

Los rendimientos privados de la educación y las circunstancias de origen en México, 2020

Private returns to education and circumstances of origin in Mexico, 2020

Alicia Martínez Lara
María del Carmen Salgado Vega

RESUMEN

En este estudio se obtienen los rendimientos privados de la educación al incorporar variables de las circunstancias de origen de los individuos en México en el año 2020, mediante la estimación de tres modelos econométricos a través de mínimos cuadrados ordinarios, el clásico de Mincer (1974) y dos ampliados, usando estadísticas de la Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares. Los hallazgos muestran que un año de escolaridad genera un incremento del 7.6% en los ingresos percibidos por los trabajadores. Además se encontró que los rendimientos se afectan de manera significativa por el género, el tamaño del hogar, si es hablante de una lengua indígena y el estrato socioeconómico del hogar. Finalmente tienden a ser más altos en estudios de posgrado, que ascienden a 312.5% en maestría y 453.7% en doctorado, en relación con las personas sin escolaridad.

Palabras clave: Circunstancias de origen, educación, ingresos, México, rendimientos privados de la educación.

ABSTRACT

In this study we obtain the private returns of education by incorporating variables on the circumstances of origin of individuals in Mexico in 2020. By estimating three econometric models through Ordinary Least Squares, Mincer's classic (1974) and two extended ones, using statistics from the National Survey of Household Income and Expenditure. The findings show that one year of schooling generates an increase of 7.6% in the income received by workers. In addition, it was found that returns are significantly affected by gender, household size, whether the household speaks an indigenous language, and the socio-economic stratum of the household. Finally, they tend to be higher for postgraduate studies, amounting to 312.5% for master's degrees and 453.7% for doctoral studies, in comparison to those people with no schooling.

Keywords: Household of origin, education, income, Mexico, private returns to education.

INTRODUCCIÓN

Mincer (1974) analizó el efecto de la capacitación formal a través de la escolaridad y el aprendizaje del trabajo en los ingresos, mediante un modelo que muestra una asociación entre capacitación y salarios; esto significa que a medida que un individuo aumenta sus habilidades y conocimientos será más productivo y en compensación recibirá mayores ingresos.

Invertir en capital humano sigue siendo crucial para elevar el ingreso. A nivel individual, si una persona está más capacitada significa que ha mejorado sus habilidades y su competitividad (Becker, 1975), volviéndola más productiva, apoyándola a insertarse más rápidamente en el mercado laboral con empleos en el sector formal y mejor remunerados (Urciaga y Almendarez, 2008).

Según Varela y Urciaga (2012), el aumento en el bienestar social y el salario está vinculado a un mayor acceso a la educación, siempre y cuando esta sea de alta calidad y esté alineada con las necesidades de los sectores productivos. Por su parte, Psacharopoulos (1993) sostiene que avanzar de un nivel de educación formal a otro, crea incentivos adicionales para participar en el mercado laboral. Esto se debe a que la adquisición de nuevas habilidades y conocimientos especializados aumenta la productividad y la competitividad de los trabajadores, lo que sugiere que los ingresos están directamente relacionados con las capacidades y habilidades de estos.

Así, los rendimientos de la educación se definen como el beneficio en términos del ingreso, como resultado del incremento de un año de escolaridad (Barceinas, 2002), es decir, son los incrementos salariales de los trabajadores que provienen del aumento en los años de educación. Los rendimientos pueden ser privados o sociales (si consideran el gasto público).

La escolaridad en México es baja, en el año 2010 la población de 15 años y más tenía 8.7 grados y en el 2020 9.7 años, en promedio. Solís y Boado (2016) y Solís y Dalle (2019) señalan que además de la limitada escolaridad de la población mexicana

Alicia Martínez-Lara. Universidad Autónoma del Estado de México. Es Profesora de la Facultad de Contaduría y Administración; doctorante en Ciencias Económico Administrativas; Maestra en Finanzas Corporativas y Licenciada en Economía por la Universidad Autónoma del Estado de México. Fue jefe administrativo en el sector *retail* y evaluadora financiera y socioeconómica de proyectos de inversión públicos y privados en distintos niveles de gobierno. Sus líneas de investigación son movilidad social, educación y mercado de trabajo. Correo electrónico: alicia.martinez.lara@gmail.com. ID: <https://orcid.org/0000-0001-7983-6094>.

María del Carmen Salgado Vega. Universidad Autónoma del Estado de México. Es Licenciada en Economía y Maestra en Desarrollo Regional por la Universidad Autónoma del Estado de México. Doctora en Economía por la Universidad de Salamanca, España. Cuenta con perfil PRODEP y entre sus líneas de investigación se encuentra el mercado de trabajo y educación y desarrollo regional. Ha sido ponente en congreso internacionales y nacionales con el tema de mercado de trabajo y educación. Dictaminadora de capítulos de libros y artículos en revistas indizadas. Correo electrónico: mcsalgadov@uaemex.mx. ID: <https://orcid.org/0000-0002-8290-2221>.

existe una elevada desigualdad educativa intergeneracional, en la cual las circunstancias del hogar de origen como la educación de los padres, la etnia, el color de piel, la riqueza de la familia, el tamaño del hogar y la residencia influirán en el nivel educativo alcanzado por una persona (De la Torre, 2020).

Los estudios empíricos han constatado que aumentar el nivel educativo genera mayores ingresos, esto se traduce en que el segmento de la población que se encuentra en los estratos sociales más bajos empieza a ascender hacia niveles más altos (Aguilar-Cruz y Pérez-Mendoza, 2017); no obstante, estudios de movilidad social como los de Campos (2016, 2018, 2021, 2022), Solís (2018), Solís y Dalle (2019) y Torche (2015) sostienen que en México lo que determina los resultados de vida es el origen y no el esfuerzo, y que un incremento de ingresos no necesariamente favorece la movilidad social ascendente.

De acuerdo con los estudios de Campos (2016, 2018, 2021, 2022), Corak (2013) y Chetty et al. (2014), en México se evidencia una marcada persistencia del estatus socioeconómico, la cual se agrava aún más debido a factores como el género y la ubicación geográfica. Al respecto Torche (2015) señala que la correlación de escolaridad entre padres e hijos ha disminuido con las políticas de expansión educativa, provocando que las personas incrementen su nivel de escolaridad y, por tanto, los resultados educativos dependan en menor medida de la escolaridad del hogar de origen.

De tal manera que el objetivo de este trabajo es analizar los rendimientos privados de la educación considerando variables relacionadas con las circunstancias de origen de los individuos en México en el año 2020, empleando estadísticas de la Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares (ENIGH).

Este estudio se distingue del modelo clásico minceriano porque obtiene los rendimientos privados de la educación al introducir variables del hogar de origen de los individuos. Con esta investigación se pretende contribuir a la generación de conocimiento al analizar las asociaciones de las circunstancias de origen, la escolaridad y los ingresos salariales, lo que permite evaluar la hipótesis de que los rendimientos de la educación son heterogéneos al incorporar las circunstancias de origen de los mexicanos.

La literatura mexicana sobre este tema muestra que los rendimientos por año de escolaridad varían entre 7.0% y 10.0%. Por ejemplo, para el periodo de 1995 al 2012, Villarreal (2018) encontró que, en promedio, un año adicional de escolaridad se traduce en un aumento del 9.0% en los salarios. Empleó la Encuesta Nacional de Empleo (ENE) y de la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE). La autora observó que las mujeres experimentaron rendimientos mayores que los hombres y que, en general, los rendimientos son más altos para los niveles de licenciatura y posgrado, aunque muestran una tendencia decreciente. Estos resultados se atribuyen al aumento de la oferta de trabajo cualificado y a la reforma educativa de 1993.

Utilizando los datos de la Encuesta Nacional sobre Niveles de Vida de los Hogares (ENNVIH) del 2002 y el modelo de Mincer (1974), Morales-Ramos (2011) analizó los rendimientos privados de la educación. Además de las variables tradicionales, incorporó el índice de habilidad natural (IHN), educación materna, infraestructura, estatura y salud. Encontró un rendimiento promedio de 8.3% por año de escolaridad, y que los mayores beneficios se obtienen de estudios profesionales y de posgrado. Además, observó una relación convexa entre educación y salario, y evidenció que la educación de la madre contribuye significativamente al ingreso individual, aportando 2.2% en promedio por año de escolaridad.

