

## Determinantes de los ingresos salariales en México: Una perspectiva de capital humano

*Rogelio Varela Llamas<sup>1</sup>*

### Introducción

El análisis de los factores que determinan el comportamiento de los ingresos de los jefes de los hogares de la economía mexicana, representa un tópico de gran interés para las instituciones educativas y los agentes que interactúan en el mercado de trabajo. La relevancia del tema es apremiante en la medida que se constata que los niveles de escolaridad a través de su efecto en la productividad, contribuyen a incrementar los ingresos y a definir la dinámica de las relaciones laborales en los centros de producción. Estudios pioneros sobre capital humano como el de Schultz (1960) y Becker (1964), destacan el vínculo entre educación, productividad e ingresos. Esto significa, que las diferencias salariales entre distintos tipos y grupos de trabajadores podrían ser explicadas bajo la perspectiva de la teoría de capital humano, en donde se concibe a la educación como una forma de inversión que genera retornos positivos a través del desarrollo de nuevos conocimientos, habilidades y destrezas.

En México es basta la literatura que aborda la relación analítica entre dichas variables. Por ejemplo, en el caso español, empiezan a proliferar trabajos académicos que además de analizar los determinantes de los ingresos desde el lado de la oferta de trabajo, también introducen factores del lado de la demanda. En esta vertiente se ubican las aportaciones de Palacio y Simón (2002 y 2004), en donde se establece que los salarios individuales están determinados en mayor medida, por la característica del establecimiento de pertenencia del trabajador que por su dotación de capital humano. Los resultados encontrados indican que existen diferencias salariales muy notables entre establecimientos para trabajadores con características productivas muy similares y señalan que ello condiciona la interpretación del juego de la negociación colectiva. Un aspecto singular que caracteriza a los distintos

---

<sup>1</sup> Profesor – Investigador de la Facultad de Economía y Relaciones Internacionales de la Universidad Autónoma de Baja California. Edificio 13, Unidad Universitaria. Calzada Universidad núm.14418, Meza de Otay. C.P. 22390, Tijuana B.C. Tél. 6820832, Fax. 6820832 [varelall@uabc.mx](mailto:varelall@uabc.mx).

trabajos de investigación que abordan la experiencia de México y/o algunas de sus regiones, entidades federativas o áreas metropolitanas, es que utilizan microdatos bajo una estructura de corte transversal y aplican mínimos cuadrados ordinarios. Cabe agregar que la mayor parte de la literatura especializada aproxima la tasa de rentabilidad mediante la estimación de una ecuación tipo Mincer (1974), que en la mayoría de los casos se extiende a otros atributos diferentes a la escolaridad, la experiencia laboral y su cuadrado. Tanto la ecuación básica minceriana como extendida a otros atributos, en realidad se concentran en evaluar los determinantes de los ingresos desde el lado de la oferta laboral, es decir, desde la perspectiva del trabajador, representando así la visión estándar del modelo del mercado de trabajo. En el caso de México, la mayoría de los trabajos de investigación se han centrado en analizar los factores de oferta y algunos de ellos, incorporan variables dicotómicas para controlar por sector de pertenencia o tipo de establecimiento. La literatura que versa sobre el tema es variada y en general ha venido a contribuir a la comprensión de los determinantes de los ingresos. En Urciaga y Almendarez (2008), se estima una ecuación básica y aumentada que considera una desagregación de los niveles de escolaridad y trece ciudades del norte del país con información de la Encuesta Nacional de Empleo Urbano ENOE de 2002.

La versión restringida del modelo demuestra que los rendimientos de la educación han sido mayores para los hombres que para las mujeres, mientras que en el modelo extendido a otros atributos, se concluye que los mayores rendimientos están asociados al nivel de escolaridad más elevado (posgrado). En esta misma visión, se ubica el trabajo de Burgos y Mungaray (2007) en donde se contemplan cortes transversales para 1984, 1989, 1992, 1996, 1998, 2000 y 2002. Al igual que en el trabajo previo, se utilizan mínimos cuadrados ordinarios (MCO) con corrección de White por heterocedasticidad. Los resultados revelan que en todos los años en la medida que mayor es la escolaridad, más elevados son los ingresos reales. Se señala que la dispersión salarial es mayor en la manufactura, comercio y servicios y se encuentra que existe una importante variabilidad en los coeficientes relacionados con el tipo de región, lo que puede estar indicando un cambio en la configuración de las mismas.

Con excepción del año 2002, Cortez (2005) analiza el periodo considerado en Burgos y Mungaray. La diferencia en cuanto a la especificación del modelo en ambos trabajos, es que el primero captura diferencias interestatales y no desagrega los niveles de escolaridad como

parte de las variables que explican los salarios reales. En realidad se efectúan estimaciones considerando por separado distinto nivel educativo y, toma en cuenta otras características como sindicalización, la edad que capturar la hipótesis del ciclo de vida, tipo de ocupación y el sector económico de pertenencia. Este último aspecto representa una aproximación al estudio de los factores de demanda del mercado de trabajo y encuadra en la lógica de algunos trabajos internacionales como el de Cragg y Epelbaum(1996). El autor plantea que las diferencias salariales interestatales por nivel educativo son significativas y estables en el tiempo, sin embargo, destaca que se han ido reduciendo entre los trabajadores con educación universitaria.

