

**¿ESTIMANDO EL RETORNO A LA EDUCACIÓN  
O A LOS NO OBSERVABLES?:  
EVIDENCIA DE DATOS DE PANEL**

DANTE CONTRERAS  
EMERSON MELO  
SUSANA OJEDA

**Resumen**

*El presente trabajo examina la magnitud y dirección del sesgo por no observables en la estimación del retorno de la educación. Usando el panel Casen 1996-2001, la magnitud y dirección del sesgo fueron establecidas comparando las tasas de retorno obtenidas a través de MCO, Heckman y un modelo en diferencias. Los resultados del modelo en diferencias muestran una tasa de retorno a la educación de 9%, 2 a 5 puntos porcentuales inferior a las obtenidas con los métodos tradicionales.*

**Abstract**

*In this paper we investigate the bias due to non observable factors in the estimating of return to schooling for the case of Chile. Using the data from the Casen Survey panel 1996-2001, we estimate a difference model. We find a return to schooling around 9%, which is 2 to 5 percents points lower than found in previous studies.*

Palabras clave: *Retorno a la educación, no observables, efectos fijos.*

Clasificación JEL: *J24, J20.*

## 1. INTRODUCCIÓN

La educación tiene un rol preponderante en el desarrollo de un país. Una sociedad más educada tiende a ser más productiva, a exhibir mayor crecimiento y a mostrar un mayor nivel de desarrollo. Por otra parte, la educación a través de su impacto sobre la productividad laboral explica los niveles de ingresos de una población, lo que se traduce en una herramienta efectiva para superar la pobreza y reducir las desigualdades de ingreso.

La relación entre nivel de educación e ingresos ha sido ampliamente examinada. Sin embargo, en términos empíricos y dada la información disponible, la educación explicaría sólo una parte de la variación de los ingresos individuales. La teoría del capital humano no considera aspectos relevantes como entorno familiar y habilidades.<sup>1</sup>

Estos factores, tradicionalmente omitidos, pueden afectar el cómo la educación de un individuo se traduce en competencias laborales y en los salarios percibidos en el mercado laboral.<sup>2</sup>

Tradicionalmente en países en desarrollo, en particular en América Latina, el retorno a la educación se estima con datos de corte transversal. Sin embargo, existen varios problemas asociados a su estimación. En primer lugar, las habilidades y calidad de la educación son factores no observados determinantes en los ingresos de los individuos, los que usualmente han sido omitidos en los modelos empíricos. Dado que este tipo de variables presentan correlación con la escolaridad, la estimación del retorno a la educación generaría parámetros sesgados e inconsistentes.<sup>3</sup>

Diversas estrategias han sido utilizadas para corregir el sesgo por omisión de variables relevantes. En efecto, estudios a nivel internacional han tratado de controlar por la habilidad de los individuos, mediante el uso de variables instrumentales. Esta estrategia de estimación descansa fuertemente en la calidad de los instrumentos.<sup>4</sup>

Otra estrategia ha consistido en examinar muestras donde la habilidad sea la misma para ciertos individuos. En efecto, mediante el uso de muestras de gemelos (donde éstos tendrían las mismas habilidades) y estimaciones en diferencias entre hermanos, los elementos que sean comunes (habilidad, características de los padres) se anularían, lo que conduciría a una estimación insesgada y consistente del retorno a la educación.<sup>5</sup>

Alternativamente, se podría controlar por aquellos factores omitidos. Para el caso chileno existen estudios que han intentado controlar por habilidad. Medrano (1999) estima el retorno a la educación para el Gran Santiago en el año 1998 utilizando como proxies de la habilidad el número de repitencias durante el ciclo educacional, promedio de notas y puntaje en un test de habilidades.<sup>6</sup>

<sup>1</sup> Atkinson, 1975.

<sup>2</sup> Larrañaga, 1996.

<sup>3</sup> Para más detalles, ver Card, 1994, 2001.

<sup>4</sup> Por ejemplo, Angrist y Krueger, 1991; Card, 2001.

<sup>5</sup> Ver Ashenfelter y Krueger, 1994; Ashenfelter y Zimmerman, 1997.

<sup>6</sup> El test es el SIAL. Para mayores detalles sobre este instrumento, ver Medrano, 1999.

