

---

PREMIUM DE LA EDUCACIÓN  
EN EL MERCADO LABORAL HONDUREÑO  
Un análisis por género y estrato

Autor: Pablo Flores Molina

Sociedad y Cultura

Política e Instituciones

Serie:  
Desarrollo Económico Sostenible



Apartado Postal N° 2029, Tegucigalpa, Honduras, Teléfono: (504) 235-3471, Fax (504) 235-3484  
Apartado Postal N° 1858, San Pedro Sula, Teléfono: (504) 556-3049  
E-mail: [cipres@fidehonduras.com](mailto:cipres@fidehonduras.com) [www.hondurasinfo.hn](http://www.hondurasinfo.hn)

Abril 2007

# RESUMEN

En Honduras, como en muchos países, un alto porcentaje de los ingresos totales provienen de fuentes laborales. Sin embargo, no se ha estudiado el efecto de la educación comprensivamente dentro del mercado laboral; por lo que en este documento, se procede a evaluar tal efecto.

Específicamente se estudian las repercusiones en el mercado actual de los niveles de escolaridad completados y se distinguen según los ámbitos urbano/rural y de género.

Mediante técnicas econométricas se ha estimado un modelo de participación laboral, que se toma como base para una ecuación de retornos a la educación, y se desarrolla una

ecuación de horas trabajadas con especificación de sus componentes. Los resultados proveen evidencia sobre el funcionamiento del mercado laboral en el país, y más importante aun, sobre el Premium (o ganancias) de completar niveles académicos en la participación laboral, la remuneración, y la decisión de cuánto trabajar. De tal manera, se procede a indagar el efecto educación en el ámbito laboral hondureño, y se desarrollan otras conclusiones que surgen de este análisis de corte transversal.

Los datos se extraen de la Encuesta Permanente de Hogares de Propósitos Múltiples (EPHPM) del Instituto Nacional de Estadística (INE) correspondiente a Abril del 2006.

Clasificación JEL: J2; R2

Palabras Clave: educación, mercado laboral, Honduras, premium, urbano/rural, género

## INTRODUCCIÓN

En los últimos 30 años, el mundo laboral ha experimentado un cambio sin precedentes.

Los niveles de tecnología han hecho que aumente la brecha entre trabajadores calificados y no calificados (Acemoglu, 2001). En Estados Unidos se define un trabajador calificado como aquel que tiene título universitario.

Para Honduras, las expectativas educativas son menores, lo que no impide, sin embargo, indagar los efectos de la educación sobre la conformación del mercado de trabajo.

El empleo tiene un papel decisivo como generador de los ingresos familiares y constituye la variable primordial (proxy o variable independiente) para la medición del bienestar (Atkinson y Bourguignon, 2000).

El empleo incide directamente en la evolución de la pobreza, ya que la integración al mercado laboral se postula como un fuerte determinante para estar sobre o debajo de la línea de la pobreza.

A manera ilustrativa, Mincer (1974), menciona que alrededor del 95% de los ingresos de las familias proviene de la actividad laboral de sus miembros<sup>1</sup>.

Desde la teoría del capital humano, se ha dado especial atención al hecho que la inversión en años de escolaridad adicionales y entrenamiento en el trabajo crean habilidades que permiten a la persona desarrollar su trabajo de una manera más productiva, lo que genera un mayor retorno para los individuos que deciden invertir en este capital<sup>2</sup>.

Según esta teoría este retorno es aun mayor para los individuos de bajo nivel económico y con acceso a mercados de capitales imperfectos (Gottschalk y Smeeding, 1997).

Sobre la base de esta premisa de que la educación tiene una causalidad teórica importante<sup>3</sup> en lo que concierne a la determinación de los ingresos laborales de los individuos, es posible aquí buscar, a través de descomposiciones econométricas, la relación entre esas variables.

El documento está estructurado en cinco secciones: la sección I es una breve descripción del mercado laboral en el 2006; la sección II presenta nuestra aproximación empírica; la sección III resume los resultados y evalúa la validez de los modelos; y finalmente, la sección IV concluye.

<sup>1</sup> Datos para Estados Unidos

<sup>2</sup> Mincer, et. al. 1970

<sup>3</sup> La literatura existente es abundante para el tema de la determinación de ingresos y acumulación de los mismos con base en la educación y el capital humano.

Para una evaluación exhaustiva de modelos de determinación de ingresos con base en el capital humano se puede consultar:

Champernowne y Cowell (1998); y Neal y Rosen (2000).

## I. ¿DÓNDE ESTAMOS?

Se ha estimado que la población total en el grupo de edad entre 14 y 64 años para el 2006 fue superior a los cuatro millones de personas, de los cuales el 60% se encontraba empleado. De esta cantidad, un 51% pertenece al mercado laboral urbano, mientras que el otro 49% al mercado laboral rural. Esta cifra, que presenta oscilaciones importantes, permite estimar que los trabajadores urbanos son responsables del 74% del ingreso laboral total, si cada trabajador se pondera por su participación en el ingreso laboral total.

En el mercado laboral urbano, el 58% de los trabajadores son asalariados, mientras que el 42% son trabajadores independientes. Y en la zona rural ocurre lo contrario, el 35% son asalariados y el 65% son por cuenta propia.

A nivel agregado, se observa en las áreas urbanas y rurales la tendencia negativa de las tasas de empleo en los años recientes, (Ver Anexo A). En el caso del área urbana, es el resultado del estancamiento del empleo a medida que la población sigue creciendo, debido a la alta tasa de migración del campo a la ciudad. Por el lado del empleo rural, éste ha regresado a los niveles previos al huracán Mitch, siendo afectado severa y negativamente por la caída de los precios de los principales productos de exportación del país y por una severa sequía en el 2001 y 2002<sup>4</sup>.

En relación con el tema de los ingresos (Ver Anexo B), el mercado laboral rural es más volátil que el urbano, resultado que pudiera responder a errores de

medición<sup>5</sup>. En todo caso, los ingresos rurales reales se encuentran alrededor del mismo nivel que tenían a principios de los 90, mientras que los ingresos urbanos son sólo ligeramente más altos que los niveles anteriores (a pesar de que aumentaron alrededor de 20% para las mujeres)<sup>6</sup>.

Por el lado de las regulaciones del mercado laboral y de las instituciones, queda demostrado en el análisis efectuado por Galiani (2006) que estas variables, no distorsionan el funcionamiento del mercado laboral. Establece que en las áreas urbanas los sindicatos son poderosos, pero esto se aplica principalmente: al empleo estatal, educación, salud y administración pública.

## II. ACERCAMIENTO EMPÍRICO

Un análisis parcial de la situación actual puede realizarse mediante la caracterización del mercado laboral en tres áreas específicas concernientes a la educación: 1) determinar los factores que influyen sobre la decisión de participar en la fuerza de trabajo; 2) establecer cuál es el Premium de los niveles de educación; y, 3) determinar el efecto que tiene una mayor escolaridad sobre la cantidad de horas que se trabaja.

Se analiza por separado la muestra por respondiente a hombres y mujeres, y la estructura urbano/rural, y se estima para cada caso una ecuación de participación, una ecuación de salarios y finalmente una ecuación de horas de trabajo.

### A. Participación laboral

Para estos fines se utiliza un modelo Probit (Tobin, 1955) que tiene una variable dependiente, llamada  $y_i$ , que toma los siguientes valores: cero, si el individuo está desocupado o inactivo y uno, si el individuo está ocupado.

Con el modelo especificado de esta manera es posible calcular las siguientes probabilidades:

- Probabilidad de estar desocupado/inactivo:

$$P(y_i = 0 | x) = \Phi(\alpha - x_i\beta)$$

- Probabilidad de estar ocupado:

$$P(y_i = 1 | x) = 1 - \Phi(\alpha - x_i\beta)$$

Donde  $x_i$  es un vector de variables explicativas,  $\beta$  un vector de coeficientes a estimar; y  $\Phi$  representa la función de distribución acumulada

normal estándar. Además, para cada una de estas probabilidades calculamos los efectos marginales de cada una de las variables explicativas.

El conjunto de variables explicativas incluyen una constante junto con: a) dummies de educación: primaria completa, incompleta; secundaria completa e incompleta, y educación universitaria completa e incompleta; b) nivel de experiencia, con la proxy de edad; c) estado civil del individuo<sup>7</sup>; y d) si el individuo es jefe de hogar.

De tal manera, se puede observar cómo los cambios en el vector de covariados explican la posibilidad de estar ocupado o no; y cuáles son los determinantes más importantes, haciendo énfasis en las variables de educación.

<sup>4</sup> Galiani, (2006)

<sup>5</sup> Esto se debe principalmente al problema de "underreporting" (subestimado) que comúnmente se da en las encuestas de hogares a las variables de ingreso, por lo que necesitan ser ajustadas por cuentas nacionales para una aproximación a las cifras reportadas. Para maneras de cómo lidiar con el problema, ver Cowell (2000) y Deaton (1997)

<sup>6</sup> Galiani et. al (2005)

<sup>7</sup> Estos determinantes son consistentes con la estimación desarrollada por el Banco Mundial en su reporte de pobreza 2006.

## B. Retornos a la educación

Para modelar los retornos salariales se define una ecuación cuyas variables explicativas puedan ser observadas para toda la población económicamente activa, para ello se utilizan extensiones del modelo de capital humano de Mincer (1974) corregido por el sesgo de selección, tomando en cuenta la variable omitida (se estima simplemente por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) de acuerdo con la técnica propuesta por Heckman (1979)<sup>8</sup>.

La omisión se corrige al tomar en cuenta la decisión de participación laboral de los individuos, dado que se asume que para algunos que no cuentan con valores de ingreso, esto se debe simplemente a que deciden estar fuera de la fuerza laboral. Es decir, su salario de reserva es mayor al de mercado. De igual manera, no obvia a aquellos que involuntariamente están sin empleo y nos permite observar valores de los retornos a la educación de la muestra.

La interpretación de la ecuación de Mincer en cuanto a tasas de retorno a la inversión en capital humano, sugiere que la única distinción entre ingresos de personas proviene exclusivamente de diferencias en el nivel de educación alcanzado<sup>9</sup> (cantidad de años de educación), el nivel de entrenamiento laboral (años de experiencia potencial en el mercado laboral), así como otras variables demográficas adicionales.

$$\ln[w(S, x, q)] = \alpha_0 + \rho_s S + \vartheta_1 q + \beta_2 x + \beta_3 x^2 + \varepsilon \quad (1)$$

Dado esto, se asume que cada persona tiene una función de producción que transforma su capital humano (y otros insumos) en un flujo de servicios que se traducen, en definitiva, en sus ingresos laborales. Bajo la especificación original de Mincer, la ecuación está dada

en (1) con notación vectorial.

Desde esta perspectiva se evalúa la relación entre el logaritmo del salario por hora ( $\ln w$ ) y la matriz de niveles de escolaridad ( $S$ ), un vector de variables o características demográficas ( $q$ ), la edad ( $x$ ) y su cuadrado ( $x^2$ ).