Austria y Venegas-Martínez (2011) examinaron los rendimientos marginales de la educación superior utilizando datos de la Encuesta de Ingresos y Gastos de los Hogares (ENIGH) del 2006. Dividieron su muestra en dos grupos: aquellos con educación superior (tratamiento) y aquellos sin educación superior (control). Incorporaron variables como el tamaño del hogar, la escolaridad de los padres y el salario del jefe de familia en el modelo clásico de Mincer. Sus hallazgos revelaron un rendimiento promedio de educación superior de 8.8%.

Urciaga y Almendarez (2008) encontraron rendimientos privados de la educación del 10.0% en entidades como Baja California, Sonora, Chihuahua, Coahuila, Nuevo León y Tamaulipas; emplearon estadísticas de la Encuesta Nacional de Empleo Urbano (ENEU) del 2002. Observaron que los ingresos eran más altos en ciudades desarrolladas como Tijuana, Mexicali, Ciudad Juárez y Nuevo Laredo en comparación con las ciudades más alejadas de la frontera norte. Los autores utilizaron tres modelos diferentes: el modelo básico de Mincer, un modelo extendido que consideraba género y nivel educativo, y un modelo que incorporaba variables geográficas y el sector económico en el que trabajaban las personas.

Ordaz-Díaz (2008) utilizó la ecuación de Mincer para calcular los rendimientos privados de la educación en zonas urbanas y rurales de 1994-2005 con datos de la ENIGH. Encontró que los rendimientos eran más altos en zonas rurales: 6.7% para primaria y 9.7% para secundaria, en comparación con 4.4% y 7.1% en zonas urbanas. Para la educación superior, los rendimientos fueron iguales en ambas zonas, con 9.6%.

En su estudio, Caamal (2017) analizó la relación entre el aumento de una fuerza laboral mejor educada y las remuneraciones a través de enfoques paramétricos, semi-paramétricos y semi-no paramétricos. Sus resultados señalaron una tendencia decreciente en el rendimiento educativo a partir de 1997, y encontró una disminución en la desigualdad de ingresos entre el cuantil más alto y el más bajo, posterior a la implementación del Tratado de Libre Comercio de América del Norte (TLCAN).

Asimismo, López-Acevedo (2004) explica que la desigualdad educativa se genera por la desigualdad de ingresos; el autor estudió los ingresos y su relación con la escolaridad, edad e inversión en educación de 1988 al 2001, a través de la ENUE,

encontró que la tasa de rendimiento educativo fue en promedio de 6.0% en 1988 y de 10.0% en el 2001.

En consecuencia, este trabajo estima tres modelos econométricos, el clásico de Mincer y dos ampliados en los que el segundo modelo sustituye los años escolares por el nivel educativo para obtener los rendimientos por escolaridad y en el tercero además de separar el nivel educativo se introduce una serie de variables llamadas “variables de control o de circunstancias de origen”, a fin de obtener las diferencias salariales en función de la educación como reflejo de los rendimientos privados de la inversión educativa.

Las variables que se introducen en el tercer modelo econométrico son la escolaridad del jefe del hogar, estrato socioeconómico del hogar, tamaño de la localidad, número de integrantes del hogar, etnia, si es hablante de una lengua indígena y género. De esta manera también se busca corregir el sesgo de selección presente en el modelo clásico obtenido mediante el método de *mínimos cuadrados ordinarios* (MCO).

La estructura del estudio comprende cinco secciones principales. En la primera y segunda secciones se examina la evolución de la escolaridad y de los salarios en el país, respectivamente. La tercera sección describe la metodología. En la cuarta se presentan los resultados de los modelos econométricos. Finalmente se muestra la discusión de los hallazgos.

La educación en México

En el país y en general en América Latina (AL) se suele apostar por la expansión educativa como un medio para reducir la pobreza y aumentar el bienestar socioeconómico (Solís y Dalle, 2019). Bajo esta premisa, al elevar los años de escolaridad se espera una reducción de la desigualdad debida a un capital humano más capacitado y con mejores resultados en el mercado de trabajo.

La escolaridad de la población de 15 años y más en México en los años setenta era de 3.4 años; su expansión ha sido lenta, en el 2021 registró 9.9 grados, significa que en 51 años la escolaridad promedio en el país aumentó 6.5 años escolares. De 1970 a 1990 el crecimiento demográfico fue de 2.6% promedio anual, lo que encaminó a la política educativa a atender las necesidades de la educación básica (Trujillo, 2015).

El crecimiento acelerado del nivel educativo ocurrió entre 1985 y 1990, cuando pasó de 5.4 a 7.2 años. Sin embargo, la expansión de la oferta educativa, en muchos casos, se ha producido a expensas de la calidad, especialmente desde la creación de instituciones privadas de absorción de demanda (Villa et al., 2017).

En el 2002 se modificó el artículo tercero de la Constitución Política de los Estados Unidos Mexicanos, que incluyó a la educación preescolar en el sistema básico obligatorio. Una década después, en el 2012 se incorporó la educación media superior como imperativa. Estas acciones parecen no tener un impacto importante,

pues los grados escolares pasaron de 8.8 en el 2012 a 8.9 años escolares en el 2013 (DGPPYEE, 2023).

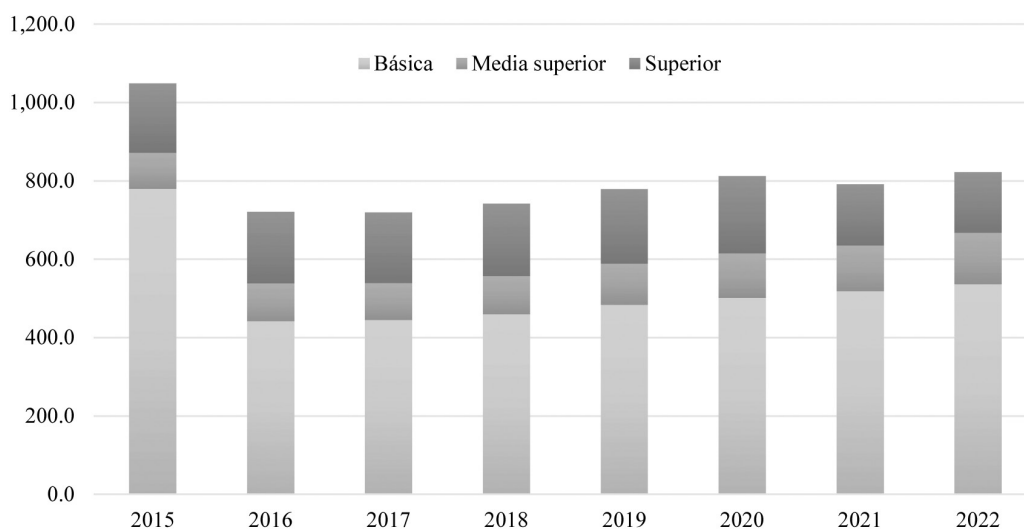
Un elemento decisivo para la educación son los recursos asignados al gasto público en educación como porcentaje del PIB.¹ El gasto de México es similar al promedio de los países miembros de la Organización para la Cooperación y Desarrollo Económicos (OCDE), con tasas del 4.0% al 6.0%. México destinó 3.4% en 1998 y 5.5% en el 2022, un crecimiento de 2.1 puntos porcentuales en 24 años (Banco Mundial, 2023).

La prioridad de un sector se mide en términos de la riqueza nacional que se destina para promover su desarrollo, sin embargo, el aumento del gasto nacional en educación como porcentaje del PIB no siempre se traduce en mejoras, ya que también interviene el crecimiento económico del país (Gálvez-Soriano, 2020).

Un porcentaje mayor del gasto público dirigido a cierto nivel escolar denota una alta prioridad otorgada a ese nivel. En la Figura 1 se presenta la distribución del gasto público por nivel educativo; en el 2015 se dirigía el 74.3% del gasto a educación básica, 9.0% a educación media superior y 17.0% a superior; se aprecia una reducción en educación básica de nueve puntos porcentuales; dicho gasto se distribuyó en el 2022 de la siguiente manera: 65.2% a básica; 16.0% a media superior y 18.8% a superior. En general, el gasto público se redujo de \$1,048,981.4 en el 2015 a \$822,470 millones de pesos en el 2022, una disminución de 21 puntos porcentuales.

Figura 1

Gasto público por nivel educativo en México, 2015-2022 (miles de millones de pesos)



Fuente: Elaboración con información de DGPPYEE (2023).

