo de Guatemala.⁴ Generalmente, los estimados de la tasa de retornos a la educación en el país se han obtenido utilizando una muestra de trabajadores asalariados, sin tomar en cuenta el trabajo independiente y el trabajo sin remuneración económica.⁵ Algunos de estos estimados también

⁴ Véase Loening (2005), quien analiza el efecto de cambios en los niveles educativos durante los últimos 50 años sobre el crecimiento económico de Guatemala. Alejos (2004), utilizando una técnica de descomposición de la varianza, encuentra que las diferencias en educación explican significativamente los diferenciales de ingresos observados. Estos estudios sugieren que la educación tiene un enorme potencial como agente reductor de la desigualdad de ingresos y promotor del crecimiento económico en el país.

⁵ Psacharopoulos (1995), Patrinos (1996), Edwards (2002) y Vakis (2003) son algunos ejemplos. Los primeros dos estudios utilizan una muestra de trabajadores asalariados solamente. Vakis permite la no linealidad de la tasa de retornos y también utiliza el modelo de selección de Heckman para tomar en cuenta la decisión de participación en el mercado laboral, pero no considera la elección del sector laboral por parte del trabajador.

ignoran la no linealidad en los retornos de diferentes niveles educativos, a pesar de que hay indicios de su existencia.⁶

El presente análisis está estructurado de la siguiente manera: La Sección 2 es un resumen de la literatura sobre el capital humano y la estimación de la tasa de retornos a la educación. La Sección 3 describe la base de datos utilizada, explica la metodología que permite estimar valores monetarios para el autoconsumo y presenta el modelo de regresión utilizado en este análisis. La Sección 4 muestra los estimados de la tasa de retornos a la educación obtenidos al aplicar el modelo descrito en la sección anterior. Finalmente, el resumen de los resultados y las principales conclusiones son presentados en la Sección 5. El estudio se complementa con un apéndice que contiene información estadística y tablas de resultados.

⁶ Patrinos (1996) y Vakis (2003) encuentran evidencia de tasas de retornos a la educación no lineales en Guatemala.

2. Bajo el marco del capital humano

2.1 Primeros estudios sobre el capital humano

La idea de relacionar las habilidades del individuo con su productividad ha estado presente en la mente de los economistas desde la época de Adam Smith.⁷ Alfred Marshall, por ejemplo, escribió en sus ‘Principios de Economía’ que “el capital más valioso es el que se ha invertido en seres humanos” (Marshall, 1890).

Sin embargo, no fue sino hasta el final de la década de los 50 y principios de los 60 que se investigó formalmente el impacto de la acumulación de capital humano en los ingresos del individuo.⁸ Los trabajos pioneros de Mincer (1958), Schultz (1960) y Becker (1962) establecieron el marco bajo el cual la educación y otros factores que mejoran las habilidades físicas y mentales

⁷ Véase Spengler (1977), quien analiza la visión de Smith respecto al capital humano.

⁸ Véase Bowman (1966), para un recuento contemporáneo de este proceso.

del individuo fueron considerados y tratados como un tipo de inversión.

Los primeros estudios sobre la rentabilidad de las inversiones en capital humano se enfocaron en la educación y se basaron en el método del valor presente neto.

2.2 La relación de ingresos y escolaridad según Becker y Chiswick

22

El primer paso hacia la representación moderna de la relación entre los ingresos y el capital humano fue el modelo propuesto por Becker y Chiswick (1966). Aunque Mincer (1958) obtuvo resultados similares utilizando el principio de diferenciales compensados, decidió basar sus investigaciones futuras en el método de Becker y Chiswick.⁹

Este modelo encuentra su fundamento en dos ecuaciones:

$$(1) \quad C_t = k_t E_t$$
$$(2) \quad E_{t+l} = E_t + r_t C_t = E_t (1 + r_t k_t)$$

donde,

- = ingresos potenciales en el período t ,
- = inversión en capacitación en el período t ,
- = razón de inversión en el período t ,
- = tasa de retorno a la inversión en capacitación en el período t ,

⁹ Véase Chiswick (2003). Para un breve pero completo resumen del modelo de diferenciales compensados de Mincer (1958), véase Heckman, Lochner y Todd (2003).

y la segunda igualdad en (2) es una consecuencia de la identidad presentada en (1). La ecuación (1) expresa la inversión en capacitación en el período t (puede ser educación u otro tipo de adiestramiento) como una fracción k_t de los ingresos potenciales en el mismo período. La ecuación (2) es una relación intertemporal entre los ingresos del siguiente período con los ingresos presentes y los retornos a la inversión en capacitación.

Si E_0 denota los ingresos cuando no se ha realizado ninguna inversión, entonces al sustituir repetidamente en (2) se obtiene:

$$(3) \quad E_t = \prod_{j=0}^{t-1} E_0 (1+r_j k_j)$$

Al aplicar el logaritmo natural a (3) se encuentra:

$$(4) \quad \ln E_t = \ln E_0 + \sum_{j=0}^{t-1} \ln (1+r_j k_j) \\ = \ln E_0 + \sum_{i=0}^s \ln (1+r_i k_i) + \sum_{j=s}^{t-1} \ln (1+r_j k_j)$$

Ya que $\ln (1+\eta) \approx \eta$ para valores pequeños de η y asumiendo que las tasas de retorno a la educación ($r_i = r_s$) y a la inversión post-educación ($r_j = r_0$) son constantes, entonces es posible reescribir la ecuación (4) en términos aproximados como:

$$(5) \quad \ln E_t \approx \ln E_0 + r_s \sum_{i=0}^s k_i + r_0 \sum_{j=s}^{t-1} k_j$$

Si se definen los ingresos observados en el período t (ingresos totales menos costos de inversión) como $w_t = E_t - C_t = E_t (1 - k_t)$, entonces,

$$(6) \quad \ln w_t = E_t + \ln (1 - k_t) \approx \ln E_t - k_t$$

Las ecuaciones (5) y (6) permiten llegar a la llamada *función de ingresos y escolaridad* (Becker y Chiswick, 1966):

$$(7) \ln w_t = \alpha + \beta s + \varepsilon$$

donde $\beta = r_s \bar{k}_s$ representa los retornos ‘ajustados’ a la educación y $\bar{k}_s = \frac{1}{s} \sum_{i=0}^s k_i$ es la razón de inversión promedio durante los años escolares.

Por simplicidad, Becker y Chiswick asumieron $k_i=1$, lo que equivale a decir que no existe ningún costo adicional de la educación aparte de los ingresos perdidos. Esta simplificación permite que los estimados de β sean interpretados directamente como estimados de la tasa de retornos a la educación. Frecuentemente, dicho supuesto se ha mantenido explícita o implícitamente en las investigaciones empíricas (al igual que en este análisis), aun cuando pueda conllevar distorsiones en los estimados realizados entre más lejos se encuentre el valor k_s de la unidad.¹⁰

24

2.3 Mincer y la función salarial de capital humano

Mincer (1974) se valió del marco anterior para introducir el efecto de la experiencia laboral en la relación. Para ello, Mincer le dio una forma funcional explícita a la razón de la inversión post-escolar:

$$(8) k_t = k_{s+x} = \theta \left(1 - \frac{t-s}{T} \right) = \theta \left(1 - \frac{x}{T} \right)$$

donde θ es una constante y la experiencia laboral (post-escolar) del individuo se define como $x=t-s \geq 0$. La forma funcional

¹⁰ Para una exposición de este problema metodológico, véase Chiswick (1997).

en (8) implica una tasa de inversión que decae linealmente para el período post-escolar.

