Investigación y Ciencia
ISSN: 1665-4412
revistaiyc@correo.uaa.mx
Universidad Autónoma de Aguascalientes
México

Varela Llamas, Rogelio; Retamoza López, Arturo
Los salarios en México: un análisis con datos de panel
Investigación y Ciencia, vol. 19, núm. 53, septiembre-diciembre, 2011, pp. 29-38
Universidad Autónoma de Aguascalientes
Aguascalientes, México

Disponible en: http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=67421408004

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

Sistema de Información Científica
Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal
Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

INVESTIGACIÓN y CIENCIA
DE LA UNIVERSIDAD AUTÓNOMA DE AGUASCALIENTES
Número 53, (29-38) Septiembre-Diciembre 2011

Los salarios en México: un análisis con datos de panel

The wages in Mexico: an analysis with information of panel

Rogelio Varela Llamas,[1] Arturo Retamoza López[2]

Varela Llamas, R.; Retamoza López, A., Los salarios en México: un análisis con datos de panel, *Investigación y Ciencia de la Universidad Autónoma de Aguascalientes*. 53, 29-38, 2011.

RESUMEN

Con base en la información obtenida de la Encuesta Nacional de Empleo Urbano (ENEU) y de la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE), se estiman funciones de salarios instrumentando Mínimos Cuadrados Generalizados y el Método Bietápico de Heckman para corregir el sesgo por selectividad muestral. Se encuentra que la relación entre salarios y niveles de escolaridad es muy significativa, sin embargo, los resultados indican que en cada periodo de análisis las diferencias salariales son distintas y la decisión de participar en el mercado de trabajo está condicionada por la razón de sexo.

ABSTRACT

Based on the information obtained from the National Survey of Urban Employment ENEU and from the National Survey of Occupation and Employment ENOE, functions of wages are estimated by orchestrating Square Widespread Minimums and the bietapico method of Heckman to correct the bias for sample selectivity. The relation between wages and levels of education is very significant. The results indicate that in every period of analysis, the wage percentage differences are different and the decision to take part in the labor market is determined by the reason of gender.

Palabras clave: salarios, capital humano, variables instrumentales y corrección de Heckman.

Key words: wages, human capital, instrumental variables, Heckman correction model, Clasificación JEL: J24, J31, J51

Recibido: 29 de Julio de 2011, aceptado: 4 de Noviembre de 2011

[1] Facultad de Economía y Relaciones Internacionales, Universidad Autónoma de Baja California, rvarela@uabc.edu.mx.

[2] Instituto de Investigaciones Económicas y Sociales, Facultad de Ciencias Económicas y Sociales, Universidad Autónoma de Sinaloa, arlretamoza@yahoo.com.

INTRODUCCIÓN

Desde una concepción teórica, se postula que aquellos individuos con un mayor nivel de instrucción perciben un mejor salario y tienden a ocupar mejores puestos de trabajo como fruto de su formación y experiencia laboral. El componente del capital humano propuesto por Schultz (1960, 1961) y Becker (1964) se asocia a la inversión en educación y capacitación y el incentivo para invertir en este rubro; éstas son las expectativas que a largo plazo se tienen con respecto a los ingresos esperados. Los modelos diseñados a partir de esta configuración teórica se basan en ecuaciones de ingreso que capturan dos aspectos distintos: el primero se relaciona con la especificación de una función de salarios hedónicos, cuyo objeto es mostrar cómo el mercado de trabajo premia la productividad y reconoce el papel de la experiencia laboral. El segundo aspecto refiere a que dicha función permite conocer las diferencias salariales porcentuales por grado de escolaridad. En el marco de esta discusión, el trabajo de Mincer (1974) constituye una aportación pionera en el ámbito de los rendimientos de la escolaridad y el vínculo existente entre capital humano e ingresos.

El objetivo de este trabajo es estimar una ecuación tradicional de salarios en donde la variable educación se desagrega por niveles de educación formal. Se instrumenta el método bietápico de Heckman para corregir el problema de autoselección muestral, considerando un periodo de estudio que va del año 2003 a 2009. En el proceso de estimación se utilizó información armonizada de la Encuesta Nacional de Empleo Urbano (ENEU) y de la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE). La unidad de análisis la constituyen los jefes de hogar y la cobertura del análisis es a escala nacional. Lo que motiva la realización de este trabajo empírico es analizar las diferencias salariales desde una óptica de capital humano y poder establecer sus divergencias porcentuales promedio de acuerdo a cada nivel de instrucción. Para tal efecto, el trabajo se estructura en cuatro secciones, en la primera se realiza una revisión de la literatura empírica; en la segunda se reportan los resultados estadísticos y econométricos efectuados; en la tercera se discuten los resultados econométricos; y finalmente, se exponen las conclusiones generales derivadas del trabajo de investigación.

