

Instituciones de educación superior
como mediadoras de la transmisión
intergeneracional
de la riqueza en México*

Higher education institutions
as mediators of the
intergenerational transmission
of wealth in Mexico

*David Salomón Aké-Uitz***

ABSTRACT

Historically, higher education is considered one of the main routes of upward social mobility. However, given the plurality of options offered by the education system at this level, there may be a distinctive pattern not only of socioeconomic origin but also of economic results after graduating from a specific higher education institution (HEI), which can inhibit the promotion of social mobility through HEI. Using data from the Intergenerational Social Mobility Module 2016, this paper analyzes whether the HEI in Mexico promote the social mobility of their graduates. The results suggest a potential mediating effect of HEI in the intergenerational transmission of wealth. This means that the wealth of the original household is an important determinant of the type of HEI from which the respondents graduate, furthermore, the type of HEI also explains part of the variation in the wealth of the current household of graduates. Specifically, individuals who reported having completed their

* Artículo recibido el 4 de noviembre de 2021 y aceptado el 4 de mayo de 2022. El contenido de este trabajo no refleja la opinión del Conacyt ni de su Junta Directiva. La responsabilidad de la información, los errores, las omisiones y los puntos de vista expresados corresponden exclusivamente al autor.

** David Salomón Aké-Uitz, Subdirección de Información en el Consejo Nacional de Ciencia y Tecnología (Conacyt) en México (correo electrónico: david.akeultz@gmail.com).

university studies at the National Polytechnic Institute (IPN, Mexico) present the lowest intergenerational correlation of wealth, 0.18. In contrast, normal schools and the National Pedagogical University (UPN, Mexico) have the highest intergenerational persistence rates, 0.48 and 0.47, respectively. Under these findings, it is argued that the type of HEI from which individuals graduate can complement the explanation of the mechanisms of intergenerational persistence of wealth.

Keywords: Higher education institutions; graduates; intergenerational social mobility; mediation effect; Mexico. *JEL codes:* D63, I24, J62, O15.

RESUMEN

Históricamente, la educación superior es considerada una de las principales rutas de movilidad social ascendente. Sin embargo, debido a la pluralidad de opciones que ofrece el sistema educativo en este nivel, es posible que exista un patrón distintivo no sólo de origen socioeconómico sino también de resultados económicos después de egresar de alguna institución de educación superior (IES) específica, lo que puede inhibir la promoción de la movilidad social mediante las IES. A partir de datos del módulo de movilidad social intergeneracional 2016, este trabajo analiza si las IES en México promueven la movilidad social de sus egresados. Los resultados sugieren un potencial efecto de mediación de las IES en la transmisión intergeneracional de la riqueza. Esto significa que la riqueza del hogar de origen es un determinante importante del tipo de IES del cual egresan los encuestados y, además, este último también explica parte de la variación en la riqueza del hogar actual de los egresados. En específico, el grupo de personas que reportó haber concluido sus estudios universitarios en el Instituto Politécnico Nacional (IPN) presenta la menor correlación intergeneracional de la riqueza: 0.18. En contraste, las escuelas normales y la Universidad Pedagógica Nacional (UPN) presentan las tasas de persistencia intergeneracional más altas: 0.48 y 0.47, respectivamente. Con esos hallazgos se arguye que el tipo de IES del que egresan los individuos puede complementar la explicación de los mecanismos de persistencia intergeneracional de la riqueza.

Palabras clave: instituciones de educación superior; egresados; movilidad social intergeneracional; efecto de mediación; México. *Clasificación JEL:* D63, I24, J62, O15.

INTRODUCCIÓN

En los últimos años, el tema de movilidad social intergeneracional ha atraído un creciente interés por parte de investigadores y hacedores de políticas públicas. De acuerdo con el informe *A Broken Social Elevator? How to Promote Social Mobility*, en muchos países promover la movilidad social intergeneracional es todavía un gran reto, particularmente en la región de América Latina (Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos [OCDE], 2018).¹ En este escenario, diversos autores sostienen que la educación superior es una de las principales vías de movilidad social ascendente —véanse, por ejemplo, Burlutskaya (2014); Carnoy (2011); Chetty et al. (2017); Keep y Mayhew (2004), y Torche (2011)—.

Sin embargo, por la pluralidad de opciones que ofrecen los sistemas educativos en el nivel superior, la decisión de en qué institución de educación superior (IES) estudiar puede mostrar no sólo un patrón distintivo de origen social, sino también uno de resultados socioeconómicos después de graduarse. En otras palabras, la promoción de la movilidad social relativa mediante la educación superior puede ser mediada por el tipo de IES de la que egresan las personas: familias de hogares de menor nivel socioeconómico podrían concentrarse en aquellas instituciones que ofrecen una menor expectativa salarial; en contraste, individuos de familias más ricas pueden concentrarse en instituciones que potencialmente ofrecen mejores resultados socioeconómicos.

En tal contexto, este trabajo dirige la atención hacia México para analizar si las IES promueven la movilidad social intergeneracional de sus egresados. La estimación de esta relación es un reto en sí misma, ya que existe un diferencial en términos de la calidad educativa que ofrecen las diferentes IES, lo que conduce a un proceso de selección y admisión a las IES potencialmente relacionado con el origen socioeconómico. En virtud de lo anterior, el presente trabajo tiene dos objetivos: por un lado, describir los patrones de movilidad social intergeneracional de la riqueza de acuerdo con el tipo de

¹ La movilidad social intergeneracional de ingresos y educación es relativamente baja en los países del sur de Europa, Francia, el Reino Unido y los Estados Unidos. En contraste, dicha movilidad tiende a ser mayor en los países nórdicos, Australia y Canadá. Cuando este fenómeno es medido en Latinoamérica, los resultados indican que la movilidad social intergeneracional es baja al compararla incluso con los Estados Unidos y el Reino Unido (OCDE, 2018).

IES de la que egresan las personas y, por el otro, analizar el papel de IES específicas como mediadoras en la transmisión intergeneracional de la riqueza.

El caso mexicano es de interés en diferentes sentidos. En primer lugar, en este país existen condiciones que contribuyen a perpetuar la desigualdad socioeconómica: entre 2008 y 2016 se pasó de 49.5 a 53.4 millones de personas en situación de pobreza (Consejo Nacional de Evaluación de la Política de Desarrollo Social [Coneval], 2018); además, las posibilidades de movilidad social ascendente son bajas: sólo tres de cada 100 mexicanos que nacen en el quintil más pobre logran alcanzar el quintil más rico en su vida adulta (Orozco, Espinosa, Fonseca y Vélez, 2019). En segundo lugar, la evidencia empírica para México confirma una diferencia en los salarios en función de la escolaridad: mientras mayor logro educativo, mejor ingreso laboral —véanse, por ejemplo, Barceinas (2002); Barceinas y Raymond (2005); Binelli y Rubio-Codina (2013); Bracho y Zamudio (1994); Carnoy (1967); Rojas, Angulo y Velázquez (2000)—. En tercer lugar, de acuerdo con información de la Encuesta de Movilidad Social en 2011, 76 de cada 100 mexicanos señalaron que la educación determina el ingreso de las personas. Esto significa que la población mexicana aún alberga la esperanza en la educación como una ruta de salida para mejorar las condiciones socioeconómicas de origen. Finalmente, habría que señalar que el caso mexicano no sólo es interesante por sí mismo, sino que también puede ser representativo de otros países de la región latinoamericana, la cual se caracteriza por altos niveles de desigualdad socioeconómica y baja movilidad social.

La preocupación de explicar los determinantes de acceso y rendimientos de asistir a universidades específicas no es nueva, existe un cuerpo de evidencia que apunta en esa dirección —véanse, por ejemplo, Black y Smith (2004); Dale y Krueger (2002); Hoekstra (2009); Kirkeboen, Leuven y Mogstad (2016); Light y Strayer (2000); Zimmerman (2014)—. En lo que respecta al acceso, Bowen, Kurzweil y Tobin (2005) dan cuenta de la subrepresentación que existe en los colegios y las universidades de jóvenes que provienen de hogares pobres. Sus resultados muestran que los estudiantes que proceden del cuartil de ingresos más pobre representan 10% de la matrícula inscrita en los colegios y las universidades de élite en los Estados Unidos. Por su parte, Haveman y Wilson (2007) encuentran una brecha de casi 50 puntos porcentuales en la asistencia a la universidad entre jóvenes del cuartil de ingresos más pobre y el más rico: 22% de jóvenes del quintil más pobre asistió a la universidad, en comparación con 71% de jóvenes del quintil de

ingreso más rico. En ese orden de ideas, Chetty, Hendren, Kline y Saez (2014) muestran que en los Estados Unidos las tasas de asistencia a la universidad difieren mucho según los ingresos de los padres. En específico, encuentran que un aumento de 10 puntos porcentuales en el ingreso de los padres se asocia con un aumento de 6.7 puntos porcentuales en las tasas de asistencia a la universidad.