Usando esta relación, el último término en la ecuación (5) se convierte en:

$$(9) \quad r_0 \sum_{j=s}^{t-1} k_j = r_0 \sum_{j=s}^{t-1} \theta \left(1 - \frac{j-s}{T} \right)$$

$$= \left(r_0 \theta - \frac{r_0 \theta}{2T} \right) (t-s) - \frac{r_0 \theta}{2T} (t-s)^2 - r_0 \theta$$

que al insertarse nuevamente en la ecuación (5) permite reescribirla como:

$$(10) \quad \ln E_t = \ln E_{s+x} \approx \ln E_0 - r_0 \theta + r_s \sum_{i=0}^s k_i + \left(r_0 \theta - \frac{r_0 \theta}{2T} \right) x - \frac{r_0 \theta}{2T} x^2$$

Finalmente, utilizando las ecuaciones (6), (8) y (10), se obtiene la famosa ecuación de la función salarial de capital humano:

$$(11) \quad \ln w_t = \alpha + \beta s + \delta_0 x + \delta_1 x^2 + \varepsilon$$

donde,

$$\alpha = \ln E_0 - r_0 \theta - \theta$$

$$\beta = r_s k_s$$

$$\delta_0 = r_0 \theta - \frac{r_0 \theta}{2T} + \frac{\theta}{T}$$

$$\delta_1 = -\frac{r_0 \theta}{2T}$$

Mincer también supuso $k_i = 1$ para permitir que el coeficiente de la variable educación fuera interpretado como la tasa de retornos a la educación formal. En la mayoría de investigaciones empíricas sobre este tema se ha mantenido el supuesto de que los parámetros anteriores son constantes en la población, a pesar de que estudios recientes sugieren que el modelo de coeficientes aleatorios, el cual permite retornos heterogéneos para cada individuo, es más apropiado.¹¹

2.4 Sesgo de habilidad y errores de medición

Gran parte de la literatura sobre retornos a la educación se ha encargado de verificar la validez de algunos supuestos sobre los cuales Mincer construyó su modelo.

26

Muchos estudios han señalado que el nivel de escolaridad alcanzado por el individuo es una elección que éste realiza y que, por lo tanto, las personas se autoseleccionan de acuerdo con sus capacidades: aquellos que son más capaces obtienen mayores retornos de la educación y como consecuencia deciden permanecer más tiempo en el sistema educativo que quienes tienen menor capacidad.¹² Además, es de esperar que los individuos con mayor capacidad sean más productivos y, por ende, reciban mayores salarios, independientemente de su nivel de escolaridad. Desde un punto de vista metodológico, esta autoselección crea un problema de endogeneidad porque la capacidad innata no es observada. Este problema recibe el

¹¹ Véase Carneiro, Heckman y Vytlačil (2001); y Blundell, Dearden y Sianesi (2004).

¹² La idea de que el individuo puede elegir entre varias opciones no significa que dicha elección se encuentre libre de condicionantes. Por el contrario, son las restricciones tanto endógenas (del individuo) como exógenas (del ambiente en el que se desenvuelve) las que condicionan esta decisión y generan lo que se denomina autoselección.

nombre de *sesgo de habilidad* y fue descrito cuidadosamente en el clásico estudio de Griliches (1977).¹³ Esto quiere decir que al estimar los retornos utilizando el método convencional de mínimos cuadrados ordinarios (MCO), se está calculando el efecto no solamente de la educación sino también de la capacidad (habilidad) de los individuos. El consenso entre los econométristas es que MCO sobreestima la tasa de retornos a la educación como resultado del sesgo de habilidad.¹⁴

La literatura también se ha enfocado en errores de medición como causa de sesgos en la estimación de la tasa de retornos. Varios estudios han mostrado sesgos significativos que subestiman la tasa de retornos al utilizar muestras en las que los niveles educativos son reportados por los propios individuos.¹⁵ Este fenómeno parece deberse a que muchas personas aseguran haber alcanzado niveles educativos más altos que los que en realidad lograron, ya que pueden sentirse estigmatizadas como resultado de su bajo nivel educativo, lo que las lleva a reportar datos erróneos que inciden negativamente en la estimación de la tasa de retornos.¹⁶

¹³ Los esfuerzos para corregir este sesgo se han centrado en tres opciones. Algunos estudios han utilizado proxies para la habilidad (ej. tests de coeficiente intelectual). Otros estudios se enfocan en el uso de variables instrumentales (ej. Angrist y Krueger, 1991). La tercera opción ha sido el uso de muestras de mellizos (ej. Ashenfelter y Krueger, 1994).

¹⁴ Véase Blundell, Dearden y Sianesi (2004) para un ejemplo de dichos resultados.

¹⁵ Para ejemplos con datos provenientes de Estados Unidos y el Reino Unido, véase Ashenfelter y Krueger (1994) y Bonjour *et al.* (2002), respectivamente.

¹⁶ Económicamente, esto representa lo que se conoce con el nombre de “sesgo de atenuación” (attenuation bias). Véase Wooldridge (2002).

2.5 Otros problemas empíricos

Además de los problemas de endogeneidad que se pueden generar por la presencia de diferenciales de habilidad no observados y por errores en las mediciones, existen otras razones que hacen de la estimación de la tasa de retornos a la educación una tarea delicada.

28

Algunos investigadores se han enfocado en estudiar la decisión de participación en el mercado laboral. Esto se debe a que si los individuos que deciden permanecer fuera del mercado laboral no son una parte aleatoria de la población, entonces los estimados de la tasa promedio de retornos a la educación pueden sufrir problemas de selección.¹⁷ En este caso, es necesario tomar en cuenta de forma explícita la decisión de participación laboral en los modelos para corregir el sesgo potencial. El modelo de selección de Heckman (Heckman, 1979) ha sido ampliamente utilizado con este propósito.¹⁸

Un argumento similar se aplica en el caso de un mercado laboral con varios sectores ocupacionales. Por ejemplo, muchos investigadores se han enfocado en las diferencias entre el trabajo asalariado y el trabajo independiente (es decir, la decisión del trabajo por cuenta propia).¹⁹ En el caso de los países en vías de desarrollo es razonable esperar que los retornos a la educación sean más bajos en el sector de trabajo independiente, a pesar de la existencia de resultados variados en estudios que utilizan datos de países desarrollados.²⁰

¹⁷ Véase Schultz (2003).

¹⁸ Véase Vakis (2003) para un ejemplo de dicho método utilizando datos de Guatemala.

¹⁹ Véase van der Sluis, van Praag y van Witteloostuijn (2004) y las referencias que allí aparecen.

²⁰ Véase Williams (2002).

Recientemente, algunos estudios han extendido el análisis a un marco multisectorial, combinando la decisión de participación laboral con la elección ocupacional.²¹ Estas investigaciones están basadas en una versión multivariable del modelo de selección de Heckman, originalmente propuesta por Lee (1983) y modificada por Bourguignon, Fournier y Gurgand (2001). Hasta donde el autor conoce, ninguno de estos estudios ha considerado la inclusión de trabajadores sin pago como un sector aparte.