MATERIALES Y MÉTODOS

En las últimas décadas han proliferado diversos estudios que analizan los determinantes de las discrepancias salariales a partir de modelos que introducen la experiencia laboral y la educación como variable *proxy* de capital humano. Las metodologías que se han instrumentado para estimar este tipo de ecuaciones son diversas y atienden problemas de distinta naturaleza. Con respecto al procedimiento de variables instrumentales, las aportaciones de Imbens y Angrist (1994), Angrist e Imbens (1995) y Card (1994) son fundamentales y se caracterizan por utilizar diversos instrumentos en la estimación de los modelos uniecuacionales. Por otra parte, se identifica el método bietápico de Heckman (1979), cuyo propósito es corregir el sesgo por selectividad muestral, un problema que particularmente se aborda en esta investigación dada las características de la información y la especificación econométrica.

Cabe enfatizar que la estimación de ecuaciones de ingreso basadas en una función minceriana, se encuadran dentro de una perspectiva de capital humano o de oferta de trabajo. Sin embargo, también existen otros enfoques teóricos que permite estudiar los determinantes de los salarios, por ejemplo, la teoría de la señalización. En este contexto, Barceinas *et al*. (2001) destaca que la educación tiene el objetivo fundamental de servir de herramienta informativa para los empleadores como sustituto de otro tipo de información de las características del trabajador. Si los individuos más hábiles son los más educados, se entendería que éstos invertirían más en educación con la finalidad de señalar de manera precisa sus aptitudes y capacidades a los empleadores. Los autores concluyen que la inversión en capital humano representa una actividad desde una perspectiva individual y social. En esta vertiente analítica, Barceinas y Raymond Bara (2003) realizan un análisis donde tratan de verificar la hipótesis de señalización en México, frente a la visión de capital humano. Para ello, utilizan información de la Encuesta Nacional de Ingreso y Gasto de los Hogares (ENIGH), correspondiente a los años de 1994 y 1996; así, encuentran que la explicación de la teoría del capital humano representa la base para explicar las diferencias salariales, sin embargo, se admite que en el mercado laboral existe indicio de señalización.

Con respecto a la experiencia de México, también existen otros trabajos que se enfocan en la teoría estándar poniendo especial énfasis en el aspecto espacial-territorial. Por ejemplo, Urciaga y Almendarez (2006) estudian el perfil de un patrón territorial donde las ciudades más desarrolladas en la frontera norte (Tijuana y Mexicali) perciben ingresos más altos y los rendimientos a la escolaridad son superiores en la región de Mar de Cortés. Con base en la ENEU, se estima un rendimiento a la escolaridad de 9.75% para el total de la muestra y de 9.48% y 10.18% para hombres y mujeres, respectivamente. Por su parte, Castro (2007) señala que la desigualdad salarial se ha marcado con mayor énfasis en las ciudades menos desarrolladas o menos productivas, donde los cambios estructurales determinan el comportamiento del mercado de trabajo a nivel sectorial y regional, y la desigualdad salarial se explica por dos fenómenos. El primero se refiere al contexto internacional y la rápida inserción de las economías en la globalización y el segundo se puntualiza a nivel local, donde el cambio de modelo económico atenuó las desigualdades salariales. Con información de la ENEU encuentran que la desigualdad de los ingresos se incrementó hasta 1997 y mostró una disminución constante hasta finales de 2002.

Algunos de los trabajos donde se ha empleado la metodología de corrección de sesgo por selectividad muestral, es el de Huesca (2004), que

utiliza información de la ENIGH para el periodo de 1984-2000. Se estiman ecuaciones salariales tradicionales y una versión extendida a otros atributos. Se plantea que la población activa asalariada ha estado muy ligada a un fenómeno de cambio técnico sesgado, en donde trabajadores con menor educación han reducido su participación en el mercado laboral y aquellos que tienen mayor calificación registran un aumento en su participación laboral. Desde una óptica de economía de la educación, López Acevedo (2006) destaca que la población en México es más educada, mostrando que el número de años de escolaridad ha aumentado en el periodo 1960-1990, pasando de 2.76 años promedio en la década de los sesenta a 6.72 años de estudio en la década de los noventa, esto es un aumento promedio de casi cuatro años de estudio en la población.

En el trabajo de Ordaz (2008) se utiliza información de la ENIGH para el periodo 1994-2005. Se estima una ecuación salarial estándar y otra extendida a niveles de escolaridad y se concluye que en el sector rural la rentabilidad de la educación es mayor en la mayoría de los años. Al diferenciar por sexo, se encuentra que en el sector rural la rentabilidad de los niveles educativos básicos es mayor para las mujeres y la de los niveles más elevados es mayor para los hombres. En el trabajo de Varela *et al*. (2010) se encuentra que las diferencias salariales son significativas y que la tasa de rentabilidad marginal es consistente con el incremento porcentual promedio registrado en cada grado de educación formal. Se identifica que los jefes de hogar sindicalizados y con contrato temporal y de base perciben ingresos superiores a los que reciben los jefes de hogar que no se encuentran en el mismo estatus en el mercado de trabajo.

A partir de un orientación de capital humano y tomando como referente la literatura empírica revisada, se utilizan microdatos de la ENEU para el periodo 2000-2004 y de la ENOE para el periodo 2005-2009. Esta estructura de información permite contar con un horizonte temporal que hace posible estimaciones con datos de panel. La investigación de Maloney (2002) se caracteriza por utilizar datos longitudinales para el caso de México, estimando paneles rotativos con base en la información de la ENEU para estudiar los movimientos de entrada y salida en los sectores formal e informal. En este sentido, constituye un referente empírico de la presente investigación.