El trabajo de Zamudio (1995) plantea un nuevo enfoque metodológico para estimar los rendimientos de la escolaridad desde el punto de vista econométrico. Se realizan dos ejercicios con información de la ENIGH de 1989, en el primero se estima una ecuación de ingreso a través de MCO, método bietápico de Heckman y máxima verosimilitud y en el segundo, se formula un modelo de elección discreta Probit. El primer ejercicio se desarrolla para el nivel de educación media, educación superior y el total. En el caso de la educación media los resultados de los tres métodos son muy similares mientras que en la educación superior se aprecias cierta variabilidad en los coeficientes de experiencia laboral, su cuadrado, género, horas trabajadas y nivel de urbanización. Los resultados encontrados sugieren que los individuos que continuaron con la educación superior provienen de familias menos numerosas, en las que el promedio de educación de los padres es mayor. Las estimaciones por mínimos cuadrados ordinarios indican que el tipo de zona urbana así como el número de horas trabajadas son variables más relevantes para explicar los ingresos cuando se considera la educación superior con respecto a la media superior.

La discusión del tema también se ve fortalecida con las aportaciones de Zepeda y Ghiara (1999) en donde se establece que bajo ciertas formas funcionales, los rendimientos de la escolaridad en México son semejante a los encontrados en otros países en vías de desarrollo. Se puntualiza que los rendimientos de la escolaridad de los hombres crece en el tiempo mientras que los de la mujeres disminuye. Un aspecto metodológico que se señala, es que si bien el uso de variables de control relacionadas con sexo, tamaño de la empresa, sector o tipo de ocupación, no aumentan el poder explicativo del modelo, sí resultan estadísticamente relevantes para explicar los ingresos reales.

Rojas, Angulo y Velázquez (2000) con información de la ENIGH de 1992, encuentran resultados similares a los de trabajos previos, en el sentido de que los mayores rendimientos están vinculados con el posgrado, lo cual no es sorprendente si se considera que es un segmento del mercado de trabajo con mayor nivel de especialización y productividad. En esta línea, Urciaga y Almendarez (2006) al tomar como unidad espacial las ciudades capitales de la región del pacífico, encuentra en un modelo extendido que los rendimientos asociados al posgrado son mayores que los niveles previos tanto para hombres como para mujeres, siendo más notoria la tasa de rentabilidad para las mujeres. Los argumentos de Mendoza (2002) también van en el mismo nivel de reflexión, pues subraya que la educación formal es el factor más relevante en la determinación del ingreso de los trabajadores de la ciudad de Tijuana y Ciudad Juárez y que la experiencia laboral tiene un efecto directo pero menos significativo.

Ampudia (2007) enfatiza que entre 1987 y 1998, los salarios de los trabajadores de Ciudad Juárez se explican de manera importante por los mayores niveles de educación. El hecho de que muchos jóvenes se incorporen al mercado de trabajo antes de concluir los estudios formales, significa que van acumulando experiencia laboral. Otro trabajo que se encuadra en esta problemática es el de Barceinas y Raymond (2002), en donde se analiza la problemática de la convergencia regional, los autores encuentran evidencia que permite afirmar que las economías no muestran un proceso de convergencia aún cuando en las menos desarrolladas han registrado una mayor rendimiento relativo de la inversión educativa.

Dos trabajos que se suman a enriquecer el objeto de estudio y representan un elemento novedoso por el tipo de estructura de datos que utilizan son el de Huesca (1994) y el de Cabrera *et al.* (2008). El primero, analiza el periodo 1984-2000 y se asiste de información de la ENIGH mientras que el segundo con datos agregados de la Encuesta Nacional de Empleo Urbano ENEU, estima una función de ingreso para el periodo de 1994-2001. En Huesca se advierte que la acumulación de capital humano es vital para que todo país logre adaptarse al cambio tecnológico y por consiguiente, mejore la calidad de vida de su mano de obra potencial al retomar la senda del crecimiento. El segundo documento destaca que la escolaridad es una variable relevante en la determinación de los ingresos, lo que implica una elevada exigencia del mercado de trabajo local en materia de educación, que plantea la

necesidad de fortalecer constantemente el vínculo entre los centros de producción y de educación básica, media y superior.

El propósito de este trabajo es estimar una ecuación de ingresos que permita evaluar los rendimientos de la escolaridad para el conjunto de la economía mexicana. Para ello, se consideran los diferentes niveles de la educación formal y otros atributos del jefe del hogar a través de microdatos de la Encuesta Nacional de Ingreso y Gasto de los Hogares de 2006. El trabajo se estructura en tres secciones, en la primera se describe la fuente de información y la metodología utilizada para estimar los rendimientos de la escolaridad previo a una revisión de la literatura especializada. En la segunda, se efectúa un análisis estadístico de las variables que conforman la base de datos y se discuten los resultados de estimación. Finalmente en la tercera sección se plantean algunas consideraciones finales derivadas del trabajo empírico y se esbozan posibles implicaciones de política económica.