Además de lo mencionado anteriormente, los investigadores también se enfrentan al hecho de que los datos provenientes de países en vías de desarrollo presentan una restricción adicional: la mayoría de las encuestas de hogares disponibles son de corte transversal. En una época en la que las sociedades están cambiando rápidamente, la limitación expuesta impone el supuesto de estacionalidad en los perfiles de edad-educación-ingresos para los diferentes cohortes. Este supuesto resulta necesario para identificar la tasa de retornos relevante para los individuos. Sin embargo, es casi seguro que este supuesto no se mantiene en la realidad (véase Heckman, Lochner y Todd, 2003).

En verdad, la estimación de la tasa de retornos a la educación ha probado ser una tarea de gran dificultad. A pesar de los esfuerzos y logros de los investigadores a través de los años, esta medición aún presenta barreras importantes que requieren de una investigación continua para alcanzar estimaciones más precisas que las actuales. En la medida en que se logre alcanzar mayor precisión en los estimados, se contribuirá de manera importante a mejorar la formulación de políticas educativas que beneficien a la población.

²¹ Véase Ferreira y Leite (2002), y Bourguignon y Ferreira (2005).

3. Metodología

En la Sección 2 se presentaron las raíces de la función minceriana de ingresos y se analizaron algunos de los problemas metodológicos que envuelve su estimación. Como se mencionó en párrafos anteriores, varios estudios se han dedicado al desarrollo de métodos que permitan corregir algunos de estos problemas, en particular el sesgo de habilidad, errores en las mediciones y la decisión de participación en el mercado laboral. No obstante, dada la calidad de la información disponible, aún quedan varios puntos por resolver.

Este análisis intenta contribuir a los esfuerzos por mejorar la calidad de los estimados al enfocarse en cuatro causas específicas de endogeneidad, provenientes de la decisión de participación y la elección del sector laboral por parte del individuo:

- a) autoselección en el sector de trabajo asalariado;
- b) autoselección en el sector de trabajo independiente;
- c) autoselección en el sector de trabajo sin remuneración económica; y
- d) autoselección en el sector de inactividad económica.

Como también se mencionó en párrafos anteriores, algunos investigadores se han enfocado en la decisión de participación y en las diferencias existentes entre el trabajo asalariado y el independiente. Sin embargo, pocos de estos estudios abordan estos temas simultáneamente. Además, el trabajo no remunerado ha sido prácticamente ignorado y es difícil encontrar estimados de los retornos a la educación para este sector.²²

3.1 Los datos

32

Los datos utilizados en este análisis provienen de la Encuesta Nacional de Condiciones de Vida (ENCOVI 2000) y se toma en cuenta solamente a la población masculina mayor de 18 años.²³ La ENCOVI 2000 fue diseñada y desarrollada por el Instituto Nacional de Estadística (INE), bajo los lineamientos del programa de Mejoramiento de las Encuestas de Hogares y la Medición de Condiciones de Vida (MECOVI). Los datos son representativos a nivel nacional y su potencial de desagregación incluye las ocho regiones geopolíticas de Guatemala a nivel urbano y rural.

Aunque existen otras encuestas de hogares disponibles, ENCOVI 2000 contiene mayor riqueza en su información. Esto se debe, en particular, a que dicha información permite estimar los valores monetarios del autoconsumo, los cuales serán utilizados en el análisis del trabajo sin remuneración económica.

²² Véase Chung (2000), quien utiliza datos de Malasia.

²³ Los datos referentes a mujeres no fueron incluidos. Esta omisión fue necesaria para evitar las complicaciones causadas por la participación interrumpida de las mujeres en el mercado laboral, durante los períodos de maternidad y crianza de los hijos.

3.2 Estimación de los valores monetarios para el autoconsumo

Para poder estudiar los efectos de la educación en el sector de trabajadores sin remuneración económica, resulta necesario estimar los valores monetarios para el autoconsumo de bienes. Estos valores representan el equivalente al salario y permiten utilizar análisis de regresión para estimar la tasa de retornos a la educación para este grupo.

Aunque no todos los trabajadores de este sector se encuentran empleados en agricultura, alrededor del 70 por ciento de ellos reportan autoconsumo de productos agrícolas. ENCOVI 2000 contiene información a nivel de hogares del gasto y cantidad consumida para 98 diferentes productos alimentarios.²⁴ Esto hace posible estimar “valores unitarios promedio” (*mean unit values*) como un valor aproximado de los precios de estos productos.

33

Los valores unitarios promedio (UV) se definen como:

$$(12) \quad UV_i = \frac{1}{n} \sum_j^n \frac{p_{ij} q_{ij}}{q_{ij}}$$

donde $p_{ij} q_{ij}$ es el gasto total en el producto i por parte del hogar j y q_{ij} es la cantidad consumida del producto en cuestión. Es posible que, debido a que la calidad no es observada y a que existen diferencias entre regiones geográficas, los valores unitarios promedio sean diferentes a los precios reales.

Se estimaron un total de 909 valores unitarios promedios para tomar en cuenta la heterogeneidad en unidades de medida y las diferencias regionales a nivel urbano/rural. Utilizando estos

²⁴ Para ver el listado de estos 98 productos, consulte la Tabla 3 en el Apéndice.

valores y la información sobre las cantidades consumidas, se procedió a calcular los valores monetarios de autoconsumo para los trabajadores sin remuneración económica. A manera de obtener estimados per cápita, se dividió el valor de autoconsumo del hogar entre el número de individuos que trabajaron en el hogar y que no recibieron una remuneración monetaria.

3.3 Definición de los sectores

Este análisis considera tres sectores básicos de empleo y añade un cuarto sector integrado por los individuos que permanecen económicamente inactivos. Los sectores fueron identificados utilizando la variable 'p10b14' de la ENCOVI 2000 y clasificados de la siguiente manera:²⁵

34

- a) Trabajadores asalariados: los individuos pertenecen a este grupo si son (1) empleados de Gobierno, (2) empleados u obreros del sector privado, (3) jornaleros o peones, o (4) empleados domésticos.
- b) Trabajadores independientes: los individuos pertenecen a este grupo si son (1) trabajadores por su cuenta o en su finca, (2) dueños o patrones de sus empresas y/o fincas o socios activos.
- c) Trabajadores sin remuneración económica: los individuos pertenecen a este grupo si son (1) ayudantes o trabajadores familiares sin remuneración, (2) ayudantes o trabajadores sin pago en otros sitios.

²⁵ Los porcentajes de participación en la muestra para cada sector son los siguientes: asalariados (49%), independientes (34%), sin pago (7%) e inactivos (10%).

- d) Económicamente inactivos: los individuos pertenecen a este grupo si tienen edad para trabajar y no se encontraban empleados al momento que se realizó la encuesta. Las personas retiradas se excluyeron de la muestra.