La característica de las dos encuestas que se utilizan es que ofrecen información dinámica bajo un esquema de panel rotativo, en donde las viviendas seleccionadas son sustituidas cada trimestre en una quinta parte, representando el 20%. Para el INEGI, este esquema garantiza la confiabilidad de la información obtenida, ya que en cada trimestre se mantiene el 80% de la muestra, lo que en términos prácticos significa tener dividida la muestra de viviendas en cinco paneles independientes. Lo anterior permite hacer estudios longitudinales toda vez que las entrevistas se realizan consecutivamente en cinco ocasiones. Cabe precisar que estas encuestas permiten observar al individuo dentro del mercado de trabajo a partir de un conjunto de variables sociodemográficas que tiene representación tanto nacional como estatal, donde la unidad de análisis es el hogar y la sub-unidad son los miembros del hogar. El esquema rotativo se ilustra en la figura 1.

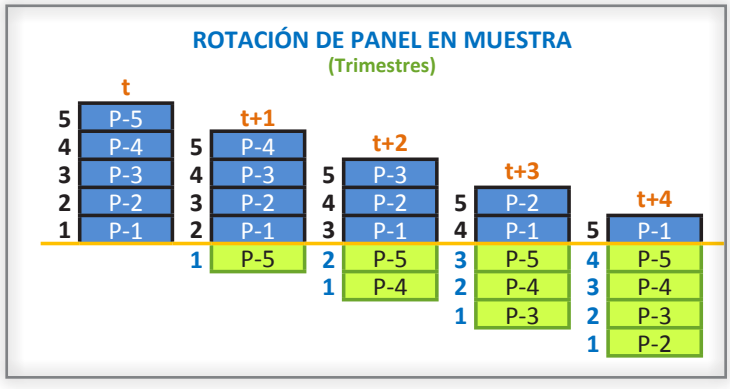

Figura 1. Distribución de la muestra en rotación de panel.
Fuente: Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE), INEGI.

El número situado en la parte derecha de cada panel (1-5) representa el número de entrevista. La *t* denota el trimestre contemporáneo y P-1 a P-5 es el número de panel correspondiente al 20% de la muestra. El color azul representa los paneles que ya están en la muestra y el color verde son los que se van añadiendo. En el caso de P-1, se puede precisar que 1) constituye el 20% de la muestra, 2) el inicio de la entrevista de la vivienda u hogar inicia en el trimestre uno (*t*), 3) para el segundo trimestre *t*+1, se observa que las viviendas de P-1 se mantienen y se aplica la encuesta número dos y 4) el proceso se repite en *t*+2, *t*+3, y *t*+4, siendo este último periodo donde se aplica la quinta entrevista.

El análisis estadístico y econométrico se centra en los miembros del hogar que corresponden a la clave de parentesco (01) y que son concebidos en la encuesta como jefes de hogar (hombre y mujer). Es importante señalar que al trabajar con una estructura de datos en panel, es posible darle seguimiento a un conjunto de individuos a lo largo del tiempo, lo que permite enriquecer la muestra estadística y evaluar posibles efectos fijos o aleatorios en las unidades de análisis. En el caso particular de la ENOE, es factible darle seguimiento al mismo jefe de hogar a lo largo de cinco trimestres consecutivos de acuerdo al esquema de panel rotativo.

Como resultado de lo anterior, se trabaja con cuatro paneles asociados a los siguientes periodos trimestrales: 2003-T4 a 2004-T4; 2005-T1 a 2006-T1; 2006-T2 a 2007-T2; 2008-T4 a 2009-T4. El seguimiento de los individuos durante los cinco trimestres se realizó con base en los criterios establecidos por las encuestas, los cuales son: 1) Ent = Entidad, 2) Cd_a = Ciudad, 3) Con = Control, 4) Upm = unidad primaria de muestreo, 5) N_pro_viv = Consecutivo de vivienda, 6) V_sel = Vivienda seleccionada, 7) N_Hog = Número de Hogar, 8) H_mud = Hogar mudado, 9) N_ren = Número de renglón.

La selección no aleatoria de una muestra no describe adecuadamente los verdaderos parámetros de una regresión debido a la inconsistencia de los mismos; en este sentido, dependería de la estructura de los datos y objetivos trazados el que se instrumente el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO). El truncamiento en la información ocurre porque algunos jefes de hogar sí participan en el mercado de trabajo y perciben ingresos, mientras que otros no. La estrategia econométrica consiste, primero, en estimar un modelo Probit en el que se incorporan variables que incide en la probabilidad de que el individuo participe en el mercado de trabajo junto con los regresores de la ecuación salarial. En la segunda etapa, se estima el modelo de interés evaluando la razón de *Mills*. Por lo tanto, la ecuación de decisión y de interés son respectivamente las siguientes:

$$Z_i^* = \gamma^T W_i + \mu_i \quad [1]$$

$$Y_i = \beta^T X_i + \varepsilon_i \quad [2]$$

La ecuación [1] representa una modelo de participación en el mercado de trabajo donde Z_i^* es una variable *dummy*, mientras que la ecuación [2] corresponde a una ecuación salarial. En la primer etapa se estima el modelo probabilístico consistente con la ecuación de decisión y se calcula el inverso de la razón de *Mills* (λ) que corresponde a la razón entre la función de densidad y la función de distribución acumulada de una función normal evaluada en $\gamma^T W_i$. Finalmente, en la segunda etapa se incluye (λ) como variable adicional en la ecuación de interés y se estima la siguiente ecuación de interés:

$$y_i \left| Z_i^* \right. \text{ f } 0 = \beta^T X_i + \beta_\lambda \lambda + \xi_i \quad [3]$$