### **Fuentes de Información y Metodología**

La información que se utiliza en este trabajo corresponde a la ENIGH-2006 y se delimita al jefe de hogar como unidad de análisis. El interés por considerar este año, responde a la necesidad de utilizar información reciente relacionada con indicadores sociodemográficos de los hogares de México. El objetivo, es realizar estimaciones que permitan derivar posibles implicaciones de política pública en materia de educación y desarrollo regional. El diseño y aplicación de la encuesta es una tarea que realiza el Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática INEGI, basada en un esquema de muestreo probabilístico donde su diseño es polietápico, estratificado y por conglomerados, siendo la unidad de selección la vivienda y la de observación el hogar. Las viviendas que se contemplan en este estudio son las particulares pues las colectivas se omiten en el análisis estadístico y en la propia encuesta.

Los datos que provee este instrumento, permiten efectuar estimaciones tanto a nivel nacional como de localidades que registran menos de 2 500 habitantes y más. En 2006 la ENIGH se aplicó a un total de 25 443 viviendas distribuidas en las 32 entidades federativas, de las cuales se obtuvo información de ingresos, gastos, indicadores socioeconómicos y demográficos. La encuesta tiene una gran relevancia, en virtud de que sirve para generar

información de ponderadores en el cálculo del índice nacional de precios al consumidor, indicadores de pobreza y estadísticos relacionados con los niveles de vida y bienestar social.

La base de datos que se utilizó está integrada por microdatos que se obtuvieron del rubro de hogares, población, ingreso y concentrados que contienen las principales variables de la encuesta. Tanto el concentrado como la base de datos que describe las características de los hogares de las viviendas que habitan, está conformada por 20 875 registros (folios). Para hacer coincidir esta información muestral con la de los rubros de población e ingresos que están conformadas por 83 624 y 79 752 registros respectivamente, se tuvieron que realizar una serie de filtros en el software SPSS, seleccionando únicamente los folios que tienen como identificador de la persona el valor de 100 que está asociado al jefe o jefa del hogar. Lo que significa que se consideró inicialmente una muestra de 20 875 folios, que subsecuentemente se acotó al filtrar los folios que no reportan información referente a las remuneraciones de los asalariados. Las variables que se involucran en el análisis econométrico se eligieron en función de un modelo de regresión que aborda la relación causal entre salarios y escolaridad. Es decir, se parte de la ecuación básica tipo Mincer (1974) que se expresa como sigue:

$$\ln W_i = a + bX_i + gZ_i + lZ_i^2 + m \quad [1]$$

$$b > 0 \quad g > 0 \quad l < 0$$

La variable dependiente  $\ln w_i$  representa el logaritmo natural de la renta salarial del jefe de hogar  $i$ ,  $X_i$  denota los años de escolaridad o educación formal que se asume como variable *proxy* de capital humano,  $Z_i$  indica la experiencia laboral y  $\mu_i$  es un término de error estocástico que captura el efecto de variables omitidas y que se supone tiene una distribución normal, media cero y varianza constante. La ecuación [1] constituye una versión restringida de los determinantes de los ingresos que se toma como base para plantear una versión extendida a otros atributos relacionadas con el jefe del hogar. Su especificación semilogarítmica permite interpretar el coeficiente  $\beta$  como la tasa de rentabilidad de la educación, lo que se interpreta como un incremento porcentual en los ingresos producto de un año de escolaridad adicional.

Debido a que la variable experiencia real no se recoge numéricamente en la encuesta y en las bases de datos de la ENIGH, es que muchas veces se procede a calcularla de manera

alternativa a partir de (edad - escolaridad - 6), la cual se denomina experiencia potencial. En la discusión relacionada con el uso de esta variable, se establece que la forma en como es calculada, puede generar problemas de correlación con otro regresor del modelo [1] como la variable escolaridad. Por ello no es fortuito que en muchos estudios se emplee la variable edad como proxy de experiencia laboral en donde además, se agrega su cuadrado. Empíricamente, se esperaría que tanto la escolaridad como la experiencia estuvieran relacionadas positivamente con los ingresos y que la experiencia al cuadrado arrojará un signo negativo que estaría indicando el ciclo de vida de los ingresos de los trabajadores.

Con respecto a las retribuciones, se están considerando las remuneraciones al trabajo asalariado asociadas al empleo primario. Se excluyen comisiones y propinas, aguinaldo, gratificaciones, primas vacacionales, repartos de utilidad y otras prestaciones en efectivo. Tampoco se contemplan ingresos de negocios propios independientemente del giro o sector y otros ingresos que no son sueldos o salarios. Los rubros anteriores se omiten también en el caso de los ingresos de empresas que funcionan como sociedades. Otro renglón que también se excluye, es el de ingresos por renta de la propiedad y por transferencias que comprenden diversos rubros importantes de las economías familiares. La variable dependiente que define los ingresos por remuneraciones al trabajo asalariado, fue deflactada utilizando el índice nacional de precios al consumidor de 2006 con base la segunda quincena de junio de 2002=100. Específicamente, se utilizó el índice general por objeto de gasto (índice general) cuyo promedio anual fue de 118.21 de acuerdo al INEGI y el Banco de México.