Los resultados sugieren que el retorno a la educación es menor a los reportados por estimaciones de estudios que no controlan por este tipo de factores. Sin embargo, la validez de sus resultados descansa en la calidad de las variables que miden la habilidad de los individuos.

El presente trabajo contribuye con nueva evidencia respecto al retorno a la educación en Chile mediante el uso de datos de panel, a partir de la encuesta Casen 1996-2001. Dado que observamos a los mismos individuos en dos momentos del tiempo, y suponiendo que la habilidad es invariante en el tiempo, una estimación en diferencias daría cuenta de la omisión de la habilidad en el retorno a la educación.

Para lo anterior, el artículo se organiza como sigue. La sección dos discute la metodología utilizada. La sección tres describe la encuesta Casen y la forma en que se construyó el panel. Los resultados y las conclusiones corresponden a la secciones cuatro y cinco, respectivamente. Las tablas se reportan en el apéndice.

## 2. METODOLOGÍA

La manera tradicional de estimar el retorno a la educación es mediante el uso de la ecuación de Mincer.<sup>7</sup> Este modelo puede ser especificado usando una estructura de panel del siguiente modo:

$$(1) \quad \ln w_{it} = x'_{it}\beta + \mu_{it} \quad i = 1, \dots, N \quad t = 1, \dots, T$$

Donde  $\ln w_{it}$  es el logaritmo del salario del individuo  $i$  en el período  $t$  y  $x_{it}$  es un vector de características del individuo, entre las cuales se incluye escolaridad, sexo, edad, experiencia, etc.

Si se estima (1) por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO), usando solamente datos de corte transversal, es posible encontrar el problema de sesgo de selección, ya que sólo se consideraría a individuos participando en el mercado laboral. Este problema será particularmente importante en el caso de las mujeres.<sup>8</sup> Para corregir dicho sesgo, una alternativa consiste en utilizar una estimación a la Heckman en dos etapas.<sup>9</sup>

Si bien lo anterior permite corregir el problema de sesgo de selección, aún persiste un problema de sesgo por variables omitidas. El caso típico corresponde a la omisión de habilidad, la cual estaría positivamente correlacionada con el nivel de escolaridad, lo que llevaría a una sobreestimación del retorno a la educación.<sup>10</sup>

<sup>7</sup> Mincer, 1974.

<sup>8</sup> Para el caso chileno la tasa de participación femenina se encuentra entre las más bajas de América Latina, cifra alrededor de un 45% comparable a las de México y Costa Rica, BID 1999.

<sup>9</sup> Para mayores detalles ver Heckman, 1979.

<sup>10</sup> Card, 1994, 2000, discute en detalle este tipo de problemas y las diversas estrategias existentes para solucionarlos.

Una manera de solucionar este problema consiste en explotar la estructura de panel de los datos. En efecto, bajo ciertos supuestos de identificación, es posible estimar el retorno a la escolaridad sin sesgos por variables no observables. Consideremos la siguiente versión simplificada de la ecuación (1)

$$(2) \quad \ln w_{it} = \alpha + \beta s_{it} + \gamma h_{it} + \mu_{it} \quad i = 1, \dots, N \quad t = 1, \dots, T$$

Donde  $s_{it}$  y  $h_{it}$  son la escolaridad y la habilidad del individuo  $i$  en el período  $t$ , respectivamente. Para  $T \geq 2$  se puede tomar la primera diferencia de (2) de manera que es posible escribir:

$$(3) \quad \Delta \ln w_{it} = \beta \Delta s_{it} + \gamma \Delta h_{it} + \Delta \mu_{it}$$

El supuesto de identificación clave es que  $\Delta h_{it} = 0$ , es decir, la habilidad del individuo permanece constante. De lo anterior es fácil demostrar que el estimador de  $\beta$  será insesgado y consistente.<sup>11</sup>

Se debe mencionar que la estrategia de estimación anterior, si bien tiene la ventaja de corregir por no observables, tiene el inconveniente de que la escolaridad, para un grupo significativo de individuos, puede no presentar variación en el período examinado.