Cabe mencionar que en muchas ocasiones se confunde al empleo en el sector asalariado como empleo formal, y a los trabajadores independientes como informales. Sin embargo, esto no es así; convencionalmente, se utiliza al número de afiliados al IGSS como un indicador de empleo formal.²⁶

3.4 Los modelos

3.4.1 Regresión utilizando el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO)

35

La ecuación básica para cada sector es la función de ingresos descrita en la Sección 2. Esta función incluye como controles a variables dicotómicas de área y etnicidad, además de la experiencia, experiencia al cuadrado y las variables dicotómicas que representan los distintos niveles educativos.

$$(13) \ln w_i = \alpha + \sum_{k=1}^4 \beta_k s_{ik} + \sum_{j=1}^n \delta_j z_{ij} + \varepsilon_i$$

La especificación del modelo en (13) permite la presencia de retornos no lineales para los diferentes niveles educativos. En este caso, los niveles considerados son cuatro: primaria, básicos, diversificado y estudios universitarios (a nivel de licenciatura solamente). La categoría excluida para estas variables dicotómicas

²⁶ En la muestra utilizada, el 21 por ciento de los trabajadores paga cuota del IGSS, cifra muy cercana al estimado estándar del 25 por ciento obtenido con datos de la Encuesta Nacional de Egresos e Ingresos (ENEI 2004).

está compuesta por trabajadores que no completaron la educación primaria o que no recibieron ningún tipo de educación formal. No se incluyen estudios de postgrado por carecer de suficiente variación en la muestra.²⁷

3.4.2 Modelo Multivariable de Selección (MMS)

36

El modelo previo no toma en cuenta la elección del sector laboral por parte del individuo y por lo tanto presenta problemas potenciales de selectividad provenientes de dicha elección. Para corregir esta omisión, el proceso que genera la información disponible ha sido modelado como una elección de cuatro sectores, cada uno con la posibilidad de contar con diferentes tasas de retornos a la educación.²⁸

Las ecuaciones (14) muestran la función de ingresos básica para cada sector:

(14) Sector 1: individuos económicamente inactivos

$$\ln w_{i1} = \alpha_1 + \sum_{k=1}^4 \beta_{1k} s_{ik} + \sum_{j=1}^m \delta_j z_{ij} + \varepsilon_{i1}$$

Sector 2: trabajadores sin pago

$$\ln w_{i2} = \alpha_2 + \sum_{k=1}^4 \beta_{2k} s_{ik} + \sum_{j=1}^n \theta_j z_{ij} + \varepsilon_{i2}$$

²⁷ Solamente 34 individuos en la muestra reportan haber realizado estudios de postgrado.

²⁸ Véase Lee (1983) para el modelo básico. Un ejemplo de este tipo de modelos es presentado en Ferreira y Leite (2002).

Sector 3: trabajadores independientes

$$\ln w_{i3} = \alpha_3 + \sum_{k=1}^4 \beta_{3k} s_{ik} + \sum_{j=1}^p \phi_j z_{ij} + \varepsilon_{i3}$$

Sector 4: trabajadores asalariados

$$\ln w_{i4} = \alpha_4 + \sum_{k=1}^4 \beta_{4k} s_{ik} + \sum_{j=1}^p \chi_j z_{ij} + \varepsilon_{i4}$$

El individuo tiene la opción de trabajar en el sector asalariado, el sector de trabajo independiente, trabajar sin remuneración económica, o permanecer desempleado.²⁹ Bajo este marco, solamente es posible observar $\ln w_4$ cuando el trabajador decide emplearse en el sector asalariado, $\ln w_3$ si escoge ser trabajador independiente y $\ln w_2$ cuando decide trabajar sin remuneración. El valor $\ln w_1$ no es observado en ninguna circunstancia y representa el logaritmo del salario de reserva del trabajador.³⁰

37

Debido a la posibilidad de correlación entre los términos de error, es necesario tomar en cuenta los procesos que generan la correlación por medio de un modelo de elección discreta, para evitar que los estimados del modelo MCO aplicado a cada sector sean inconsistentes (Bourguignon, Fournier y Gurgand, 2001).³¹ El modelo logit multinomial presentado en (15) estima la probabilidad de que un individuo elija un sector determinado como una función de un conjunto de variables, x , el cual incluye las siguientes: educación, edad, edad al cuadrado, etnicidad, área de vecindad, número de niños menores de 18 años en el hogar y el estado civil de la persona.

²⁹ El individuo elegirá la mejor opción de acuerdo a su análisis de costo-beneficio. Cabe recalcar que esta decisión puede verse condicionada por factores externos, como la pobreza, que generan costos imposibles de cubrir por el individuo, limitando su elección (ver nota número 13).

³⁰ El salario de reserva es el mínimo salario por el que un individuo participa en el mercado de trabajo (o el máximo salario al que decide no participar).

³¹ En lenguaje econométrico, se entiende por estimados consistentes aquellos que cumplen con la condición $plim(\beta_n) = b$, donde β es el coeficiente estimado para una muestra de tamaño n y b es su valor verdadero en la población.

$$(15) \quad \Pr (y_i = 1 | \mathbf{x}_i) = P_{i1} = \frac{1}{1 + \sum_j \exp(\mathbf{x}'_i \boldsymbol{\gamma}_j)} \quad j = (2,3,4)$$
$$\Pr (y_i = k | \mathbf{x}_i) = P_{ik} = \frac{\exp(\mathbf{x}'_i \boldsymbol{\gamma}_k)}{1 + \sum_{j \neq k} \exp(\mathbf{x}'_i \boldsymbol{\gamma}_j)} \quad k = (2,3,4)$$

Utilizando simultáneamente las ecuaciones contenidas en (14) y (15), este estudio implementa una corrección del sesgo de selección, basada en el modelo logit multinomial. Como se mencionó en la Sección 2, este modelo es una generalización del modelo de selección de Heckman (Heckman, 1979) y fue originalmente desarrollado por Lee (1983) y modificado por Bourguignon, Fournier y Gurgand (2001).

4. Resultados empíricos

4.1 Elección del sector laboral

La Tabla 4 del Apéndice muestra los resultados del análisis logit multinomial para la elección del sector laboral, utilizando a los trabajadores asalariados como la categoría base. Los signos de los coeficientes son en su mayoría los esperados.

Según el modelo, es menos probable que los individuos que han recibido algún tipo de educación formal sean trabajadores sin pago. Al mismo tiempo, quienes terminaron solamente estudios de educación primaria y ciclo básico parecen tener mayores probabilidades de entrar al sector de trabajo independiente, donde se desarrolla más de la mitad de la economía informal del país. Esto es consistente con las preocupaciones expresadas por Psacharopoulos y Bennell en el caso de países africanos.³²

³² Estos argumentos se presentan en la Sección 1.

La probabilidad de permanecer económicamente inactivo parece ser mayor para los no indígenas. Esto puede ser consecuencia del hecho de que los hogares no indígenas tienen un promedio de ingresos mayor que el de hogares indígenas, lo que les permite mantener a los miembros desempleados por períodos más largos. Un argumento similar se aplica a los individuos que habitan en las áreas urbanas en contraposición con aquellos que viven en el área rural.

Otro factor que afecta la decisión de participación laboral es el número de niños viviendo en el hogar. Entre mayor sea el número de niños dependientes menores de 18 años, mayor parece ser el incentivo para salir de la inactividad económica. La convivencia con una pareja, ya sea que se esté casado o no, genera un efecto similar al anterior. En otras palabras, las responsabilidades económicas y legales hacia otros miembros del hogar influyen grandemente la decisión individual de participación en el mercado laboral.

Por último, resulta poco sorprendente notar que es menos probable que los no indígenas y quienes viven en áreas urbanas sean trabajadores sin pago. Esto se debe principalmente a que la mayoría de los trabajadores sin pago realizan labores de agricultura.³³

³³ Véase la subsección 3.2.

4.2 Tasas estimadas de retornos a la educación en el sector de trabajo asalariado

Los resultados de la función de ingresos para el método de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) y para el modelo mutivariable de selección (MMS) se reportan en la Tabla 5 del Apéndice. Para el sector asalariado, los resultados sugieren que los retornos a la educación primaria y al ciclo básico son sobreestimados significativamente cuando no se toman en cuenta la decisión de participación y la elección del sector laboral por parte del individuo (ver Tabla 6).