Al tomar en cuenta la decisión de participación, y en notación observacional utilizada por Heckman tenemos el siguiente modelo de regresión y de selección, respectivamente:

$$\ln[w_i(S_i, x_i, q_i)] = \alpha_0 + \rho_s S_i + \vartheta_1 q_i + \beta_2 x_i + \beta_3 x_i^2 + \varepsilon_i \quad (2)$$

$$y_i [I(y_i^* > 0)] = \eta_0 + \gamma_1 S_i + \phi_1 x_i + \xi_1 x_i^2 + \delta_1 q_i \quad (3)$$

Donde en (2), el vector  $S_i$  contiene las cinco dummies educativas, mencionadas anteriormente. El vector de características del individuo,  $q_i$  incluye si es casado, jefe de hogar; el valor del ingreso no laboral per cápita; y el número de hijos menores de 18 años del hogar. Finalmente, se incluye la edad y la edad al cuadrado. En la ecuación de selección  $y_i$  está dado por una función indicador que toma valor 1 si decide participar y cero en el caso contrario.

Se estima por máxima verosimilitud ambas ecuaciones de manera simultánea. Se trabaja por separado la muestra correspondiente a los hombres de la muestra de las mujeres, y se estima para cada caso una ecuación de participación y la posterior ecuación de salarios.

## C. Horas trabajadas

La teoría neoclásica del trabajo supone una oferta laboral individual medida por las horas trabajadas, en función de los salarios por hora, los niveles educativos y otras variables adicionales

detalladas adelante.

Sin embargo, no se introducen los efectos específicos de la remuneración, ya que comprendería una extrapolación fuera del alcance de esta investigación y el estudio descansa en medir el diferencial de la educación sobre las horas trabajadas.

Por ende, supone que las horas trabajadas por persona se determinan tanto por sus niveles de escolaridad alcanzados, como por la decisión con respecto a cuántas horas trabajar.

Se ajusta la función de verosimilitud por el método Tobit, debido a problemas conocidos de censura<sup>10</sup>. El procedimiento consiste en tomar en cuenta la naturaleza parcialmente continua de la variable dependiente para estimar un modelo representativo del valor esperado, en nuestro caso, de la cantidad de horas trabajadas.

El problema de censura hace que MCO sea inconsistente, como se presenta en el anexo T. Debido a esto, se utiliza la función de verosimilitud que mide probabilidades y densidades para corregir el problema de omisión al no controlar por censura o solamente tomar los datos truncados.

Entonces, la variable dependiente  $h_i$ , es horas trabajadas; explicada por los vectores  $x_i$ ,  $S_i$  y  $q_i$ , de la ecuación de selección (3).

De este vector se obtendrá el valor esperado de oferta laboral para los datos observados; como también de aquellos cuya información ha sido alterada.

<sup>8</sup> Para una revisión de la literatura con respecto a modelación, ver Woodridge (1997); y para lo que concierne a este documento, ver el anexo metodológico.

<sup>9</sup> Un enfoque más novedoso para la estimación de ecuaciones de salarios se basa en la metodología de regresión por cuantiles; que nos provee con rectas distintas para determinados cuantiles (en este caso de ingreso laboral horario) para tomar en cuenta diferencias en la distribución del ingreso y evaluar las distintas magnitudes de los cambios en distintos valores. Para una aplicación, ver Alejo (2006)

<sup>10</sup> Para un tratado completo del tema de censura, referirse a Tobin (1958), Wooldridge (2002).

### III. RESULTADOS

#### A. Participación laboral

Para responder a la pregunta sobre participación laboral, se siguió la metodología planteada en Galiani (2006) y Gamboa (2006), quienes calcularon las tasas marginales de un modelo Probit de ocupación, para establecer si esta variable es uno de los factores que determina el empleo o condición de actividad, conocida como “ocupado-empleado” en Honduras.

Es decir, ¿qué efectos tienen estas variables educativas para determinar si se forma parte de la fuerza de trabajo o no? Las elasticidades permiten observar si el Premium de la educación incide sobre las posibilidades de encontrarse empleado. Primero, es necesario observar algunas estadísticas básicas.

Cuadro 3.1  
Condición de actividad  
(Porcentaje de la población de la PET y PEA)

		Urbano	Rural
Hombre 10 años o más	Ocupados	61.5	73.1
	Desocupados	3.4	1.1
Mujer 10 años o más	Ocupados	39.4	24.5
	Desocupados	2.2	0.7
Hombre 14 años o más	Ocupados	71.0	85.3
	Desocupados	3.9	1.3
Mujer 14 años o más	Ocupados	44.0	28.8
	Desocupados	2.5	0.8

Fuente: Elaboración propia en base a la EPH 2006

Tal como se mencionó con anterioridad, el comportamiento de la tasa de participación laboral por sexos y por edades establece una alta contribución laboral (más del 65%) por parte de los varones entre 10 y 64 años de edad (PET) y, al mismo tiempo, una relativa menor participación laboral de las mujeres<sup>11</sup>, incluso en estas mismas edades (entre 25 y 40%). Por otra parte, los niveles de educación promedio de los hombres son ligeramente mayores que los de las mujeres, particularmente en lo que se refiere a educación media completa

(Ver Anexos C y D). Esta primera revisión de datos sugiere que el mercado laboral de Honduras está constituido en su mayoría por hombres, especialmente en el caso del sector rural.

En el Cuadro 3.1, se presentan los efectos marginales de la ecuación de participación evaluados en las medias de las variables del vector explicativo.

#### 1. Hombres

Una observación que se desprende del análisis de los coeficientes, es que mayores grados de escolaridad no cambian las probabilidades de un hombre de encontrarse ocupado, lo que establece que la educación no es un determinante cuantioso del empleo masculino (se justifica por la alta contribución laboral masculina al mercado). No obstante, los coeficientes son significativamente distintos de cero; es decir, sí existe un efecto de la educación sobre la posibilidad de formar parte de la fuerza laboral (Ver Anexo E).

Cuando se descomponen estos resultados, para evaluar el hallazgo por dominio geográfico (urbano-rural), se observa que tener un nivel de escolaridad finalizado incrementa las posibilidades de estar empleado en ambos estratos. En el sector urbano, los coeficientes de “primaria completa” y “superior completa” son positivos y significativamente distintos de cero. Este no es el caso con secundaria completa. Esto permite definir que los empleos urbanos requieren un nivel de primaria completa o de educación superior completa; y para el título de secundaria no se puede rechazar que sea distinto de cero. Lo curioso es que tanto para secundaria incompleta como para superior incompleta, es menor la probabilidad de estar ocupado; por lo que se puede conjeturar dos conclusiones al respecto: a) el mercado urbano absorbe a

aquellos con un grado escolar finalizado, o b) es improbable que mediante estudios secundarios o superiores se forme parte de la fuerza laboral. Sin embargo, la magnitud no es grande, lo que lleva a pensar que no afecta considerablemente el nivel educativo sobre las posibilidades laborales de los hombres urbanos en Honduras.

Para el caso del sector rural, la fuerza laboral está aun más concentrada en los hombres. Aquí, sin embargo, el Premium por obtener mayor educación establece una menor posibilidad de estar empleado en el mercado laboral rural. Esto se traduce en el efecto de que a mayor educación, se migra a los sectores urbanos, donde la educación es un factor que influye para formar parte de la fuerza laboral, y además donde las posibilidades de mejorar el nivel salarial se incrementan. Es decir, el premium es claramente existente en el sector urbano, pero no en el rural. A pesar de ser efectos bajos, la tendencia a estar insertos en el mercado rural decae al aumentar el nivel de educación. En el caso de la educación superior, no se puede rechazar que sean distintos de cero. Por ende, el efecto del Premium universitario es virtualmente inexistente en el sector rural hondureño<sup>12</sup>.

Con respecto a los niveles de experiencia, la relación es la esperada: creciente con la edad, y después de un tiempo, decreciente al final de la vida.

La jefatura de hogar tiene mayor incidencia en el sector urbano (debido a que en la mayoría de los hogares del campo los jefes son hombres), lo que presenta una relación positiva, correspondiente al tradicional rol de “proveedor,” atribuido a los hombres.

Igualmente, el efecto de estar casado es positivo, y mayor en el sector urbano que rural.

<sup>11</sup> La cual, sin embargo, muestra tendencias alcistas en la última década que llevan la tasa de participación laboral femenina a mayores niveles, especialmente en el sector urbano.

<sup>12</sup> Bajo inspección más cercana, los individuos con algún nivel de educación superior en el campo no superan el 0.3% de la población total; por lo que se puede alegar que es casi inexistente.

## 2. Mujeres

Por el lado de las mujeres los resultados difieren, dado que se observa que en la medida que aumenta su escolaridad, las probabilidades de participar aumentan y en números mucho más altos que los hombres.

En este caso, la distinción por género es un determinante claro que afecta el premium de la educación con mayor valor absoluto que para los hombres. Las elasticidades son crecientes con el nivel de escolaridad alcanzado, y significativamente distintos de cero para las cinco dummies educativas.

Al desagregar por urbanorural, las probabilidades esperadas de que una mujer del área urbana se encuentre empleada, si tiene educación universitaria completa, son mayores en 25.2 puntos porcentuales con relación a una con educación primaria incompleta (la categoría de referencia); lo cual se puede definir como el premium de la educación universitaria para las mujeres en el sector. En la medida que aumentan los niveles, es mayor la probabilidad de insertarse, lo cual permite conjeturar que el nivel de educación alcanzado por las mujeres tiene mucha influencia en la decisión de participación de ellas en el mercado laboral.

Para el área rural, el premium de educación "superior completa" con respecto a la "primaria incompleta" es de 50 puntos porcentuales. Las mujeres en cualquiera de los dos estratos aumentan sus posibilidades de participar dentro del mercado de trabajo mientras mayor educación posean. Influye mucho más, en términos comparativos, la educación en las mujeres que en sus contrapartes. La relación creciente se puede observar gráficamente en el Anexo F.

Un punto de sumo interés, es el efecto asociado a que las mujeres tengan educación completa o no. Se observa tanto en el caso urbano como en el rural que en la medida que la misma se haya completado (haber finalizado los años de estudio correspondientes a cada nivel educativo) la probabilidad de encontrarse empleadas se incrementa altamente. Aumenta en un 10% de "secundaria incompleta" a "secundaria completa". En el sector rural, hay un aumento de casi 30% de mayor probabilidad de participación al completar el nivel secundario y 10% más al terminar la educación superior. Es decir, el título pesa. Sin embargo, al contrario de los hombres, que presentan valores negativos para los niveles

incompletos, niveles incompletos acumulan probabilidad positiva en las mujeres y éstas se presentan al terminar el nivel.

Las características de las personas en el ámbito familiar también tienen importancia en la decisión de participación en el mercado laboral. Las mujeres reducen su probabilidad de participación si se encuentran casadas, sin embargo, los hombres la aumentan si se casan (16% en el sector urbano y 10.4% en el sector rural). Además, con un nivel creciente de hogares jefeados por mujeres, la variable toma un valor positivo y significativamente distinto de cero para ambos estratos. Es decir, aunque las mujeres tengan una menor participación del total actual del mercado laboral, se observa que pequeños cambios en sus características y niveles de escolaridad tienen un efecto esperado alto en la sociedad hondureña.

Igualmente se observa tanto para el área urbana como rural que las mujeres incrementan su probabilidad de encontrarse empleadas en relación con los hombres en la medida que tienen altos niveles de experiencia<sup>13</sup>.