En efecto, al considerar dos períodos de análisis, los años de escolaridad pueden haber permanecido constantes para un individuo. Sin embargo, como las observaciones del panel consideran los años 1996 y 2001, éste no será un inconveniente mayor, ya que al menos algunos individuos en la muestra exhibirán incrementos en los años de escolaridad.<sup>12</sup>

### 3. DATOS

La fuente de información base de este estudio corresponde a la Encuesta Panel realizada el año 2001 por el Ministerio de Planificación y Cooperación, la cual surge con el propósito de identificar los factores asociados a los cambios en la situación de pobreza de los hogares y personas a lo largo del tiempo.

Una encuesta de estas características se realiza por primera vez en Chile. De hecho, pocos países en desarrollo disponen de este tipo de información.<sup>13</sup>

Esta herramienta se construye entrevistando a la misma población en dos momentos diferentes del tiempo, 1996 y 2001. Esencialmente, se miden las mismas variables de caracterización socioeconómica en ambos períodos.

<sup>11</sup> Es importante señalar que si bien la metodología de datos de panel permite corregir el sesgo de variables no observables omitidas, puede agravar el problema de error de medición, lo que llevaría a tener estimaciones inconsistentes. Por lo tanto, al momento de interpretar los resultados se debe considerar este elemento.

<sup>12</sup> La estadística descriptiva de las variables confirma este hecho. En efecto, un 35% de los individuos exhibe incrementos en los años de escolaridad en el período analizado.

<sup>13</sup> Ver Contreras *et al.*, 2004.

La importancia de este tipo de encuesta radica en que proporciona información sobre la dinámica del comportamiento de los entrevistados.

El marco muestral del panel lo constituyen hogares entrevistados en la Encuesta Casen 1996, en las regiones III, VII, VIII y Metropolitana. Una muestra aleatoria simple de más de 5.000 hogares fue seleccionada para ser encuestada nuevamente el año 2001.<sup>14</sup> Cabe destacar que las regiones mencionadas representan el 60% de la población total del país con un 48,8% de hombres. Además, concentran el 63% de la población nacional económicamente activa y en el año 2000 su participación en el PIB total del país alcanzaba un 57%.<sup>15</sup>

Con el propósito de obtener homogeneidad y una muestra de mejor calidad, el análisis se concentró en los trabajadores asalariados con jornada parcial o completa mayores de 15 años, los cuales representan el 71% del total de ocupados; se excluyó de este grupo a las FF.AA., ya que este sector no se comporta como el resto de la economía.

Tampoco se consideró a empleadores ni trabajadores cuenta propia, debido a la dispersión en sus ingresos y a las fluctuaciones que éstos pueden sufrir como consecuencia de cambios en el entorno económico. Trabajadores con más de 65 años fueron omitidos por la discontinuidad que puede haber en la generación de sus ingresos. Por otra parte, también se excluyeron aquellas observaciones con problemas de registros.

En base a las consideraciones anteriores, la muestra se redujo en un 25%, lo que implicó quedarse con un tamaño muestral de 3.810 observaciones de individuos para cada período.

La variable dependiente usada en este estudio es el salario por hora (expresado como cociente entre ingreso de la ocupación principal y horas trabajadas); entre las variables explicativas se incluyen edad, género, escolaridad, experiencia potencial, actividad económica, número de hijos por hogar e ingreso no laboral.

La Tabla 1 resume la estadística descriptiva para el año 2001. Se observa que el 61% de los asalariados son hombres. La edad promedio de hombres y mujeres es de 37 años y 36 años, respectivamente. En relación con la escolaridad, ésta es de 12 años promedio, siendo muy similar entre hombres y mujeres.<sup>16</sup>

La experiencia potencial también difiere por género, siendo inferior en las mujeres. El ingreso proveniente de la ocupación principal es de \$ 190.297 (equivalente a US\$ 300), con una media de \$ 208.480 para los hombres (equivalente a US\$ 329).<sup>17</sup> Esta cifra se reduce aproximadamente en un 30% para las mujeres. Con relación al sector económico, ellas se concentran mayoritariamente en servicios comunales (54%), en cambio los hombres se desempeñan principalmente en industrias manufactureras, servicios comunales y comercio (55%).

<sup>14</sup> Es importante mencionar que en términos de individuos, el panel consta de 17.094 observaciones para el año 1996, mientras que para el año 2001 este número equivale a 18.924. Para mayor detalle, consultar Metodología Encuesta Panel 1996-2001, Mideplan, Santiago, 2002.