Los estimados obtenidos al utilizar MCO para la educación primaria y el ciclo básico son de 28.11 por ciento y 39.67 por ciento, respectivamente. Tomando en cuenta que la duración de la educación primaria es de 6 años y que el ciclo básico se cursa en 3 años, los estimados implican tasas anuales de retorno del 4.68 por ciento y 13.22 por ciento. Una vez que la probabilidad de entrar en cada sector se toma en cuenta por medio de MSS, estos estimados se ven marcadamente reducidos a un 9.67 por ciento (1.61% anual) para quienes completaron la primaria y 23.37 por ciento (7.79% anual) para quienes finalizaron el ciclo básico.

Por el contrario, los retornos para el ciclo diversificado se incrementan significativamente de un 94.27 por ciento utilizando MCO a un 120.33 por ciento de acuerdo al estimado MMS, lo que representa un aumento en la tasa anual del 31.42 por ciento al 40.11 por ciento. Tal como se explicó anteriormente, la educación del nivel diversificado es el momento en el que muchos trabajadores adquieren capacidades clave para desempeñarse en el mercado laboral, como lo son los conocimientos de conta-

bilidad, magisterio, mecanografía, computación básica, etc. Este incremento en la tasa de retornos parece reflejar el hecho de que los trabajadores que han completado estudios de diversificado tienen mayor probabilidad de ingresar al sector asalariado, en el cual los salarios para actividades comparables son mayores (ver Tabla 4).

Finalmente, la tasa de retornos a la educación universitaria permanece a un nivel alto, a pesar de decrecer de 154.77 por ciento (30.95% anual) a 114.95 por ciento (22.99% anual) después de la corrección por selectividad. Es probable que esta baja sea causada por la presencia de universitarios graduados dentro del grupo económicamente inactivo.

42

4.3 Tasas estimadas de retornos a la educación en el sector de trabajo independiente

En el sector de trabajo por cuenta propia se observan patrones similares (ver Tabla 5). Los retornos estimados a la educación primaria, ciclo básico y estudios universitarios son mayores al utilizar MCO que al utilizar MMS, mientras que lo contrario ocurre en el caso del ciclo diversificado.

Los retornos a la educación primaria se ven fuertemente reducidos de un 23.68 por ciento con MCO a un diminuto 1.27 por ciento con MMS. En términos anuales, estos valores pasan de un bajo 3.95 por ciento, a un prácticamente nulo 0.21 por ciento.

En el caso del ciclo básico, también se aprecia una disminución importante. Los estimados MCO sugieren una tasa anual de retorno del 18.78 por ciento, mientras que MMS reduce este estimado a 5.07 por ciento. En este sentido, el estimado MCO sugiere que los beneficios de la educación inician a ser importantes a partir del ciclo básico, mientras que los valores MMS ponen en duda esta afirmación. Además, es importante notar que los coeficientes MMS para la educación primaria y el ciclo básico no son estadísticamente significativos para este sector.

43

Al igual que en el sector de asalariados, los retornos estimados a la educación diversificada se incrementan cerca de un 9 por ciento al implementar MMS, con el valor estimado aumentando de 23.69 por ciento con MCO a un 32.67 por ciento por año con MMS.

Mientras que ambos valores son bastante altos, los estimados MMS indican que es solamente hasta después de completar este nivel educativo que los beneficios de la educación acumulada se pueden iniciar a percibir. Este proceso continúa a nivel universitario, donde a pesar de encontrar un estimado más bajo al corregir por selectividad, la tasa de retornos continúa siendo alta (21.72% anual).

En general, los estimados MMS de la tasa de retornos para cada nivel educativo son menores para el sector de trabajo independiente que para el de trabajadores asalariados.

4.4 Tasas estimadas de retornos a la educación en el sector de trabajo sin pago

Los retornos a la educación para este sector fueron estimados utilizando valores monetarios calculados para el autoconsumo per cápita (ver sub-sección 3.2 y Tabla 5).

Para quienes completaron la educación primaria, el estimado MCO es un modesto 2.7 por ciento, lo que equivale a 0.5 por ciento por año. El valor del estimado por MMS es negativo (-1.72% anual). Sin embargo, en ambos modelos los coeficientes para la educación primaria no son estadísticamente significativos.

44

En el caso del ciclo básico, tanto el estimado MCO como MMS son negativos. El primer modelo calcula un retorno anual negativo de -5.70 por ciento, mientras que el segundo modelo muestra una tasa negativa del -10.91 por ciento por año. El coeficiente MCO no es estadísticamente significativo y el valor MMS solamente es significativo para un intervalo de confianza de 90 por ciento.

Para la educación diversificada se encuentran resultados similares, con la excepción de que en ambos modelos los coeficientes son estadísticamente significativos para un intervalo de confianza de 95 por ciento. El valor MCO es de -8.43 por ciento anual, mientras que el estimado MMS reporta una tasa de retornos de -3.45 por ciento al año.

No debe parecer muy sorprendente que los modelos hayan estimado retornos negativos a la educación para los trabajadores sin pago. Desde un punto de vista económico, es difícil pensar que las escuelas sean proveedoras de habilidades útiles para la agricultura, especialmente cuando la tecnología utilizada

en la producción por este grupo es principalmente artesanal. La escolaridad puede influenciar la productividad de manera indirecta, pero no resulta claro que deba tener un efecto significativo directo.

Además, es posible también que los estimados reflejen la calidad de la oferta educativa disponible para los individuos que componen este sector. Generalmente, los trabajadores sin pago que trabajan en la agricultura viven en áreas aisladas, donde los recursos escolares son muy limitados. Esto significa que, en promedio, los trabajadores que pertenecen a este sector reciben una educación de menor calidad que en los demás sectores de la economía.

A pesar de los retornos negativos, el principal beneficio de la educación para los trabajadores sin pago es que aumenta sus probabilidades de trasladarse hacia un sector con mayores salarios promedio. El modelo logit multinomial predice que un mayor nivel educativo reduce la probabilidad de convertirse en un trabajador sin pago. Entre mayor es la escolaridad del individuo, más son sus posibilidades de ser mejor remunerado.

No obstante estos hallazgos, la evidencia presentada para este sector debe ser considerada como preliminar e indicativa solamente. Es necesario efectuar un análisis más profundo de los determinantes de la productividad de estos trabajadores para alcanzar conclusiones más robustas. Los modelos utilizados no parecen explicar de manera convincente las diferencias salariales en este sector. De hecho, el test estadístico F de todos los coeficientes de la regresión no excluye la posibilidad de que todos ellos sean cero.

5. Resumen y conclusiones

Este estudio presenta estimados de la tasa promedio de retornos a la educación para los sectores de trabajadores asalariados, trabajadores independientes y trabajadores sin pago en Guatemala, utilizando una muestra de trabajadores varones de la ENCOVI 2000. Para esta estimación se obtuvieron valores monetarios para el autoconsumo y se tomó en cuenta la probabilidad de que un individuo permanezca económicamente inactivo.

Los resultados indican que los retornos a la educación en el país son mayores en el sector de trabajo asalariado y que estos retornos no son lineales para diferentes niveles de escolaridad. En el caso de los trabajadores sin pago, la variable de educación primaria no posee significancia estadística, mientras que mayores niveles educativos muestran una tasa negativa de retornos.