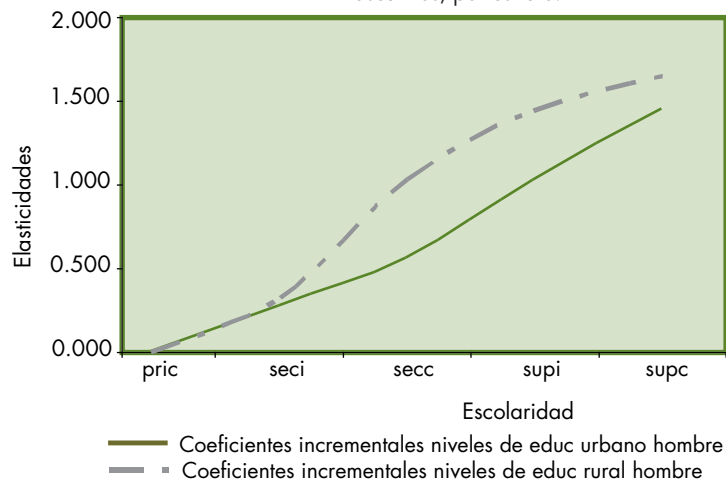
## B. Compensación a la escolaridad ¿Cuál es el premium?

Para brindar una solución a esta pregunta se utiliza una ecuación de retornos a la educación, cuyas variables explicativas puedan ser observadas para toda la población económicamente activa y aquellos sectores con ingresos válidos. Una de las primeras conclusiones del Cuadro 3.2 es que a mayor educación y experiencia mayor el salario, siendo la capacitación un factor esencial en la determinación del mismo.

### 1. Hombres

Es interesante mirar los premium en función de los niveles de educación por género y por dominio. Para el caso de los hombres con niveles de educación superior completa con respecto a la categoría de referencia, estos presentan un premium incremental en el área urbana del 165%, y de 144% en el área rural.

Gráfico 3.1  
Variaciones incrementales de los salarios masculinos, por estrato.



Fuente: Elaboración propia con base en nuestras estimaciones obtenidas de la EPH de mayo 2006

<sup>13</sup> Se ha tomado la variable edad como una proxy de los años de experiencia dado su menor nivel de volatilidad (ver Gasparini 2004) Para la categoría de referencia, ver gráficos 7 y 8.

Se puede observar en el Gráfico 3.2 la evolución del salario esperado por estrato de los hombres derivado de la diferencia incremental entre los distintos niveles de escolaridad. Como se puede apreciar, la línea del sector rural está por encima de la urbana para los niveles superiores.

Lo que significa que la remuneración esperada de los individuos con mayor educación en el estrato rural es mayor a la que presentarían los mismos individuos en el sector urbano. Es decir, el premium salarial es mayor en el sector rural que urbano (lo que se puede atribuir a la escasa oferta de mano de obra calificada).

Lo anterior es confirmado por los coeficientes, pues se observa que el retorno salarial esperado sería relativamente mayor en el sector rural. Todos los coeficientes son significativos al 95%, lo que demuestra que el nivel de escolaridad sí incide fuertemente sobre la remuneración posible de los individuos. Es decir, el capital humano, paga.

Igualmente lo hace la experiencia y el entrenamiento laboral, dado que la relación lineal aumenta los premium con la edad. Si se introduce la relación no

lineal, se observa que los premium son de nuevo mayores en el sector rural que el urbano.

## 2. Mujeres

En el caso de las mujeres dicho premium para el área urbana es de 174% y para el área rural es de 160% (Ver Anexo G). Esto significa que: a) la educación compensa más a los trabajadores del área urbana que rural y b) que influye más en la determinación del salario de la mujer que en el del hombre.

El efecto entre estratos se presenta de la misma manera, con un premium salarial esperado mayor para el campo que la ciudad. De nuevo se afirma lo antes expuesto con respecto a la falta de oferta de empleo con educación superior en el campo y con respecto a la estructura de formación de dicho empleo, como también se ha discutido anteriormente (Ham, 2006).

Desde esta perspectiva se evidencia que una mujer con educación terciaria completa obtiene 180% más ingresos que un hombre con educación primaria incompleta en el área urbana un tanto más elevados del valor cruzado que se

obtiene para los hombres que es de 134%, ambos para el área urbana (Ver Anexos H, I).

Un hallazgo interesante es que la mujer obtiene ingresos ligeramente superiores a los de los hombres cuando ambos tienen educación completa, cuya justificación podría fundamentarse con la hipótesis demostrada de un mercado cuya oferta masculina es mucho más alta que la femenina,<sup>14</sup> y esto de acuerdo con los patrones clásicos señalados por Psacharopoulos, et al (1994) y estudios anteriores para Honduras (Galiani, 2006 y Morales, 2005).

El retorno por la experiencia, es ligeramente mayor para la mujer en el campo que en la ciudad, 4.3% y 1.3%, respectivamente. Todo esto presupone que el aumento de educación y un nivel de experiencia más elevado entre mujeres afectan considerablemente su desempeño en el mercado laboral, e incrementan sus tasas de empleo y sus salarios. Además, se establece que en conjunto, con el efecto mayor encontrado anteriormente en los premium de la escolaridad femenina en la participación, el caso es el mismo en cuanto a salarios esperados.

## C. Horas Trabajadas

Dada la preponderancia masculina en el mercado laboral, se espera que los hombres no presenten diferencias importantes en horas de trabajo con respecto a su nivel educativo, como de forma comparable pudo observarse en la participación laboral. Para las mujeres, se supone lo contrario. Al considerar las mujeres del campo y las de la ciudad, se espera que un mayor nivel educativo aumente la oferta de horas de trabajo en el área urbana mucho más que en el área rural, por la preponderancia del trabajo no calificado en la última.

El Anexo J muestra los resultados de la aplicación del modelo Tobit por sexo y estrato<sup>15</sup>; y se procede a desagregar los efectos sobre las horas trabajadas por los individuos y a considerar si esto cambia con el nivel de escolaridad.

## 1. Hombres

Los resultados permiten observar, para el caso de los hombres urbanos, que a mayor educación, las horas no cambian, o se mantienen oscilando en un rango cercano a cero. Esto concuerda con la predominancia de los trabajadores masculinos de diversos niveles de educación, que deciden insertarse al mercado sin tomar en cuenta su escolaridad. Asimismo, tiene que ver con que el aumento en el nivel educativo y en horas trabajadas no implica que los hombres trabajen más. Es decir, debido a la predominancia masculina y la tradición del hombre "proveedor," cambios en la educación no afectan, ceteris paribus, la cantidad de

horas que estos laboran. Los coeficientes son significativos y distintos de cero para los primeros tres niveles; no así para los niveles superiores; por lo que de nuevo se corrobora que existe un efecto en los niveles primario y secundario, pero según las estimaciones la educación superior se encuentra cercana a tener pendiente nula<sup>16</sup>.

Cuadro 3.2 Comparación de los efectos de la educación sobre las horas trabajadas

	Hombres		Mujeres	
	Urbano	Rural	Urbano	Rural
Primaria Completa	0.62	1.97	3.71	3.12
Secundaria Incompleta	1.84	5.38	3.16	5.85
Secundaria Completa	-0.21	-1.51	2.70	4.89
Superior Incompleta	0.19	-2.26	0.36	10.54
Superior Completa	0.16	-	1.31	-

Fuente: Elaboración propia con base en la EPH 2006

<sup>14</sup> En una ampliación de este modelo se prevé demostrar cómo una desagregación de las variables laborales por rama de actividad podría mejorar la hipótesis planteada

<sup>15</sup> Para la estimación del sector rural, hemos omitido la categoría de supc, debido a escasas observaciones, 96.

<sup>16</sup> De nuevo se recalca que este fenómeno se puede dar debido a que no estimamos por cuantiles, sino por estimación de una recta que pasa por el centro de la nube de puntos y no tomamos en cuenta diferencias en la distribución de las horas entre los hombres.

Se puede observar en el Gráfico 3.2 la evolución del salario esperado por estrato de los hombres derivado de la diferencia incremental entre los distintos niveles de escolaridad. Como se puede apreciar, la línea del sector rural está por encima de la urbana para los niveles superiores.

Lo que significa que la remuneración esperada de los individuos con mayor educación en el estrato rural es mayor a la que presentarían los mismos individuos en el sector urbano. Es decir, el premium salarial es mayor en el sector rural que urbano (lo que se puede atribuir a la escasa oferta de mano de obra calificada).

Lo anterior es confirmado por los coeficientes, pues se observa que el retorno salarial esperado sería relativamente mayor en el sector rural. Todos los coeficientes son significativos al 95%, lo que demuestra que el nivel de escolaridad sí incide fuertemente sobre la remuneración posible de los individuos. Es decir, el capital humano, paga.

Igualmente lo hace la experiencia y el entrenamiento laboral, dado que la relación lineal aumenta los premium con la edad. Si se introduce la relación no

lineal, se observa que los premium son de nuevo mayores en el sector rural que el urbano.

## 2. Mujeres

En el caso de las mujeres dicho premium para el área urbana es de 174% y para el área rural es de 160% (Ver Anexo G). Esto significa que: a) la educación compensa más a los trabajadores del área urbana que rural y b) que influye más en la determinación del salario de la mujer que en el del hombre.

El efecto entre estratos se presenta de la misma manera, con un premium salarial esperado mayor para el campo que la ciudad. De nuevo se afirma lo antes expuesto con respecto a la falta de oferta de empleo con educación superior en el campo y con respecto a la estructura de formación de dicho empleo, como también se ha discutido anteriormente (Ham, 2006).

Desde esta perspectiva se evidencia que una mujer con educación terciaria completa obtiene 180% más ingresos que un hombre con educación primaria incompleta en el área urbana un tanto más elevados del valor cruzado que se

obtiene para los hombres que es de 134%, ambos para el área urbana (Ver Anexos H, I).

Un hallazgo interesante es que la mujer obtiene ingresos ligeramente superiores a los de los hombres cuando ambos tienen educación completa, cuya justificación podría fundamentarse con la hipótesis demostrada de un mercado cuya oferta masculina es mucho más alta que la femenina,<sup>14</sup> y esto de acuerdo con los patrones clásicos señalados por Psacharopoulos, et al (1994) y estudios anteriores para Honduras (Galiani, 2006 y Morales, 2005).

El retorno por la experiencia, es ligeramente mayor para la mujer en el campo que en la ciudad, 4.3% y 1.3%, respectivamente. Todo esto presupone que el aumento de educación y un nivel de experiencia más elevado entre mujeres afectan considerablemente su desempeño en el mercado laboral, e incrementan sus tasas de empleo y sus salarios. Además, se establece que en conjunto, con el efecto mayor encontrado anteriormente en los premium de la escolaridad femenina en la participación, el caso es el mismo en cuanto a salarios esperados.

## C. Horas Trabajadas

Dada la preponderancia masculina en el mercado laboral, se espera que los hombres no presenten diferencias importantes en horas de trabajo con respecto a su nivel educativo, como de forma comparable pudo observarse en la participación laboral. Para las mujeres, se supone lo contrario. Al considerar las mujeres del campo y las de la ciudad, se espera que un mayor nivel educativo aumente la oferta de horas de trabajo en el área urbana mucho más que en el área rural, por la preponderancia del trabajo no calificado en la última.