Con el propósito de ampliar el número de variables independientes y de mejorar la capacidad explicativa del modelo [1], se procede a estimar una ecuación aumentada a como la [2], en donde además de introducir la edad y la edad al cuadrado, se añade la variable de escolaridad desagregada en nueve niveles que son: 0) sin instrucción, 1) preescolar, 2) primaria, 3) secundaria, 4) preparatoria o bachillerato, 5) normal, 6) carrera técnica o comercial, 7) profesional, 8) maestría y 9) doctorado. Para capturar cada uno de estos niveles se utilizan variables dicotómicas considerando como categoría de referencia el nivel sin instrucción formal. Este vector de variables se representa en la ecuación mediante el

término  $\sum_{i=1}^9 b_i Esc_i$ , donde además la edad y la edad al cuadrado se definen por  $E_i E_i^2$

respectivamente.

$$\ln w_i = \mathbf{a} + \mathbf{g}_1 E_i - \mathbf{g}_2 E_i^2 + \sum_{i=1}^9 \mathbf{b}_i Esc_i + \mathbf{j} \sum_{m=1}^2 C + \mathbf{f} U_i + \sum_{e=1}^3 Est_e + \mathbf{j} G_i + \sum_{j=1}^{31} \mathbf{d}_j E_j + \mathbf{m}_i \quad [2]$$

También se introduce un vector de dos variables dicotómicas relacionadas con el tipo de contrato, la primera indica un contrato temporal o por obra determinada y la segunda, un contrato de base, planta o por tiempo indefinido siendo la categoría de referencia la que denota que no hay contrato por escrito. Adicionalmente, se introduce una variable dicotómica para evaluar la diferencia en el salario entre quienes están sindicalizados y no sindicalizados asumiendo el valor de 1 en el primer caso y cero en el segundo. En este mismo sentido, se contempla otra variable dicotómica para determinar si hay diferencias salariales entre hombre y mujeres asumiendo el valor de 1 si es hombre y cero en caso de ser mujer. El término  $\sum_{j=1}^{31} \mathbf{d}_j E_j$ , representa un vector de variables dicotómicas para evaluar las diferencias

salariales a nivel interestatal tomando como categoría base la entidad federativa de Oaxaca. Esto significa que se introducen sólo 31 variables dicotómicas que asumen valor de uno en caso de que la unidad de análisis corresponda a dicha entidad y cero en el resto de los casos. Es importante dilucidar que la categoría de referencia se omite para evitar un problema de multicolinealidad perfecta en cuyo caso, las variables no serían linealmente independientes, significando que una variable exógena pudiera expresarse como una combinación lineal de cualquiera otra del modelo. Por tanto, si una variable tiene  $m$  categorías, entonces deben introducirse únicamente  $m-1$  variables para lograr que haya ortogonalidad en los regresores<sup>2</sup>.

La especificación [2], en realidad es una ecuación flexible que permite incorporar otras indicadores determinantes de los ingresos. Por ello, se ha introducido una variable adicional relacionada con los estratos que tienen que ver con la densidad de la población en las localidades de México. Se consideran 4 estratos, el primero contempla localidades menores de 2 500 habitantes, el segundo, localidades de 2 500 a 14 999 habitantes, el tercero, localidades de 15 000 a 99 999 habitantes y el cuarto estrato contempla localidades de 100 000 habitantes y más. El estrato que se utiliza como base es el de menor población. Un problema que normalmente se presenta en las estimaciones de los rendimientos de la

---

<sup>2</sup> Algunas consecuencia prácticas de la multicolinealidad, es que las varianzas y covarianzas pueden ser grandes y como resultado de ello, los intervalos de confianza tienden a ser más amplios teniendo estadístico  $t$  poco significativos y aunque algunos de estos no sean significativos estadísticamente, el  $R^2$  puede ser elevado.

escolaridad y que no siempre es abordado metodológicamente, es el de la endogeneidad de la educación, lo que lleva a reflexionar si las estimaciones generadas por mínimos cuadrados ordinarios son consistentes<sup>3</sup>.

### **Características socioeconómicas de los hogares en México**

Previo al análisis de los resultados de estimación, se realiza un análisis descriptivo sobre indicadores socioeconómicos de los hogares. Se parte de la idea de que estos son parte del territorio en donde se gestan y desarrollan las relaciones familiares y en donde se forjan los valores socioculturales de una región. Es el núcleo en donde el bienestar social se convierte en una prioridad y representa la posibilidad de alcanzar mejores niveles de calidad de vida. En este sentido, la ENIGH–2006, arroja microdatos que permiten hacer una descripción general. Por ejemplo, se puede señalar que en promedio el tamaño del hogar está conformado por 3.9 integrantes y que la edad promedio del jefe es de 47 años. Además, de los miembros de cada hogar, el mayor promedio se relaciona con integrantes cuya edad se encuentra entre el rango de 14 a 64 años. En el rubro de ingreso corriente total promedio, se observa que la mayor entrada proviene del concepto de remuneraciones por trabajo subordinado que en 2006 representó en promedio 17, 203 pesos, cuando dicha cifra en 2004 fue de 16 115 pesos. De los ingresos monetarios totales registrados por la encuesta en 2006, el 64.3% fueron por concepto de remuneraciones por trabajo subordinado, 19.2% ingresos por trabajo independiente, 4% renta de la propiedad, 12.4% transferencias y 0.1% otros ingresos, lo que confirma que la mayor parte de los ingresos de un hogar en México tienen como fuente primaria las remuneraciones del trabajo por cuenta ajena.