Asimismo, el interés de investigadores sociales sobre el papel de los colegios y las universidades en la promoción de la movilidad social ha cobrado mayor relevancia en los últimos años. En un trabajo reciente para los Estados Unidos, Chetty et al. (2017) muestran que, por un lado, existe una variación en el acceso a las universidades en función del ingreso de los padres: los niños cuyos padres están en la proporción de 1% superior de la distribución del ingreso tienen una probabilidad 77 veces mayor de asistir a un colegio de la “Ivy-Plus” (las ocho universidades de la Ivy League, la Universidad de Chicago, Stanford, MIT y Duke) que aquellos cuyos padres están en el quintil inferior de ingreso. Por otro lado, encuentran que ciertas instituciones públicas tienen tasas de éxito en términos de movilidad social comparables con universidades de la “Ivy-Plus”, por ejemplo, algunos campus de la Universidad de la Ciudad de Nueva York (CUNY), ciertas universidades estatales de California, y varios campus del sistema de la Universidad de Texas tienen tasas de movilidad superiores a 6%. Asimismo, ciertos colegios comunitarios, como el Glendale Community College en Los Ángeles, también tienen tasas de movilidad muy altas. En función de sus resultados, los autores concluyen que aumentar el acceso a personas de bajos ingresos a las universidades con mejor calidad educativa podría incrementar la contribución general de la educación superior a la movilidad ascendente.

En México la literatura que se ha desarrollado en torno a la movilidad social intergeneracional se ha centrado, por un lado, en la identificación del patrón de la movilidad social intergeneracional educativa y de ingresos. Por ejemplo, los estudios de Dahan y Gaviria (2001); Behrman, Gaviria y Székely (2001); Binder y Woodruff (2002); Hoyos, Martínez de la Calle y Székely (2010); Torche (2010), y Yalonetzky (2015) se concentran en estimar la correlación intergeneracional del logro educativo de padres e hijos. Asimismo, trabajos como los de Cuesta, Nopo, y Pizzolitto (2011); Torche y Spillerman (2010); Rojas (2012); Torche (2015), y Vélez, Stabridis y Minor (2017) se centran en la estimación de la persistencia intergeneracional de la riqueza.

Por otro lado, se ha buscado identificar algunos mecanismos que subyacen detrás de esos patrones de movilidad social. Por ejemplo, López-Calva y Macías (2010) muestran que el trabajo infantil se asocia de manera negativa con la movilidad social educativa. Solís (2015) documenta que una transición exitosa hacia niveles educativos con menor cobertura demanda mejores condiciones económicas de origen. Por su parte, Székely (2015) muestra que las expectativas de los padres respecto del nivel educativo que esperan de sus hijos impactan de manera positiva sobre el logro educativo de éstos. El trabajo de Wendelspiess (2015) reúne evidencia que muestra que las habilidades cognitivas, la educación de los padres y la riqueza de origen son mecanismos complementarios que explican la persistencia intergeneracional de la educación. Sin embargo, no existen aportaciones que den cuenta de la contribución potencial de IES específicas sobre la movilidad social intergeneracional. En este sentido, el presente trabajo es pionero y brinda una primera aproximación para el caso mexicano en la que se vincula el tipo de IES del que egresan las personas con los patrones de movilidad social intergeneracional de riqueza.

De esta manera, la contribución de este trabajo, además de lo anterior, versa en el potencial que tiene para generar una antesala que permita abrir una agenda de investigación a nivel nacional, puesto que lograría distinguir casos de estudio relevantes y, en futuras investigaciones, realizar estudios focalizados con mayor profundidad. Además, en aras del diseño de políticas públicas, identificar IES con un alto potencial de movilidad social permitiría diseñar estrategias que permitan incrementar el acceso de grupos con mayor desventaja hacia ellas.

Los resultados encontrados muestran que la riqueza del hogar de origen explica parte de la variación del tipo de IES de la que egresan las personas. Además, el tipo de IES de la que egresan las personas complementa la explicación de los resultados socioeconómicos del hogar actual. Estos dos resultados dan cuenta del potencial efecto mediador de las IES en la transmisión intergeneracional de la riqueza. Por ejemplo, menor riqueza de origen se asocia con mayor probabilidad de egresar de instituciones como la Universidad Pedagógica Nacional, escuelas normales o de instituciones privadas de absorción de demanda.² Asimismo, egresar de alguna de estas institucio-

² El Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI) clasifica las instituciones privadas con base en la propuesta de Muñoz, Núñez y Silva (2005), cuya tipología considera un criterio de antigüedad y costos, básicamente. De esta manera, se obtienen tres grandes categorías de instituciones privadas:

nes se asocia con una disminución en la probabilidad de pertenecer a un quintil de riqueza más alto. En contraste, una mayor riqueza en el hogar de origen se vincula con una mayor probabilidad de egresar de la Universidad Nacional Autónoma de México (UNAM), universidades públicas federales y estatales, el Instituto Tecnológico de Estudios Superiores de Monterrey (ITESM) o alguna institución privada consolidada. Además, egresar de alguna de estas instituciones aumenta la probabilidad de obtener un mejor resultado socioeconómico en el hogar actual de las personas graduadas.

Estos hallazgos ponen de manifiesto no sólo un patrón distintivo de origen socioeconómico sino también de resultados económicos condicionados al tipo de IES del que egresan los individuos. En consecuencia, el tipo de IES del que egresan los encuestados es un mecanismo que puede complementar la explicación de la persistencia intergeneracional de la riqueza.

El resto del documento se estructura de la siguiente manera: en la sección I se presentan los datos y la metodología empleados para el análisis empírico. En la sección II se explican los resultados empíricos estimados a partir de describir los patrones de movilidad social intergeneracional condicionados al tipo de IES, dónde la persona encuestada reportó haber concluido su formación universitaria y el efecto de mediación de las IES sobre la transmisión intergeneracional de la riqueza. Finalmente, en la sección III se vierten las conclusiones que se derivan de este trabajo.

I. DATOS Y METODOLOGÍA

El trabajo utiliza como fuente de información el Módulo de Movilidad Social Intergeneracional 2016 (MMSI-2016) que provee el INEGI. Ésta es una encuesta de corte transversal que captura información actual y retrospectiva (refiere al tiempo cuando el encuestado tenía 14 años) de características socioeconómicas y educativas del informante y sus padres, respectivamente. De esta manera se genera información que permite comparar la situación socioeconómica y educativa actual de los encuestados con esas mismas características en sus hogares de origen. La población objetivo se centró en

consolidadas, emergentes de élite y de absorción de demanda. Estas últimas refieren a instituciones con carreras de alta demanda y de bajo costo (por ejemplo, Academia Comercial América, Centro Americano de Estudios Superiores, Centro Cultural Grupo Sol, Centro Pedagógico de Celaya, Centro Universitario de Mazatlán, Colegio Escárcega, Colegio Jaime Torres Bodet, etcétera).

personas de entre 25 y 64 años. Su diseño estadístico es probabilístico, bi-etápico, estratificado y por conglomerados. Además, tiene representatividad a escala nacional para los ámbitos tanto urbano (2 500 o más habitantes) como rural (menos de 2 500 habitantes).

Esta encuesta se distingue de otras con enfoques de movilidad social en que, por primera vez en este tipo de encuestas, se cuestionó a los entrevistados el nombre de la IES a la que asistieron y si terminaron o no el plan de estudios de dicha institución. Así, se permite, por un lado, analizar el diferencial de acceso a tipos de IES específicas condicional a la riqueza de origen y, por otro, estimar la correlación intergeneracional de riqueza de aquellos que lograron terminar una carrera universitaria al agruparlos según la IES de la que egresaron, así como estimar el efecto de mediación de las IES en la transmisión intergeneracional de la riqueza.

La muestra primaria en los datos es de 25 634 entrevistados de entre 25 y 64 años. De éstos, sólo 4 050 personas reportaron haber concluido sus estudios de licenciatura o equivalente. 52 personas no especificaron la IES donde concluyeron sus estudios universitarios y 53 señalaron haber estudiado en el extranjero. Tales observaciones quedaron fuera del análisis. Con base en lo anterior, se tiene una muestra de 3 945 entrevistados que concluyeron su formación universitaria para los cuales es posible identificar la IES donde cursaron esos estudios. La selección y la construcción de las variables empleadas para el análisis empírico introdujeron cierta pérdida de observaciones. Con ello, la muestra final de egresados de IES se quedó en 3 724 observaciones (94% del total de egresados).