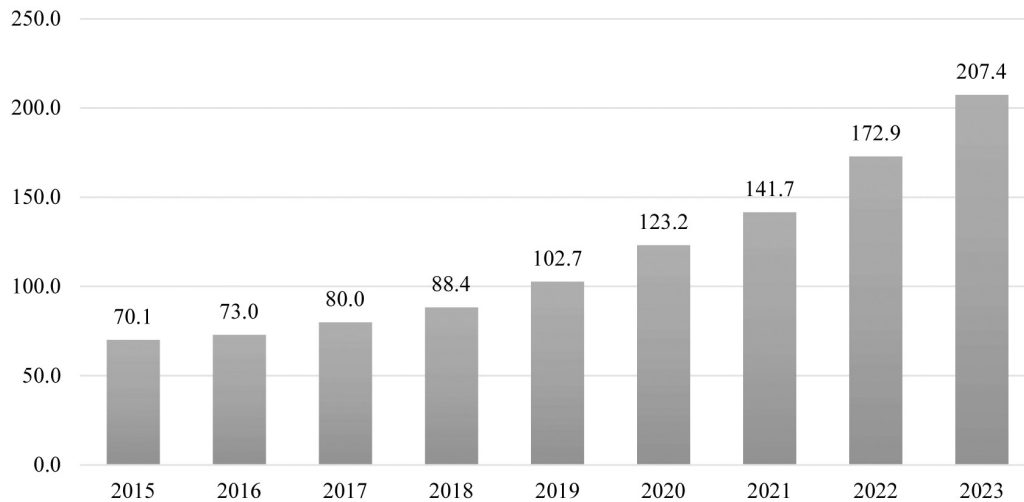
¹ Comprende el gasto público total (corriente y de capital) e incluye el gasto del gobierno en instituciones educativas tanto públicas como privadas, administración educativa y subsidios o transferencias para entidades privadas (World Bank, 2023).

Los ingresos en México

El salario mínimo general (SMG) experimentó un crecimiento lento hasta el 2017, el salario pasó de \$102.7 diarios en el 2019 a \$207.4 en el 2023, un crecimiento de 102.0% en cinco años como parte de una política pública prioritaria de la actual administración. Véase la Figura 2.

Figura 2

Salario mínimo general en México, 2015-2023 (pesos por día)



Fuente: Elaboración con información de la Comisión Nacional de Salarios Mínimos (CNSM, 2023).

De acuerdo con el Instituto Nacional para la Evaluación de la Educación en México (INEE), en el 2017 el salario promedio por hora de los adultos ocupados fue de \$23.9 sin educación básica, \$26.9 con básica, \$34.1 con educación media superior y \$61.8 con estudios profesionales, significa que estos últimos ganan 158.57% más, relativo a los individuos sin escolaridad.

También existen diferencias por género, sin educación los hombres reciben \$24.1 y las mujeres \$23.5, el salario promedio por hora de los hombres con educación básica es de \$27.7 y el de las mujeres \$25.5, es decir, 7.9% inferior. En educación superior la diferencia es de 3.9 pesos en favor de los hombres (INEE, 2017).

En general los salarios son bajos pues el 27.9% de la población recibe un SMG, el 40.2% entre uno y dos, el 11.8% de dos a tres, el 4.7% entre cuatro y cinco, y solo el 1.5% obtiene más de 5 SMG diarios; significa que el 68.2% de los mexicanos obtiene hasta dos SMG (un ingreso de \$6,210.0 a \$12,420.0 mensuales en el 2023).

MÉTODO

La investigación es cuantitativa, descriptiva-correlacional y de corte transversal; se emplean estadísticas de la Encuesta de Ocupación y Gasto de los Hogares del 2020

mediante la estimación econométrica del modelo de Mincer (1974). Los rendimientos privados evalúan el impacto de un año adicional de estudios en las rentas laborales de los individuos (Teijeiro y Freire, 2010).

Especificaciones en la estimación de los modelos

El modelo de Mincer (1974) consiste en igualar los ingresos adicionales por un año más de escolaridad con los costos de oportunidad durante el periodo de capacitación (Abbas y Foreman-Peck, 2008), de tal manera que el modelo clásico es:

$$\ln W = \beta_0 + \beta_1 S + \beta_2 X_1 + \beta_3 X_2 + u_i \quad (1)$$

Donde $\ln W$ corresponde a la productividad laboral medida por el logaritmo natural de los salarios por hora trabajada; S expresa la escolaridad medida en años de estudio, y X_1 y X_2 se refieren a la experiencia laboral y su cuadrado, respectivamente. Dado que la ENIGH no recaba información acerca de la experiencia, esta se calcula como: $X_1 = A - S - 6$, donde X_1 es la experiencia laboral del individuo, A es su edad, S es el número de años de estudio formal; 6 corresponde a la edad obligatoria para ingresar a la educación primaria, X_2 se obtiene elevando al cuadrado la experiencia; u_i es la perturbación aleatoria no correlacionada con las variables independientes; β_0 es el intercepto y representa la tasa de rendimiento de la educación; β_1 es el parámetro de la pendiente y mide el aumento en porcentaje de los salarios por hora dado el incremento de un año adicional de escolaridad (Austria y Venegas-Martínez, 2011).

Si la asociación es positiva significa que ante un incremento en el capital humano también aumentará su productividad y se traducirá en mayores ingresos; β_2 y β_3 son coeficientes que recogen la concavidad de los perfiles de edad-ingreso. Son iguales a cero si el individuo no cuenta con experiencia. Si la función de ingresos es cóncava en la experiencia, el coeficiente β_2 será positivo y β_3 negativo, esto implica que existe una edad en la que se maximizan los ingresos, es decir, se asumen rendimientos decrecientes de los ingresos en relación con la experiencia, ya que el capital humano está relacionado con la productividad. A medida que se acumula más experiencia, los ingresos salariales también tienden a subir; sin embargo, con cada año adicional de experiencia el incremento es menor que en años anteriores (Villarreal, 2018).

La ecuación (1) representa el ciclo de vida laboral de un individuo. En este modelo, la curvatura en la relación edad-ingresos se aborda mediante un término lineal elevando al cuadrado la experiencia (Urciaga y Almendarez, 2008). Sin embargo, la literatura destaca que las estimaciones obtenidas del modelo de Mincer pueden estar sesgadas, debido a la endogeneidad de la variable educación, es decir, su correlación con los residuos, lo que conduce a estimaciones inconsistentes y a un sesgo de endogeneidad. Por lo tanto, para mitigar este sesgo se incluyen variables de control,

como sugiere Morales-Ramos (2011). En este estudio se introduce al modelo clásico la variable género, modificando la ecuación (1) de la siguiente manera:

$$\ln W = \beta_0 + \beta_1 S + \beta_2 X_1 + \beta_3 X_2 + \beta_4^{gen} + u_i \quad (1.1)$$

Donde *gen* se refiere al género del individuo.

Austria y Venegas-Martínez (2011), Morales-Ramos (2011), Urciaga y Almendarez (2008) y Villarreal (2018) sostienen que las estimaciones del rendimiento privado de la educación empleando el modelo clásico de Mincer, a través de MCO, son inconsistentes y sesgadas, debido a que no se incluyen otras variables explicativas y que la muestra se integra solo de las personas ocupadas.

Para evitar sesgos en las estimaciones por MCO entre escolaridad e ingresos se han empleado diferentes estrategias, entre las más utilizadas está la de introducir variables instrumentales.² Una condición necesaria para que el método proporcione estimadores congruentes es que las variables no estén correlacionadas con la capacidad del individuo, evitando así el problema de endogeneidad; si esto se cumple, entonces el modelo genera estimadores congruentes, en caso contrario el modelo seguirá siendo inconsistente y sesgado (Austria y Venegas-Martínez, 2011).

La segunda estimación de este estudio considera la variable de educación por nivel educativo, introduciéndola al modelo en forma de variable categórica; el modelo resultante es:

$$\ln W = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 gen + \sum_{i=1}^k \beta_i esc_i + u_i \quad (2)$$

Donde $\sum_{i=1}^k \beta_i esc_i$ son variables *dummy* que corresponden a los diferentes niveles de educación. Compara los rendimientos de cada nivel educativo (primaria, secundaria, preparatoria, normal, carrera técnica o comercial, profesional, maestría y doctorado) respecto a los individuos sin escolaridad.