Si el valor estimado de β_λ es distinto a cero, se puede concluir que existe sesgo por selectividad muestral. Con base en la información disponible de ambas encuestas, también se estiman modelos con efectos aleatorios y especificación entre grupos. Se toma como referente una ecuación que introduce un vector de variables *dummy* asociadas a los distintos niveles de escolaridad. La categoría de referencia corresponde a jefes de hogar que no tienen ningún nivel de instrucción. Lo que subyace detrás de la ecuación salarial es la posibilidad de conocer las diferencias salariales porcentuales que hay entre cada nivel de escolaridad con respeto a la categoría base. El modelo que se estima es el siguiente:

$$y_{it} = \alpha_1 + \alpha_2 \exp_{2it} + \alpha_3 \exp_{3it}^2 + \sum_{i=1}^{7} \lambda_{it} d_{it} + \varepsilon_i + \mu_{it} \quad [4]$$

RESULTADOS

En la tabla 1 se reportan estadísticos descriptivos relacionados con los salarios y algunas variables explicativas, como la escolaridad y la expe-

riencia laboral potencial construida a partir de [edad-6-escolaridad]. Con relación a los salarios, se observa que su media sigue una trayectoria ascendente desde el año 2000 hasta 2004. Sin embargo, en 2005 se manifiesta una caída que se recupera en los siguientes tres años. La media de 2008 fue superior a la de 2004 y en 2009 se registra una caída importante en dicho estadístico. La desviación estándar da cuenta de la variabilidad que manifiesta la serie y, en el caso del salario, se aprecia una inestabilidad en cada uno de los años; sin embargo, no se puede afirmar que en el lapso estudiado haya una dispersión significativa.

En el caso de la variable escolaridad que está medida en años de estudios formales, se aprecia que el valor de la media ha sido relativamente estable en los primeros cinco años del periodo. La media de los años de estudio de 2009 fue menor a la del año 2000. Al inicio del periodo era de 9.36 y al final de 8.91, respectivamente. En el caso de la edad, se observa que el promedio del jefe de hogar ha aumentado, mientras que en el año 2000 era de 41.34 años, y en 2008 y 2009 fue de 44.45 y 44.60, respectivamente. Una dinámica similar muestra la media de la experiencia laboral potencial, siendo más notoria su diferencia que la observada en la variable edad y escolaridad.

Tabla 1. Estadísticos descriptivos de variables básicas

	Salarios									
	2000	**2001**	**2002**	**2003**	**2004**	**2005**	**2006**	**2007**	**2008**	**2009**
Media	4,308.6	4,577.6	4,807.7	4,938.1	4,927.9	4,570.1	4,850.6	4,959.2	4,981.2	4,676.7
Desv. Est.	5,783.1	5,226.4	5,322.1	5,509.7	5,951.0	6,675.3	7,115.5	6,224.07	6,865.69	65,690.1
N	48,710	66,587	65,006	56,172	37,661	58,404	59,668	59,135	58,023	56,915
	Escolaridad									
	2000	**2001**	**2002**	**2003**	**2004**	**2005**	**2006**	**2007**	**2008**	**2009**
Media	9.36	9.49	9.69	9.70	9.79	8.74	8.88	9.03	9.08	8.91
Desv. Est.	5.43	5.54	5.46	5.47	4.99	5.26	5.22	5.20	5.15	4.98
N	48,710	66,587	65,006	56,172	37,661	58,404	59,668	59,135	58,023	56,915
	Edad									
	2000	**2001**	**2002**	**2003**	**2004**	**2005**	**2006**	**2007**	**2008**	**2009**
Media	41.34	41.51	41.79	42.35	42.71	43.73	44.11	44.21	44.45	44.60
Desv. Est.	12.03	12.07	12.02	12.08	12.06	12.75	12.77	12.76	12.79	12.89
N	48,710	66,587	65,006	56,172	37,661	58,404	59,668	59,135	58,023	56,915
	Experiencia									
	2000	**2001**	**2002**	**2003**	**2004**	**2005**	**2006**	**2007**	**2008**	**2009**
Media	25.98	26.01	26.09	26.65	26.92	28.98	29.23	29.17	29.37	29.69
Desv. Est.	14.29	14.33	14.23	14.25	14.09	15.14	15.08	15.03	15.01	14.92
N	48,710	66,587	65,006	56,172	37,661	58,404	59,668	59,135	58,023	56,915

Fuente: elaboración propia con base en la información de la ENEU y ENOE del INEGI.