1. Clasificación de las IES consideradas en el análisis

Una de las principales razones para emplear los datos del MMSI-2016 es que permite no sólo vincular a los encuestados con su nivel educativo máximo alcanzado, sino también identificar la IES donde el encuestado realizó sus estudios universitarios, de licenciatura o equivalente. Es importante señalar que en los microdatos que presenta el INEGI sólo se da cuenta del conjunto de IES a partir de una clasificación agregada. Por tal motivo, fue necesario solicitar al INEGI la información correspondiente del nombre específico de cada IES que había reportado el entrevistado. Así fue posible desagregar y obtener muestras específicas para cada IES de interés.

Las IES se clasificaron y agruparon de acuerdo con la disponibilidad de información. Así, la primera clasificación y la más agregada fue IES públicas e IES privadas. En segundo lugar, se desagregaron algunas instituciones públicas en las siguientes categorías: Instituto Politécnico Nacional (IPN), UNAM, Universidad Pedagógica Nacional (UPN), escuelas normales (Normales), universidades públicas federales y estatales (Fed. y Est.), y Tecnológico Nacional de México (Tecnm). Asimismo, se desagregaron las instituciones privadas como sigue: ITESM, instituciones privadas consolidadas (Consolidadas), instituciones privadas emergentes de élite y atención a grupos intermedios (Emerelite), e instituciones privadas emergentes de absorción de la demanda (Absdemanda). En este trabajo se sigue la clasificación de instituciones privadas que presenta el INEGI con base en las especificidades empleadas por Muñoz et al. (2005), quienes consideran un criterio de antigüedad y costos; por ejemplo, el rasgo característico de las instituciones privadas consolidadas es que tienen una oferta dirigida hacia un sector económico que puede pagar los altos costos de sus colegiaturas —oscilan entre 30 000 y 42 000 pesos—; las IES privadas emergentes de élite presentan colegiaturas de entre 18 000 y 25 000 pesos; finalmente, las de absorción de demanda se caracterizan por sus bajos costos, que oscilan entre 10 500 y 15 000 pesos.

2. Medida de movilidad social intergeneracional

Fields y Ok (1999) señalan que la literatura sobre movilidad social no proporciona un discurso unificado de análisis. Esto significa que diferentes estudios se concentran en distintos aspectos de este concepto multifacético. Debido al interés particular del presente trabajo, se rescata la dimensión de ingresos o riqueza. Ésta busca aproximar qué tanto la riqueza de los padres explica la de los hijos durante su vida adulta (Black y Devereux, 2011). A fin de medir empíricamente la riqueza de padres e hijos y su respectiva asociación, se construyen dos índices de riqueza: uno para el hogar actual y otro para el hogar de origen del encuestado. Tales índices permiten mitigar el error de medición derivado de las fluctuaciones transitorias del ingreso laboral que distingue Solon (1992) en las estimaciones de la elasticidad intergeneracional del ingreso. Así, dan cuenta de la situación económica de largo plazo.

Ambos índices de riqueza se construyeron con la primera dimensión que resultó de combinar un conjunto de bienes y servicios presentes en el hogar —actual y de origen— por medio de un análisis de correspondencias múltiples. Este método tiene el mismo objetivo que el análisis de componentes principales, a saber, reducir la dimensionalidad de un grupo de variables. Sin embargo, ya que en este trabajo se emplean únicamente variables dicotómicas, resulta más apropiado utilizar el método de correspondencias múltiples debido a que utiliza las frecuencias relativas de cada categoría en cada una de las variables (Hair, Black, Babin y Anderson, 2007). El MMSI-2016 incorpora preguntas que permiten identificar la tenencia de bienes y servicios dentro de los hogares actual y de origen del encuestado (por ejemplo, estufa de gas o eléctrica, televisor, refrigerador, lavadora de ropa, acceso a internet, etc.). La inercia de la dimensión empleada para el índice de riqueza del hogar actual explica 93.09% de la correlación entre los bienes y los servicios, mientras que la inercia del índice de riqueza del hogar de origen lo explica en 83.18%. Los cuadros 1 y 2 muestran los bienes y los servicios considerados en el análisis de correspondencias múltiples para la construcción de los índices antes referidos.

En el cuadro 3 se presentan estadísticas descriptivas de las IES identificadas y utilizadas para el análisis empírico. Como puede apreciarse, se tiene un total de 3 724 observaciones para las cuales es posible identificar la IES específica donde egresó la persona encuestada. La proporción de estudiantes que concluyeron su formación universitaria en IES públicas es de 73%, mientras que 27% lo hizo en escuelas privadas. Dentro de las universidades públicas, las universidades públicas federales y estatales concentran la mayor proporción de egresados: 45.8%. En lo que respecta a las instituciones privadas, 39.6% de los egresados se concentra en instituciones privadas consolidadas; 35.4% en IES privadas emergentes de élite y atención a grupos intermedios, y 19.4% en IES privadas de absorción de demanda.

II. RESULTADOS EMPÍRICOS ESTIMADOS

En las siguientes subsecciones se presentan los resultados empíricos estimados en dos sentidos. Por un lado, lo relativo a la descripción de los patrones de movilidad social intergeneracional de la riqueza en las IES y, por el otro,

**CUADRO 1. Índice de riqueza del hogar actual.
Bienes y servicios considerados^a**

Pregunta	Tipo
¿En esta vivienda tienen estufa de gas o eléctrica?	Dicotómica
¿En esta vivienda tienen televisor digital (de pantalla plana)?	Dicotómica
¿En esta vivienda tienen refrigerador?	Dicotómica
¿En esta vivienda tienen lavadora de ropa?	Dicotómica
¿En esta vivienda tienen licuadora?	Dicotómica
¿En esta vivienda tienen radio, radiograbadora, modular, minicomponente?	Dicotómica
¿En esta vivienda tienen tostador eléctrico de pan?	Dicotómica
¿En esta vivienda tienen línea telefónica fija?	Dicotómica
¿En esta vivienda tienen computadora?	Dicotómica
¿En esta vivienda tienen DVD, Blu-ray (reproductor de discos de video)?	Dicotómica
¿En esta vivienda tienen horno de microondas?	Dicotómica
¿En esta vivienda tienen televisión de paga (Sky, Dish, o televisión por cable)?	Dicotómica
¿En esta vivienda tienen acceso a internet?	Dicotómica
¿En esta vivienda tienen consola de videojuegos (Nintendo, PlayStation, Xbox, otras)?	Dicotómica
¿Tiene usted (o su cónyuge o pareja) alguna cuenta bancaria (de ahorro, cheques o débito)?	Dicotómica
¿Tiene usted (o su cónyuge o pareja) alguna tarjeta de crédito bancaria?	Dicotómica
¿Tiene usted (o su cónyuge o pareja) alguna tarjeta de crédito de tienda departamental (Liverpool, Sears, Coppel u otras)?	Dicotómica
¿Tienen en esta vivienda servicio doméstico o alguna persona contratada para que ayude en las tareas del hogar?	Dicotómica
¿Tienen en esta vivienda boiler?	Dicotómica
¿Tienen en esta vivienda calefacción?	Dicotómica

^a En todos los casos, el 0 representa la no tenencia del bien o servicio, y el 1 la respuesta positiva.
FUENTE: elaboración propia con información del MMSI-2016.

lo que concierne a la estimación del efecto de mediación de las IES en la transmisión intergeneracional de la riqueza.

1. Patrones de movilidad social intergeneracional de la riqueza por IES

En este apartado se analiza la correlación de la riqueza de padres e hijos con la finalidad de caracterizar cómo las tasas de movilidad social intergenera-

**CUADRO 2. Índice de riqueza del hogar de origen.
Bienes y servicios considerados^a**

Pregunta	Tipo
¿Disponían de estufa de gas o eléctrica?	Dicotómica
¿Tenían en su vivienda televisión?	Dicotómica
¿Tenían en su vivienda refrigerador?	Dicotómica
¿Tenían en su vivienda lavadora de ropa?	Dicotómica
¿Tenían en su vivienda licuadora?	Dicotómica
¿Tenían en su vivienda radio, radiograbadora, reproductor de CD?	Dicotómica
¿Tenían en su vivienda tostador eléctrico de pan?	Dicotómica
¿Tenían en su vivienda teléfono fijo?	Dicotómica
¿Tenían en su vivienda computadora?	Dicotómica
¿Tenían en su vivienda videocasetera o reproductor de DVD?	Dicotómica
¿Tenían en su vivienda horno de microondas?	Dicotómica
¿Tenían en su vivienda televisión por cable (Sky, antena parabólica, u otro sistema de televisión de paga regular)?	Dicotómica
¿Tenían en su vivienda servicio de internet?	Dicotómica
¿Tenían en su vivienda consola de videojuegos (Nintendo, Playstation, Xbox, otras)?	Dicotómica
¿Algún integrante de su vivienda era dueño de alguna cuenta bancaria (de ahorro, cheques o débito)?	Dicotómica
¿Algún integrante de su vivienda era dueño de alguna tarjeta de crédito bancaria?	Dicotómica
¿Algún integrante de su vivienda era dueño de alguna tarjeta de crédito de tienda departamental (Liverpool, Sears u otras)?	Dicotómica

^a Estas preguntas son respondidas por el entrevistado de manera retrospectiva y hacen referencia a la tenencia de bienes y servicios en el hogar de origen cuando éste tenía 14 años de edad. En todos los casos, el 0 representa la no tenencia del bien o servicio, y el 1 la respuesta positiva.