Adicionalmente, el análisis realizado sugiere que el método de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) distorsiona considerablemente los estimados de las tasas de retornos. La implementación de un modelo multivariable de selección, basado en el logit multinomial, evidencia que el uso de MCO sobreestima los

retornos a la educación primaria, al ciclo básico y a la educación universitaria. Al mismo tiempo, el uso de MCO parece subestimar los beneficios del ciclo diversificado, etapa donde muchos trabajadores adquieren capital humano específico para ciertas ocupaciones.

A pesar de que los resultados muestran bajos retornos a la educación primaria y al ciclo básico, la interpretación de este hallazgo debe realizarse con precaución. En vez de desincentivar la inversión en estos niveles educativos, los resultados obtenidos indican que la inversión debe estar presente de manera continua, por lo menos hasta el final de la educación secundaria, donde parecen iniciar los beneficios reales de la educación. En otras palabras, el principal beneficio de completar la educación primaria y el ciclo básico es el tener acceso a la educación de diversificado y, posteriormente, a la educación universitaria. Desde el punto de vista de políticas públicas esta es una interesante conclusión, la cual ha sido apoyada en otros estudios empíricos.³⁴

48

Otro punto de interés es el hallazgo de que la educación reduce la probabilidad de pertenecer al grupo de trabajadores sin pago y que los individuos que solamente han completado la educación primaria o el ciclo básico tienden a formar parte del grupo de trabajadores independientes. Este es un aspecto importante a tomar en cuenta en la formulación de políticas públicas, particularmente al momento de realizar análisis de costo-beneficio de políticas educativas, ya que los retornos a la educación primaria y al ciclo básico son considerablemente más bajos para los trabajadores independientes. Dichos hallazgos dan relevancia a las advertencias emitidas por Psacharopoulos (1982) y Bennell (1996) presentadas en la introducción de este estudio.

³⁴ Véase Carneiro y Heckman (2003).

Aunque los resultados del análisis realizado parecen consistentes con las tendencias esperadas, la magnitud de las tasas estimadas de retornos es solamente indicativa. Estos estimados pueden ser mejorados si se toman en cuenta otros factores como el sesgo de habilidad y la decisión de escolaridad. Dichas correcciones van más allá del enfoque de este estudio por lo que no se consideró su implementación.

Un mejor entendimiento de estas dinámicas, combinado con los resultados del presente análisis, puede resultar útil en el desarrollo de la política educativa de Guatemala y otros países en vías de desarrollo que poseen una diversidad estructural similar.

6. Referencias y bibliografía

Alejos, L. A. (2004). *Participación de los determinantes de la desigualdad de ingresos*. En: **Revista Estudios Sociales**, No. 70, pp. 1-48. Instituto de Investigaciones Económicas y Sociales (IDIES/URL), Universidad Rafael Landívar, Guatemala.

Anderson, M. E. (2001). **Guatemala: the education sector**. Guatemala Poverty Assessment Program, Technical Paper No. 2, World Bank.

Angrist, J. y A. Krueger (1991). *Does compulsory school attendance affect schooling and earnings?* En: **Quarterly Journal of Economics**, Vol. 106, No. 4, pp. 979-1014.

Ashenfelter, O. y A. Krueger (1994). *Estimates of the economic return to schooling from a new sample of twins*. En: **American Economic Review**, Vol. 84, No. 5, pp. 1157-1173.

Becker, G. S. (1962). *Investment in human capital: a theoretical analysis*. En: **Journal of Political Economy**, Vol. 70, No. 5, Part 2: Investment in Human Beings, pp. 9-49.

- y B. R. Chiswick (1966). *Education and the distribution of earnings*. En: **American Economic Review**, Vol. 56, No. 1/2, pp. 358-369.
- Bennell, P. (1996). *Rates of return to education: does the conventional pattern prevail in sub-Saharan Africa?* En: **World Development**, Vol. 24, No. 1, pp. 183-199.
- Blundell, R, L. Dearden y B. Sianesi (2004). **Evaluating the impact of education on earnings in the UK: models, methods and results from the NCDS**. Institute for Fiscal Studies Working Paper No. 03/20.
- Bonjour, D., L. Cherkas, J. Haskel, D. Hawkes y T. Spector (2002). **Returns to education: evidence from UK twins**. Paper No. CEEDP0022, Centre for the Economics of Education.
- 52 Bourguignon, F. y F. Ferreira (2005). *Decomposing changes in the distribution of households incomes: methodological aspects*. Chapter 2 En: F. Bourguignon, F. Ferreira and N. Lustig, **The microeconomics of income distribution dynamics in east Asia and Latin America**, World Bank / Oxford University Press.
- , M. Fournier y M. Gurgand (2001). **Selection bias correction based on the Multinomial Logit Model**. Working Paper No. 2002-04, CREST/INSEE, París.
- Bowman, M.J. (1966). *The Human Investment Revolution in Economic Thought*. En: **Sociology of Education**, Vol. 39, No. 2, pp. 111-137.
- Card, D. (2000). **Estimating the return to schooling: progress on some persistent econometric problems**. NBER Working Paper No. 7769.

Carneiro, P. y J. J. Heckman (2003). *Human Capital Policy*.
Chapter. En: J. Heckman, A. Krueger, **Inequality in America:
what role for human capital policies**. MIT Press.

----, y E. Vytlačil (2001). **Estimating the returns to education
when it varies among individuals**. Working Paper. May
version.

Chiswick, B. R. (1997). **Interpreting the coefficient of
schooling in the human capital earnings function**. World
Bank Policy Research Working Paper No. 1790.

----(2003). **Jacob Mincer, experience and the distribution of
earnings**. IZA Discussion Paper No. 847.

Chung, Tsung-Ping (2000). **The Returns to Education and
Training: Evidence from the Malaysian Family Life Surveys**.
Discussion Paper No. 00/07, University of Kent.

Edwards, J. (2002). **Education and Poverty in Guatemala**.
Guatemala Poverty Assessment Program, Technical Paper No.
3, World Bank.

Ferreira, F. y P. G. Leite (2002). **Educational expansion and
income distribution: a micro-simulation for Ceará**.
Departamento Economia PUC-RIO, Texto para Discussão
No. 456.

Gaston, N. y J. Tenjo (1992). *Educational Attainment and Earnings
Determination in Colombia*. En: **Economic Development
and Cultural Change**, Vol. 41, No. 1, pp. 125-139.

Griliches, Z. (1977). *Estimating the returns to schooling: some
econometric problems*. En: **Econometrica**, Vol. 45, No. 1,
pp. 1-22.

- Heckman, J. J. (1979). *Sample selection bias as a specification error*. En: **Econometrica**, Vol. 47, No. 1, pp. 153-161
- y Xuesong Li (2003). **Selection bias, comparative advantage and heterogeneous returns to education: evidence from China in 2000**. IZA Discussion Paper No. 829.
- , L. J. Lochner y P. E. Todd (2003). **Fifty years of Mincer earnings regressions**. NBER Working Paper No. 9732.
- Lee, Lung-Fei (1983) *Generalized Econometric Models with Selectivity*. En: **Econometrica**, Vol. 51, No.2, pp. 507-512.
- Loening, L. J. (2005). **Effects of primary, secondary and tertiary education on economic growth: evidence from Guatemala**. World Bank Policy Research Working Paper No. 3610.
- Martínez Peláez, S. (1971). **La patria del criollo**. Guatemala: Editorial Universitaria.
- Marshall, A. (1890). **Principles of Economics**. 9th edition. London: Macmillan and Co. Limited for the Royal Economic Society, 1961.
- Mincer, J. (1958). *Investment in human capital and personal income distribution*. En: **Journal of Political Economy**, Vol. 66, No. 4., pp. 281-302.
- (1974). **Schooling, experience, and earnings**. New York: National Bureau of Economic Research.
- Patrinos, H. A. (1996). *Non-linearities in the returns to education: sheepskin effects or threshold levels of human capital?*. En: **Applied Economics Letters**, No. 3, pp. 171-173.