Estudios como los de Austria y Venegas-Martínez (2011), Morales-Ramos (2011), Urciaga y Almendarez (2008) y Villarreal (2018) han abordado el problema de sesgo de endogeneidad en la relación entre educación e ingresos utilizando variables instrumentales. Dichas variables se dividen en dos conjuntos según lo señalado por Villarreal (2018): aquellas relacionadas con las circunstancias de origen, como el nivel educativo y las características socioeconómicas de los padres, y aquellas relacionadas con variaciones naturales, como la distancia desde el hogar hasta la escuela, los costos de matrícula, la cohorte de nacimiento y las reformas educativas, entre otras.

² Las variables instrumentales –o también llamadas variables de control– empleadas en este estudio son siete: género, educación del jefe del hogar, tamaño del hogar, etnia, hablante indígena, tamaño de la localidad y estrato socioeconómico; dichas variables se incorporan al tercer modelo estimado.

En esta investigación se utilizan variables de control relacionadas con el origen familiar con un doble propósito: en primer lugar, corregir el sesgo de endogeneidad, y luego, medir el impacto de dichas variables en las diferencias de rendimiento según el nivel educativo. El modelo (2) se transforma en el modelo (3):

$$\ln W = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 \text{escjefe} + \beta_4 \text{gen} + \beta_5 \text{tamhog} + \beta_6 \text{etnia} \\ + \beta_7 \text{habind} + \beta_8 \text{tamloc} + \beta_9 \text{estsocio} + \sum_{i=1}^k \beta_i \text{esc}_i + u_i \quad (3)$$

Donde *escjefe* representa los años de educación del jefe del hogar; *gen* es una variable dicotómica establecida al sexo femenino; *etnia* es una variable dicotómica asignada a los individuos considerados indígenas; *habind* es una variable dicotómica para aquellos que hablan un dialecto; *tamhog* corresponde al tamaño total del hogar; *tamloc* clasifica la residencia como rural o urbana según la cantidad de habitantes, *estsocio* es una variable categórica asignada al estrato socioeconómico bajo, y u_i representa el error estadístico no correlacionado con las variables independientes (Villarreal, 2018).

Datos y descripción de variables

En la estimación de los modelos econométricos se empleó la información de la Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares (ENIGH) realizada en el año 2020 por el Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI) que incluye rasgos socioeconómicos de la población mexicana,³ y con el fin de mejorar la estimación de los modelos econométricos se recurre a la depuración de la base de datos original para asegurar que cumpla las características:

- a) Con relación al salario solo se consideró a las personas que declararon haber trabajado durante el mes pasado al levantamiento de la encuesta.
- b) La edad de los individuos se acotó en el rango de 12 a 65 años para evitar comparar ingresos en una edad temprana, y se dejó fuera a las personas de más de 65 años dada su baja representatividad en el quehacer económico.
- c) Se consideró únicamente a los individuos que ya no asisten a la escuela, para garantizar que obtienen ingresos representativos de su nivel educativo.
- d) De acuerdo con Austria y Venegas-Martínez (2011), solo se incluye a las personas asalariadas que trabajan más de 20 horas a la semana, para excluir de la muestra a los individuos con empleos temporales y que eviten visualizar los incrementos salariales por escolaridad.

Con estas especificaciones se obtuvo una muestra de 85,092 individuos para este estudio. A continuación se construyen las variables del modelo clásico de Mincer

³ Dicha encuesta tiene una representatividad estatal, lo que la hace estadísticamente significativa.

y las de control⁴ para modelar los rendimientos privados de la educación sobre el ingreso en México:

1. Salario de la persona ($\ln W$) corresponde al logaritmo natural del salario por hora. Es la variable dependiente. Representa el rendimiento privado expresado por el logaritmo natural del salario por hora que se obtiene al incrementar un año adicional la escolaridad. Para obtenerlo se consideraron los ingresos por trabajo. Tales ingresos corresponden a la suma del ingreso obtenido por trabajo, subordinado, independiente y de otros trabajos. Se toma en cuenta el ingreso por trabajo y no el subordinado, ya que la persona puede diversificar sus fuentes de ingreso por distintas actividades económicas y no solo depender de un salario subordinado.
2. Experiencia (X_1) son los años de experiencia laboral.
3. Experiencia al cuadrado (X_2) es el cuadrado de la variable experiencia.
4. Escolaridad son los años de estudio aprobados.
5. Género (gen) se refiere al sexo del individuo. Es una variable dicotómica que asume el valor de 1 (uno) si es mujer y 0 (cero) si es hombre.
6. Nivel educativo (esc) es el nivel de educación alcanzado. Se utilizaron siete variables ficticias que representan los distintos niveles educativos. Se asignó el valor de 1 a la categoría a la que pertenece el individuo y 0 a las demás. Estas clases incluyen: sin escolaridad (*Dummy1*) para aquellos que no asistieron a la escuela o que solo asistieron al preescolar; primaria (*Dummy2*); secundaria (*Dummy3*); bachillerato (*Dummy4*); Normal, profesional y carrera técnica o profesional (*Dummy5*, *Dummy6*, *Dummy7*); maestría (*Dummy8*) y doctorado (*Dummy9*) (Villarreal, 2018).
7. Escolaridad del jefe del hogar ($educjefe$) es el número de años de educación formal del jefe del hogar. La ENIGH contempla 11 clases que van desde 0 (si el jefe del hogar no asistió a la escuela) hasta 11 (si completó un posgrado).
8. Tamaño de localidad ($tamloc$) es una variable categórica que toma el valor de 1 si la persona vive en una localidad con menos de 2,500 habitantes; 2 si reside en una localidad con 2,500 a 14,999 habitantes; 3 si habita en un lugar con 15,000 a 99,999 habitantes, y 4 si el individuo vive en ciudades con 100,000 y más habitantes.
9. Etnia ($etnia$) incluye a los individuos de tres o más años que de acuerdo con su cultura se consideran indígenas. Es una variable dicotómica que asume el valor de 1 si es indígena y 0 en caso contrario.

⁴ La inclusión de las variables de control, en primer lugar, busca eliminar el problema de sesgo del modelo clásico, y en segundo lugar representa la contribución de esta investigación, dado que la evidencia empírica sobre movilidad social sostiene que las circunstancias en las que nace un individuo determinarán en buena medida sus resultados de vida (Plassot et al., 2022).

10. Hablante indígena (*habind*) son aquellas personas de tres años o más, que hablan una lengua indígena. Es una variable dicotómica que asume el valor de 1 si es hablante y 0 en caso contrario.
11. Tamaño del hogar (*totinteg*) corresponde al número de individuos por hogar.
12. Estrato socioeconómico (*estsoc*) corresponde a la clasificación de las viviendas de acuerdo con ciertas características socioeconómicas de los individuos que las habitan, así como particularidades físicas y el equipamiento de estas. Toma el valor de 1 si es bajo; 2, medio bajo; 3, medio alto, y 4 si es alto. Es tratada como una variable categórica asignada al estrato socioeconómico bajo.

Una vez establecidos los tres modelos econométricos, se especificaron las restricciones aplicadas a la muestra y la definición de las variables se obtienen los rendimientos privados de la educación.

RESULTADOS

Los hallazgos se dividen en dos secciones. En la primera se presenta la estadística descriptiva. En la segunda sección se exponen las estimaciones de los tres modelos econométricos, empleados para calcular los rendimientos de la educación.

Estadística descriptiva

El 62.2% de la muestra son hombres y el 37.8% son mujeres, lo que refleja la baja participación laboral de la mujer en México (Campos, 2021). Además, en promedio la escolaridad del jefe del hogar es de nueve años escolares, significa que concluyeron la secundaria, y en promedio existen cuatro integrantes en el hogar.

El 38.2% de la muestra vive en zonas rurales, mientras que el 61.8% de la población reside en una zona urbana. Analizando la variable de estrato socioeconómico de la vivienda, el 24.4% corresponde al estrato bajo; 53.4% al medio bajo; 16.3% al medio alto, y solo el 5.9% pertenece al estrato alto.

La edad promedio de los individuos es de 39.2 y tienen 10.3 años escolares, es decir, cursaron el primer año de preparatoria; se observa un avance cercano a 1.3 grados escolares en contraste con la escolaridad del jefe del hogar. En relación con la etnia, el 32.5% de los individuos se consideran indígenas y 7.7% de la población habla un dialecto.