<sup>15</sup> Censo 2002; Banco Central de Chile.

<sup>16</sup> Esto equivale a educación secundaria completa.

<sup>17</sup> Para realizar la conversión a dólar se utilizó un tipo de cambio de \$ 634,35 al 25 de junio del 2004.

Se examinó la presencia y composición de niños por hogar. Debido al escaso número de observaciones de niños menores de 4 años, sólo fue posible agruparlos en tramos de 5 a 10 años y de 0 a 10. Se puede apreciar que el número de niños promedio por tramo es muy similar. El ingreso no laboral<sup>18</sup> de la población total es de \$ 343.488 (equivalente a US\$ 541). El promedio del ingreso no laboral de los hombres es inferior al de las mujeres, lo cual se explica por su baja participación en el mercado laboral y los menores ingresos que ellas perciben.

#### 4. RESULTADOS

La Tabla 2 presenta la estimación del retorno de la educación por MCO. Al efectuar la regresión del salario con la escolaridad, el parámetro alcanza un valor de 11%. Cuando se estima la ecuación de Mincer tradicional, el retorno aumenta a un 13%, siendo en ambos casos positivo y significativo. El parámetro de la experiencia potencial también es positivo y significativo, a diferencia del coeficiente de la experiencia potencial al cuadrado el que resulta negativo y no significativo, es decir, no es posible establecer que la experiencia potencial crece a tasas decrecientes. Al controlar por género y sector económico, el retorno general de la educación se mantiene, sin embargo, se confirma una vez más que el retorno de los hombres es significativamente mayor al de las mujeres, siendo de 14% y de 11%, respectivamente.

En la Tabla 3 se observan los resultados de la estimación de la ecuación de Mincer por el método de Heckman. Primero se analizará el modelo de selección.<sup>19</sup>

Para las mujeres, la probabilidad de participar en el mercado laboral aumenta significativamente con la escolaridad y la edad (a tasas decrecientes). Los ingresos crecen con mayores niveles de escolaridad y edad, al igual que el costo de oportunidad de permanecer fuera del mercado. Como es de esperar, un mayor ingreso no laboral tiene un efecto negativo sobre la participación femenina; a medida que éste se incrementa, la necesidad de aportar económicamente al hogar disminuye. El número de niños entre 0-10 años no es significativo en la decisión de participación femenina.<sup>20</sup>

En los hombres la escolaridad no afecta su decisión de participar en el mercado laboral, a diferencia de la edad que lo hace en forma positiva y significativa, al igual que los niños entre 0-10 años. Respecto al ingreso no laboral, éste se relaciona negativa y significativamente con la probabilidad de trabajar. Los re-

<sup>18</sup> Siguiendo la definición de Casen el ingreso no laboral corresponde a los ingresos monetarios del hogar (salarios, ganancias por trabajo independiente, rentas, intereses, alquiler imputado, subsidios, otros) menos el ingreso proveniente de la ocupación principal.

<sup>19</sup> Los resultados por el método de Heckman son obtenidos como una forma de dar robustez a los resultados que se encuentran en este trabajo. Sin embargo, debemos mencionar que no es nuestro objetivo el utilizar esta metodología, de manera que en la ecuación de selección usamos el enfoque empleado en otros artículos como, por ejemplo, Becerra y Raff (2002) y Contreras y Larrañaga (1998), quienes discuten la forma de modelar la ecuación de selección.

<sup>20</sup> Debemos recordar que no fue posible establecer una clasificación de niños menores a 4 años, debido al escaso número de observaciones.

sultados se mantienen en las tres especificaciones, a excepción del ingreso no laboral en el modelo 1.

Se puede apreciar que para las mujeres el retorno a la escolaridad aumenta al corregir por sesgo de selección. Esto confirma la importancia de la decisión de participación en el mercado laboral en el caso de las mujeres. Por otra parte, para el caso de los hombres, el retorno estimado por MCO y Heckman son similares, lo que es consistente con la elevada participación masculina, lo que sugiere un menor sesgo de selección para este grupo de la población. Con respecto a la experiencia potencial, ésta es significativa para las mujeres.