Con respecto al gastos corriente total promedio por hogar, se tiene que la mayor parte se canalizó al renglón de alimentos, bebidas y tabaco representando el 29.4% del total. En menor escala se ubicó el gasto dedicado a transporte y educación y esparcimiento que representaron el 18.9% y 15.5% respectivamente. Excluyendo el concepto de otros gastos, los de menor proporción fueron, vivienda con 8.9%, limpieza y enseres domésticos 6.4%, vestido 5.9% y salud 4.1%. Esta distribución da cuenta del orden de las prioridades que han

---

<sup>3</sup> Al desagregar la escolaridad en diferentes niveles de educación formal dentro de la ecuación[2], se determina que no hay problemas de endogeneidad que permitan inferir que los estimadores de MCO son inconsistentes. Además, el análisis de correlación indica que  $Esc_i$  y  $U_i$  son linealmente independientes, por lo que no es necesario utilizar variables instrumentales y aplicar el Método de Mínimos Cuadrados en dos Etapas.

prevalcido en los hogares de México cuando menos en el año 2006. De lo anterior se desprende que los miembros del hogar procuran por encima de todo, satisfacer necesidades de bienestar a través de la adquisición de bienes de consumo, lo cual no es sorprendente si se toma en cuenta que la necesidad de subsistencia es fundamental para cualquier agente económico. En segundo lugar resalta el gasto en transporte que no deja de llamar la atención pero que es razonable si se considera que hoy en día cada vez son más los desplazamientos de las personas de las zonas rurales a los centros urbanos en aras de buscar nuevas y mejores oportunidades de empleo..

El gasto en educación se coloca como la tercera prioridad de los hogares de México, incluso por encima del gasto en vivienda y de salud, que en conjunto conforman el gasto social del país. Esta estructura de las prioridades en el gasto, quizá refleje indirectamente la falta de una cultura por la prevención y el mejoramiento de la salud que en definitiva debe estar estrechamente relacionada con un mejoramiento en el rendimiento escolar de la comunidad estudiantil tanto a nivel básico como medio y superior. Una visión retrospectiva de la salud y la educación revela que en el primer rubro ha habido un crecimiento de 51.4% de 1996 a 2006, mientras que en el segundo de 48.3%. Si bien estas cifras proyectan un aumento positivo, también es cierto que se quedan cortas si se reflexiona que el horizonte temporal es de alrededor de una década.

Específicamente el gasto en educación y esparcimiento ha registrado variaciones importantes en subperiodos comprendidos de 1996 a 2006. De 1998 a 1996, el gasto corriente promedio de cada hogar aumento en 2.5% y en el 2000 45.9% con respecto a 1998, es decir, fue 18.4 veces más. Un evento que llama la atención es la caída significativa que experimentó el gasto en educación en los hogares en 2002 comparado con el año 2000 que represento -15% y que se torno positiva en 2004 al alcanzar 2.4%. Con respecto a la muestra estudiada, también se pueden plantear algunas características particulares de los hogares seleccionados aleatoriamente. A partir de un análisis de cruces entre variables, se puede conocer que los jefes de familia con un mayor grado de instrucción educativa (profesional, maestría y doctorado), pertenecen a un estrato demográfico de localidades que registran 100 000 o más habitantes. El mismo fenómeno se presenta en el caso de los niveles asociados a la educación básica (primaria y secundaria) y medio superior. Este resultado permite afirmar que los jefes de hogar tienden a reportar una mayor escolaridad en la medida que residen en centros urbanos.

El cruce estadístico entre nivel de instrucción y afiliación sindical, refleja que los jefes de hogar con niveles de escolaridad elevados representan una proporción importante en cuanto a sindicalización. Esto refleja que los trabajadores que se preocuparon por invertir en capital humano tienden a tener una mayor seguridad en el empleo al amparo de su afiliación sindical. En este sentido se constata que no son dos variables excluyentes sino más bien complementarias y alineadas en el marco de las relaciones laborales. Se determina que los hombres sindicalizados representan el 79.4% y las mujeres el 20.6%. De los jefes de hogar no sindicalizados, los hombres representan el 84.6% y las mujeres el 15.4%, lo que indica que los hombres tienden a ser más representativo dentro de las estructuras corporativas del sindicalismo mexicano. En este sentido, es lógico pensar que las mujeres aún tienen que tener una mayor presencia en la vida sindical, en aras de fortalecer sus derechos laborales como un colectivo representativo.