Psacharopoulos, G. (1982). **Upper volta: Is it worth spending on education in a 'high-cost' country?** Mimeo. Washington, DC: Education Department, The World Bank. Reference from Bennell (1996).

----(1995). **The profitability of investment in education: concepts and methods.** Human Capital Development and Operations Policy Working Paper No. 63.

----(1996). *A reply to bennell.* En: **World Development**, Vol. 24, No. 1, pp. 201.

----(1992). **Earnings and education in Latin America: assessing priorities for schooling investments.** World Bank Policy Research Working Paper No. 1056.

----y H. A. Patrinos. (2002). **Returns to investment in education: a further update.** World Bank Policy Research Working Paper No. 2881.

Schultz, T. P. (2003). **Evidence of returns to schooling in Africa from household surveys: monitoring and restructuring the market for education.** Center Discussion Paper No. 875, Yale University.

Schultz, T.W. (1960). *Capital formation by education.* En: **Journal of Political Economy**, Vol. 68, No. 6., pp. 571-583.

Spengler, Joseph J. (1977). *Adam Smith on human capital.* En: **The American Economic Review**, Vol. 67, No. 1, Papers and Proceedings of the Eighty-ninth Annual Meeting of the American Economic Association, pp. 32-36.

Vakis, R. (2003). **Guatemala: livelihoods, labor markets, and rural poverty.** Guatemala Poverty Assessment Program, Technical Paper No. 1, World Bank.

- van der Sluis, J., M. van Praag y A. van Witteloostuijn (2004). **Comparing the returns to education for entrepreneurs and employees.** Unpublished.
- Wooldridge, J. (2002). **Econometric analysis of cross section and panel data.** MIT Press.
- Williams, D. (2002). **Returns to education and experience in self-employment: evidence from Germany.** IRISS Working Paper Series No. 2002-04.
- World Bank (2003). **La Pobreza en Guatemala.** Informe N°24221-GU.

7. Apéndice

Tabla 1

Definición de las variables	
Variable	Descripción
área	=1 si urbano; =0 si rural
básicos	=1 si el mayor nivel aprobado es básicos; =0 en caso contrario
diversificado	=1 si el mayor nivel aprobado es diversificado; =0 en caso contrario
edad	Edad del individuo
edad2	Cuadrado de 'edad'
educ	Años de educación
etnicidad	=1 si ladino o extranjero; =0 si indígena
experiencia	Experiencia potencial del individuo (= edad - educ - 6)
experiencia2	Cuadrado de 'experiencia'
hijos	Número de hijos (menores de 18 años) que viven en el hogar
lnsalario	Logaritmo natural del salario
pareja	=1 si es casado o vive con su pareja; =0 en caso contrario
primaria	=1 si el mayor nivel aprobado es primaria; =0 en caso contrario
universidad	=1 si el mayor nivel aprobado es una licenciatura o equivalente; =0 en caso contrario
_m1	Valor esperado condicional del residuo para el Sector 1, estimado del modelo logit multinomial.
_m2	Valor esperado condicional del residuo para el Sector 2, estimado del modelo logit multinomial.
_m3	Valor esperado condicional del residuo para el Sector 3, estimado del modelo logit multinomial.
_m4	Valor esperado condicional del residuo para el Sector 4, estimado del modelo logit multinomial.

Fuente: Elaboración propia

Tabla 2

Estadísticas descriptivas				
Variable	Asalariados		Independientes	
	Promedio	Desviación estándar	Promedio	Desviación estándar
área	0.5103	0.5000	0.4325	0.4955
básicos	0.0914	0.2882	0.0708	0.2566
diversificado	0.1548	0.3618	0.0784	0.2689
edad	34.3032	13.1752	43.7026	14.6796
edad2	1350.2540	1081.9940	2125.2980	1400.1660
educ	5.6069	4.6695	4.1007	4.2309
etnicidad	0.6505	0.4769	0.5756	0.4944
experiencia	22.7000	14.9387	33.6055	16.3861
experiencia2	738.3993	918.0740	1397.6970	1241.1080
hijos	1.0804	1.5457	1.5867	1.7546
lnsalario	6.8243	0.7846	6.5409	1.2383
pareja	0.7102	0.4537	0.8842	0.3201
primaria	0.4625	0.4987	0.4972	0.5001
universidad	0.0610	0.2393	0.0374	0.1899
Variable	Sin Pago		Inactivos	
	Promedio	Desviación estándar	Promedio	Desviación estándar
área	0.1440	0.3516	0.6152	0.4869
básicos	0.0897	0.2861	0.1133	0.3171
diversificado	0.0462	0.2102	0.2136	0.4101
edad	25.5679	11.1737	40.8726	23.3636
edad2	778.2310	906.1616	2215.7220	2310.6710
educ	3.8967	3.3797	5.6795	4.7938
etnicidad	0.4348	0.4964	0.7284	0.4450
experiencia	15.6712	12.5252	29.1995	26.5280
experiencia2	402.0408	779.3365	1555.4360	2038.9050
hijos	0.1495	0.8200	0.3694	1.0447
lnsalario (estimado)	6.2210	0.8564		
pareja	0.3533	0.4786	0.4131	0.4927
primaria	0.5924	0.4921	0.3205	0.4670
universidad	0.0082	0.0900	0.0631	0.2432

Fuente: Elaboración propia

Tabla 3

Listado de bienes de autoconsumo reportados en ENCOVI 2000

1	pan dulce	52	chiles
2	pan francés	53	repollo
3	pan de rodaja	54	zanahoria
4	galletas	55	güisquil
5	pasteles	56	lechuga
6	tostadas	57	pepino
7	tortillas	58	remolacha
8	masa de maíz fresca	59	ajo
9	corn flakes	60	hierbas
10	incaparina	61	apio
11	mosh, avenas	62	papas
12	atol de maíz	63	yuca
13	otros atoles	64	arveja
14	azúcar granulada	65	plátanos
15	panela o rapadura	66	guineos / bananos
16	mieles, melaza y jarabes	67	naranjas / mandarinas
17	dulces	68	piña
18	harina de maíz	69	manzanas, uvas, melocotón
19	harina de trigo	70	sandías
20	frijol	71	mangos
21	arroz	72	limones
22	maíz	73	frutas secas
23	fideos, tallarines, coditos, etc.	74	aguacate
24	sopas en sobre	75	papaya
25	salsa y pasta de tomate	76	melones
26	otras pastas y salsas	77	condimentos y especias
27	carne de res	78	sal
28	vísceras de res	79	aguas gaseosas
29	carne de res con hueso	80	jugos empacados
30	carne de cerdo	81	agua embotellada
31	carne de cerdo con hueso	82	helados / granizadas
32	carne de pollo o gallina	83	café en grano, molido, instantáneo
33	vísceras de pollo o gallina	84	chocolate
34	pescado fresco	85	cerveza
35	lata de sardinas o atún	86	golosinas
36	embutidos	87	mermelada
37	leche en polvo para bebé	88	ayote, xilacayote
38	leche en polvo	89	anacate y otros hongos
39	leche líquida	90	zompopo y otros insectos
40	leche evaporada / condensada	91	semillas secas
41	huevos de gallina	92	licores
42	crema fresca	93	cigarrillos / tabaco
43	queso fresco / duro	94	otros envasados
44	yogures	95	tamales de maíz
45	mantequilla	96	paches
46	aceites comestibles	97	chicharrones de cerdo
47	manteca vegetal	98	té
48	manteca de cerdo		
49	margarina		
50	tomate		
51	cebolla		