Tabla 2. Resultados de estimación, 2003T4-2004T4

	Efectos Aleatorios *Estimación Robusta*			**Regresión** *Entre-grupo*			**Modelo *Probit* *Robusto***			**Corrección de *Heckman***		
	Coef	**ee**	**z**	**Coef**	**ee**	**t**	**Coef**	**ee**	**z**	**Coef**	**ee**	**z**
Constante	2.449	0.064	38.26	2.411	0.061	39.27	2.696	0.109	24.77	2.049	0.231	8.86
Experiencia	0.019	0.002	7.29	0.023	0.002	9.51	-0.034	0.004	-9.01	0.055	0.012	4.49
Experiencia²	0	0.000	-7.02	0	0.000	-9.97	0	0.000	3.68	-0.001	0.000	-4.36
Primaria	0.081	0.057	1.4	0.065	0.051	1.26	-0.184	0.079	-2.32	0.235	0.175	1.34
Secunadaria	0.217	0.060	3.62	0.198	0.054	3.63	-0.321	0.085	-3.79	0.516	0.203	2.53
Preparatoria	0.427	0.062	6.87	0.418	0.057	7.32	-0.476	0.088	-5.39	0.863	0.236	3.66
Profesional	1.06	0.062	17.05	1.056	0.056	18.73	-0.953	0.086	-11.1	2.026	0.354	5.71
NormalTec	0.464	0.063	7.26	0.45	0.059	7.58	-0.467	0.091	-5.14	0.856	0.234	3.67

Continuación de la tabla 2

Maestría	1.461	0.103	14.22	1.456	0.086	16.85	-0.82	0.122	-6.72	2.234	0.375	5.96
Doctorado	1.822	0.306	5.95	1.805	0.305	5.92	-0.814	0.435	-1.87	2.63	1.021	2.57
Sexo							-0.138	0.042	-3.31			
Horas							-0.003	0.000	-3.52			
Mills										-3.694	1.082	-3.41
R^2	0.353			0.354								
Wald Chi2(9) Prob.	1,701.91 0.0000											
Estadístico F Prob.				238.43 0.0000								
Wald Chi2(11) Prob.							529.42 0.0000					
Wald Chi2(9) Prob.										159.27 0.0000		

Fuente: elaboración propia con datos de la ENEU y ENOE del INEGI.

Tabla 3. Resultados de estimación, 2005T1-2006T1

	Efectos Aleatorios ***Estimación Robusta***			**Regresión** ***Entre-grupo***			**Modelo *Probit* *Robusto***			**Corrección de** ***Heckman***		
	Coef	**ee**	**z**	**Coef**	**ee**	**t**	**Coef**	**ee**	**z**	**Coef**	**ee**	**z**
Constante	1.977	0.050	39.15	1.948	0.046	42.32	2.211	0.063	35.12	1.982	0.052	37.97
Experiencia	0.028	0.002	12.96	0.029	0.002	14.73	-0.029	0.002	-12.58	0.016	0.002	6.08
Experiencia²	0	0.000	-13.28	0	0.000	-16.88	0.000	0.000	4.35	0	0.000	-13.16
Primaria	0.256	0.041	6.27	0.264	0.032	8.21	0.099	0.033	3.03	0.28	0.037	7.6
Secunadaria	0.512	0.043	11.9	0.525	0.036	14.55	0.075	0.039	1.94	0.505	0.041	12.39
Preparatoria	0.736	0.045	16.22	0.753	0.039	19.35	-0.053	0.043	-1.23	0.668	0.044	15.19
Profesional	1.314	0.045	29.2	0.856	0.038	19.67	-0.359	0.040	-8.97	1.097	0.050	22.01
NormalTec	0.843	0.048	17.44	1.33	0.043	34.92	-0.21	0.048	-4.39	0.746	0.050	14.98
Maestría	1.96	0.074	26.23	1.976	0.070	28.24	-0.677	0.069	-9.84	1.547	0.096	16.14
Doctorado	2.116	0.211	10.05	2.155	0.160	13.42	-0.355	0.176	-2.02	1.834	0.185	9.9
Sexo							-0.338	0.028	-12.15			
Horas							0.001	0.000	1.49			
Mills										1.555		7.02
R^2	0.352			0.351								
Wald Chi2(9) Prob.	363..82 0.0000											
Estadístico F Prob.				495.30 0.0000								
Wald Chi2(11) Prob.							1,272.82 0.0000					
Wald Chi2(9) Prob.										3203.56 0.0000		

Fuente: elaboración propia con datos de la ENEU y ENOE del INEGI.