Es importante mencionar que los resultados de las Tablas 2 y 3 no difieren mayormente de aquéllos encontrados por otros estudios, los cuales estiman el retorno a la escolaridad usando bases de datos nacionales y corte transversal. En efecto, y dependiendo del método utilizado, la evidencia sugiere un retorno a la educación que varía entre un 11 y un 14%.

Adicionalmente, los resultados son comparables en términos de significancia estadística y del signo asociado a la variable escolaridad.<sup>21</sup>

En particular, se reafirma el hecho de que el problema de sesgo de selección es más importante para las mujeres que para los hombres, debido a que estos últimos presentan una elevada tasa de participación en el mercado laboral. Sin embargo, los estudios mencionados en la introducción de este trabajo y los obtenidos hasta ahora no consideran el efecto que tienen los no observables en las estimaciones del retorno de la educación.

Es de esperar que estos resultados estén sesgados y por tanto sobreestiman el retorno a la escolaridad.

Para saber cuán sesgados están los parámetros en la estimación del retorno a la escolaridad debido a los no observables (por ejemplo, la habilidad) se procede a usar la estructura de panel de los datos. La Tabla 4 muestra la estadística descriptiva de las variables en diferencia. Se puede observar que en promedio la escolaridad aumentó en 0,72 años entre 1996 y 2001; el aumento máximo de la escolaridad es de cuatro años. Para el mismo período el salario por hora disminuye en un 11,6%.

Este resultado se explica principalmente por el menor crecimiento experimentado por la economía chilena en dicho período.<sup>22</sup> No fue posible comparar este resultado con estadísticas oficiales de remuneraciones por hora, ya que no se dispone de información a nivel regional.<sup>23</sup>

<sup>21</sup> Ver Becerra y Raff 2002, Contreras y Larrañaga 1998, Butelman y Romaguera 1993.

<sup>22</sup> El salario por hora se construye a partir de los ingresos (ocupación principal) reportados por los individuos y de las horas trabajadas, las cuales no necesariamente corresponden a un mes. Esto se debe a la forma en que se pregunta en la encuesta CASEN por estas dos variables. Para mayores detalles, ver Mideplan (2002) "Metodología Encuesta Panel 1996-2001".

<sup>23</sup> El índice de remuneraciones por hora se determina para el país en su conjunto; su metodología de cálculo difiere de la empleada en este estudio en que sólo considera a empresas o instituciones con 10 o más trabajadores, excluye el servicio doméstico y la rama agricultura, caza, silvicultura y pesca, por la existencia de dificultades técnicas para obtener información sobre salarios en estos sectores productivos. A nivel regional se dispone de la encuesta suplementaria de ingresos, la cual reporta ingresos medios mensuales de los asalariados; sin embargo, tiene cobertura sólo hasta el año 2000.

La Tabla 5 muestra el retorno de la educación estimado por diferencias. Este alcanza un valor de 9%, siendo estadísticamente significativo para los tres modelos. Este resultado es inferior al estimado por MCO y Heckman, lo que da cuenta de una sobreestimación del retorno a la escolaridad cuando no se controla por los no observables. La magnitud del sesgo es de aproximadamente 5 puntos porcentuales. Es importante destacar que los resultados de la Tabla 5 es considerando sólo hombres. La decisión de estimar el modelo usando dicha muestra radica en el hecho de que cuando queremos estimar un modelo en diferencias para mujeres se produce el problema de sesgo de selección, el cual, como reportamos en la Tabla 4, produce importantes sesgos a la hora de estimar el retorno a la educación. De esta forma, si bien estaríamos solucionando el problema de los no observables al estimar un modelo en diferencias para las mujeres, caeríamos en otro problema metodológico. La manera de solucionar ambos problemas en un solo proceso de estimación se deja como un tema de investigación futuro.

## 5. CONCLUSIONES

El presente estudio proporciona evidencia empírica acerca del efecto de variables omitidas no observables sobre el retorno de la educación, entre las cuales se menciona, típicamente, habilidad y calidad de la educación. Para dicho fin se estimó un modelo en diferencias, aplicado sobre una estructura de datos de panel.

Tradicionalmente, la educación es considerada como una inversión de alta rentabilidad privada, cuyo retorno fluctúa entre un 10%-14%. Nuestros resultados concluyen que un porcentaje importante de dicho retorno refleja el efecto de no observables.