FUENTE: elaboración propia con información del MMSI-2016.

cional varían entre las IES para cada muestra disponible. La especificación simple de la correlación intergeneracional de la riqueza viene dada por:

$$y_t = \beta_0 + \beta y_{t-1} + X\Gamma + \varepsilon_i \quad (1)$$

donde y_t e y_{t-1} representan la riqueza del hogar actual y la del de origen, respectivamente. Éstas son aproximadas con los índices de riqueza construidos, que se expusieron anteriormente. X es un vector de variables de control que incluye: una dummy de mujer, una que indica si el egresado habla alguna lengua indígena, y dummies de cohorte de nacimiento del encuestado con base en la cohorte nacida entre 1952 y 1961 (55-64 años). Las variables y_t e y_{t-1} han sido estandarizadas, por lo que la interpretación refiere a cambios en desvia-

CUADRO 3. *Instituciones de educación superior identificadas en la base de datos^a*

<i>Institución de educación superior (IES)</i>	<i>Obs.</i>	<i>Media</i>	<i>Desv. est.</i>
Públicas	2 798	0.730	0.443
Privadas	926	0.270	0.443
Total de observaciones	3 724		
<i>Públicas</i>	<i>Obs.</i>	<i>Media</i>	<i>Desv. est.</i>
IPN	94	0.075	0.264
UNAM	172	0.124	0.329
UPN	105	0.032	0.177
Normales	300	0.096	0.295
Fed. y Est.	1 458	0.458	0.498
Tecnm	484	0.143	0.350
Otras instituciones públicas	185	0.068	0.253
Total de observaciones de IES públicas	2 798		
<i>Privadas</i>	<i>Obs.</i>	<i>Media</i>	<i>Desv. est.</i>
ITESM	47	0.054	0.227
Consolidadas	288	0.396	0.489
Emerelite	389	0.354	0.478
Absdemanda	202	0.194	0.396
Total de observaciones de IES privadas	926		

^a Se presenta el número de observaciones que se distinguen en cada tipo de institución de educación superior según la desagregación analizada. Se tiene un total de 3 724 observaciones para las cuales fue posible identificar la IES donde egresaron las personas encuestadas.

FUENTE: elaboración propia con información del MMSI-2016.

ciones estándar de y_t ante un cambio de una desviación estándar de y_{t-1} . Si $\beta_1=0$, existe movilidad social intergeneracional perfecta, es decir, la riqueza actual del hijo no está correlacionada con la riqueza de origen. En contraste, $\beta_1=1$ da cuenta de nula movilidad social intergeneracional, es decir, la riqueza de origen determina toda la riqueza actual. En este sentido, mayor valor de β_1 corresponde a menor movilidad social intergeneracional.

Es importante señalar que estos resultados no dan cuenta de efectos causales sino únicamente de correlaciones. Esto se debe a sesgos potenciales en la estimación como error de medición, variables omitidas y selección muestral. Por ejemplo, una variable omitida relevante corresponde a las habilidades innatas. Los resultados aquí presentados no permiten saber en qué medida

esa correlación se debe a la transmisión de riqueza o bien a la transmisión genética de habilidades. Desafortunadamente, la fuente de información empleada no permite aproximar empíricamente alguna medida de habilidades. Asimismo, la selectividad en la muestra es un problema potencial toda vez que es de interés analizar cómo la riqueza de origen determina la riqueza actual para los egresados de un tipo de IES específica. El conjunto de datos empleado contiene información sobre una submuestra de personas que ha egresado de algún tipo de IES. La diferencia entre egresados de una IES y no egresados determina si surge un problema de sesgo de selección. Si el egreso de una IES no es aleatorio, las muestras de egresados y no egresados tienen potencialmente características diferentes. El sesgo de selección de muestra surge cuando alguna variable no observada que explica el egreso de alguna IES es también relevante para el proceso de determinación del resultado socioeconómico actual.

Considerando lo anterior, además de estimar la regresión presentada en la ecuación (1), este trabajo busca subsanar la selección muestral con base en los aportes metodológicos de Heckman (1979), quien propone un método en dos partes. En este sentido, además de la ecuación objetivo, se recurre a una segunda denominada ecuación de selección. Así, en la primera parte se estima un modelo probit que calcula la probabilidad de haber egresado de una IES específica. A partir de esta estimación se obtiene la razón inversa de Mills. Después, tal estadístico de Mills se incorpora como regresor adicional a la ecuación objetivo o de interés, misma que se estima con base en mínimos cuadrados ordinarios (MCO). El modelo de Heckman (Heckit) estimado viene dado por la siguiente especificación:

$$\begin{aligned} Pr(IES_i=1) = Pr(y^* > 0) = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \\ X\Gamma + \alpha_2 Prepa_{publica} + \alpha_3 Prepa_{incorp_IES} + \varepsilon_i \end{aligned} \quad (2)$$

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 y_{t-1} + X\Gamma + \beta_4 \lambda + \varepsilon_i \quad (3)$$

La ecuación (2) es la primera parte del modelo y estima la probabilidad de egresar de un tipo de IES específica. Ésta se explica por la riqueza de origen (y_{t-1}), y un vector X de variables de control que incluye: *dummies* que indican si el egresado es mujer, si habla alguna lengua indígena y de cohorte de nacimiento del encuestado con base en la cohorte nacida entre 1952 y 1961 (55-64 años). Finalmente, se añaden una *dummy* que indica si el encuestado cursó su preparatoria en una institución pública y otra que señala si la pre-

**CUADRO 4. Correlación intergeneracional de la riqueza.
IES públicas frente a privadas^a**

	MCO	Obs.	R ²	Heckit	Obs.
Públicas	0.51*** (0.0310)	2798	0.26	0.40*** (0.0218)	3 724
Privadas	0.66*** (0.0507)	926	0.34	0.51*** (0.0409)	3 724

^a Los coeficientes reportados correlacionan el índice de riqueza actual con el de riqueza del hogar de origen (β_1); ambas variables han sido estandarizadas con media 0 y desviación estándar de 1. En todas las estimaciones se incluyen *dummies* de mujer, indígena y cohorte de nacimiento como variable de control. Las estimaciones reportadas en la columna de Heckit incluyen como regresor adicional la razón inversa de Mills. Errores estándar robustos entre paréntesis. Nivel de significancia estadística: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$.

FUENTE: elaboración propia con información del MMSI-2016.

paratoria donde egresó el entrevistado estaba incorporada a una IES. Estas dos últimas variables son las que se excluyen de la ecuación objetivo con la idea de que, ya que se analizan egresados de IES, la trayectoria educativa previa (prepa pública y prepas incorporadas a una IES) no tiene un efecto directo sobre la riqueza del hogar actual (ecuación objetivo), pero sí sobre el tipo de IES donde egresan los encuestados. La ecuación (3) es la segunda etapa del modelo o ecuación objetivo. Ésta es similar a la ecuación (1), con la diferencia de que se incluye como regresor adicional el estadístico de Mills (λ).