En cuanto a las variables de ocupación, las personas trabajan a la semana 47.6 horas, reciben un salario promedio por hora trabajada de \$80.6, esta cifra considera todos los ingresos obtenidos por trabajo durante el trimestre, debido a que, aunque no es determinante, la escolaridad permite diversificar la fuerza de trabajo de los individuos.

Por escolaridad, el 2.6% de los individuos no asistieron a la escuela y menos de un punto porcentual cursaron un doctorado. En la Tabla 1 se exponen los resultados por nivel de estudios.

Tabla 1

Nivel educativo en México, 2020

Escolaridad	Años de escolaridad	Porcentaje
Sin escolaridad	0	2.57
Primaria	(1-6)	22.27
Secundaria	(6-9)	32.75
Preparatoria o bachillerato	(9-12)	20.64
Normal, carrera técnica o comercial y profesional	(12-16)	20.05
Maestría	(16-18)	1.45
Doctorado	(>18)	0.26
Total		100

Fuente: Elaboración con información de INEGI (2021).

De acuerdo con la OCDE (2019), en el 2015 el 5.9% de los estudiantes en México estaba inscrito en programas educativos de especialización y maestría, mientras que en la OCDE este porcentaje ascendía a 16.0%, y en estudios de doctorado en México solo el 0.9% de los estudiantes cursaban este nivel, por el contrario, el promedio de la matrícula de la OCDE era del 2.4%. En el país existe un número reducido de profesionales altamente especializados, lo cual se agrava debido a la falta de garantía en la calidad educativa en todos los niveles escolares. Esta situación se traduce en una disminución de la productividad nacional y una restricción en la generación de conocimiento e innovación.

Estimación de los modelos por año de escolaridad y por nivel educativo

A continuación se presentan los resultados de la estimación de los tres modelos econométricos. El primer modelo (ecuación 1.1) estima los rendimientos privados por año de educación. El segundo calcula los rendimientos privados por nivel de escolaridad (ecuación 2). Por último, el tercer modelo obtiene los rendimientos por nivel educativo incluyendo las variables de control (ecuación 3).

Modelo 1: Rendimientos privados por año de escolaridad

Los rendimientos que genera un año de escolaridad fueron calculados a través de la ecuación (1.1). Los resultados de la regresión que aparecen en la Tabla 2 sugieren un coeficiente derivado del modelo de 0.07, significativo al 5.0%, y genera un rendimiento de 7.63% por año de escolaridad, que se calcula con la ecuación $e^{\beta} - 1$, esto es,

$e^{0.07} - 1 = 0.0763$. Significa que, por cada año adicional de escolaridad, los individuos obtienen un incremento del 7.6% en sus ingresos por trabajo.

Los resultados encontrados son similares a los de Morales-Ramos (2011), cuyo rendimiento promedio por año adicional de educación fue de 8.3% para el 2006, y de Reyes (2020), quien obtiene un rendimiento por año de escolaridad de 6.9%. Nuestros hallazgos son menores respecto a los obtenidos por Villarreal (2018), quien encuentra rendimientos promedio de 10.0% en 1995 y de 8.0% en el 2012; teniendo en cuenta a Urciaga y Almendarez (2008), obtienen rendimientos de 10.0% en las ciudades de la frontera norte del país, estos son mayores porque el SMG es más alto en comparación al resto de las entidades y se utiliza como una medida de política económica que limita la emigración.

Los hallazgos obtenidos son coherentes con la reducción de los rendimientos escolares a lo largo del tiempo, además se deben considerar los efectos de la pandemia, pues el levantamiento de la ENIGH se realizó en el segundo semestre del 2020, cuando la tasa de desocupación comenzó a ascender.

Modelo 2: Rendimientos privados por nivel de escolaridad

Se estima el rendimiento por nivel educativo (ecuación 2) modificando el supuesto de que los rendimientos marginales por año de educación son constantes sin importar el nivel educativo, el supuesto que se asume es la existencia de rendimientos diferenciales por nivel de escolaridad.

La variable calculada (X_1) hace referencia a la experiencia del individuo y presenta un coeficiente positivo, mientras que la experiencia elevada al cuadrado (X_2) muestra un coeficiente negativo para ambas regresiones; esto se explica porque existe una relación positiva entre salarios y la variable de experiencia, es decir, mientras mayor sea la experiencia los ingresos suelen ser mayores, no obstante existe una edad máxima en la que las personas obtienen el salario más alto a lo largo de su vida y posteriormente este tiende a disminuir, lo que muestra los rendimientos decrecientes del salario.

En la Tabla 2 se resumen los resultados de la estimación por nivel de escolaridad. La categoría tomada como referencia es la que se integra por las personas que no tienen estudios. Esto quiere decir que el modelo calcula los rendimientos de los distintos niveles educativos y los compara con los rendimientos privados que un individuo obtendría sin estudios.

Los hallazgos del segundo modelo evidencian que las personas con primaria, secundaria o nivel medio superior observarán un incremento en su ingreso de 16.3%, 39.6% y 63.9%, respectivamente, en comparación a las personas que no asistieron a la escuela. Además, los individuos que estudiaron la Normal o una carrera técnica o comercial o una carrera profesional obtendrán un incremento en sus salarios del 173.6%, 90.1% y 155.4%, respectivamente, en contraste con las personas sin escolaridad.

Tabla 2

Estimación de los rendimientos por año de escolaridad y por nivel educativo

Variable	Modelo clásico (1)	Modelo ampliado (2)	Modelo ampliado con circunstancias de origen (3)	Variable	Modelo clásico (1)	Modelo ampliado (2)	Modelo ampliado con circunstancias de origen (3)
Constante	3.212*** (223.270)	3.515*** (139.250)	2.870*** (114.320)	Hablante indígena			-0.320*** (-22.550)
Escolaridad	0.074*** (78.360)			Ciudades pequeñas: localidades con 2,500 a 14,999 habitantes			-0.057*** (-5.950)
Experiencia	0.001* (0.950)	0.003*** (3.850)	-0.002** (-2.510)	Ciudades medianas: localidades con 15,000 a 99,999 habitantes			-0.043*** (-4.330)
Experiencia ²	0.000*** (-3.120)	0.000*** -7.030	0.000* 0.300	Ciudades grandes: localidades con 100,000 y más habitantes			0.029*** (3.350)
Género	0.135*** (20.660)	0.131*** (20.130)	0.114*** (18.830)	Estrato socioeconómico: medio bajo			0.330*** (37.200)
Primaria		0.151*** (6.220)	-0.031* (-1.390)	Estrato socioeconómico: medio alto			0.463*** (37.360)
Secundaria		0.334*** (13.540)	0.002* (0.100)	Estrato socioeconómico: alto			0.632*** (39.180)
Preparatoria		0.494*** (19.660)	0.073*** (2.980)	R	0.331	0.345	0.492
Normal		1.006*** (17.380)	0.650*** (11.570)	R ²	0.110	0.119	0.242
Carrera técnica o comercial		0.642*** (21.590)	0.219*** (7.650)	R ajustado	0.109	0.119	0.242
Profesional		0.938*** (36.600)	0.403*** (15.210)	AIC	0.000023	0.000022	0.000021
Maestría		1.417*** (41.840)	0.809*** (22.790)	BIC	0.000023	0.000022	0.000021
Doctorado		1.711*** (31.980)	1.070*** (20.250)	Rendimientos			
Escolaridad del jefe del hogar			0.025*** (23.370)	Año de escolaridad	7.629%		
Tamaño del hogar			0.136*** (88.750)	Primaria		16.313%	-3.068%
Etnia			-0.097*** (-14.060)	Secundaria		39.626%	0.227%
				Preparatoria		63.921%	7.616%
				Normal		173.584%	91.629%
				Carrera técnica o comercial		90.063%	24.513%
				Profesional		155.395%	49.655%
				Maestría		312.457%	124.488%
				Doctorado		453.674%	191.592%

*** p < 0.05, ** p < 0.10 y * valores no significativos.

Estadístico t entre paréntesis.

El valor en itálicas se refiere a que se han corregido los errores estándar por heteroscedasticidad empleando errores estándar robustos.

N = 85,092

Fuente: Elaboración propia.

Simultáneamente los individuos con estudios de posgrado presentaron el diferencial salarial más alto, que asciende a 312.5% y 453.7% para maestría y doctorado respectivamente, en oposición a las personas sin estudios. Como se observa en la Tabla 2, los rendimientos son mayores para las personas que cuentan con estudios de posgrado, pero solamente el 1.7% de la muestra cuenta con este nivel de escolaridad.