Otro cruce estadístico de interés es el que relaciona género y tipo de contrato laboral. Los resultados indican que el 87.2% de los hombres tienen un contrato temporal mientras que el 81.81% un contrato de base, planta o por tiempo indefinido y el 84.15% definitivamente no tienen contrato por escrito. En el caso de las mujeres el 12.78% tiene un contrato temporal por obra determinada, el 18.18% de base o planta y el 15.84% no tiene contrato por escrito. El dato llama la atención, pues en los tres casos el hombre registra un porcentaje realmente superior al de las mujeres, lo que brinda elementos suficientes para afirmar que la mujer tiene que seguir avanzando en aras de estar en igual de condiciones que los hombres en materia de contratación temporal o de tiempo indefinido. En esta perspectiva, el cruce entre nivel de instrucción y género, exterioriza que los hombres en general son los que tienen mayores niveles de instrucción formal tanto a nivel de la educación básica como a nivel medio y superior.

### **Discusión de resultados de estimación**

Los resultados de estimación indican que todas las variables explicativas del modelo son estadísticamente significativas con excepción del nivel preescolar. La bondad de ajuste es del 65% y el estadístico Durbin – Watson de 1.80, sugiere que no hay problemas de autocorrelación en los residuales. El estadístico F igual a 192.45 con una probabilidad de

0.000, permite afirmar que las variables en su conjunto son relevantes, siendo un indicio de que el modelo está correctamente especificado. Los estadísticos de colinealidad reportados por el programa SPSS, sugieren que el modelo no enfrenta problemas de esta naturaleza, la matriz de correlaciones bivariadas arroja coeficientes próximos a cero y el Factor Inflador de Varianza (FIV)<sup>4</sup> no manifiesta que una variable explicativa sea producto de una combinación lineal del resto. El nivel de tolerancia  $TOL_j$  que es igual a  $1/FIV = 1-R_j^2$ , permite afirmar que cuando los valores son muy pequeños, una variable exógena puede ser explicada por una combinación lineal del resto de variables, en cuyo caso también existe colinealidad. Los estadísticos obtenidos en SPSS avalan la independencia entre los regresores, por lo que se concluye que no hay problemas de multicolinealidad. En el caso del diagnóstico de heterocedasticidad, la dispersión entre los residuales estandarizados y el valor pronosticado estandarizado, muestra que no hay un patrón definido por lo que se puede presuponer que la varianza de los residuales es homocedástica.

Una vez descartados los problemas fundamentales en el análisis de regresión, se pueden hacer las interpretaciones pertinentes de los resultados. Una primer anotación es que se corrobora que entre los ingresos y la edad hay una relación positiva mientras que entre los ingresos y la edad al cuadrado un vínculo negativa que revela el ciclo de vida de los ingresos en el tiempo. En cuanto a la escolaridad que puede considerarse la variable central del análisis, se pueden formular algunas interpretaciones; sin embargo primero es conveniente precisar algunos aspectos metodológicos concernientes a la interpretación de los coeficientes.

En Wooldridge (2006) se señala que cuando la variable dependiente está expresada en logaritmo natural y hay regresores en escala numérica los coeficientes se interpretan como semielasticidad. Pero además, si hay variables categóricas que han sido tratadas mediante el uso de variables dicotómicas como tipo de contrato, nivel de escolaridad, estrato poblacional o entidad federativa, los coeficientes deben interpretarse en términos de porcentajes. Por ejemplo, si  $\hat{\beta}_j$  es el coeficiente de una variable ficticia  $X_j$  y la variable dependiente es  $\ln(Y_i)$ , entonces la diferencia porcentual exacta en el valor predicho de  $\hat{Y}_i$

---

<sup>4</sup>. El FIV mide la forma como la varianza de un estimador es inflada por la presencia de multicolinealidad. Cuanto mayor es el FIV más grande será la varianza del coeficientes.

cuando  $X_i = 1$  comparado con el caso en donde  $X_i = 0$ , es igual a un porcentaje medido por la siguiente expresión:  $[100 * (\exp(\hat{\beta}_i) - 1)]^5$ .

**Cuadro 1. Resultados de estimación de la ecuación [2]**

Variables	Coefficientes	Error estándar	Estadístico t
Constante	2.595	0.900	28.748
Edad	0.043	0.003	12.46
Edad <sup>2</sup>	-0.0004	0.000	-10.62
Primaria	0.205	0.030	6.77
Secundaria	0.317	0.034	9.34
Preparatoria o bachillerato	0.518	0.038	13.63
Carrera técnica o comercial	0.530	0.047	11.36
Normal	0.941	0.069	13.65
Profesional	1.016	0.037	27.54
Maestría	1.420	0.063	22.42
Doctorado	1.598	0.144	11.06
Género	0.170	0.021	8.27
Sindicalizado	0.136	0.025	5.45
Contrato temporal o por obra determinada	0.231	0.025	9.41
Contrato de base, planta o tiempo indefinido	0.419	0.020	20.56
Estrato 2	0.220	0.030	7.40
Estrato 3	0.446	0.023	19.76
Estrato 4	0.550	0.021	26.30
Aguascalientes	0.324	0.062	5.19
Baja California	0.695	0.055	12.68
Baja California Sur	0.470	0.069	6.78
Campeche	-0.238	0.056	-4.23
Chihuahua	0.385	0.052	7.36
Colima	0.438	0.062	7.11
Chiapas	-0.224	0.055	-4.07
Coahuila	0.301	0.051	5.91

<sup>5</sup> . Es importante tomar en cuenta que el estimador puede tener un signo positivo o negativo que se tiene que conservar en el cálculo de la diferencia porcentual.