Tabla 4. Resultados para la estimación, 2006T2-2007T2

	Efectos Aleatorios *Esimación Robusta*			Regresión *Entre-grupo*			Modelo *Probit Robusto*			Corrección de *Heckman*		
	Coef	ee	z	Coef	ee	t	Coef	ee	z	Coef	ee	Z
Constante	2.048	0.052	39.62	2.023	0.047	43.46	2.118	0.061	34.92	2.085	0.035	58.12
Experiencia	0.022	0.002	10.28	0.022	0.002	11.16	-0.027	0.002	-11.92	0.014	0.002	7.47
Experiencia²	0	0.000	-10.33	0	0.000	-12.54	0.0001	0.0003	4.64	0.0003	0.000	-14.92
Primaria	0.287	0.044	6.51	0.303	0.033	9.04	0.06	0.034	1.75	0.261	0.025	10.1
Secunadaria	0.563	0.046	12.14	0.589	0.037	15.85	0.057	0.039	1.44	0.504	0.028	17.7
Preparatoria	0.773	0.048	15.97	0.798	0.040	19.84	-0.131	0.043	-3.07	0.652	0.032	20.62
Profesional	0.911	0.078	29.12	0.932	0.039	20.76	-0.405	0.040	-10.05	1.181	0.037	31.87
NormalTec	1.407	0.052	17.56	1.434	0.045	36.64	-0.242	0.048	-5.07	0.787	0.035	22.14
Maestría	1.89	0.067	28	1.92	0.064	29.91	-0.485	0.065	-7.46	1.636	0.056	29.41
Doctorado	1.969	0.140	14.05	1.984	0.183	10.86	-0.947	0.151	-6.25	1.555	0.151	10.31
Sexo							-0.316	0.026	-12.18			
Horas							0.0001	0.0005	0.36			
Mills										1.084		7.05
R^2	0.346			0.346								
Wald Chi2(9) Prob.	3836.97 0.0000											
Estadístico F Prob.				494.37 0.0000								
Wald Chi2(11) Prob.							1061.53 0.0000					
Wald Chi2(9) Prob.										6,720.27 0.0000		

Fuente: elaboración propia con datos de la ENEU y ENOE del INEGI.

Tabla 5. Resultados para la estimación, 2008T4-2009T4

	Efectos Aleatorios *Estimación Robusta*			Regresión *Entre-grupo*			Modelo *Probit Robusto*			Corrección de *Heckman*		
	Coef	ee	z	Coef	ee	t	Coef	ee	z	Coef	ee	z
Constante	2.353	0.107	22.04	2.307	0.107	21.54	2.026	0.148	13.45	2.268	0.268	8.45
Experiencia	0.02	0.003	5.86	0.021	0.003	6.43	-0.027	0.004	-6.57	0.052	0.015	3.31
Experiencia²	0	0.000	-6.35	0	0.000	-7.2	0	0.000	2.73	-0.001	0.000	-3.73
Primaria	0.143	0.089	1.6	0.161	0.092	1.75	-0.062	0.117	-0.53	0.184	0.227	0.81
Secunadaria	0.301	0.091	3.29	0.33	0.097	3.4	-0.239	0.124	-1.93	0.531	0.265	2
Preparatoria	0.472	0.094	5.00	0.499	0.099	5.01	-0.285	0.127	-2.24	0.769	0.282	2.72
Profesional	0.529	0.097	10.26	0.549	0.100	5.23	-0.877	0.127	-6.88	1.956	0.499	3.92
NormalTec	0.995	0.102	5.19	1.038	0.105	10.32	-0.405	0.133	-3.03	0.925	0.314	2.95
Maestro	1.407	0.142	9.89	1.454	0.141	10.3	-0.978	0.163	-56.03	2.539	0.619	4.1
Doctorado	1.579	0.332	4.75	1.665	0.249	6.69	-0.224	0.347	-0.62	1.73	0.624	2.77

Continuación de la tabla 5

Sexo							-0.118	0.046	-2.61			
Horas							-0.002	0.001	-1.89			
Mills										-2.769		-2.36
R^2	0.324			0.325								
Wald Chi2(9) ***Prob.***	617.63 0.0000											
Estadístico F ***Prob.***				83.69 0.000								
Wald ***Chi2(11)*** ***Prob.***							288.01 0.0000					
Wald Chi2(9) ***Prob.***										83.64 0.000		

Fuente: elaboración propia con datos de la ENEU y ENOE del INEGI.

DISCUSIÓN

Referente a las estimaciones con datos de panel es preciso señalar que se trabaja con cuatro periodos de análisis debido a factores de carácter metodológico relacionados con la ENEU y ENOE. El objetivo de integrar ambas encuestas es con el propósito de contar con un periodo de análisis relativamente amplio. Los periodos que se estudian en frecuencia trimestral son los siguientes: 1) 2003(T4)-2004(T4), 2) 2005(T1)-2006(T1), 3) 2006(T2)-2007(T2) y 4) 2008(T4)-2009(T4) y corresponden a los resultados reportados en las tablas 2, 3, 4 y 5 de la sección previa. En cada uno de los paneles se analiza a los mismos jefes de hogar, lo que permite que la unidad de análisis sea la misma a lo largo de cinco trimestres consecutivos.

Se efectúan estimaciones con efectos aleatorios utilizando Mínimos Cuadrados Generalizados con el interés de analizar los coeficientes comparativamente con los de la especificación entre-grupos y la corrección de Heckman. En el caso de los dos primeros modelos, se observa que los estimadores no varían significativamente en la mayoría de los casos. Por otra parte, conviene apuntar que la estimación de efectos fijos se omite debido a que la escolaridad no cambia de ciclo escolar completo de un trimestre a otro, siendo invariante en el lapso de cada panel. Bajo esta consideración es que no se realiza el contraste de Hausman para seleccionar entre efectos fijos y aleatorios. La estimación del modelo de efectos aleatorios y Probit se realizaron instrumentando el método de White (1980) para obtener errores estándar robustos.