Modelo 3: Rendimientos de la educación incluyendo variables de control

Las variables de control que se incluyeron en el modelo 3 son la escolaridad del jefe del hogar, sexo, tamaño del hogar, etnia, si la persona es hablante de alguna lengua indígena, el tamaño de la localidad y el estrato socioeconómico del hogar. La Tabla 2 muestra los resultados de la regresión lineal.

Al introducir variables del origen del individuo al modelo econométrico los rendimientos por nivel educativo son menores respecto a los que se obtuvieron con el modelo 2, esto se explica ya que no todos los individuos recibirán los mismos ingresos salariales, independientemente de que hayan cursado el mismo nivel escolar, los ingresos tenderán a ser diferenciados con base en el contexto de la persona. Sigue existiendo una correlación positiva entre los ingresos y la escolaridad, pero el género, la etnia y la riqueza del hogar fortalecerán la permanencia de la estratificación social e impedirán la movilidad social de los grupos desfavorecidos (Villa et al., 2017).

Las variables que cobran mayor relevancia en el modelo son el estrato socioeconómico, el género y el tamaño del hogar de forma positiva, y si es hablante de alguna lengua indígena o pertenece a un grupo indígena los ingresos se afectan de forma negativa, esto es, si la persona es mujer su ingreso será positivo, pero si la persona proviene de una etnia o es hablante indígena, su ingreso se verá afectado de forma negativa, significa que percibirá un menor salario en comparación con una persona que no posee estas condiciones.

La estimación del modelo ampliado de Mincer (1974) que incluye las variables de las circunstancias de origen se muestra en la Tabla 2 e indica que un individuo con primaria recibirá un ingreso inferior de -3.1% en relación con una persona sin estudios, es decir, da igual estudiar la primaria que no estudiarla, las empresas no pagarán más a sus trabajadores solo por tener primaria, y lo mismo sucede con la educación secundaria, aquellos que cuentan con este nivel educativo recibirán 0.2% más que las personas sin escolaridad; mientras que los individuos que asisten a la preparatoria obtendrán un ingreso de 7.6% superior respecto a las personas sin estudios, el cual también sigue siendo bajo. A partir del nivel de educación superior las tasas de rendimiento tienden a ser mayores.

Las personas que cursaron la Normal, una carrera técnica o comercial o profesional obtendrán un incremento salarial de 91.6%, 24.5% y 49.7%, correspondientemente, en relación con las personas sin escolaridad. La educación superior se clasificó por

tipo de institución educativa, encontrando que los rendimientos son mayores para los egresados de las Normales, esto puede explicarse por dos razones: en primer lugar, porque estas instituciones tienden a cubrir la demanda de educación superior de localidades pequeñas y de distintos estratos sociales; en segundo lugar, su mercado de trabajo es menos incierto y en algunos casos garantiza una plaza laboral.

Dorius et al. (2017) encuentran que las instituciones de educación superior de ingeniería y ciencia obtienen mayores rendimientos; comparado con este trabajo, son las escuelas profesionales y las Normales las que ofrecen los rendimientos más altos. En México las universidades técnicas regularmente ofrecen ingenierías, pero su demanda es inferior en contraste con las escuelas profesionales. Los hallazgos también revelan que los rendimientos superiores surgen de los estudios de posgrado y ascienden a 124.5% para maestría y a 191.6% para doctorado, en comparación con las personas sin escolaridad. Refiérase a la Tabla 2.

Para identificar la selección del modelo más adecuado, se obtuvieron dos pruebas, la del *criterio de información bayesiano* (BIC) y la del *criterio de información de Akaike* (AIC), dichas pruebas son medidas de bondad de ajuste estadístico que se basan en la función de probabilidad logarítmica. La regla de decisión es: si los valores obtenidos son bajos y el R^2 alto, el mejor modelo es aquel que cumpla con estas características. En esta investigación el mejor modelo es el obtenido de la ecuación (3). Además, se obtuvo la prueba de Breusch-Pagan y test de White para identificar si los tres modelos presentaban heterocedasticidad, este problema se detectó y se corrigió empleando errores estándar robustos.

Es común que el coeficiente de determinación R^2 de la ecuación estimada mediante MCO utilizando datos microeconómicos transversales se sitúe alrededor del 30.0% (Barceinas y Raymond, 2003). Reyes (2020) en su trabajo obtiene un R^2 de 23.0%. Para esta investigación el R^2 del tercer modelo estimado fue de 24.0%.

DISCUSIÓN

Este estudio brinda evidencia empírica de la relación entre nivel educativo e ingresos. Se observó que, en promedio, por cada año adicional de escolaridad los trabajadores experimentan un aumento del 7.6% en sus ingresos; en línea con la teoría del capital humano que respalda las investigaciones de Aguilar-Cruz y Pérez-Mendoza (2017), Austria y Venegas-Martínez (2011), Caamal (2017), Morales-Ramos (2011), Reyes (2020) y Villarreal (2018).

El modelo teórico establece que las disparidades salariales se originan a partir de las distintas inversiones en capital humano (Pacífico et al., 2014), es decir, cada persona decide individualmente la cantidad y calidad del factor de trabajo que ofrecerá en el mercado laboral. No obstante, en este trabajo, al incorporar variables relacionadas con las circunstancias de origen de los individuos al modelo econométrico, se observa

una reducción en los rendimientos asociados a cada nivel de escolaridad. Esto pone de manifiesto que los ingresos tienden a ser heterogéneos, dependiendo del contexto en el que se desarrollan las trayectorias individuales.

En específico, la educación primaria y secundaria proporcionan rendimientos nulos. Harberger y Guillermo-Peón (2012) sostienen que la tasa de rendimiento limitada en educación primaria y secundaria ocurre por dos causas: en primer lugar, porque es probable que las personas que desertan durante la educación básica obtengan empleos de baja cualificación y productividad, esto significa que los salarios no aumentan con la experiencia en empleos no cualificados; la segunda causa es que el sistema educativo en México es ineficiente. Esto apoya la explicación de por qué la brecha entre los perfiles edad-ingresos de primaria y secundaria es tan pequeña e incluso decreciente en los primeros seis años de escolaridad.

Por otra parte, estudiar el nivel medio superior en un contexto de desventaja disminuye los rendimientos en 56.3%; en las escuelas Normales la reducción es del 82.0%, en carreras técnicas o comerciales 65.6%, en profesional 105.7%, en maestría 188.0% y en doctorado 262.1%. En general los rendimientos en todos los niveles educativos experimentan un descenso.

Al respecto, Solís (2022) examina la disparidad educativa en Nuevo León, concluye que las oportunidades de acceder a niveles educativos más altos están influidas por el contexto socioeconómico de origen, por lo que la distribución de la educación resultante reflejará estas desigualdades económicas y sociales. Además, las perspectivas de que los individuos provenientes de familias con bajos recursos económicos puedan beneficiarse del sistema educativo como una vía para mejorar su situación ocupacional y económica serán limitadas.

No obstante, a pesar del descenso de los ingresos, bajo un contexto socioeconómico desfavorable, la educación sigue siendo un medio que facilita la inserción laboral en búsqueda de la movilidad social ascendente, además permite continuar escalando a niveles educativos superiores. Los bachilleratos bivalentes y las universidades tecnológicas, por ejemplo, brindan oportunidades de inclusión para grupos de población que difícilmente tendrán acceso a estudios profesionales (Rodríguez, 2017).

López (2017) argumenta que México posee un mercado de trabajo diverso que dificulta la inserción laboral de los jóvenes al terminar una carrera técnica o una profesión, ya que se enfrentan a dificultades como una tasa de desempleo alta, bajos salarios, condiciones laborales efímeras, alta tasa de informalidad e incertidumbre, todo esto contribuye a que los rendimientos privados de la educación en el país sean bajos e incluso decrecientes, como lo constata Caamal (2017).

Asimismo, Ordaz-Díaz (2008) señala que, a pesar de existir una asociación directa entre la educación y los ingresos privados, las personas educadas no podrán hacer un uso productivo de sus habilidades y conocimientos adquiridos durante los años

escolares si no existen las condiciones económicas e institucionales adecuadas en el país, pues el crecimiento económico parece influir en el rendimiento educativo.