Los resultados estimados se presentan de la siguiente manera: primero, se vierten aquellos que permiten comparar las tasas de movilidad social intergeneracional de la riqueza de egresados de IES públicas y privadas a nivel agregado. Segundo, tomando en consideración la heterogeneidad de la oferta dentro de IES públicas y privadas, se presenta un análisis en que se desagregan las IES públicas y las privadas. Finalmente, se describe el patrón de movilidad social para el top 3 de las IES en México,³ a saber, la UNAM, el ITESM, y el IPN.

a. IES públicas versus privadas

En este apartado se describe el patrón de la movilidad social intergeneracional al comparar egresados de IES públicas con egresados de IES privadas. En el cuadro 4 se concentran los resultados estimados para los dos modelos. Por simplicidad, únicamente se reporta el coeficiente de movilidad social estimado (β_1). Como se puede observar en la columna Heckit, el coeficiente de

³ Este top 3 sigue el ranking presentado por QS Latin America University Rankings (2021).

movilidad social intergeneracional para IES públicas es menor comparado con el de IES privadas: 0.40 y 0.51, respectivamente. Estos coeficientes son estadísticamente significativos con un nivel de confianza de 99%. *Ceteris paribus*, para las IES públicas sugieren que, incrementar una desviación estándar en la riqueza de origen se asocia con un aumento de 0.40 desviaciones estándar en la riqueza actual; para las IES privadas, se asocia con un incremento de 0.51 desviaciones estándar en la riqueza actual. Ambos coeficientes se tomarán como referencia cuando se presenten resultados que permitan desagregar las IES públicas y privadas.

b. *IES públicas*

Con los datos disponibles fue posible desagregar las instituciones públicas. El cuadro 5 presenta los resultados estimados para cada una de estas IES identificadas. Los hallazgos muestran una heterogeneidad en términos del coeficiente estimado. Así, el grupo de personas que reportó haber concluido sus estudios universitarios en el IPN presenta la menor correlación intergeneracional de la riqueza: 0.18. Este resultado está muy por debajo del coeficiente general estimado para las IES públicas: 0.40. Además, hay que señalar que el IPN es considerado, según QS Latin American University Rankings (2021), la tercera mejor IES en México, lo que resalta la importancia de esta institución en aras de promover la movilidad social de sus egresados. Otro resultado interesante son los coeficientes estimados para las escuelas normales y la UPN. Las tasas de persistencia intergeneracional estimadas son 0.48 y 0.47, respectivamente. Estos coeficientes están por arriba del coeficiente general estimado para IES públicas: 0.40. Esto sugiere un escenario donde dichas instituciones promueven en menor medida la movilidad social de sus egresados. Esto es relevante debido a que las escuelas normales son las encargadas de formar a los docentes de preescolar, primaria y secundaria, mientras que en la UPN se forman profesionales de educación en licenciatura y posgrado. En este sentido ambos tipos de instituciones atienden las necesidades de gran parte del sistema educativo nacional.

c. *IES privadas*

Con la información disponible se extrajeron algunas muestras que permiten desagregar las IES privadas. El cuadro 6 da cuenta de los coeficientes estima-

**CUADRO 5. Correlación intergeneracional de la riqueza.
Instituciones públicas^a**

<i>IES públicas</i>	<i>MCO</i>	<i>Obs.</i>	<i>R²</i>	<i>Heckit</i>	<i>Obs.</i>
IPN	0.26* (0.1384)	94	0.08	0.18* (0.103)	2798
UNAM	0.471*** (0.121)	172	0.18	0.21** (0.0853)	2798
UPN	0.594*** (0.0842)	105	0.56	0.47* (0.280)	2798
Normales	0.494*** (0.0943)	300	0.33	0.48*** (0.0904)	2798
Fed. y Est.	0.515*** (0.0375)	1458	0.26	0.44*** (0.0413)	2798
Tecnm	0.468*** (0.0947)	484	0.28	0.40*** (0.0490)	2798
Otras públicas	0.475*** (0.159)	185	0.209	0.37*** (0.121)	2798

^a Los coeficientes reportados correlacionan el índice de riqueza actual con el de riqueza del hogar de origen (β_0); ambas variables han sido estandarizadas con media 0 y desviación estándar de 1. En todas las estimaciones se incluyen como variable de control *dummies* de mujer, indígena y cohorte de nacimiento. Las estimaciones reportadas en la columna de Heckit incluyen como regresor adicional la razón inversa de Mills. Errores estándar robustos entre paréntesis. Nivel de significancia estadística:

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$.

FUENTE: elaboración propia con información del MMSI-2016.

dos. Después de corregir por selección muestral, los únicos casos que resultaron estadísticamente significativos son las IES privadas consolidadas, Emerelite, y Absdemanda. Como puede apreciarse, existe variación en los coeficientes estimados. Además, se observa un contraste cuando se comparan los resultados con el coeficiente general estimado para las IES privadas, 0.51. Por un lado, las IES consolidadas presentan un coeficiente de movilidad social de 0.29, resultado que se encuentra por debajo del coeficiente general de IES privadas. Por otro lado, las instituciones privadas de absorción de demanda presentan una correlación intergeneracional de riqueza del

**CUADRO 6. Correlación intergeneracional de la riqueza.
Instituciones privadas^a**

<i>IES privadas</i>	MCO	Obs.	R ²	Heckit	Obs.
ITESM	0.276 (0.253)	47	0.32	0.231 (0.358)	926
Consolidadas	0.686*** (0.120)	288	0.31	0.291* (0.162)	926
Emergentes de élite	0.519*** (0.087)	389	0.24	0.413*** (0.130)	926
Absorción de demanda	0.673*** (0.060)	202	0.41	0.453** (0.183)	926

^a Los coeficientes reportados correlacionan el índice de riqueza actual con el de riqueza del hogar de origen (β_1); ambas variables han sido estandarizadas con media 0 y desviación estándar de 1. En todas las estimaciones se incluyen como variable de control *dummies* de mujer, indígena y cohorte de nacimiento. Las estimaciones reportadas en la columna de Heckit incluyen como regresor adicional la razón inversa de Mills. Errores estándar robustos entre paréntesis. Nivel de significancia estadística: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$.

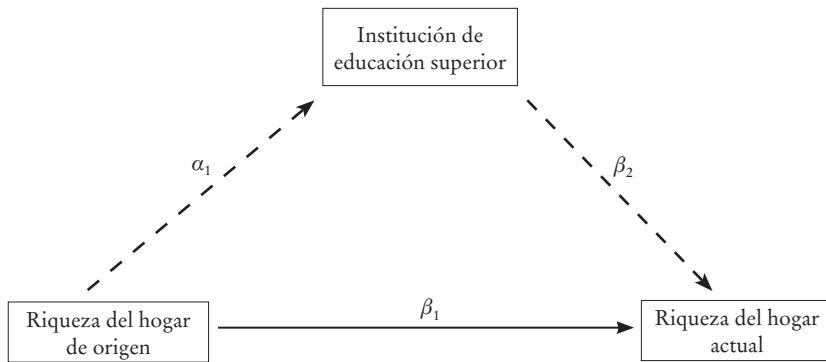
FUENTE: elaboración propia con información del MMSI-2016.

orden de 0.45, mientras que las instituciones privadas emergentes de élite presentan un coeficiente promedio del orden de 0.41. En este sentido, los coeficientes estimados sugieren un escenario negativo en términos de movilidad social para los egresados de instituciones privadas de absorción de demanda.

2. Efecto de mediación de las IES en la transmisión intergeneracional de la riqueza

Existen muchos mecanismos potenciales que complementan la explicación de la persistencia intergeneracional de la riqueza. Las instituciones de educación superior pueden complementar esta explicación si el tipo de IES en el que las personas concluyen sus estudios universitarios está correlacionado con el quintil de riqueza del hogar de origen y, al mismo tiempo, la riqueza del hogar actual de las personas se correlaciona con el tipo de IES de la que egresaron. En este apartado se analiza el papel de las IES como mediador potencial de la transmisión intergeneracional de la riqueza. El diagrama 1 ilustra este mecanismo de transmisión. En primer lugar, existe un vínculo directo entre la riqueza de origen y la actual representado por la flecha continua. Sin embargo, la riqueza de origen también puede tener un efecto

DIAGRAMA 1. *Ruta de la transmisión intergeneracional de la riqueza mediada por las instituciones de educación superior*



indirecto sobre la actual mediante la IES de donde egresan las personas. Esto es lo que se conoce como efecto de mediación: las IES son un mediador potencial que permite explicar un mecanismo que subyace detrás de la relación entre la riqueza del hogar de origen y la del hogar actual para los graduados universitarios.

Si se asumen relaciones lineales y aditivas, este efecto de mediación puede ser expresado por un sistema de ecuaciones simple como sigue:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 IES_b + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$IES_b = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \varepsilon_b \quad (5)$$

donde y_t e y_{t-1} representan la riqueza del hogar actual y de origen, respectivamente. IES_b captura la IES de la que egresaron los encuestados y funge como un mediador potencial de la relación entre la riqueza del hogar de origen y la del actual. La importancia de esta variable como mediadora dependerá de la solidez de su relación con y_{t-1} y de la medida en que dé cuenta de la relación entre y_{t-1} e y_t . El parámetro α_1 representa la importancia de la riqueza del hogar de origen como un determinante de la IES_b . β_1 captura el efecto directo de la transmisión intergeneracional de la riqueza, mientras que β_2 captura el resultado socioeconómico o retorno de IES_b . El efecto total de la riqueza de origen resulta de la suma del componente que opera a través del mediador potencial con el efecto directo. Este efecto total viene dado por: $\delta = \alpha_1 \beta_2 + \beta_1$.