Para proceder con la corrección de sesgo por autoselección muestral, primero se estimó un modelo Probit con el objetivo de analizar la probabilidad de participar en el mercado de trabajo dado un nivel de experiencia laboral, niveles de instrucción, sexo y horas de trabajo. Estas últimas dos variables se añaden con el propósito de fortalecer la especificación del modelo y añadir variables relevantes que son determinantes en la decisión de participar en el mercado de trabajo. De acuerdo con la teoría sobre modelos de elección discreta, el conjunto de variables representadas en W_i deben ser un subconjunto estricto de X_i. De acuerdo con Wooldridge (2009), esto tiene dos implicaciones, primero, cualquier variable en la ecuación de interés debe formar parte de la ecuación de selección y la segunda implicación, es que al menos un elemento de W_i no debe ser parte de X_i. Se requiere de variables que afecten la selección pero que no tengan un efecto parcial en la variable dependiente, de lo contrario los resultados no serían convincentes a reserva que se tenga alguna restricción de exclusión en la ecuación de interés.

En una segunda etapa se evalúan las razones de *Mills* y se determina que las estimaciones por MCO presentan sesgo debido a que en los cuatro paneles el coeficiente (λ) es estadísticamente significativo. Es importante apuntar que dicha razón es el inverso de la probabilidad y si su signo

es negativo el jefe de hogar perdería ingreso y rentabilidad si decide participar en el mercado de trabajo. Al examinar los distintos niveles de instrucción, se aprecia que aquellos jefes de hogar que tienen el máximo grado de escolaridad (posgrado), perciben ingresos superiores al resto, no obstante de que su coeficiente registra una disminución relativa a lo largo de los cuatro periodos de estudio.

Una exploración preliminar de los resultados muestra que en los tres modelos estimados prácticamente todas las variables son relevantes. Sin embargo, se nota que los coeficientes del modelo de efectos aleatorios y entre-grupos son muy similares en el primer periodo de análisis. El contraste en la magnitud de los coeficientes realmente se presenta entre estos dos modelos (efectos aleatorios y entre-grupos) y el corregido por autoselección muestral. Una característica que comparten las tres especificaciones es que conforme el grado de escolaridad es mayor, la magnitud del coeficiente es más elevada, revelando que los jefes de hogar con mayor escolaridad perciben salarios más elevados con respecto a los niveles de escolaridad adyacentes y la categoría de referencia, esto con algunas excepciones. En virtud de que el inverso de la razón del *Mills* es estadísticamente significativo en todos los años, se sugiere la posibilidad de sesgo por autoselección. Desde esta óptica, se entendería que los resultados corregidos son confiables y mejores a los de Mínimos Cuadrados Ordinarios y de efectos aleatorios y entre-grupos.

Al analizar los coeficientes de las variables *dummy* por grado de escolaridad, lo que se quiere conocer son las diferencias porcentuales promedio que se calculan a través de la expresión $100*[\exp(\hat{\beta}_i)-1]$. En la estimación del primer panel se determina que los jefes de hogar que cuentan con estudios profesionales reciben un salario que en promedio es 658% superior al de los individuos que no tienen ningún grado de estudio. Esta diferencia en términos porcentuales se incrementa cuando se considera los niveles de posgrado. Quienes tienen la primaria concluida perciben en promedio un salario de 26.5% superior a los de la categoría base.

En el segundo panel los coeficientes asociados al nivel de posgrado en el modelo de efectos aleatorios y entre-grupos siguen siendo muy similares, sin embargo, resalta una marcada diferencia en el resto de las categorías y con relación a las magnitudes que reporta el modelo corregido. Quienes tienen concluidos los estudios profesionales y de primaria reciben un salario que es 199.5% y 32.3% superior al que absorben los jefes de hogar que no tienen educación. Este resultado es contrastante con lo que ocurre en el primer periodo, pues en el caso del nivel profesional hay un cierre en la diferencia salarial, mientras que en la educación primaria una evidente disparidad.

En el tercer panel también se identifica una proximidad en las magnitudes de los coeficientes del modelo de efectos aleatorios y entre-grupos. Los resultados de la corrección de Heckman muestran una ligera disminución con respecto al primer periodo. Los jefes de hogar que tienen estudios profesionales y de primaria reportan una diferencia salarial porcentual contra los que no tienen estudios de 225.7% y 29.8%, respectivamente. Quienes tienen estudios de maestría y doctorado ganan en promedio 413% y 373.5% más que los de categoría base (sin instrucción). Este último resultado diverge con lo encontrado en los dos primeros periodos. La discordancia salarial entre quienes tienen maestría y no tienen estudios, es mayor a la diferencia que hay entre quienes tienen doctorado y no tienen educación formal. En el cuarto periodo se encuentra una regularidad empírica muy afín a lo suscitado en el tercer panel con relación a quienes no tienen estudios y han alcanzado el nivel de posgrado. Una regularidad que se observa en los tres modelos es que aquellos jefes de hogar que tiene un nivel de escolaridad profesional, perciben un mayor ingreso que aquellos que tiene estudios de normal o educación técnica.