Distrito Federal	0.381	0.048	8.00
Durango	0.208	0.059	3.54
Guanajuato	0.356	0.042	8.46
Guerrero	-0.184	0.054	-3.40
Hidalgo	0.127	0.057	2.23
Jalisco	0.330	0.055	6.04
Estados de México	0.332	0.046	7.03
Michoacán	0.228	0.058	3.95
Morelos	0.254	0.059	4.31
Nayarit	0.199	0.069	2.88
Nuevo León	0.311	0.060	5.19
Puebla	0.085	0.053	1.61
Querétaro	0.468	0.062	7.58
Quintana Roo	0.471	0.060	7.81
San Luis Potosí	0.196	0.057	3.44
Sinaloa	0.109	0.058	1.89
Sonora	0.349	0.053	6.64
Tabasco	0.248	0.059	4.23
Tamaulipas	0.257	0.054	4.73
Tlaxcala	0.341	0.066	5.13
Veracruz	0.087	0.043	2.06
Yucatán	0.166	0.060	2.78
Zacatecas	0.215	0.066	3.26

Estimaciones realizadas en SPSS a través de Mínimos Cuadrados Ordinarios.

La variable más importante desde la perspectiva del enfoque de capital humano, es la escolaridad pues constituye el objeto de estudio de este trabajo. Los ingresos se incrementan porcentualmente en la medida que los jefes de hogar tienen un mayor grado de estudios o pasan de un nivel de formación a otro. Los que tienen educación primaria perciben un ingreso 22.75% superior que aquellos que no tienen ningún nivel de instrucción (categoría base). Por su parte, los de secundaria y preparatoria o bachillerato reciben una retribución de 37.30% y 67.87% por arriba de la categoría base respectivamente.

Se observa que aquellos jefes de hogar que no tienen formación técnica o carrera comercial, no perciben una retribución significativamente superior a los que únicamente tienen bachillerato o preparatoria, lo que significa que no hay suficientes incentivos para escalar

de un nivel de educación a otro en términos salariales. Sin embargo, hay que advertir que si es primordial transitar por la educación media, para llegar a niveles de escolaridad superiores como el profesional y posgrado. El efecto más evidente de la dotación de capital humano en los ingresos, se empieza a notar en el nivel profesional, pues un jefe de hogar con grado de licenciatura gana 176.21% más que aquel que no tiene ningún grado de instrucción. El efecto diferencial porcentual se incrementa a 313.71% y 394.31% para los casos que tienen grado de maestría y doctorado respectivamente.

Al contrastar los incrementos porcentuales en los ingresos entre los niveles adyacentes de escolaridad se encuentran resultados interesantes. Por ejemplo, tener estudios de preparatoria o bachillerato genera ingresos superiores en 22.26 % con respecto a si únicamente se tiene educación básica. A su vez, los ingresos derivados de la educación normal son 52.65% superiores a los obtenidos si se tiene una escolaridad de preparatoria o bachillerato. El incremento más revelador se da en los casos en donde el jefe de hogar tiene culminada la educación profesional, lo cual no es sorprendente si se asume que la educación superior (profesional), implica que el trabajador está calificado y posee habilidades, capacidades y destrezas que lo posicionan mejor en el mercado de trabajo. En el caso de los jefes(as) que reportaron haber tenido un nivel de escolaridad de maestría, perciben ingresos superiores a los profesionales en alrededor de 49.78%, mientras que los que tienen grado de doctor, sólo ven incrementado su ingreso en 19.48% con relación a los que posee un grado de escolaridad inferior.

Con relación a la variable género, que se captura a través de una variable dicotómica que asume el valor de 1 cuando es hombre y cero si es mujer, se determina que en igual de condiciones, los hombres ganan en promedio 18.5% más que las mujeres, lo que sugiere que existen diferencia salariales en los mercados de trabajo a favor de los hombres. Con respecto a la relevancia que adquiere el estar o no sindicalizado, las estimaciones demuestran que aquellos jefes de hogar que están afiliados a una organización sindical ganan en promedio 37.16% más que los que no están sindicalizados, lo que permite afirmar que hay una relación positiva entre estar sindicalizado y percibir mejores ingresos. También se demuestra que aquellos trabajadores que tienen un contrato laboral temporal o por obra determinada, perciben ingresos superiores a los que no lo tienen en 26%.

Los que tienen contrato de base, planta o por tiempo indefinido perciben ingresos superiores que los que no laboran al amparo de un contrato colectivo en un 52%. El modelo también captura el tipo de localidad de acuerdo con su densidad demográfica. Los resultados indican que los jefes de hogar que viven en poblaciones que se ubican dentro del estrato número 2 que comprende de 2500 a 14 999 habitantes, ganan 24.6% más que aquellas que viven en localidades de menos de 2 500 habitantes. Los casos que se ubican en el estrato 3 que abarca localidades de 15 000 a 99 999 habitantes ganan 56.20% más que los del estrato de referencia, mientras que los jefes de hogar que residen en localidades que comprenden más de 100 000 habitantes ganan 73.3% más que aquellos que habitan en localidades con menos de 25 000 habitantes. También se encuentra que en 2006, en los estados de Campeche, Chiapas y Guerrero se pagan los salarios más bajos, mientras que en Baja California, Baja California Sur, Chihuahua, Distrito Federal y Guanajuato aparecen como las entidades federativas que mayores ingresos pagan. El resto de las entidades se puede decir que se ubican en medio de estos dos grupos de estados, unos ubicados en el sur del país y otros en el norte y centro como es el caso del Distrito Federal y Guanajuato.