Las estimaciones tradicionales muestran un sesgo hacia arriba de aproximadamente 5 puntos porcentuales. Los resultados encontrados para el retorno a la educación en este estudio son similares a los reportados por otros autores, de manera que las estimaciones obtenidas mediante el modelo en diferencia muestran de buena forma cuán sesgados pueden estar dichos parámetros.

Por otra parte, los resultados obtenidos confirman el hecho de que el problema de sesgo de selección es particularmente importante para el caso de las mujeres.

## REFERENCIAS

- Ashenfelter, O.; A. Krueger (1994). "Estimates of the economic return to schooling from a new sample of twins", *The American Economic Review*, 84 (5).
- Angrist, J. and A. Krueger (1991). "Does Compulsory School Attendance Affect Schooling and Earnings?", *Quarterly Journal of Economics*, pp. 979-1015.
- Angrist, J.; W. Newey (1991). "Over-identification test in earnings functions with fixed effect", *Journal of Business and Economic Statistics*, 9: 317-323.



- Ashenfelter, O.; D. Zimmerman (1997). "Estimates of the returns to schooling from sibling data: fathers, sons, and brothers", *The Review of Economics and Statistics*, 79 (1).
- Atkinson, A. B. (1975). "The economics of inequality", London: Oxford University Press, 295 p.
- Becerra, Victoria y Ruth Raff (2002). "El Retorno Privado y Social de la Educación en Chile 1990 y 2000". Tesis para optar al título de Ingeniero Comercial, Facultad de Ciencias Económicas y Administrativas, Universidad de Chile.
- Bravo, D.; A. Marinovic (1997). "La educación en Chile: una mirada desde la economía", Instituto Latinoamericano de Doctrina y Estudios Sociales.
- Card, D. (1994). "Earnings, Schooling, and Ability Revisited", *NBER Working Paper*, N° 4832.
- Card, D. (2001), "Estimating the return to schooling: progress on some persistent econometric problems", *Econometrica*, 69 (5).
- Contreras, D.; Cooper, R.; Hermann, J. y Neilson, C. (2004). "Dinámica de la Pobreza y Movilidad Social: Chile 1996-2001". Borrador. Departamento de Economía. Universidad de Chile.
- Deaton, Angus (1997). "The analysis of household surveys: a microeconomic approach to development policy" (1997), Baltimore: Johns Hopkins University Press, 479 p.
- Heckman, J. (1979), "Sample selection bias as a specification error", *Econometrica* 47(1).
- Instituto Nacional de Estadísticas (2001). "Compendio Estadístico 2001".
- Instituto Nacional de Estadísticas (2003). "Síntesis de Resultados Censo 2002".
- Larrañaga, O. (1996). "Educación y superación de la pobreza en América Latina", *Documento de Trabajo*, N° 144, Universidad de Chile.
- Medrano, P. (1999). "Retorno a la educación: evidencia empírica para el Gran Santiago". Tesis para optar al grado de Magíster en Economía.
- Mideplan (2002). "Dinámica de la Pobreza. Resultados de la encuesta panel 1996-2001", División Social, Depto. de Información Social.
- Mideplan (2002). "Metodología Encuesta Panel 1996-2001", División Social, Depto. de Información Social.
- Mincer, J. (1974). "Schooling, Experience, and Earnings", *NBER*.

## APÉNDICE

TABLA 1  
ESTADÍSTICA DESCRIPTIVA, MIDEPLAN (2001): ENCUESTA PANEL

Variable	Total		Mujer		Hombre	
	Media	Desv. Est.	Media	Desv. Est.	Media	Desv. Est.
Características individuales						
Hombre = 1	0,61	0,49				
Edad	36	11	36	10	37	11
Escolaridad	12	3	12	3	11	4
Experiencia potencial	19	12	18	11	20	12
Número de hijos 5-10 años	0,47	0,66	0,43	0,62	0,50	0,69
Número de hijos 0-10 años*	0,48	0,68	0,43	0,62	0,51	0,71
Sectores económicos (Porcentajes)						
Agricultura	10,23	30,32	4,80	21,39	13,71	34,41
Minería	0,84	9,10	0,00	0,00	1,37	11,63
Industrias	17,31	37,85	11,79	32,27	20,85	40,64
Electricidad	1,15	10,66	0,32	5,66	1,68	12,85
Construcción	7,33	26,07	0,73	8,52	11,54	31,97
Comercio	16,39	37,03	15,92	36,62	16,69	37,30
Transporte	7,21	25,87	4,67	21,12	8,83	28,39
Servicios financieros	7,84	26,89	7,79	26,83	7,87	26,94
Servicios comunales	31,70	46,54	53,98	49,88	17,46	37,98
Ingresos						
Ingreso ocupación principal	190.297	188.745	161.842	121.839	208.480	219.272
Ingreso total del hogar	533.785	650.918	585.273	613.085	500.884	672.211
Ingreso no laboral**	343.488	571.294	423.431	563.490	292.404	570.659