CONCLUSIONES

Cuando se trabaja con una estructura dinámica de los ingresos bajo un esquema de panel rotativo, resulta interesante desagregar la variable educación en distintos grados de estudio. Esto permite, a través de un vector de variables *dummy*, conocer las diferencias porcentuales de los ingreso de los jefes de hogar que tiene un determinado nivel de escolaridad contra aquellos que no tienen un grado de instrucción. En este sentido, se llega a unos resultados en donde los jefes de hogar que tiene mayor educación formal perciben mayores ingresos con respecto a aquellos que no tienen ningún nivel de instrucción. Sin embargo, cuando se analizan los niveles más bajos, como primaria, secundaria o preparatoria, las diferencias porcentuales promedio son

menos marcadas. Esto sugiere que la inversión en capital humano no sólo podría verse como un medio de ascenso social en el mercado de trabajo donde se premia la productividad, sino también como un detonante de bienestar social a largo plazo. Finalmente, se puede afirmar que la variable sexo se convierte en una variable importante dentro del modelo Probit de participación en el mercado de trabajo. Es decir, la probabilidad de que un jefe de hogar participe o no en el mercado de trabajo, está condicionada por la razón de sexo. Desde esta perspectiva, se infiere que el sexo es determinante en la decisión de participar o no en el mercado laboral, porque existen motivaciones, necesidades y grados de responsabilidad diferenciados entre hombres y mujeres que los inducen a tomar una decisión de laborar. En general se considera que un jefe de hogar hombre o mujer, asume el rol dentro del entorno familiar de garantizar los satisfactores básicos que aseguren un nivel de bienestar social colectivo. En este sentido, los grados de participación dependerán de los niveles de compromiso que cada jefe o jefa de hogar asuma con su núcleo familiar y de otros atributos relacionados con el acervo de capital humano.

LITERATURA CITADA

- ANGRIST, J.; IMBENS, G., Two-Stage least squares estimation of average causal effects in models with variable treatment intensity". *Journal of the American Statistical Association*. 90(430): pp. 431-442, 1995.
- BARCEINAS, F.; OLIVER, J.; RAYMOND, J.L.; ROIG, J.L., Hipótesis de señalización frente a capital humano. *Revista de Economía Aplicada*. IX(26), pp.125-145, 2001.
- BARCEINAS, F.; RAYMOND BARA J.L., Hipótesis de señalización *versus* capital humano. El caso de México. *El trimestre Económico*. IXX(1): pp. 167-194, 2003.
- BECKER, G., Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education. *National Bureau of Economic Research*, Massachusetts, USA, 1964.
- CARD, David, Earnings, Schooling and ability revisited. *National Bureau Of Economic Research*, WP. No. 4832, Agosto, 1994.
- CASTRO, D., Disparidad salarial urbana en México, 1992-2002. *Estudios Sociales*. XV(29), pp. 118-153, 2007.
- HECKMAN, J. (1979)."Sample selection bias as a specification error" *Econométrica*. 47(1), pp. 153-161, 1979.
- HUESCA, L.,"La rentabilidad de la escolaridad en los hogares asalariados en México durante el periodo, 1984-200", *Problemas del Desarrollo*, Revista Latinoamericana de Economía. 35(138), Julio-Septiembre, 2004.
- IMBENS, G.y ANGRIST, J.,"Identification and estimation of local average treatment effect", *Econometrica*. 62(2), pp. 467-475, 1994.
- LÓPEZ-ACEVEDO, G.,"Mexico: Two Decades of the Evolution of Education and Inequalit". *World Bank Policy Research Working Paper 3919*, May 2006.
- MINCER, J., *Schooling Experience and Earnings*, New York, NBER, 1974.
- MALONEY, W.F., Distortion and protection in the Mexican labor market". Working Paper, num. 139. *The World Bank*, Center for Research on Economic Development and Policy Reform, June 2002.
- ORDAZ, J.L.,"México: capital humano e ingresos. Retornos a la educación 1994-2005", *Estudios y Perspectivas, CEPAL*. 90, 2007.
- SCHULTZ, T.,"Capital Formation by Education.,*The Journal of Political Economy*, 68(6), pp. 571-583, 1960.
- SCHULTZ, T.,"Investment in human capita", *The American Economic Review*, 51(1): pp. 1-17, 1961.
- URCIAGA, G J. y ALMENDAREZ, M.A.,"Determinación de los salarios y rendimientos de la escolaridad en la región Mar de Cortés", *Revista de la Educación Superior*. XXXV(2), pp. 37-53, abril-junio, 2006.
- VARELA, R.; OCEGUEDA, J.M.; CASTILLO, P.R.; HUBER, B.G.,"Determinantes de los ingresos salariales en México: un perspectiva de capital human", *Región y Sociedad*, XXII(49), pp.117-142, septiembre-diciembre 2010.
- WOOLDRIDGE, J M.,"*Introducción a la econometría: un enfoque moderno*". USA: Thomson, 2009.
- WHITE H., A Heterocedasticity Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test of Heterocedasticity" *Econométrica*. 48, pp. 817-818, 1980.