También, la pandemia de COVID-19 ha tenido un impacto significativo en la educación, con estimaciones que sugieren una pérdida de aprendizaje de hasta dos años escolares (Monroy-Gómez-Franco et al., 2022). Además, Hevia et al. (2022) identificaron un aumento en la carencia de habilidades de lectura y aritmética que oscila entre el 15.4% y el 29.8%.

Boruchowicz et al. (2022) también señalan que los jóvenes de 12 a 18 años redujeron 30.0% el tiempo dedicado a sus estudios, y esta disminución es más profunda en aquellos provenientes de hogares con carencias. Para abordar estos desafíos, la Secretaría de Educación Pública (SEP) y las instituciones educativas deben implementar estrategias para recuperar el aprendizaje perdido y mejorar las técnicas de enseñanza en las diferentes regiones del país.

CONCLUSIONES

Los resultados obtenidos sugieren un rendimiento promedio por año de escolaridad de 7.6%; comparado con otros estudios empíricos, el rendimiento de esta investigación es similar a las tasas obtenidas a través de las estimaciones de ecuaciones mincerianas mediante encuestas como ENIGH, ENEU, ENOE y ENNVIIH. Los hallazgos pueden estar influenciados por los bajos incrementos salariales en términos reales, el limitado crecimiento económico del país y la crisis económica provocada por la pandemia del virus SARS-CoV2.

Por nivel de escolaridad, la educación superior muestra los rendimientos más altos, en específico, el nivel profesional proporciona un rendimiento de 155.4%, maestría 312.5% y doctorado 453.7% respecto a las personas sin escolaridad. Los hallazgos confirman que los ingresos salariales se incrementan al elevar el nivel educativo de una persona. Se comprobó que los estudios de posgrado proporcionan mayores rendimientos; si un individuo realiza estudios de maestría, estos son tres veces mayores, y si decide estudiar un doctorado los rendimientos son 4.5 veces más, en relación con las personas sin escolaridad. Por tanto, se debe combatir la deserción escolar en el nivel medio superior, garantizar el acceso a la educación superior y ampliar la oferta educativa de los posgrados.

Al considerar las variables del origen de una persona los rendimientos por nivel educativo tienden a disminuir, en específico el género, el tamaño del hogar, si es hablante de una lengua indígena y el estrato socioeconómico del hogar resultan altamente significativas. La hipótesis de este estudio se cumple al obtener rendimientos diferenciados cuando se incorporan las desigualdades económicas y sociales iniciales. La conexión entre los rendimientos privados de la educación y las condiciones del hogar es de gran interés para investigaciones futuras.

Más adelante estas estimaciones podrán utilizarse para analizar las características que influyen en la baja escolaridad promedio de la población mexicana y replicar el estudio agregando otras circunstancias de origen, así como identificar los factores específicos que intervienen en la deserción escolar. Las condiciones socioeconómicas iniciales crean desigualdades educativas, pero sin duda, la educación sigue siendo el medio más seguro para incrementar los ingresos salariales. Para que el país sea más competitivo y produzca conocimiento es indispensable incrementar el capital humano.

También se debe elevar la calidad en todos los niveles educativos, monitoreando a las instituciones de educación públicas y privadas; diversificar los programas educativos para fomentar la educación técnica en áreas de conocimiento poco demandadas pero necesarias en el mercado laboral. Todo esto apoyará a revertir la reducción de los rendimientos educativos a pesar del incremento en la escolaridad.

Una limitante de este estudio es que en la estimación no se incluyó la escolaridad de los padres y que también puede influir en los rendimientos salariales alcanzados; además no se realizaron distinciones entre los niveles de escolaridad terminados e incompletos. Este artículo es importante ya que al incrementar el nivel de escolaridad de la población se elevan los ingresos, pero tenderán a ser heterogéneos debido a las circunstancias de origen de las personas.

REFERENCIAS

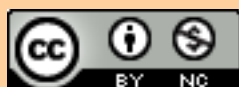
- Abbas, Q., y Foreman-Peck, J. (2008). Human capital and economic growth: Pakistan, 1960-2003. *The Labour Journal of Economics*, 13(1), 1-27. <https://doi.org/10.35536/lje.2008.v13.i1.a1>
- Aguilar-Cruz, F., y Pérez-Mendoza, J. (2017). Movilidad social en México. La educación como indicador de desarrollo y calidad de vida. *Opción*, 33(84), 664-697. <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=31054991024>
- Austria, M., y Venegas-Martínez, F. (2011). Rendimientos privados de la educación superior en México en 2006. Un modelo de autocorrección del sesgo por autoselección. *El Trimestre Económico*, 78(310), 441-468. <https://doi.org/10.20430/ete.v78i310.39>
- Banco Mundial (2023). *Gasto público en educación, total (% del gasto del gobierno) - México*. <https://datos.bancomundial.org/indicador/SE.XPD.TOTL.GB.ZS?locations=MX&view=chart>
- Barceñas, F. (2002). Rendimientos privados y sociales de la educación en México. *Economía Mexicana. Nueva Época*, 11(2), 333-390. <http://cide.repositorioinstitucional.mx/jspui/handle/1011/573>
- Barceñas, F., y Raymond, J. (2003). ¿Es rentable para el sector público subsidiar la educación en México? *Investigación Económica*, 62(244), 141-163. <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=60124405>
- Becker, G. (1975). *Human capital: A theoretical and empirical analysis with special reference to education*. National Bureau of Economic Research. <https://www.nber.org/books-and-chapters/human-capital-theoretical-and-empirical-analysis-special-reference-education-second-edition>
- Boruchowicz, C., Parker, S., y Robbins, L. (2022). Time use of youth during a pandemic: Evidence from Mexico. *World Development*, 149(105687), 1-13. <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2021.105687>
- Caamal, C. (2017). Decreasing returns to schooling in Mexico. *Estudios Económicos*, 32(1), 27-63. <https://doi.org/10.24201/ee.v32i1.2>
- Campos, R. (2016). *Promoviendo la movilidad social en México: informe de movilidad social 2015*. El Colegio de México. <https://movilidadsocial.colmex.mx/wp-content/uploads/2023/04/promoviendo-la-movilidad-rc-compressed.pdf>
- Campos, R. (2018). *Movilidad social en México. La importancia de las habilidades y su transmisión intergeneracional*. Centro de Estudios Espinosa Yglesias/Colegio de México.