Nota: Elaboración propia, a partir de dicha encuesta.

\* La muestra contiene bajo número de observaciones con hijos entre 0-4 años.

\*\* Ingreso no laboral = Ingreso total del hogar – Ingreso ocupación principal.

**TABLA 2**  
**RETORNO A LA EDUCACIÓN 2001: MÍNIMOS CUADRADOS ORDINARIOS**  
 (Variable dependiente: Logaritmo natural salario por hora)

	Total												Mujer								Hombre							
	Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3		Modelo 4		Modelo 1		Modelo 2		Modelo 4		Modelo 1		Modelo 2		Modelo 4		Modelo 1		Modelo 2		Modelo 4			
	Coef.	Test-t	Coef.	Test-t	Coef.	Test-t	Coef.	Test-t	Coef.	Test-t	Coef.	Test-t	Coef.	Test-t	Coef.	Test-t	Coef.	Test-t	Coef.	Test-t	Coef.	Test-t	Coef.	Test-t	Coef.	Test-t		
<b>Características</b>																												
Escolaridad	0,11	16,95	0,13	18,85	0,13	19,30	0,13	17,77	0,10	12,81	0,12	12,55	0,11	12,29	0,11	13,02	0,14	15,36	0,14	15,36	0,14	13,35	0,14	13,35	0,14	13,35		
Experiencia potencial*	0,02	3,28	0,02	3,23	0,02	3,50	0,02	3,50			0,01	0,70	0,01	0,77	0,02	3,57	0,02	3,57	0,02	3,57	0,02	3,90	0,02	3,90	0,02	3,90		
Exp. potencial al cuadrado	0,00	-0,12	0,00	-0,06	0,00	-0,48	0,00	-0,48			0,00	0,42	0,00	0,16	0,00	0,00	0,00	-0,63	0,00	-0,63	0,00	-1,01	0,00	-1,01	0,00	-1,01		
Sexo (hombre = 1)																												
<b>Sectores económicos</b>																												
Agricultura = 1																												
Minería = 1																												
Electricidad = 1																												
Construcción = 1																												
Comercio = 1																												
Transporte = 1																												
Servicios financieros = 1																												
Servicios comunales = 1																												
Constante	5,51	79,32	4,93	47,15	4,83	44,28	4,87	41,04	5,47	58,28	5,18	36,64	5,20	34,76	5,50	59,81	4,74	34,41	4,74	34,41	4,77	30,38	4,77	30,38	4,77	30,38		
	R2 = 0,28		R2 = 0,34		R2 = 0,34		R2 = 0,37		R2 = 0,28		R2 = 0,29		R2 = 0,32		R2 = 0,30		R2 = 0,38		R2 = 0,38		R2 = 0,41		R2 = 0,41		R2 = 0,41			
	Obs. 1.720		Obs. 1.720		Obs. 1.720		Obs. 1.720		Obs. 630		Obs. 630		Obs. 630		Obs. 1.090		Obs. 1.090		Obs. 1.090		Obs. 1.090		Obs. 1.090		Obs. 1.090			

Fuente: Elaboración propia, a partir de encuesta panel, 1996-2001, Mideplan.

\* Experiencia potencial = (edad - escolaridad - 6).

\*\* Sector referencial: Industria.

Estimaciones corregidas por heterocedasticidad.