## **Conclusiones**

Los puntos previamente discutidos son resultados que forman parte de un trabajo más amplio que está en proceso. Sin embargo, las estimaciones permiten plantear que la inversión en capital humano a través de la educación, es una variable fundamental que ayuda a mejorar los niveles de ingreso de los jefes de los hogares en México y, consecuentemente fortalece las expectativas de bienestar social. En este marco, es imprescindible concebir a la educación como un medio de ascenso social pero también es ineludible garantizar la calidad de la misma a partir de una renovación en los contenidos, formas de enseñanza y adecuación de los perfiles de egreso de los profesionistas. Es importante que en las entidades federativas, se desplieguen mayores esfuerzos en materia de vinculación, que permitan articular las habilidades, conocimientos y destrezas de los profesionistas con las necesidades de los mercados de trabajo locales y regionales. En la medida que la calidad de la educación se incremente y haya una mejor gestión de recursos así como una eficiencia en la asignación del gasto, mejorará la productividad de las instituciones y por ende de sus egresados, quienes podrán tener mejores expectativas de empleo y de remuneraciones. En definitiva, es imprescindible fortalecer la educación superior sin descuidar las fortalezas de la educación básica y media superior, logrando que los

esfuerzos en materia de vinculación entre los centros de producción y las instituciones de enseñanza técnica y superior, detonen una mayor prosperidad de las entidades federativas y las localidades que las integran.

### Referencias Bibliográficas

Ampudia R. Lourdes, (2007). "Análisis del mercado de trabajo: comportamiento salarial y su rendimiento de acuerdo al nivel educativo en Ciudad Juárez 1987 -1998. *Aportes*, Año XII, Núm. 35, Mayo – Agosto, pp.117 – 130.

Becker, Gary (1994), *Human Capital*. 4ta Edición, Chicago University Press.

Burgos Benjamín y Mungaray Alejandro (2007), "Apertura externa, inequidad salarial y calificación laboral en México, 1984-2002", *Problemas del Desarrollo*, 39(152), pp. 87-110.

Barceinas F., Oliver A., Raymond J.L., y Roig J. (2002), "Rendimientos de la educación y efecto tratamiento: el caso de España. *Moneda y Crédito* No. 215, pp.43-67

Cortez, W. W. (2005). "Dispersión y estabilidad de las diferencias salariales interestatales en México, 1984-2000". *Investigación Económica*, Vol. LXIV(253), jul – sep, pp. 123-158.

Cabrera C., Mungaray A., Varela R. y Hernández E. (2008), "Capital humano e ingresos en la manufactura de Tijuana y Mexicali: 1994-2001. *Documento de Trabajo*, FERI, UABC.

Cragg, I.M. y M. Epelbaum. (1996). " Why has Wage Dispersion Grown in Mexico? Is it the Incidence of Reforms or the Growing Demand for Skills?, *Journal of Development Economics*, vol. 51, pp. 99-116.

Hueca Reynoso Luis (1994). "La rentabilidad de la escolaridad en los hogares asalariados de México durante 1984-2000". *Problemas del Desarrollo*.Vol. 35 num. 138, julio – septiembre, Pág. 125-154.

Mincer, J (1974), *Schooling Experience and Earnings*, New York, NBER.

Mendoza, J. E. (2002). "Educación, experiencia y especialización manufacturera en la frontera norte de México". *Comercio Exterior*, Vol. 52 (4), pp. 300-308.

Palacio J. I. y Simón J. H. (2002), "Dispersión salarial y negociación colectiva en España". *Cuadernos de Relaciones Laborales*, Vol. 20, núm 1. pp. 169-187.

\_\_\_\_\_ (2004) "Dispersión salarial entre establecimientos y desigualdad salarial". *Revista de Economía Aplicada*, Vol. XII, Núm 36, pp. 47-81.

Urciaga José y Almendarez Antonio (2006), "Determinación de los salarios y rendimientos de la escolaridad en la región Mar de Cortés", *Revista de Educación Superior*, Vol. XXXV(2), pp. 37-53.

\_\_\_\_\_ (2008), "Salarios, educación y sus rendimientos privados en la frontera norte de México. Un estudio de capital humano", *Región y Sociedad*, Vol. XX(41), . pp33-51.

Zamudio C. Andrés (1995), " Rendimientos a la educación superior en México: ajuste por sesgo utilizando máxima verosimilitud", *Economía Mexicana*, Vol 4(1), pp. 69-91.

Zepeda M. E. y Ghiara R. (1999), "Determinación del salario y capital humano en México: 1987-1993". *Economía, Sociedad y Territorio*, Vol. II (5), pp. 67-116.

Wooldridge Jeffrey M. (2006), *Introducción a la econometría: un enfoque moderno*. 2da Edición Thomson, pp. 251-253.