El Anexo J muestra los resultados de la aplicación del modelo Tobit por sexo y estrato<sup>15</sup>; y se procede a desagregar los efectos sobre las horas trabajadas por los individuos y a considerar si esto cambia con el nivel de escolaridad.

## 1. Hombres

Los resultados permiten observar, para el caso de los hombres urbanos, que a mayor educación, las horas no cambian, o se mantienen oscilando en un rango cercano a cero. Esto concuerda con la predominancia de los trabajadores masculinos de diversos niveles de educación, que deciden insertarse al mercado sin tomar en cuenta su escolaridad. Asimismo, tiene que ver con que el aumento en el nivel educativo y en horas trabajadas no implica que los hombres trabajen más. Es decir, debido a la predominancia masculina y la tradición del hombre "proveedor," cambios en la educación no afectan, ceteris paribus, la cantidad de

horas que estos laboran. Los coeficientes son significativos y distintos de cero para los primeros tres niveles; no así para los niveles superiores; por lo que de nuevo se corrobora que existe un efecto en los niveles primario y secundario, pero según las estimaciones la educación superior se encuentra cercana a tener pendiente nula<sup>16</sup>.

Cuadro 3.2 Comparación de los efectos de la educación sobre las horas trabajadas

	Hombres		Mujeres	
	Urbano	Rural	Urbano	Rural
Primaria Completa	0.62	1.97	3.71	3.12
Secundaria Incompleta	1.84	5.38	3.16	5.85
Secundaria Completa	-0.21	-1.51	2.70	4.89
Superior Incompleta	0.19	-2.26	0.36	10.54
Superior Completa	0.16	-	1.31	-

Fuente: Elaboración propia con base en la EPH 2006

<sup>14</sup> En una ampliación de este modelo se prevé demostrar cómo una desagregación de las variables laborales por rama de actividad podría mejorar la hipótesis planteada

<sup>15</sup> Para la estimación del sector rural, hemos omitido la categoría de supc, debido a escasas observaciones, 96.

<sup>16</sup> De nuevo se recalca que este fenómeno se puede dar debido a que no estimamos por cuantiles, sino por estimación de una recta que pasa por el centro de la nube de puntos y no tomamos en cuenta diferencias en la distribución de las horas entre los hombres.

Es decir, el único premium se da en términos de secundaria incompleta. Por lo que aquellos hombres del sector urbano con primaria completa y algunos estudios secundarios ofertan mayor cantidad de horas con respecto a los niveles menores.

Para el caso de la educación superior, no se puede negar la hipótesis nula de un efecto sobre las horas que sea distinto de cero.

El hombre en el sector rural presenta una mayor variabilidad en sus horas trabajadas con respecto a su nivel educativo. Sin embargo, al obtener mayor educación, el hombre trabaja menos, lo que se puede explicar principalmente por la migración; ya que con mayor educación, se encuentra mejor remuneración en las ciudades, mientras que en el campo predomina el empleo no calificado<sup>17</sup>.

Con base en las características demográficas, puede observarse que el estar casado y tener hijos menores de 18 años tienen efectos positivos y significativos con respecto a las horas trabajadas. La jefatura no tiene efecto y el

ingreso no laboral juega un papel mínimo, pero con efecto de reducir las horas significativamente distinto de cero.

## 2. Mujeres

Para el caso de las mujeres, el premium es claramente más alejado de cero. El valor agregado de un nivel de educación implica para ellas mayor oferta horaria aunque decreciente mientras mayor sea el nivel (además se supone que a más alto nivel educativo, mayor sería la remuneración<sup>18</sup>). Dos aspectos relevantes son: 1) si se presenta una jefatura de hogar femenina aumentan las horas de trabajo; y 2) la prevalencia de hijos menores de 18 años, incide negativamente sobre el empleo de las mujeres, (lo que no ocurre en el caso de los hombres).

Las mujeres, muestran vis-à-vis con los hombres diferencias claras, más notables incluso en el sector rural que en el urbano (Ver Anexos K y L), aunque ambos géneros comparten el efecto de un incremento de las horas trabajadas en relación con sus niveles educativos.

Sin embargo, entre géneros hay efectos adversos en algunas de las características demográficas, tal como el hecho de que ser casadas reduzca su oferta horaria. Aplican los mismos efectos sobre los demás covariados en las mujeres rurales y en las urbanas. Igualmente, se puede observar el efecto incremental<sup>19</sup> de los niveles de educación sobre las horas trabajadas, lo que muestra la heterogeneidad entre estratos, ya que al interior de los mismos los efectos son relativamente parecidos.

Las mujeres, al igual que los hombres, presentan la mayor variación de horas esperadas en el sector rural, pero se observa que las reducciones son menores en términos relativos en los hombres. Por ende, se puede inferir un mercado laboral urbano más homogéneo entre géneros, en comparación con el sector rural.

Siguiendo a Ham (2006) y Pérez Sainz (2003), estas faltas se pueden atribuir a la formación de mercados laborales excluyentes en el sector rural en comparación con el fenómeno urbanizador del siglo XX.

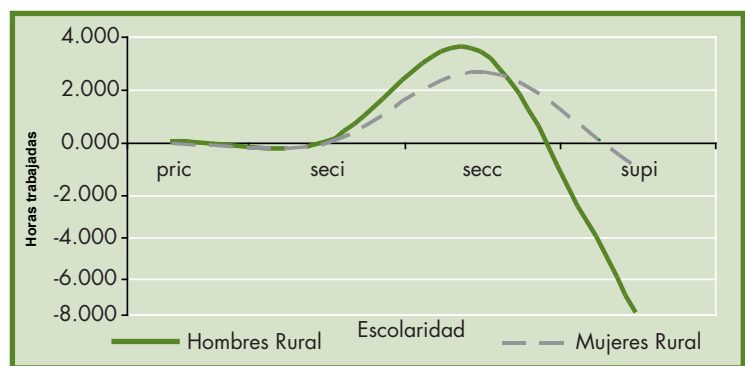
## 3. ¿Qué afectan las horas trabajadas?, ¿la participación o la mayor oferta?

Los efectos descompuestos por la metodología de McDonald-Mofitt (1980) en los Anexos M y N, determinan los efectos de aquellos que ya están en la fuerza de trabajo y a los que la educación afecta sus horas laborales, así como permite apreciar qué sucede con aquellos que no ofertan su empleo al oscilar sus niveles educativos.

En ambos sexos, se nota que el efecto de las variables en cuestión es mínimo en el paso de cero horas a horas positivas. Esto supone que la educación por sí sola incide en el aumento en la oferta horaria sobre todo en las mujeres, sin embargo con un efecto muy bajo que puede estar condicionado por un conjunto más amplio de factores<sup>20</sup>. Es decir, que la variación en la variable latente con base en este vector, proviene en mayor parte de aquellos que ya

trabajan y pasan a ofertar más/menos horas al variar su nivel de educación; y no de aquellos que están inactivos y pasan a formar parte de la PEA.

Gráfico 3.2 Efecto incremental en horas trabajadas, área rural



Fuente: Elaboración propia con base en nuestras estimaciones obtenidas de la EPH de mayo 2006

<sup>17</sup> Por esta razón, es que los niveles educativos altos presentan no significatividad; debido a un sector rural relativamente menos educado en promedio que el sector urbano del país.

<sup>18</sup> Esto concuerda con la hipótesis neoclásica con respecto a que el ocio es un bien normal, debido a que a mayores niveles de educación y mejor remuneración, la persona tiende a trabajar menos horas L, y a consumir más del bien ocio, O.

<sup>19</sup> Es decir, a la cantidad de horas que resulta de restar el valor del coeficiente anterior al actual, viz, para el efecto incremental de supi, le restamos el coeficiente de seci; con lo que obtenemos los puntos en el eje vertical del Gráfico 1. Para los coeficientes, ver gráficos 13 y 14.

<sup>20</sup> Esto se podría explicar como consecuencia de no haberse incluido el salario, debido a que esta investigación no buscaba evaluar una oferta laboral ampliada del mercado laboral hondureño. Sin embargo, queda para una investigación posterior analizar los determinantes del lado de la oferta en el trabajo hondureño para observar qué es lo que causa que pase el individuo de la inactividad a la fuerza de trabajo.

## IV. CONCLUSIONES

Al analizar los retornos de la educación según nivel educativo, se observa que el mercado laboral está premiando más a los trabajadores calificados que a los no calificados, y que este retorno es significativo según los años de estudio correspondientes al ciclo diversificado o bachillerato y al de educación superior.

El hecho de que la tasa de retorno de la educación primaria resulte inferior a la de los otros niveles educativos, puede deberse a la falta de oportunidades para trabajadores poco calificados.

Hallazgos relevantes del estudio son: 1. El mercado laboral de Honduras está constituido mayoritariamente por hombres (hay un exceso de mano de obra masculina). 2. Mayores años de escolaridad en el caso de los hombres no aumentan las probabilidades de que se encuentren empleados. 3. En el caso de las mujeres, se observa que en la medida en que tienen más años de estudio sus probabilidades de estar empleadas aumentan considerablemente. 4. A mayor educación y experiencia mayor es el salario. 5. La capacitación también juega un rol esencial en la determinación del salario, siendo las mujeres las que obtienen ingresos

ligeramente superiores a los hombres cuando ambos tienen educación completa.

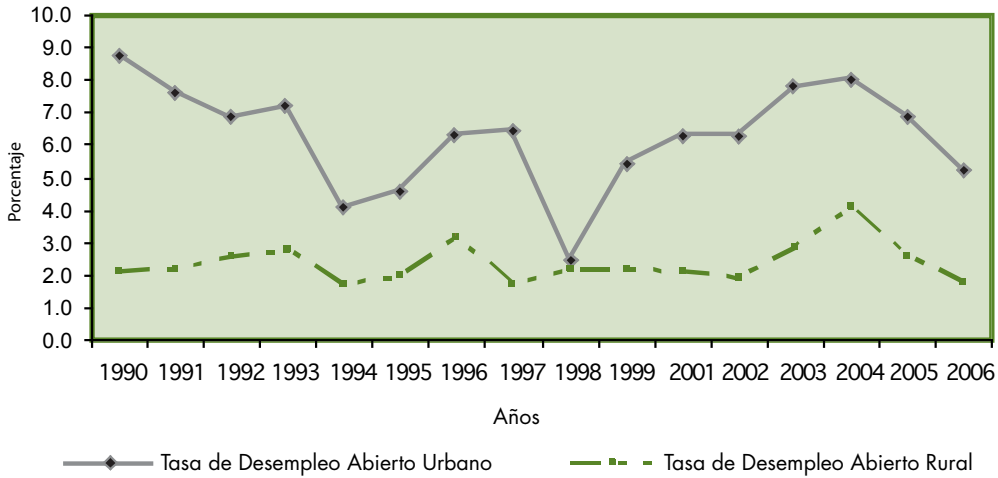
Para finalizar, es claro que el nivel de educación de la fuerza laboral es un determinante del crecimiento económico. Es por esa razón que el mejoramiento del índice de finalización de estudios primarios y la expansión de la cobertura de la educación secundaria deben ser aspectos prioritarios para Honduras, que permitan elevar el nivel educativo de su fuerza laboral, la cual ejerce una importante influencia en el crecimiento económico y en la distribución del ingreso.

## REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Acemoglu, D. 2000. *Technical change, inequality, and the labor market*. NBER Working Paper 7800. (<http://www.nber.org/papers/w7800>)
- Alejo, J. 2006. "Desigualdad Salarial en el Gran Buenos Aires: Una Aplicación de Regresión por Cuantiles en Microdescomposiciones". Centro de Estudios Distributivos, Laborales y Sociales (CEDLAS). Documento de Trabajo No. 36.
- Atkinson, A. y Bourguignon, F. 2000. *Income distribution and economics*. Handbook of Income Distribution. Elsevier Science B.V.
- Champernowne, D. y Cowell, F. 1998. *Economic inequality and income distribution*. Cambridge University Press. Cap. 6-II.
- Deaton, A. 1997. *The analysis of household surveys*. Microeconomic analysis for development policy. Washington D.C.: The World Bank.
- Galiani S. 2006. Honduras reporte de pobreza: Logrando la reducción de la pobreza. Departamento de América Central Región de América Latina y el Caribe, Banco Mundial.
- Gasparini, L., Marchionni, M. y Sosa Escudero, W. 2004. *Characterization of inequality changes through microeconomic decompositions. The case of Greater Buenos Aires*. En Bourguignon, Lustig y Ferreira (eds.). *The Microeconomics of Income Distribution Dynamics*.
- Gottschalk, P y Smeeding, T. 1997. *Cross national comparisons of earnings and income inequality*. Journal of Economic Literature XXXV, 633-687.
- Ham, A. 2006. *La Exclusión Social como Obstáculo para la Reducción de la Pobreza: Un caso de estudio desde el sector rural hondureño*. UNAH-Honduras.
- Heckman, J., 1979). *Sample selection bias as a specification error*, *Econometrica*, 47, 1979, pp. 153-161.
- McDonald, J. y Moffitt R. 1980. "The uses of Tobit analysis". *Review of Economics and Statistics*.
- Mincer, J. 1974. "Human Capital Earnings Function", *Review of Economics of the Household*
- Mizala A., Romaguera, P. y Henríquez P. 1998. *Oferta laboral y Seguro de Desempleo: estimaciones para la economía chilena*. Centro de Economía Aplicada Departamento de Ingeniería Industrial Facultad de Ciencias Físicas y Matemáticas Universidad de Chile
- Neal, D. y Rosen, S. 2000. *Theories of the distribution of earnings*. En el *Handbook of Income Distribution*. Elsevier Science B.V. Pgs. 379-427.
- Parlamento, N. y Salinardi, E. 2006. *Explicando los cambios en la Desigualdad: Son estadísticamente significativas las Microsimulaciones? Una aplicación para el Gran Buenos Aires*. Centro de Estudios Distributivos, Laborales y Sociales (CEDLAS). Documento de Trabajo No. 33.
- Psacharopoulos, G. y Patrinos, H. 2002. "Returns to investment in education. A Further Update". Worldbank Working Paper 2881. Washington D.C. Estados Unidos.
- Pérez Sainz, J.P. 2003. *Exclusión Laboral en América Latina: Viejas y Nuevas Tendencias*, *Revista Sociología del Trabajo*, N.º 47.
- Porta, E.; Ramón Laguna J.; Morales, S. 2006. *Tasas de Rentabilidad de la Educación en Guatemala*. Academy for Educational Development.
- Morales A., R. 2005. *Reflexiones sobre las diferentes maneras de concebir y usar las estadísticas sobre empleo*. Trabajo elaborado para el INE de Honduras
- Tobin, J. 1958. *Estimation of Relationships for Limited Dependent Variables*. *Econometrica*, 26, 1958, pp. 24-36
- Tokman R., A 2006. *Oferta Laboral Femenina*, Banco Central de Chile
- Wooldridge, J., 2002. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, MIT Press, Cambridge
- Zacaria H. y Zoloa J.I. 2006. *Desigualdad y Pobreza entre las Regiones Argentinas: Un análisis de microdescomposiciones*. Centro de Estudios Distributivos, Laborales y Sociales (CEDLAS). Documento de Trabajo No. 39.

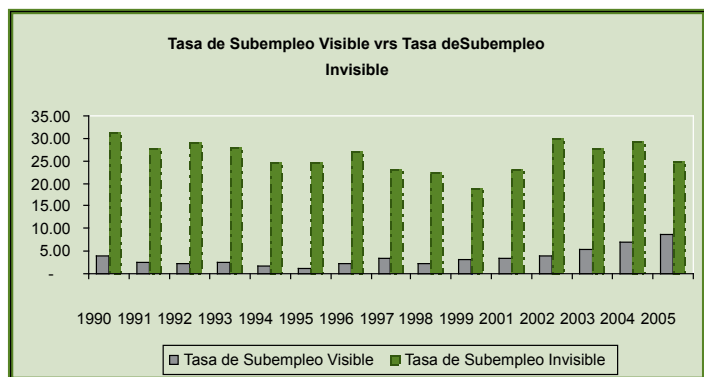
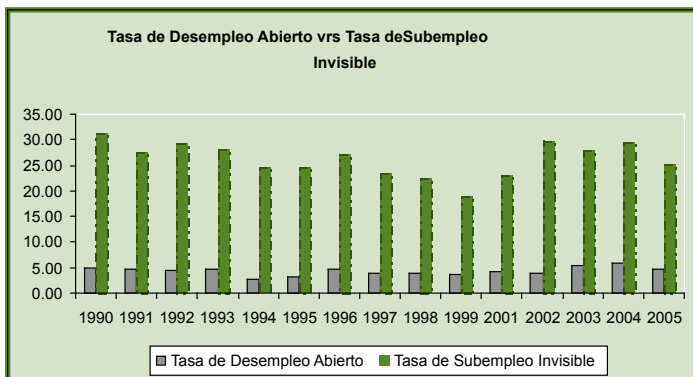
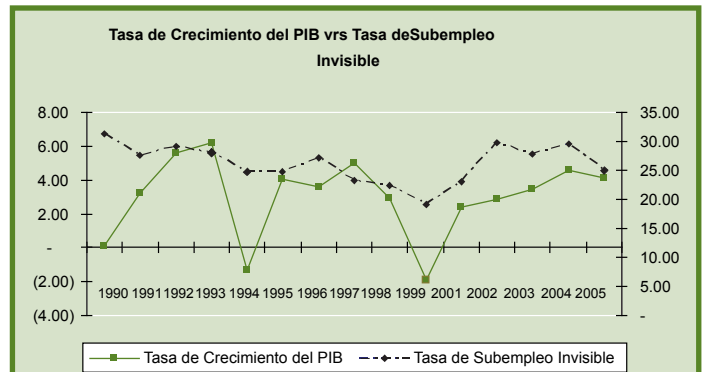
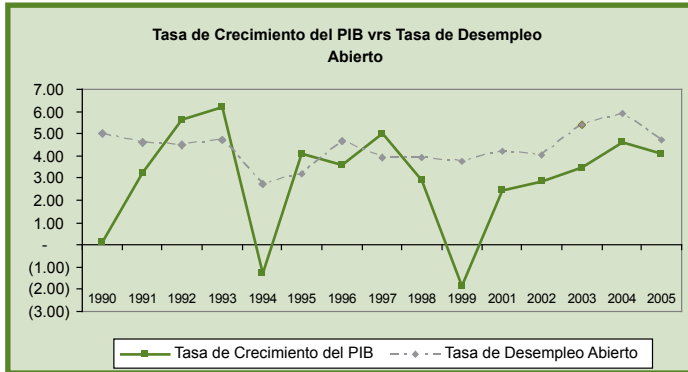
# ANEXOS

## Anexo A. Desempleo abierto por área geográfica



Fuente: Elaboración propia en base a la EPH

## Anexo B. Tasa de crecimiento del PIB vs Tasa de desempleo y subempleo



Fuente: Elaboración propia con base en la EPH

## Anexo C. Nivel educativo de los hombres

Nivel	Urbano		Rural	
	Número	Porcentaje	Número	Porcentaje
Sin educacion	261,410	18.1	556,835	28.9
Primaria Incompleta	454,345	31.5	876,690	45.6
Primaria Completa	240,602	16.7	319,175	16.6
Secundaria Incompleta	317,306	22.0	144,670	9.2
Secundaria Completa	99,814	6.9	20,740	1.1
Superior Incompleta	15,695	1.1	1,275	0.1
Superior Completa	53,024	3.7	4,505	0.2

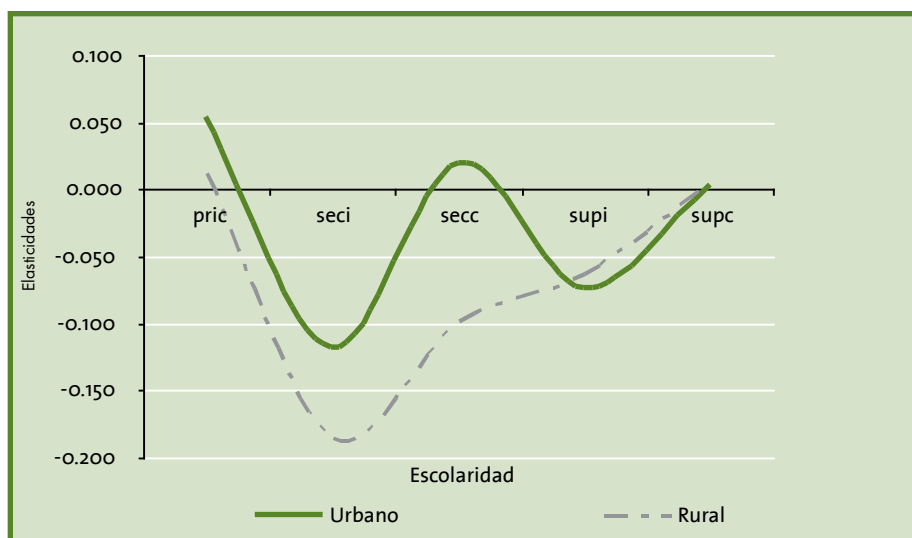
Fuente: Elaboración propia con base en la EPH

## Anexo D. Nivel educativo de las mujeres

Nivel	Urbano		Rural	
	Número	Porcentaje	Número	Porcentaje
Sin educacion	283,015	16.9	542,215	27.9
Primaria Incompleta	489,636	29.3	849,575	43.8
Primaria Completa	283,704	17.0	334,815	17.2
Secundaria Incompleta	374,577	22.4	178,840	7.5
Secundaria Completa	173,199	10.4	31,110	1.6
Superior Incompleta	15,573	0.9	1,615	0.1
Superior Completa	51,589	3.1	3,655	0.2