Con este marco de referencia se estiman diferentes modelos de ecuaciones simultáneas, según sea el caso de clasificación de IES analizadas. Este enfoque permite dar cuenta del efecto de mediación al estimar los efectos directos e indirectos. En las estimaciones realizadas, como controles, se añaden en la ecuación (1) *dummies* que indican si el encuestado es mujer, si habla lengua indígena, y de su cohorte de nacimiento [0 = 1952-1974 (42-64 años de edad), y 1 = 1975-1991 (25-41 años de edad)]. En la ecuación (2), además de los controles incorporados a la ecuación (1), se añaden una *dummy* que indica si el encuestado estudió en una preparatoria pública, y otra para señalar si estudió en una preparatoria incorporada a alguna institución de educación superior.

Esta metodología requiere que el sistema de ecuaciones esté identificado; para ello, se utiliza el método de estructuras equivalentes. Éste es una técnica de identificación algebraica y se considera una condición necesaria y suficiente (Paxton, Hipp y Marquart-Pyatt, 2011). Para ello, se construye una matriz M y se asume que $MA=A$, y $MB=B$. La condición establece que el modelo se identifica si la única matriz M que satisface $MA=A$ y $MB=B$ es la matriz identidad ($M=I$). Si es el caso, el modelo está completamente identificado.

Sea la matriz $M=\begin{bmatrix} m_{11} & m_{12} \\ m_{21} & m_{22} \end{bmatrix}$, entonces, $MA=A$ viene dado por:

$$\begin{bmatrix} m_{11} & m_{12} \\ m_{21} & m_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ \alpha_{21} & 1 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ \alpha_{21} & 1 \end{bmatrix} \quad (6)$$

Mientras que $MB=B$ viene dado por:

$$\begin{bmatrix} m_{11} & m_{12} \\ m_{21} & m_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_{11} & \beta_{12} & \beta_{13} & \beta_{14} & \beta_{15} & \beta_{16} \\ \beta_{21} & \beta_{22} & \beta_{23} & \beta_{24} & 0 & 0 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \beta_{11} & \beta_{12} & \beta_{13} & \beta_{14} & \beta_{15} & \beta_{16} \\ \beta_{21} & \beta_{22} & \beta_{23} & \beta_{24} & 0 & 0 \end{bmatrix} \quad (7)$$

El modelo está completamente identificado si la única solución para este sistema es la matriz de identidad ($M=I$). Es decir, la condición establece que el modelo se identifica si la única matriz M que satisface $MA=A$ y $MB=B$ es la matriz de identidad.

El sistema de ecuaciones que se deriva del planteamiento viene dado por:

$$m_{11} + m_{12}\alpha_{21} = 1 \quad (8)$$

$$m_{12} = 0 \quad (9)$$

$$m_{22} = 1 \quad (10)$$

$$m_{21}\beta_{15} = 0 \quad (11)$$

$$m_{21}\beta_{16} = 0 \quad (12)$$

Al sustituir (9) en (8):

$$\begin{aligned} m_{11} + 0 &= 1 \\ m_{11} &= 1 \end{aligned} \quad (13)$$

De (12):

$$m_{21} = 0/\beta_{15} = 0 \quad (14)$$

Así:

$$\begin{bmatrix} m_{11} & m_{12} \\ m_{21} & m_{22} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{bmatrix} \quad (15)$$

Debido a que se logró resolver toda la matriz M y se encontró $M = I$, se puede concluir que el sistema completo está identificado.

Para los distintos análisis realizados, la variable dependiente de la ecuación (4) toma la forma de una variable categórica ordinal que agrupa los hogares en quintiles de riqueza, donde el quintil 1 agrupa los más pobres y el quintil 5, los más ricos. En la ecuación (5) la variable dependiente toma la forma de una variable dicotómica del tipo de IES de donde egresó el entrevistado. Por estas consideraciones, el sistema de ecuaciones fue estimado con un modelo de ecuaciones estructurales generalizado (Wooldridge, 2012). En este sentido, la primera ecuación sigue una estimación por medio de un modelo logístico ordinal, y la segunda con un modelo logístico. Las estimaciones derivadas se obtienen a partir del método de máxima verosimilitud.

Los resultados estimados se presentan en cuatro partes: 1) se estima este efecto de mediación cuando se analizan instituciones públicas contra privadas; 2) se desagregan las IES públicas y se calcula su efecto de mediación; 3) se desagregan las IES privadas y se estima su efecto de mediación, y 4) se presenta un ejercicio similar para el top 3 de IES en México.

a. *IES públicas versus privadas*

En este apartado se analiza el efecto de mediación de las instituciones públicas y privadas respecto de la transmisión intergeneracional de la riqueza. Con base en Baron y Kenny (1986), en este análisis la mediación existirá siempre que las siguientes relaciones sean estadísticamente significativas: 1) riqueza de origen sobre actual, 2) riqueza de origen sobre el tipo de IES y 3) tipo de IES sobre la riqueza actual. El cuadro 7 documenta los resultados estimados, los cuales son reportados en términos de razones de momio (*odd ratios*) cuyo valor de referencia es 1. A la luz de las estimaciones, es posible apreciar el potencial efecto mediador que tienen tanto las instituciones públicas como las privadas. Primero, la riqueza de origen es una variable

CUADRO 7. *Resultados estimados: mediación de IES públicas y privadas en la transmisión intergeneracional de la riqueza^a*

	<i>Públicas</i>		<i>Privadas</i>	
	<i>Odd ratio</i>	<i>Robust. est. err.</i>	<i>Odd ratio</i>	<i>Robust. est. err.</i>
<i>Ecuación (1). Riqueza actual</i>				
Riqueza de origen	3.543***	(0.2620)	3.543***	(0.2620)
<i>IES_i</i>	0.793**	(0.0859)	1.262**	(0.1370)
Mujer	0.760***	(0.0717)	0.760***	(0.0717)
Indígena	0.625	(0.1840)	0.625	(0.1840)
Cohorte (25-41 años)	0.299***	(0.0329)	0.299***	(0.0329)
<i>Ecuación (2). IES_i</i>				
Riqueza de origen	0.746***	(0.0711)	1.340***	(0.1280)
Preparatoria pública	4.516***	(0.5740)	0.221***	(0.0281)
Preparatoria incorporada a una IES	1.684***	(0.1990)	0.594***	(0.0701)
Mujer	0.802*	(0.0954)	1.247*	(0.1480)
Indígena	0.897	(0.3720)	1.115	(0.4630)
Cohorte (25-41 años)	0.693***	(0.0896)	1.443***	(0.1870)
<i>Observaciones</i>	3 724		3 724	

^a La variable riqueza de origen ha sido estandarizada con media 0 y desviación estándar igual a 1. Nivel de significancia estadística: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$.

FUENTE: elaboración propia con información del MMSI-2016.

estadísticamente significativa en la explicación de la riqueza actual. Los resultados muestran que hogares de origen más ricos incrementan la probabilidad de pertenecer a un mayor quintil de riqueza en el hogar actual. Asimismo, la riqueza de origen es un determinante estadísticamente significativo del tipo de IES de donde egresan los encuestados: mayor riqueza de origen se asocia con una mejor probabilidad de egresar de una IES privada en relación con una pública. Finalmente, el papel del tipo de las IES en la explicación de la riqueza actual también fue estadísticamente significativo. Los resultados sugieren que estudiar en una IES pública disminuye la probabilidad de pertenecer a un mayor quintil de riqueza respecto de las IES privadas. En términos prácticos, los hallazgos sugieren que personas que crecen en hogares pertenecientes a un quintil de riqueza más pobre son más proclives de egresar de instituciones públicas y, además, la probabilidad de pertenecer a un quintil de riqueza superior es menor, al compararlos con los egresados de instituciones privadas, lo cual da cuenta del potencial mediador que tienen las instituciones públicas y privadas en la transmisión intergeneracional de la riqueza.

b. *IES públicas*

En el apartado anterior se analizó en términos generales el efecto de mediación de las instituciones públicas y privadas. Sin embargo, por la heterogeneidad de resultados esbozados anteriormente de IES públicas y privadas, es posible que exista una heterogeneidad en su mediación. Este apartado centra la atención en las IES públicas. La desagregación de éstas es igual a la empleada en subsecciones anteriores. Los resultados se derivan de estimar diferentes modelos de ecuaciones simultáneas con el marco de referencia antes expuesto. Las estimaciones se realizan sobre la base de 2798 observaciones, las cuales corresponden únicamente a egresados de IES públicas. Los resultados se presentan en el cuadro 8. Como puede observarse, de acuerdo con los criterios de Baron y Kenny (1986), el efecto de mediación se cumple sólo para cuatro IES públicas, a saber: IPN, UNAM, UPN y Normales. En las Fed. y Est., si bien la riqueza de origen es estadísticamente significativa en su explicación, no se encontró evidencia de que la relación entre este tipo de IES y la riqueza actual sea estadísticamente significativa, lo cual es uno de los requisitos para considerar el efecto de mediación. Para el Tecnm, la relación entre la riqueza de origen y egresar de este tipo de IES no es estadísticamente