**TABLA 3**  
**RETORNO A LA EDUCACIÓN 2001: MÉTODO DE HECKMAN**  
 (Variable dependiente: Logaritmo natural salario por hora)

Ecuación principal	Mujer				Hombre					
	Modelo 1		Modelo 2		Modelo 1		Modelo 2		Modelo 4	
	Coef.	Test-t	Coef.	Test-t	Coef.	Test-t	Coef.	Test-t	Coef.	Test-t
Características individuales:										
Escolaridad	0,15	18,02	0,16	17,90	0,15	17,47	0,11	20,88	0,14	24,91
Experiencia potencial			0,02	2,65	0,02	2,71	0,01	1,70	0,02	1,70
Exp. potencial al cuadrado			0,00	-1,40	0,00	-1,70	0,00	0,57	0,00	0,31
Sectores económicos:										
Agricultura = 1					-0,28	-2,66			-0,09	-1,43
Minería = 1									0,59	3,90
Electricidad = 1					0,05	0,16			0,14	0,99
Construcción = 1					0,33	1,36			0,09	1,37
Comercio = 1					0,03	0,37			-0,03	-0,56
Transporte = 1					-0,03	-0,31			-0,07	-1,10
Servicios financieros = 1					0,21	2,36			0,37	5,09
Servicios comunales = 1					0,10	1,62			0,03	0,49
Constante	4,31	32,21	3,95	23,69	3,97	23,02	5,65	84,44	4,89	32,67
Modelo de Selección										
Escolaridad	0,11	11,35	0,11	11,79	0,11	11,81	0,00	-0,36	-0,01	-0,64
Edad	0,06	4,27	0,08	5,05	0,08	5,08	0,24	13,48	0,24	12,71
Edad al cuadrado	-0,01	-4,61	-0,01	-5,05	-0,01	-5,08	-0,03	-12,37	-0,03	-12,21
Ingreso no laboral*	-0,01	-2,54	-0,01	-2,65	-0,01	-2,48	-0,01	-1,62	-0,02	-2,48
Nº hijos entre 0-10 años	-0,07	-1,65	-0,07	-1,69	-0,07	-1,66	0,22	3,93	0,22	3,73
Constante	-2,57	-8,95	-3,07	-9,57	-3,08	-9,63	-4,14	-12,65	-3,92	-11,19
Abrho	1,19	10,84	1,16	10,63	1,17	11,02	-0,58	-5,97	-0,26	-1,31
Insigma	-0,28	-5,62	-0,31	-6,04	-0,32	-6,38	-0,44	-15,20	-0,54	-17,07
Rho	0,83	0,03	0,82	0,04	0,83	0,03	-0,53	0,07	-0,25	0,20
Sigma	0,75	0,04	0,74	0,04	0,73	0,04	0,65	0,02	0,58	0,02
Lambda	0,62	0,06	0,60	0,05	0,60	0,05	-0,34	0,05	-0,15	0,11
Obs	2.201		2.201		2.201		1.609		1.609	

Fuente: Elaboración propia, a partir de encuesta panel, 1996-2001, Mideplan.

\* Ingreso no laboral = Ingreso total del hogar menos Ingreso individual.

Estimaciones corregidas por heterocedasticidad.

**TABLA 4**  
ESTADÍSTICA DESCRIPTIVA VARIABLES EN DIFERENCIA

Variable	Total	
	Media	Desv. Est.
Escolaridad	0,72	1,15
Edad	5	0
Salario por hora*	-11,57	3,19

\* Variación porcentual.

**TABLA 5**  
RETORNO A LA EDUCACIÓN 2001: ESTIMACIÓN POR DIFERENCIA PARA EL CASO DE LOS HOMBRES  
(Variable dependiente: Ln salario/hora 2001 - Ln salario/hora 1996)

	Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3	
	Coef.	Test-t	Coef.	Test-t	Coef.	Test-t
Escolaridad en diferencia	0,09	3,05	0,09	3,05	0,09	3,23
Edad en diferencia			-0,03	-0,30	0,01	0,09
Edad al cuadrado en diferencia					0,00	-1,53
Constante	-0,16	-3,68	0,00	0,00	-0,01	-0,01
	R2 = 0,02		R2 = 0,02		R2 = 0,03	
	Obs = 861		Obs = 861		Obs = 861	

Fuente: Elaboración propia a partir de encuesta panel, 1996-2001, Mideplan. Estimaciones corregidas por heterocedasticidad.