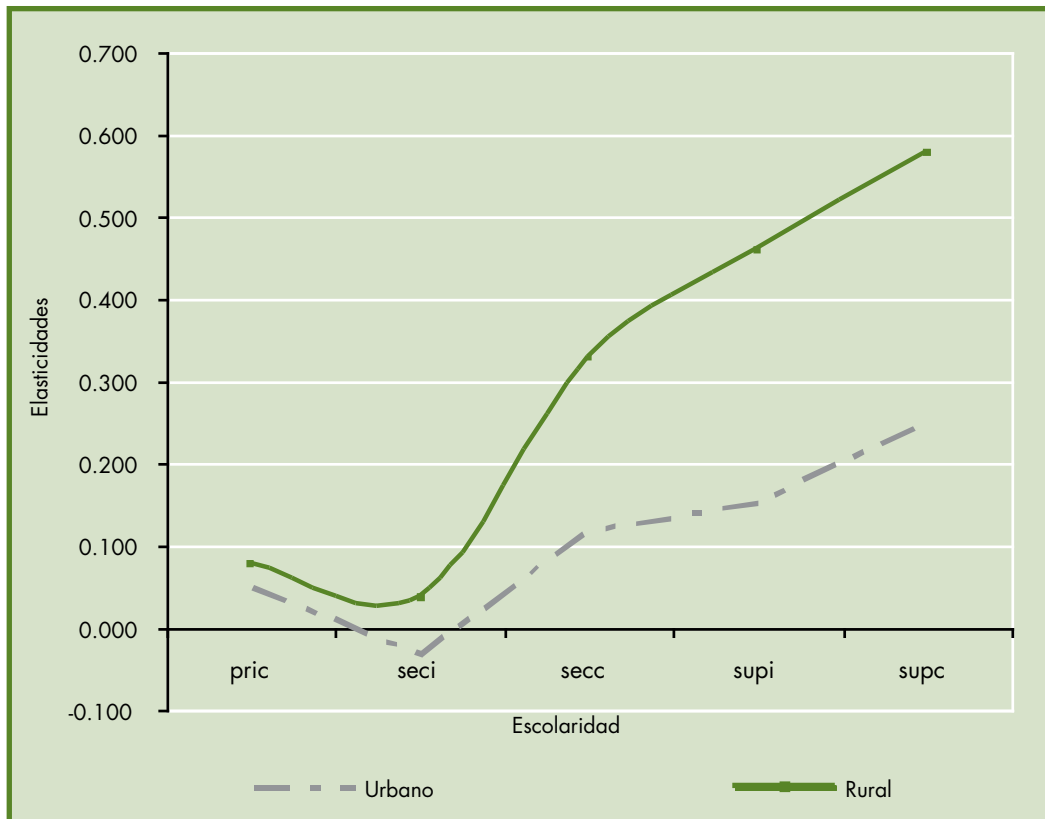
Fuente: Elaboración propia con base en la EPH

## Anexo E. Premium de la escolaridad sobre la participación laboral masculina



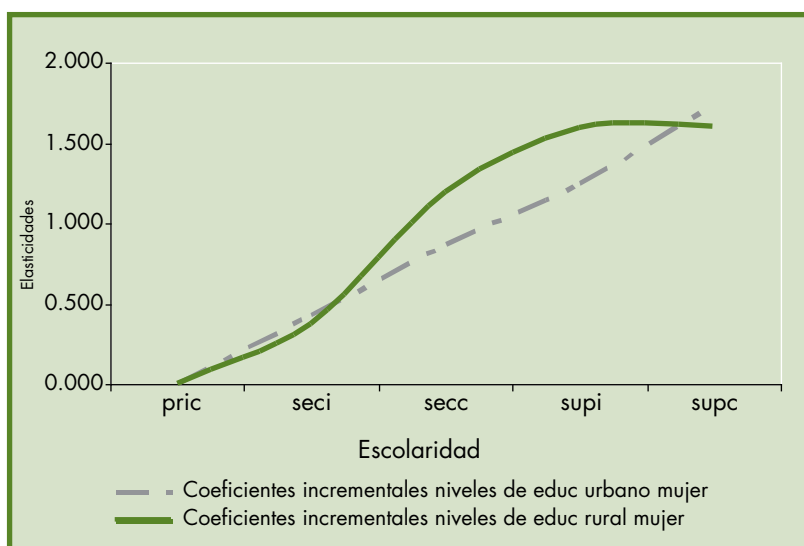
Fuente: Elaboración propia con base en la EPH de mayo 2006

## Anexo F. Premium de la escolaridad sobre la participación laboral femenina



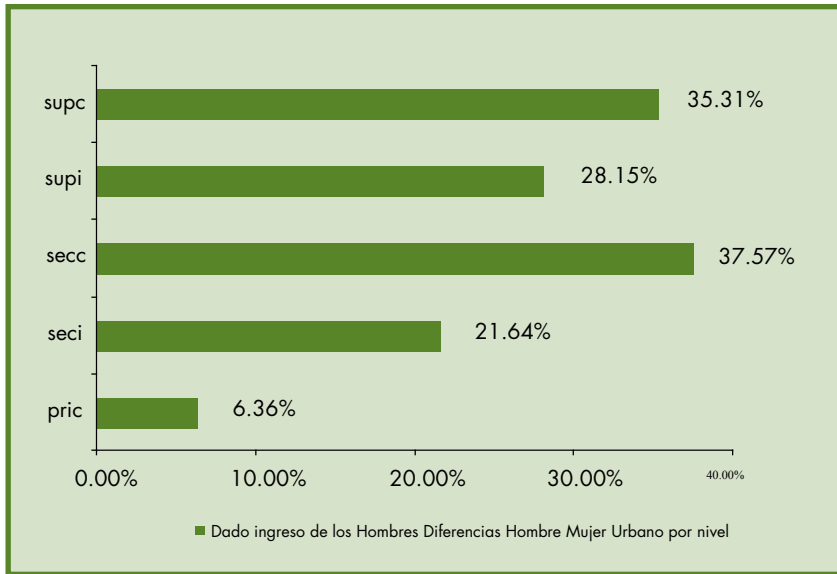
Fuente: Elaboración propia con base en nuestras estimaciones obtenidas de la EPH de mayo 2006

## Anexo G. Variaciones incrementales de los salarios femeninos, por estrato



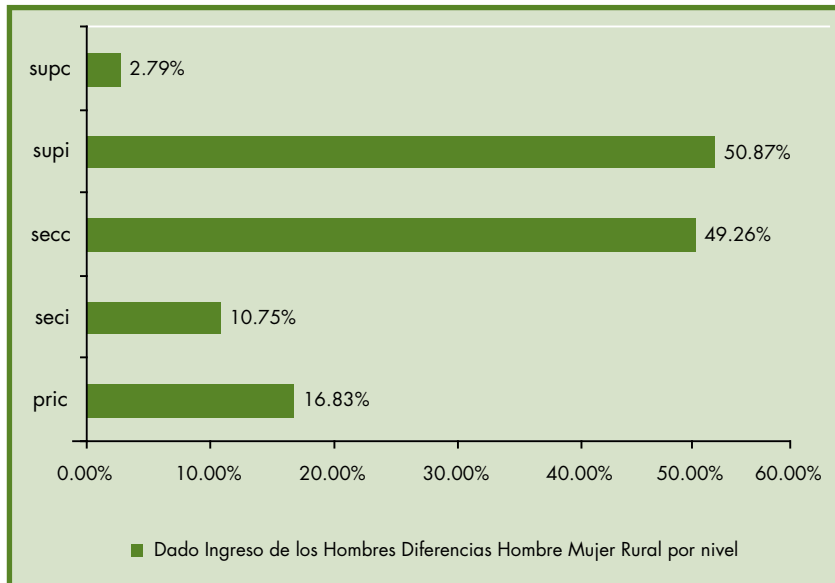
Fuente: Elaboración propia con base en nuestras estimaciones obtenidas de la EPH de mayo 2006

## Anexo H. Diferencias hombre/mujer dominio urbano por niveles de escolaridad



Fuente: Elaboración propia con base en nuestras estimaciones obtenidas de la EPH de mayo 2006

## Anexo I. Diferencias hombre/mujer dominio urbano por niveles de escolaridad



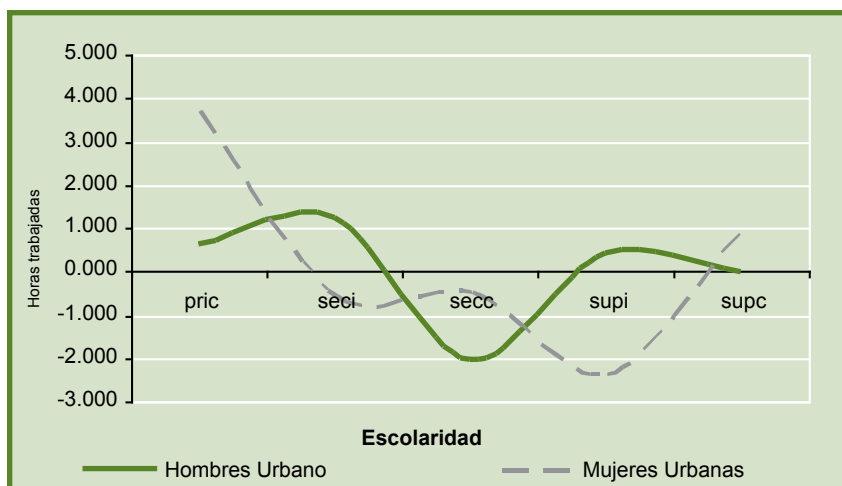
Fuente: Elaboración propia con base en nuestras estimaciones obtenidas de la EPH de mayo 2006

## Anexo J. Elasticidades modelo Probit, por sexo y estrato

Variable	Hombre		Mujer	
	Urbano	Rural	Urbano	Rural
pric*	0.05358 (0.0000)	0.01195 (0.0270)	0.04871 (0.0000)	0.07921 (0.0000)
seci*	-0.11833 (0.0000)	-0.18501 (0.0000)	-0.03209 (0.0090)	0.03650 (0.0180)
secc*	0.01924 (0.1610)	-0.09839 (0.0000)	0.11795 (0.0000)	0.32817 (0.0000)
supi*	-0.07444 (0.0140)	-0.06220 (0.4980)	0.15432 (0.0000)	0.46013 (0.0000)
supc*	0.00321 (0.8560)	0.00500 (0.9053)	0.25219 (0.0000)	0.57746 (0.0000)
jefe*	0.10233 (0.0000)	0.04783 (0.0000)	0.08856 (0.0000)	0.13320 (0.0000)
casado*	0.12874 (0.0000)	0.06316 (0.0000)	-0.16886 (0.0000)	-0.10427 (0.0000)
edad	0.04355 (0.0000)	0.01334 (0.0000)	0.06168 (0.0000)	0.03916 (0.0000)
edad2	-0.00058 (0.0000)	-0.00018 (0.0000)	-0.00077 (0.0000)	-0.00044 (0.0000)
Observaciones	13,040	11,833	16,588	12,470