- Campos, R. (2021). Movilidad social, empleo e ingresos laborales en México. En M. Altamirano y L. Flamand (eds.), *Desigualdades sociales en México: legados y desafíos desde una perspectiva multidisciplinaria* (pp. 101-132). El Colegio de México.
- Campos, R. (2022). *Desigualdades. Por qué nos beneficia un país más igualitario*. Grano de Sal/Centro de Estudios Espinosa Yglesias.
- Campos, R., Delgado, V., y Vélez-Grajales, R. (2021). Intergenerational economic mobility in Mexico. *Estudios Económicos*, 36(1), 151-176. <https://doi.org/10.24201/ee.v36i1.412>
- CNSM [Comisión Nacional de Salarios Mínimos]-Banco de México (2023). (CA601) - Salarios mínimos. En *Sistema de Información Económica*. <https://www.banxico.org.mx/SieInternet/consultarDirectorioInternetAction.do?sector=10&accion=consultarCuadroAnalitico&idCuadro=CA601&locale=es>
- Corak, M. (2013). Income inequality, equality of opportunity, and intergenerational mobility. *Journal of Economic Perspectives*, 27(3), 79-102. <http://dx.doi.org/10.1257/jep.27.3.79>
- Chetty, R., Hendren, N., Kline, P., y Saez, E. (2014). Where is the land of opportunity? The geography of intergenerational mobility in the United States. *The Quarterly Journal of Economics*, 129(4), 1553-1623. <https://doi.org/10.1093/qje/qju022>
- De la Torre, R. (2020). *Reporte de movilidad social educativa 2020*. Centro de Estudios Espinosa Yglesias. <https://ceey.org.mx/reporte-de-movilidad-social-educativa-2020/DGPPYEE> [Dirección General de Planeación, Programación y Estadística Educativa] (2023). *Principales cifras, Sistema Educativo de los Estados Unidos Mexicanos*. <https://www.planeacion.sep.gob.mx/estadisticaeindicadores.aspx>
- Dorius, S., Tandberg, D., y Cram, B. (2017). Accounting for institutional variation in expected returns to higher education. *Archivos Analíticos de Políticas Educativas*, 25(110), 1-32. <http://dx.doi.org/10.14507/epaa.25.3238>
- Gálvez-Soriano, O. (2020). Could education increase the economic growth of Mexico? *Análisis Económico*, 35(89), 37-64. http://www.scielo.org.mx/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S2448-66552020000200037&lng=es&tlng=en
- Harberger, A., y Guillermo-Peón, S. (2012). Estimating private returns to education in Mexico. *Latin American Journal of Economics*, 49(1), 1-35. http://www.scielo.cl/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0719-04332012000100001&lng=es&nrm=iso
- Hevia, F., Vergara-Lope, S., Velásquez-Durán, A., y Calderón, D. (2022). Estimation of the fundamental learning loss and learning poverty related to COVID-19 pandemic in Mexico. *International Journal of Educational Development*, 88(102514), 1-9. <https://doi.org/10.1016/j.ijedudev.2021.102515>
- INEE [Instituto Nacional para la Evaluación de la Educación] (2017). *CD03a – Escolaridad media de la población*. <https://historico.mejoredu.gob.mx/evaluaciones/panorama-educativo-de-mexico-isen/cs03a-escolaridad-media/>
- INEGI [Instituto Nacional de Estadística y Geografía]. (2021). *Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares (ENIGH) 2020*. https://www.inegi.org.mx/programas/enigh/nc/2020/#Datos_abiertos
- López, G. (2004). Mexico: Evolution of earnings inequality and rates of returns to education (1988-2002). *Estudios Económicos*, 39(2), 211-284. <https://doi.org/10.24201/ee.v19i2.172>
- López, R. (2017). Y después de la universidad, ¿qué? Jóvenes que cuentan con estudios de educación superior y trabajan en el comercio informal. En L. Villa (comp.), *La construcción de oportunidades educativas en contextos de desigualdad* (pp. 183-224). Universidad Nacional Autónoma de México, Instituto de Investigaciones Sociales.
- Mincer, J. (1974). *Schooling, experience, and earnings*. National Bureau of Economic Research. <https://www.nber.org/books-and-chapters/schooling-experience-and-earnings>
- Monroy-Gómez-Franco, L., Vélez-Grajales, R. y López-Calva, L. (2022). The potential effects of the COVID-19 pandemic on learnings. *International Journal of Educational Development*, 91(102581), 1-14. <https://doi.org/10.1016/j.ijedudev.2022.102581>
- Morales-Ramos, E. (2011). *Los rendimientos de la educación en México* [serie Documentos de Investigación, N° 2011-7]. Banco de México. <https://www.banxico.org.mx/publications-and-press/banco-de-mexico-working-papers/%7BAFCA6C4A-05BC-C3B3-78AD-B55F5F08E0C1%7D.pdf>
- OCDE [Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos] (2019). *Higher education in Mexico: Labour market relevance and outcomes* [Higher Education series]. <https://www.oecd.org/fr/publications/higher-education-in-mexico-9789264309432-en.htm>
- Ordaz-Díaz, J. (2008). The economic returns to education in Mexico: A comparison between urban and rural areas. *CEPAL Review*, (96), 265-282. <https://repositorio.cepal.org/server/api/core/bitstreams/6b7cbdbf-3c51-4b01-90ad-ceeca2a594ef/content>

- Pacífico, A., Trucco, I., y Barletta, M. (2014). Divulgación: el mercado de trabajo y la educación: la visión neoclásica e institucionalista. *Ciencias Económicas*, 2(11), 91-97. <https://doi.org/10.14409/ce.v2i0.4663>
- Plassot, T., Soloaga, I., y Torres, P. (2022). Inequality of opportunity in Mexico and its regions: A data-driven approach. *The Journal of Development Studies*, 58(9), 1857-1873. <https://doi.org/10.1080/00220388.2022.2055465>
- Psacharopoulos, G. (1993). *Returns investment in education: a global update* [Policy Research Work series, No. 1067]. Banco Mundial. <https://EconPapers.repec.org/RePEc:wbk:wbrwps:1067>
- Reyes, C. (2020). Rentabilidad de la educación. Una aplicación utilizando registros administrativos gubernamentales. *Revista de El Colegio de San Luis*, 10(21), 5-21. <http://dx.doi.org/10.21696/rcsl102120201151>
- Rodríguez, M. (2017). Motivos, fantaseos motivados y educación superior. En L. Villa (comp.), *La construcción de oportunidades educativas en contextos de desigualdad* (pp. 137-182). Universidad Nacional Autónoma de México, Instituto de Investigaciones Sociales.
- Solís, P. (2018). *Barreras estructurales a la movilidad social intergeneracional en México. Un enfoque multidimensional* [serie Estudios y Perspectivas, n. 176]. CEPAL. <https://www.cepal.org/es/publicaciones/43768-barreras-estructurales-la-movilidad-social-intergeneracional-mexico-un-enfoque>
- Solís, P. (2022). *Desigualdad socioeconómica y escolaridad en Nuevo León* [Documento de trabajo CEEY no. 05/2022]. Centro de Estudios Espinosa Yglesias. <https://ceey.org.mx/desigualdad-socioeconomica-y-escolaridad-en-nuevo-leon/>
- Solís, P., y Boado, M. (2016). *Y sin embargo se mueve... Estratificación social y movilidad intergeneracional de clase en América Latina*. El Colegio de México/Centro de Estudios Espinosa Yglesias.
- Solís, P., y Dalle, P. (2019). The heavy backpack of class origins. Schooling and intergenerational class mobility in Argentina, Chile and Mexico. *Revista Internacional de Sociología*, 77(1), 1-17. <https://doi.org/10.3989/ris.2019.77.1.17.102>
- Teijeiro, M., y Freire, M. (2010). Las ecuaciones de Mincer y las tasas de rendimiento de la educación en Galicia. En M. Mancebón-Torrubia, D. Ximénez-de-Embún, J. Gómez-Sancho y G. Gim (eds.), *Investigaciones de economía de la educación* (pp. 285-304). Asociación de Economía de la Educación.
- Torche, F. (2015). *Gender differences in intergenerational mobility in Mexico* [Documento de trabajo no. 11/2015]. Centro de Estudios Espinosa Yglesias. <https://ceey.org.mx/gender-differences-in-intergenerational-mobility-in-mexico/>
- Trujillo, J. (2015). Las reformas educativas en México: un recuento de las modificaciones constitucionales (1934-2013). En J. Trujillo, P. Rubio y J. García (coords), *Desarrollo profesional docente: las competencias en el marco de la reforma educativa* (pp. 77-92). Escuela Normal Superior Profr. José E. Medrano R. <http://ensech.edu.mx/pdf/maestria/libro1/2-1TrujilloHolguin.pdf>
- Urciaga, J., y Almendarez, M. (2008). Salarios, educación y sus rendimientos privados en la frontera norte de México. Un estudio de capital humano. *Región y Sociedad*, 20(41), 33-56. http://www.scielo.org.mx/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1870-39252008000100002&lng=es&tlng=es
- Varela, R., y Urciaga, J. (2012). Wage differentials in Mexico: An education and economic activity perspective. *Revista de la Educación Superior*, 2(162), 25-43. https://efaidnbnmnnnibpcajpcglcfindmkaj/http://publicaciones.anui.es.mx/pdfs/revista/Revista162_S1A2EN.pdf
- Villa, L., Canales, A., y Hamuri, M. (2017). *Expresiones de las desigualdades sociales en espacios universitarios asimétricos*. Universidad Nacional Autónoma de México, Instituto de Investigaciones Sociales. <https://ru.iis.sociales.unam.mx/handle/IIS/5290>
- Villarreal, E. (2018). Endogeneidad de los rendimientos educativos en México. *Perfiles Latinoamericanos*, 26(51), 265-299. <https://doi.org/10.18504/pl2651-011-2018>

Cómo citar este artículo:

Martínez-Lara, A., y Salgado Vega, M. d. C. (2023). Los rendimientos privados de la educación y las circunstancias de origen en México, 2020. *IE Revista de Investigación Educativa de la REDIECH*, 14, e1862. https://doi.org/10.33010/ie_rie_rediech.v14i0.1862



Todos los contenidos de *IE Revista de Investigación Educativa de la REDIECH* se publican bajo una licencia de Creative Commons Reconocimiento-NoComercial 4.0 Internacional, y pueden ser usados gratuitamente para fines no comerciales, dando los créditos a los autores y a la revista, como lo establece la licencia.