CUADRO 8. Resultados estimados: IES públicas como mediadoras de la transmisión intergeneracional de la riqueza^a

	IPN	UNAM	UPN	Normales	Fed. y Est.	Tecnm
<i>Odd ratio</i>						
<i>Ecuación (1). Riqueza actual</i>						
Riqueza de origen	2.439*** (0.173)	2.499*** (0.193)	2.384*** (0.168)	2.119*** (0.119)	2.406*** (0.169)	2.133*** (0.120)
<i>IES_i</i>	2.280*** (0.657)	1.519* (0.347)	0.472*** (0.0930)	0.743* (0.131)	1.019 (0.111)	0.956 (0.141)
Mujer	0.826* (0.0906)	0.728*** (0.0796)	0.853 (0.0957)	0.914** (0.0393)	0.812* (0.089)	0.870 (0.0964)
Habla indígena	0.481*** (0.134)	0.471*** (0.138)	0.494*** (0.132)	0.511** (0.141)	0.456*** (0.126)	0.498** (0.141)
Cohorte (25-41 años)	0.291*** (0.0338)	0.914** (0.0380)	0.284*** (0.0328)	0.311*** (0.0384)	0.286*** (0.0332)	0.318*** (0.0388)
<i>Ecuación (2). IES_i</i>						
Riqueza de origen	0.790** (0.0895)	1.694*** (0.308)	0.562*** (0.0942)	0.665*** (0.0699)	1.173*** (0.0656)	1.007 (0.0794)
Preparatoria pública	5.694*** (2.916)	1.109 (0.341)	0.510* (0.194)	1.200 (0.311)	0.959 (0.158)	0.796 (0.167)
Preparatoria incorporada a una IES	3.533*** (1.234)	7.901*** (2.586)	0.678 (0.189)	0.604*** (0.112)	0.907 (0.107)	0.302*** (0.0442)
Mujer	0.675 (0.213)	1.092 (0.248)	6.781*** (1.979)	2.511*** (0.436)	0.989 (0.113)	0.519*** (0.0777)
Habla indígena	0.031*** (0.0333)	0.309* (0.187)	5.092*** (2.322)	2.036* (0.812)	0.695 (0.231)	0.870 (0.379)
Cohorte (25-41 años)	0.919 (0.280)	0.644*** (0.0699)	0.686 (0.207)	0.655** (0.118)	0.955 (0.123)	1.603*** (0.263)
Observaciones	2798	2798	2798	2798	2798	2798

^a Las estimaciones se realizan sobre la base de 2798 observaciones que corresponden a la muestra de egresados de IES públicas. La variable riqueza de origen ha sido estandarizada con media 0 y desviación estándar igual a 1. Errores estándar robustos entre paréntesis. Nivel de significancia estadística: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$.

FUENTE: elaboración propia con información del MMSI-2016.

significativa; asimismo, la relación entre egresar del Tecnm y la riqueza actual tampoco resultó estadísticamente significativa.

Al aislar los casos donde las IES públicas sí tienen un efecto de mediación, se puede apreciar que, mientras haya mayor riqueza de origen, la probabilidad de egresar del IPN, la UPN, y las escuelas normales es menor. Sin embargo, el efecto que tienen éstas sobre la riqueza del hogar actual es heterogéneo. Mientras que egresar del IPN incrementa la probabilidad de pertenecer a un quintil de riqueza más alto, hacerlo de la UPN o de escuelas Normales disminuye esa probabilidad. Esto sugiere que personas con mayor desventaja socioeconómica son más proclives de egresar de la UPN y Normales, y, además, la probabilidad de tener un mejor resultado socioeconómico disminuye. También se encuentra que mayor riqueza de origen se relaciona con mejor probabilidad de egresar de la UNAM y, al mismo tiempo, egresar de esta universidad se asocia con una mayor probabilidad de pertenecer a un quintil de riqueza más alto. Es interesante comparar el *odd ratio* de egresar del IPN con el de la UNAM en la determinación de la riqueza actual. Éste es mayor para el caso del IPN, lo que significa que la probabilidad de obtener mejores resultados socioeconómicos en el hogar actual es mayor para los egresados del IPN. Esto, junto con el hecho de que menor riqueza implica mayor la probabilidad de egresar del IPN, sugiere un mayor potencial por parte del IPN en la promoción de la movilidad social intergeneracional de sus egresados.

c. IES privadas

Anteriormente se mostró cómo la riqueza de origen aumenta la probabilidad de egresar de una IES privada. Asimismo, se estimó una mayor probabilidad de pertenecer a un quintil de riqueza actual más alto para los egresados de IES privadas. Sin embargo, este resultado puede ser heterogéneo si el análisis es desagregado en distintas IES privadas. En este apartado se analiza el efecto de mediación de las IES privadas identificadas con los datos disponibles. Los resultados se derivan de estimar diferentes modelos de ecuaciones simultáneas con el marco de referencia antes expuesto. El análisis empírico se realiza sobre la base de 926 observaciones, las cuales corresponden únicamente a la muestra de egresados de IES privadas. El cuadro 9 documenta los resultados obtenidos. Como puede apreciarse, las IES privadas consideradas en el análisis presentan un efecto de mediación en la explicación

CUADRO 9. Resultados estimados: IES privadas como mediadoras de la transmisión intergeneracional de la riqueza^a

	<i>Consolidadas</i>	<i>Emerelite</i>	<i>Absdemanda</i>	<i>ITESM</i>
<i>Odd ratio</i>				
<i>Ecuación (1). Riqueza actual</i>				
Riqueza de origen	2.242*** (0.296)	2.633*** (0.297)	2.569*** (0.266)	2.303*** (0.293)
<i>IES_i</i>	2.049*** (0.499)	0.584*** (0.118)	0.598** (0.146)	6.373*** (4.365)
Mujer	0.651** (0.142)	0.596** (0.122)	0.605** (0.122)	0.632** (0.134)
Habla indígena	0.526 (0.301)	0.652 (0.359)	0.642 (0.327)	0.692 (0.420)
Cohorte (25-41 años)	0.229*** (0.0559)	0.262*** (0.0680)	0.257*** (0.0648)	0.229*** (0.0554)
<i>Ecuación (2). IES</i>				
Riqueza de origen	1.295*** (0.119)	0.788*** (0.0715)	0.660*** (0.0878)	2.054* (0.836)
Preparatoria pública	0.453*** (0.0992)	1.522** (0.314)	2.387*** (0.637)	0.648 (0.313)
Preparatoria incorporada a una IES	0.964 (0.208)	0.917 (0.183)	1.191 (0.317)	1.229 (0.603)
Mujer	0.634** (0.143)	1.219 (0.249)	1.840** (0.504)	0.636 (0.275)
Habla indígena	0.632 (0.211)	0.441 (0.311)	0.467 (0.333)	0.258 (0.223)
Cohorte (25-41 años)	0.735 (0.188)	1.661** (0.379)	1.299 (0.356)	0.410** (0.186)
Observaciones	926	926	926	926

^a Las estimaciones se realizan sobre la base de 926 observaciones que corresponden a la muestra de egresados de IES privadas. La variable riqueza de origen ha sido estandarizada con media 0 y desviación estándar igual a 1. Errores estándar robustos entre paréntesis. Nivel de significancia estadística *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$.

FUENTE: elaboración propia con información del MMSI-2016.

de la transmisión intergeneracional de la riqueza. Esto se debe a que las relaciones de riqueza de origen sobre el tipo de IES y de IES sobre la riqueza actual son estadísticamente significativas. Sin embargo, los efectos son heterogéneos. Por un lado, la riqueza de origen se asocia de manera positiva con egresar de IES privadas consolidadas y el ITESM; el efecto para este último es mayor. Asimismo, egresar de estos dos tipos de instituciones incrementa la probabilidad de pertenecer a un quintil de riqueza más alto; el aumento en esta probabilidad es más alto para el ITESM en contraste con las consolidadas. Esto significa que personas con mayor ventaja socioeconómica son más propensas de egresar del ITESM y, eventualmente, egresar de esta universidad aumenta la probabilidad de tener un mejor resultado socioeconómico en el hogar actual. En esa misma dirección, pero en menor magnitud, se encuentran los egresados de las IES consolidadas. Sin embargo, dentro de las IES privadas, menor riqueza en el hogar de origen se asocia con mayor probabilidad de egresar de instituciones privadas Emerelite y Absdemanda. Asimismo, ambos tipos de IES privadas se asocian de manera negativa con la riqueza actual; egresar de una IES privada Emerelite y Absdemanda disminuye la probabilidad de pertenecer a un quintil de riqueza más alto. Esto sugiere un escenario negativo en términos de movilidad social para egresados de IES privadas Absdemanda. Además, esta situación se agrava para las mujeres, quienes presentan una mayor probabilidad de egresar este tipo de IES (Absdemanda).

d. *IES top 3 en México*

Ya se mostró que la probabilidad de egresar de una de las IES *top 3* aumenta conforme aumenta la riqueza del hogar de origen. Sin embargo, incluso dentro de éstas puede haber variación en la mediación de la transmisión intergeneracional de la riqueza. Este apartado analiza el efecto de mediación de las IES *top 3* clasificadas dentro del QS Latin American University Rankings (2021): la UNAM, el ITESM y el IPN. Los resultados se derivan de estimar un modelo de ecuaciones simultáneas bajo el marco de referencia expuesto para esta sección. Sin embargo, en la ecuación (5) la variable dependiente toma la forma de una variable categórica no ordinal que refiere al tipo de IES dentro del *top 3* de la que egresan los entrevistados. En este sentido, esta segunda ecuación se estima por medio de un modelo logístico multinomial que toma como categoría de referencia al ITESM.