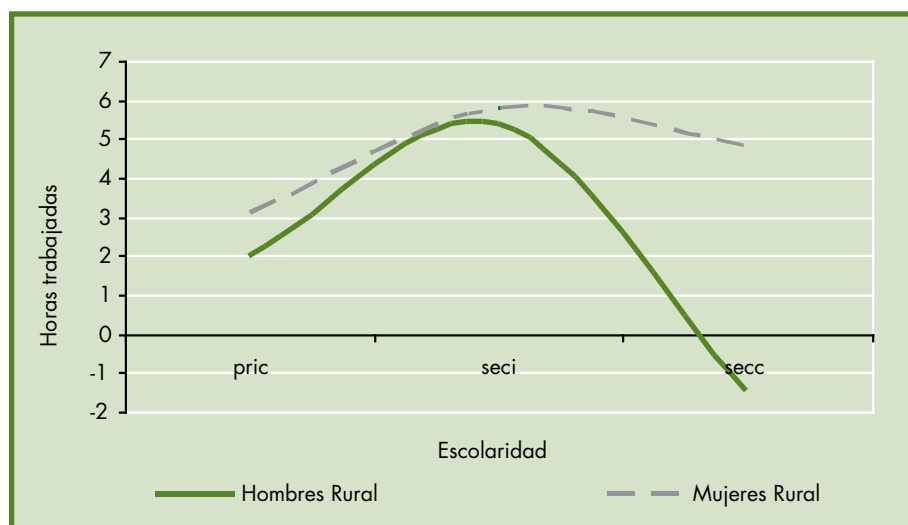
Nota: P-values en paréntesis (\*)  $df/dx$  es de un cambio discreto de una variable dummy de 0 a 1  
Elaboración propia en base a la EPH

## Anexo K. Efecto incremental en horas trabajadas, área urbana



Fuente: Elaboración propia con base en nuestras estimaciones obtenidas de la EPH de mayo 2006

## Anexo L. Diferencial en horas trabajadas, área rural



Fuente: Elaboración propia con base en nuestras estimaciones obtenidas de la EPH de mayo 2006

Variables	Variable latente	Valor esperado no condicional	Condicionado en la censura	Probabilidad No Censurado
Hombres Urbanos				
primaria completa*	0.6152	0.6119	0.5906	0.0005
secundaria incompleta*	1.8436	1.8343	1.7735	0.0014
secundaria completa*	-0.2104	-0.2092	-0.2018	-0.0002
superior incompleta*	0.1924	0.1914	0.1847	0.0002
superior completa*	0.1558	0.1550	0.1495	0.0001
jefe*	-0.5050	-0.5023	-0.4850	-0.0004
casado*	1.7453	1.7346	1.6684	0.0016
edad	0.0632	0.0628	0.0606	-0.0001
edad2	-0.0026	-0.0026	-0.0025	0.0000
ingreso no laboral per capita	-0.0009	-0.0009	-0.0009	0.0000
hijos18	0.2403	0.2390	0.2306	-0.0002
Hombres Rural				
primaria completa*	1.9723	1.9632	1.9026	0.0015
secundaria incompleta*	5.3795	5.3612	5.2303	0.0032
secundaria completa*	-1.5055	-1.4970	-1.4432	-0.0014
superior incompleta*	-2.2579	-2.2442	-2.1595	-0.0022
jefe*	1.8087	1.7982	1.7325	0.0017
casado*	2.8640	2.8463	2.7373	0.0029
edad	0.2935	0.2921	0.2825	-0.0002
edad2	-0.0044	-0.0044	-0.0042	0.0000
ingreso no laboral per capita	-0.0003	-0.0003	-0.0003	0.0000
hijos18	0.0115	0.0114	0.0111	0.0000

(\*)  $df/dx$  es de un cambio discreto de una variable dummy de 0 a 1

Nota: Los efectos marginales son evaluados en las medias de las variables continuas o en un cambio discreto en caso de ser dummy

Fuente: Elaboración propia con base en la EPH

## Anexo N. Descomposición de efectos McDonald-Mofitt, mujeres

Variables	Variable latente	Valor esperado no condicional	Condicionado en la censura	Probabilidad No Censurado	
Mujeres Urbanas					
primaria completa*		3.7101	3.5979	3.2006	0.0115
secundaria incompleta*		3.1621	3.0681	2.7326	0.0097
secundaria completa*		2.7022	2.6206	2.3312	0.0084
superior incompleta*		0.3602	0.3486	0.3084	0.0012
superior completa*		1.3060	1.2653	1.1228	0.0042
jefe*		3.3101	3.2038	2.8370	0.0108
casado*		0.4609	0.4456	0.3935	0.0015
edad		0.1698	0.1642	0.1451	-0.0006
edad2		-0.0037	-0.0036	-0.0032	0.0000
ingreso no laboral per capita		0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
hijos18		-1.0934	-1.0574	-0.9343	0.0036
Mujeres Rurales					
primaria completa*		3.1210	2.8140	2.2314	0.0219
secundaria incompleta*		5.8462	5.3430	4.3055	0.0371
secundaria completa*		4.8857	4.4547	3.5786	0.0316
superior incompleta*		10.5423	9.7883	8.0662	0.0579
jefe*		-2.5420	-2.2711	-1.7836	-0.0189
casado*		-4.4001	-3.9789	-3.1659	-0.0303
edad		1.3143	1.1786	0.9289	-0.0096
edad2		-0.0177	-0.0159	-0.0125	0.0001
ingreso no laboral per capita		0.0001	0.0001	0.0000	0.0000
hijos18		-2.0451	-1.8339	-1.4454	0.0149

(\*)  $df/dx$  es de un cambio discreto de una variable dummy de 0 a 1

Nota: Los efectos marginales son evaluados en las medias de las variables continuas o en un cambio discreto en caso de ser dummy. Elaboración propia en base a la EPH

## Anexo O. Ecuación de horas trabajadas, por sexo y estrato

Variable	Hombres		Mujeres	
	Urbano	Rural	Urbano	Rural
constante	49.63378 (0.0000)	35.4623 (0.0000)	38.20186 (0.0000)	16.88671 (0.0080)
primaria completa	0.6152497 (0.3470)	1.972341 (0.0000)	3.710132 (0.0000)	3.121012 (0.0080)
secundaria incompleta	1.843647 (0.0150)	5.379478 (0.0000)	3.162091 (0.0020)	5.84617 (0.0080)
secundaria completa	-0.2104218 (0.8000)	-1.505514 (0.3410)	2.70218 (0.0060)	4.885723 (0.0510)
superior incompleta	0.1924003 (0.9080)	-2.257917 (0.7150)	0.3602077 (0.8780)	10.54234 (0.2600)
superior completa	0.155824 (0.8740)		1.30595 (0.3130)	
jefe	-0.5049799 (0.6960)	1.808743 (0.2560)	3.310068 (0.0050)	-2.542037 (0.1590)
casado	1.745335 (0.0620)	2.864048 (0.0020)	0.4608545 (0.7090)	-4.400086 (0.0260)
edad	0.063172 (0.6870)	0.2935349 (0.0440)	0.1697782 (0.4210)	1.314302 (0.0000)
edad2	-0.0025916 (0.1690)	-0.0044097 (0.0100)	-0.0037253 (0.1530)	-0.0177355 (0.0000)
ingreso no laboral per capita	-0.00090 (0.0000)	-0.00031 (0.5670)	0.00002 (0.7620)	0.00006 (0.8110)
hijos18	0.2403429 (0.0000)	0.0115057 (0.0000)	-1.093383 (0.0000)	-2.04509 (0.0080)
sigma	19.45	17.29	22.05	24.67
No. Obs	6,365	6,067	4,886	2,649
Censuradas a la izquierda	153	157	139	108
Censuradas a la derecha	3	1	1	1

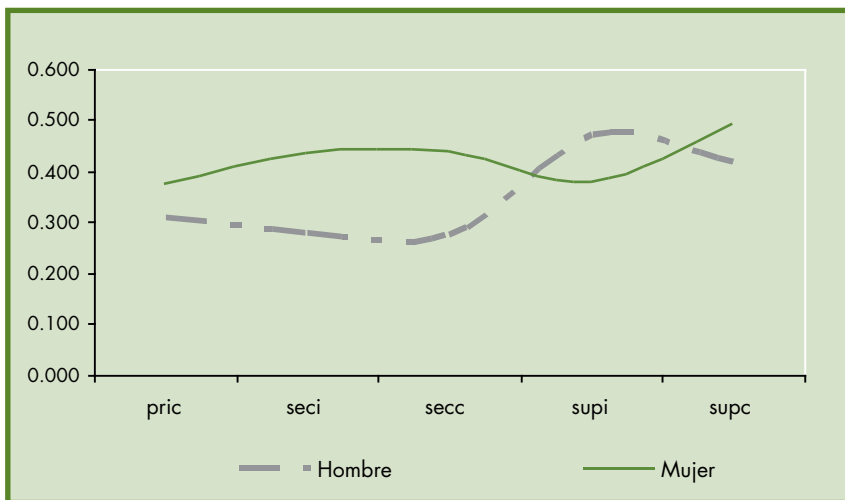
Nota: P-values en paréntesis Fuente: Elaboración propia con base en la EPH

## Anexo N. Descomposición de efectos McDonald-Mofitt, mujeres

Variables	Hombre		Mujer	
	Urbano	Rural	Urbano	Rural
pric	0.31069 (0.0000)	0.47882 (0.0000)	0.37430 (0.0000)	0.54255 (0.0000)
seci	0.59007 (0.0000)	0.80784 (0.0000)	0.80650 (0.0000)	0.91395 (0.0000)
secc	0.86706 (0.0000)	1.51529 (0.0000)	1.24273 (0.0000)	1.73534 (0.0000)
supi	1.33815 (0.0000)	1.91457 (0.0000)	1.61967 (0.0000)	2.12836 (0.0000)
supc	1.75788 (0.0000)	2.12781 (0.0000)	2.11103 (0.0000)	2.13894 (0.0000)
edad	0.02527 (0.0010)	0.01327 (0.0000)	0.03143 (0.0000)	0.04285 (0.0760)
edad2	-0.00021 (0.0140)	-0.00017 (0.0000)	-0.00028 (0.0250)	-0.00052 (0.1030)
select				
pric	-0.01046 (0.8060)	0.02239 (0.5760)	0.30228 (0.0000)	0.22772 (0.0000)
seci	-0.10786 (0.0280)	0.12906 (0.1100)	0.36850 (0.0000)	0.57807 (0.0000)
secc	0.28415 (0.0000)	0.72341 (0.0000)	0.84467 (0.0000)	1.55656 (0.0000)
supi	0.00516 (0.9600)	0.61390 (0.2330)	1.06738 (0.0000)	1.76357 (0.0000)
supc	0.40331 (0.0000)	1.02400 (0.0000)	1.52408 (0.0000)	2.42439 (0.0000)
jefe	0.02471 (0.7680)	-0.21923 (0.0520)	0.24019 (0.0000)	0.15524 (0.1490)
casado	0.10761 (0.0690)	-0.18732 (0.0100)	-0.46296 (0.0000)	-0.57313 (0.0000)
edad	-0.05161 (0.0000)	-0.01341 (0.2250)	0.08003 (0.0000)	0.13328 (0.0000)
edad2	0.00025 (0.0450)	-0.00011 (0.4200)	-0.00128 (0.0000)	-0.00192 (0.0000)
inla_pc	-0.00008 (0.0240)	-0.00023 (0.0020)	-0.00008 (0.0150)	-0.00031 (0.0030)
nro_hijos	-0.01234 (0.3220)	-0.02796 (0.0100)	-0.07301 (0.0000)	-0.07466 (0.0000)
_cons	1.56763 (0.0000)	0.77754 (0.0020)	-1.77388 (0.0000)	-3.20038 (0.0000)
/athrho	-0.0237	0.1112	0.3344	0.1188
/lnsigma	-0.4341	-0.2364	-0.4229	-0.3595
rho	-0.0237	0.1108	0.3224	0.1183
sigma	0.6478	0.7895	0.6552	0.6981
lambda	-0.0154	0.0875	0.2112	0.0826
Observaciones	6,929	6,273	9,500	7,728