Fuente: ENCOVI, 2002

Tabla 4

Valores estimados del modelo Logit Multinomial			
	Inactivos	Sin pago	Independientes
primaria	-0.2705 ** (-0.1200)	-0.1367 (0.1283)	0.1389 ** (0.0692)
básicos	0.1656 (0.1689)	-0.3749 * (0.2037)	0.2224 * (0.1220)
diversificado	0.2489 * (0.1491)	-0.7777 *** (0.2088)	-0.2742 ** (0.1153)
universidad	0.0482 (0.2004)	-1.2724 *** (0.4118)	-0.2037 (0.1524)
etnicidad	0.1603 * (0.0962)	-0.5567 *** (0.1023)	-0.2993 *** (0.0589)
área	0.2851 *** (0.0958)	-0.9691 *** (0.1197)	-0.2883 *** (0.0622)
edad	-0.1460 *** (0.0149)	-0.1468 *** (0.0211)	0.0615 *** (0.0124)
edad2	0.0020 *** (0.0002)	0.0015 *** (0.0002)	-0.0002 (0.0001)
hijos	-0.0877 * (0.0464)	-0.4022 *** (0.0764)	0.0285 (0.0197)
pareja	-1.0919 *** (0.1049)	-0.9622 *** (0.1171)	0.5564 *** (0.0850)
constante	0.8218 *** (0.2900)	2.3538 *** (0.3753)	-2.8672 *** (0.2455)
Observaciones	7614		
Pseudo R ²	0.1482		
Log likelihood	-7220.9444		

Categoría Base: Sector Asalariado

Nota: Los errores estándar aparecen en paréntesis. La significancia estadística para intervalos de confianza de 90, 95 y 99 por ciento está representada por (*), (**) y (***), respectivamente.

Fuente: Elaboración propia.

Tabla 5

Valores estimados de los modelos MCO y MMS						
	Asalariados		Independientes		Sin pago	
	MMS	MCO	MMS	MCO	MMS	MCO
primaria	0.0923 ***	0.2477 ***	0.0127	0.2125 ***	-0.1091	0.0274
	(0.0305)	(0.0267)	(0.0843)	(0.0624)	(0.1356)	(0.1224)
básicos	0.2855 ***	0.5175 ***	0.1525	0.5879 ***	-0.5631 *	-0.1545
	(0.0543)	(0.0421)	(0.1760)	(0.1153)	(0.3145)	(0.1996)
diversificado	0.9297 ***	0.9634 ***	0.7630 ***	0.9207 ***	-0.7635 **	-0.5044 **
	(0.0433)	(0.038)	(0.1385)	(0.1164)	(0.3657)	(0.2557)
universidad	1.3038 ***	1.4275 ***	1.1727 ***	1.4346 ***		
	(0.0539)	(0.0488)	(0.1818)	(0.1525)		
etnicidad	0.5227 ***	0.2986 ***	0.5381 ***	0.2936 ***	0.1110	-0.0374
	(0.0300)	(0.0207)	(0.0855)	(0.0528)	(0.1256)	(0.0910)
área	0.4731 ***	0.2176 ***	0.7727 ***	0.5365 ***		
	(0.0328)	(0.0212)	(0.0875)	(0.0551)		
experiencia	-0.0052	0.0329 ***	-0.0075	0.0204 ***	-0.0258	-0.0115
	(0.0040)	(0.0023)	(0.0118)	(0.0063)	(0.0169)	(0.0133)
experiencia2	-0.0003 ***	-0.0005 ***	-0.0004 ***	-0.0003 ***	-0.0258	0.0001
	(0.0001)	(0.0001)	(0.0001)	(0.0001)	(0.0004)	(0.0002)
constante	4.8442 ***	5.7606 ***	8.8006 ***	5.6273 ***	7.0237 ***	6.3846 ***
	(0.2059)	(0.0410)	(0.9789)	(0.1271)	(0.7495)	(0.2030)
Selectividad						
_m1	-0.1784		-1.6139		-2.1145	
	(0.4606)		(1.0310)		(2.3247)	
_m2	-1.9441 ***		-1.3922 *		0.0392	
	(0.3891)		(0.7154)		(0.2877)	
_m3	-3.5234 ***		-1.3118 ***		-3.5138	
	(0.6140)		(0.4818)		(2.4710)	
_m4	-0.1018		2.6172 **		2.5319 *	
	(0.2587)		(1.2134)		(1.4284)	
Observaciones	4017		1977		365	
R-cuadrado	0.4282	0.4034	0.2214	0.2159	0.0370	0.0180
R-cuadrado ajustado	0.4265	0.4022	0.2167	0.2127	0.0098	0.0015
Raíz MSE	0.5942	0.6066	1.0960	1.0987	0.8522	0.8558
Prob > F	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.1978	0.3672
Error estándar residual implicado:	0.5932		1.0924		0.8393	

Variable dependiente: logaritmo natural del salario

Notas: Errores estándar en paréntesis. La significancia estadística para intervalos de confianza de 90, 95 y 99 por ciento está representada por (*), (**) y (***), respectivamente.

Fuente: Elaboración propia

Tabla 6

Tasas estimadas de retornos a la educación en Guatemala						
A. Por nivel de escolaridad (respecto al grupo sin escolaridad)						
	Asalariados		Independientes		Sin pago	
	MMS	MCO	MMS	MCO	MMS	MCO
primaria	9.67%	28.11%	1.27%	23.68%	-10.34%	2.77%
básicos	33.04%	67.78%	16.47%	80.02%	-43.06%	-14.31%
diversificado	153.37%	162.05%	114.48%	151.10%	-53.40%	-39.62%
universidad	268.32%	316.82%	223.06%	319.80%		
B. Por nivel educativo (ganancia respecto al nivel anterior)						
	Asalariados		Independientes		Sin pago	
	MMS	MCO	MMS	MCO	MMS	MCO
primaria	9.67%	28.11%	1.27%	23.68%	-10.34%	2.77%
básicos	23.37%	39.67%	15.20%	56.33%	-32.72%	-17.09%
diversificado	120.33%	94.27%	98.01%	71.08%	-10.34%	-25.30%
universidad	114.95%	154.77%	108.58%	168.70%		
C. Por año de educación (años por nivel educativo en paréntesis)						
	Asalariados		Independientes		Sin pago	
	MMS	MCO	MMS	MCO	MMS	MCO
primaria (6)	1.61%	4.68%	0.21%	3.95%	-1.72%	0.46%
básicos (3)	7.79%	13.22%	5.07%	18.78%	-10.91%	-5.70%
diversificado (3)	40.11%	31.42%	32.67%	23.69%	-3.45%	-8.43%
universidad (5)	22.99%	30.95%	21.72%	33.74%		

Notas: Los estimados presentados han sido corregidos para tomar en cuenta la aproximación logarítmica de los coeficientes de la regresión. Los retornos a la educación para los trabajadores sin pago fueron calculados utilizando valores monetarios estimados para el autoconsumo (ver la Sección 3).

Fuente: Elaboración propia