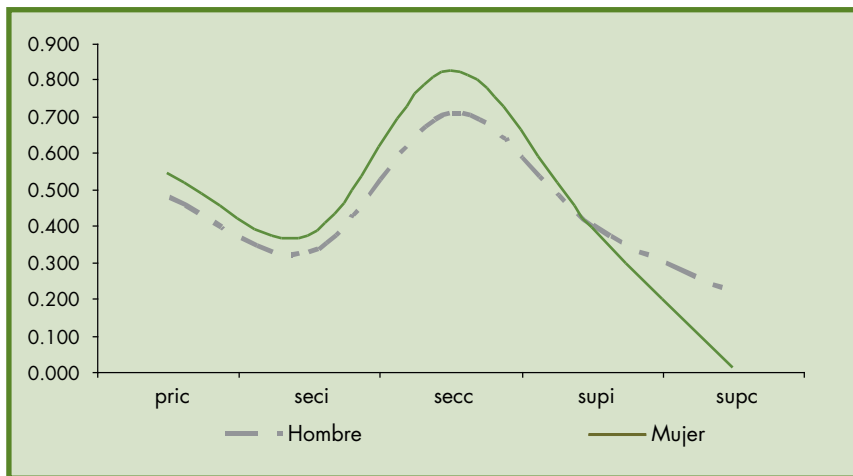
Nota: P-valores en paréntesis  
 Fuente: Elaboración propia con base en la EPH

## Anexo Q. Premium de escolaridad con respecto al nivel anterior, sector urbano



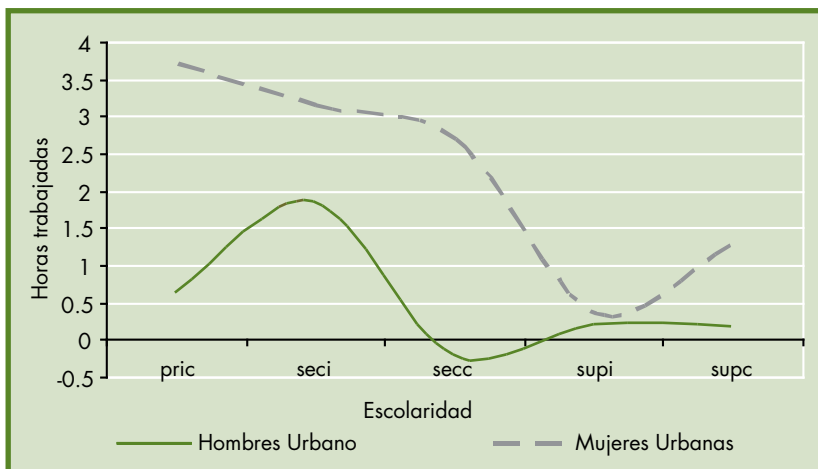
Fuente: Elaboración propia con base en los datos de la EPHPM de mayo 2006

## Anexo R. Premium de escolaridad con respecto al nivel anterior, sector rural



Fuente: Elaboración propia con base en nuestras estimaciones obtenidas de la EPH de mayo 2006

## Anexo S. Efecto incremental en horas trabajadas, área urbana



Fuente: Elaboración propia con base en nuestras estimaciones obtenidas de la EPH de mayo 2006

## Modelos Econométricos

### Elección binaria

Los modelos binarios de respuesta cualitativa<sup>21</sup> suponen la existencia de una variable binaria que toma valor 1 si la variable observada es positiva y cero en caso contrario, para explicar la probabilidad de ocurrencia de la variable observada en función de un vector explicativo y de un error de medición.

En el caso del modelo Probit se asume que los errores  $\varepsilon_i$  se distribuyen bajo forma normal, entonces la función de densidad acumulada (FDA) de los residuos  $F(-X_i\beta)$  es el área debajo de la curva de la normal hasta el punto  $-X_i\beta$ . Luego para obtener los parámetros del modelo, se utilizan técnicas de máxima verosimilitud. Con lo que si se define a  $\Phi$  como la FDA de la normal, entonces la función de verosimilitud es:

$$L(\beta, \sigma^2) = \prod_{y_i=1}^n 1 - \Phi(-X_i\beta) \prod_{y_i=0}^n \Phi(-X_i\beta) \quad (1)$$

Luego los parámetros obtenidos son interpretados de manera de ver el impacto marginal de un cambio en una de las variables del vector explicativo  $x_{ik} \in X$  sobre la probabilidad de observar  $y_i = 1$ :

$$\frac{\partial \Phi(X_i\beta)}{\partial x_{ik}} = \phi(X_i\beta) \beta_k \quad (2)$$

En donde  $\phi(\cdot)$  está definido como la función de densidad (FDP), por lo que es evidente que el impacto marginal es procedente de un proceso no lineal; que varía dependiendo del punto en la distribución normal en donde se encuentre el umbral  $X_i\beta$  (puntos

cercanos a la media tendrán mayor impacto que aquellos que se encuentren en las colas).

### El modelo básico de retornos a la educación corregido por sesgo de selección

El modelo estimado primeramente por Jacob Mincer (1974), segundo en análisis, se estima utilizando la técnica de estimación en dos etapas de Heckman (1979) para solucionar problemas de sesgo por selección presente en la mayoría de las estimaciones empíricas al analizarse el perfil de ingresos de personas con distintos niveles de educación. (Esta técnica usará el modelo Probit calculado que tendría por objeto medir la decisión de participación en función de las características personales y del stock de capital humano de las personas como ecuación de selección).

La expresión formal está dada por la ecuación:

$$\ln[w(s,x)] = \alpha_0 + \rho_s s + \beta_0 x + \beta_1 x^2 + \varepsilon \quad (3)$$

Donde  $\rho_s$  se interpreta como la tasa de retorno de la escolaridad y  $\beta_1$  captura los efectos adversos que puede tener un año adicional de experiencia sobre el salario a partir de cierta edad. La experiencia comúnmente se mide restando a la edad de la persona sus años de escolaridad y la edad en que comenzó a estudiar (que generalmente es cinco o seis años) y se define como experiencia potencial.

En este caso, el método de Heckman se utiliza sin imponer ex ante la restricción de elasticidad unitaria del ingreso laboral respecto a las horas trabajadas. En este caso el truncamiento del salario es incidental y se presenta porque sólo se observan valores del ingreso laboral para un subconjunto de la población mientras que el resto de variables de la ecuación de Mincer sí se tiene para todos los individuos.

El método involucra dos ecuaciones y la definición de un indicador de selección ( $s$ )

$$\begin{aligned} &\text{Ecuación de regresión} \\ &Y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_k x_k + \varepsilon; E(\varepsilon | x_1, x_2, \dots, x_k) = 0 \\ &\text{Ecuación de selección} \end{aligned} \quad (4)$$

$$s = 1(z_0 + z_1 \gamma_1 + \dots + z_m \gamma_m + v \geq 0)$$

Adicionalmente se supone que los términos de perturbación, están correlacionados y se comportan así:

$$\varepsilon \approx N(0, \sigma^2), v \approx N(0, 1), \text{Corr}(\varepsilon, v) \neq 0 \quad (5)$$

Para cada observación, el método obtiene primero la razón de Mills  $\lambda_i$  que se interpreta como la probabilidad de que el  $i$ -ésimo individuo sea ocupado asalariado a través de la primera etapa de estimación de un modelo probit. Posteriormente se incluye la variable  $\lambda_i$  como otro regresor en la ecuación de Mincer y se estima por mínimos cuadrados.

$$\begin{aligned} &E[y | z_1, z_2, \dots, z_m, s = 1] \\ &= \beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_k x_k \\ &+ \lambda(z_0 + z_1 \gamma_1 + \dots + z_m \gamma_m) \end{aligned} \quad (6)$$

<sup>21</sup> Principalmente, se considera los casos Logit y Probit, un resumen extensivo de los supuestos principales y un tratamiento adecuado de la teoría se puede encontrar en Greene (1993), Maddala (1996), Wooldridge (1996) y Davidson & MacKinnon (1999)

La ecuación (6) nos dice que el valor esperado del retorno a la educación dado los parámetros de las variables independientes es igual la estimación original de Mincer más un término adicional que depende de la inversa de la razón de Mills evaluada en la ecuación de selección, y el método de Heckman nos proporciona estimaciones consistentes y asintóticamente normales.<sup>22</sup>

## Horas Trabajadas

El último modelo a estimar es de horas trabajadas, basados en Tobit (1958) conocido como el modelo de regresión normal censurado, o Tobit. Se dice que los datos están censurados debido a que los datos de horas de trabajo se presentan alterados en las bases de datos de encuestas de hogares. Este método establece un probit que incorpora tanto información de la probabilidad de participación de las personas que no están trabajando, como las horas trabajadas por las personas que lo hacen. Este segundo componente es idéntico a la función de máxima verosimilitud implícita en una regresión por Mínimos Cuadrados Ordinarios si es que todos los individuos trabajaran.

El modelo en forma reducida puede definirse como:

$$y_i^* = \beta' x_i + \varepsilon, i = 1, 2, 3, \dots, N$$

$$y_0 = \begin{cases} y^* \rightarrow si \Rightarrow y^* > 0 \\ 0 \rightarrow si \Rightarrow y^* \leq 0 \end{cases} \quad (7)$$

$$=$$

De manera general, asumiendo que  $y^*$  se obtiene de una relación lineal, y que  $y_0$  varía entre los hogares pero que dicha variación es conocida, el modelo que genera los datos para una función de verosimilitud con  $N$  observaciones independientes será:

$$L = \prod_{i|y_i=0} \Pr(y_i = 0) + \prod_{i|y_i>0} f(y_i | x_i, y_i > 0) \quad (8)$$

Donde  $\Pr$  y  $f_i$  son la probabilidad de presentar un dato censurado y la función de densidad para los datos observables de  $y^*_i$ . Es decir, toma en cuenta el problema de los datos censurados mediante las probabilidades y de los observables mediante una función de densidad continua.

Por esto, se le conoce al problema de censura como el de "variables parcialmente continuas."

En el caso del modelo Tobit es aquel en el que se asume una distribución normal de los residuos, por lo que la función de verosimilitud para el modelo Tobit estándar será:

$$L = \prod_0 \left[ 1 - \Phi \left( \frac{\beta' x_i}{\sigma} \right) \right] \prod_1 \sigma^{-1} \phi \left[ y_i - \frac{\beta' x_i}{\sigma} \right] \quad (9)$$

Donde  $\Phi(\cdot)$  y  $\phi(\cdot)$  son las funciones de distribución y densidad normal estándar.

<sup>22</sup> La literatura sobre estimaciones de datos con censura y truncados es abundante. Para extensiones referirse a Wooldridge (1997) y Davidson and MacKinnon (1999) para un tratamiento exhaustivo y algunas pruebas de los anteriores resultados.