CUADRO 10. Resultados estimados: IES top 3 como mediadoras de la transmisión intergeneracional de la riqueza^a

	<i>Ecuación (4)</i>		<i>Ecuación (5)</i>
	<i>Riqueza actual</i>		<i>ITESM (categoría base)</i>
	<i>IPN</i>	<i>UNAM</i>	
	<i>Odd ratio</i>	<i>r. r. ratio</i>	<i>r. r. ratio</i>
Riqueza de origen	2.912*** (0.784)	0.400*** (0.132)	0.504** (0.135)
IES (ITESM, base)			
IPN	0.256* (0.184)		
UNAM	0.175** (0.122)		
Mujer	0.917 (0.312)	1.414 (0.883)	2.243 (1.277)
Habla indígena	3.349 (2.619)	1.067 (1.211)	2.950 (2.849)
Cohorte (25-41 años)	0.326*** (0.119)	2.771 (1.883)	1.664 (1.073)
Preparatoria pública		30.49*** (21.00)	4.503*** (2.413)
Preparatoria incorporada a una IES		3.229* (2.135)	9.554*** (5.967)
Observaciones	313	313	

^a La variable riqueza de origen ha sido estandarizada con media 0 y desviación estándar igual a 1. Errores estándar robustos entre paréntesis. Nivel de significancia estadística *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1.

FUENTE: elaboración propia con información del MMSI-2016.

El cuadro 10 presenta los resultados estimados. Como se puede observar, todas las IES consideradas en este análisis presentan un efecto de mediación estadísticamente significativo. Primero, existe una relación negativa y estadísticamente significativa de egresar del IPN o la UNAM respecto del ITESM. Esto significa que, mientras mayor riqueza de origen, menor probabilidad de egresar del IPN o la UNAM respecto al ITESM. Este efecto es mayor para

el caso del IPN. En tal sentido, mayor riqueza en el hogar de origen conduce a mejor probabilidad de egresar del ITESM, seguido de la UNAM y finalmente del IPN. Asimismo, egresar del IPN o de la UNAM tiene un efecto estadísticamente significativo en la determinación de la riqueza del hogar actual respecto al ITESM. En ambos casos, egresar del IPN o de la UNAM conduce a menores resultados socioeconómicos del hogar actual respecto del ITESM; este efecto es mayor para la UNAM. Dicho de otra manera, del *top 3* de IES consideradas, el ITESM conduce a mejores resultados socioeconómicos, seguido del IPN y, finalmente, la UNAM. Esto sugiere una mayor promoción de la movilidad social intergeneracional mediante el IPN, debido a que individuos que crecieron en hogares con menor riqueza tienen una mayor probabilidad de egresar de esta institución.

III. CONCLUSIONES

Lograr la educación superior generalmente se considera un ingrediente de éxito económico en la vida futura de las personas. Así, se le ve como un instrumento potencial de movilidad social ascendente. Sin embargo, debido a la pluralidad de opciones que ofrece el sistema educativo en este nivel, es posible que exista un patrón distintivo no sólo de origen socioeconómico sino también de resultados económicos después de egresar de alguna IES específica. De tal manera, la desigualdad horizontal que se genera dentro este nivel educativo puede afectar la promoción de la movilidad social gracias al tipo de IES del que egresan las personas. Dicho de otra manera, personas de bajos estratos socioeconómicos, que son más proclives a egresar de un determinado tipo de IES, pueden ver mermadas sus aspiraciones de ascenso social si el retorno potencial de esa IES también es sesgado a la baja respecto de otro tipo de IES. Con información que presenta el MMSI-2016 provista por el INEGI, en este trabajo se describieron los patrones de movilidad social de egresados condicionales al tipo de IES de la cual egresaron. Asimismo, se exploró el efecto de mediación de cada tipo de IES sobre la transmisión intergeneracional de la riqueza. Es importante recordar que este trabajo presenta limitaciones importantes debidas principalmente a la disponibilidad de información. En ese sentido, los resultados distan de dar cuenta de efectos causales, más bien, se estiman únicamente correlaciones. Por lo anterior, la discusión de los resultados debe tomarse con cautela.

Se describió el patrón de las tasas de movilidad social intergeneracional para los distintos grupos de IES analizados. El coeficiente general estimado para IES públicas es de 0.40, mientras que para IES privadas fue de 0.51. Ello sugiere que egresados de instituciones públicas experimentan una mayor movilidad social en comparación con egresados de instituciones privadas. Sin embargo, al desagregar las IES públicas, se encontró una menor correlación intergeneracional de la riqueza para egresados del IPN: 0.18. En contraste, las escuelas normales y la UPN presentan las tasas de persistencia intergeneracional más altas: 0.48 y 0.47, respectivamente. Respecto de las IES privadas, el menor coeficiente corresponde a las IES consolidadas: 0.28. La mayor persistencia se estimó para las IES privadas de absorción de demanda: 0.45. Debido a que, mientras menor riqueza de origen haya, mayor será la probabilidad de egresar de IES como las Normales, UPN y Absdemanda; los hallazgos que se presentan sugieren un escenario negativo en términos de movilidad social intergeneracional para egresados de este tipo de IES.

En este trabajo también se exploró el potencial efecto de mediador de las IES en la transmisión intergeneracional de la riqueza. Los resultados estimados son sugerentes de este efecto de mediación para la mayoría de las IES analizadas. Esto significa que la riqueza de origen es estadísticamente significativa en la explicación del tipo de IES del que egresan los encuestados y, eventualmente, el tipo de IES del que egresan los encuestados también es estadísticamente significativo en la explicación del resultado socioeconómico del hogar actual. Se pudo apreciar un efecto de mediación para cuatro IES públicas: el IPN, la UNAM, la UPN y las escuelas Normales. Mientras mayor riqueza de origen hay, la probabilidad de egresar del IPN, la UPN o Normales es menor. Sin embargo, el efecto que tienen estas IES sobre la riqueza del hogar actual es heterogéneo. Mientras que egresar del IPN incrementa la probabilidad de pertenecer a un quintil de riqueza más alto, egresar de la UPN o las Normales disminuye esa probabilidad. En contraste, una mayor riqueza de origen se relaciona con mayor probabilidad de egresar de la UNAM y, eventualmente, egresar de esta universidad se asocia con una mayor probabilidad de pertenecer a un quintil de riqueza más alto.

Los resultados encontrados muestran que existe una heterogeneidad en las oportunidades de movilidad social que ofrecen las IES para sus egresados. Esto sugiere una segregación por estrato socioeconómico de origen en el tipo de IES del que egresan las personas. Asimismo, existe una variación importante en los resultados socioeconómicos después de egresar. En espe-

cífico, las IES con mayor calidad educativa (el *top 3* analizado en este trabajo) tienen mejor perspectiva de resultados socioeconómicos después de egresar. Estos hallazgos sugieren que la calidad de las escuelas en el nivel superior no es un tema menor cuando se busca promover la movilidad social. Lo anterior se traduce en la existencia de variaciones importantes en la distribución de los resultados socioeconómicos después de que se egresa de alguna institución de educación superior específica. Sin embargo, hasta ahora, hay poco entendimiento de que cambiar esa distribución de resultados socioeconómicos requiere una mejora sustancial en la calidad de la gran mayoría de los programas educativos a lo largo y lo ancho de todo el territorio mexicano. En este sentido podría pensarse en un mecanismo de incentivos que permita redistribuir a los mejores docentes hacia aquellas instituciones de educación superior con menor calidad educativa.

Si bien este trabajo reconoce limitaciones importantes, los resultados obtenidos, aunque sugerentes, permiten distinguir relaciones interesantes sobre casos de estudios que valdría la pena profundizar. Por ejemplo, la UPN, las escuelas normales y las instituciones privadas de absorción de demanda deberían ser objeto de atención en las investigaciones debido al escenario negativo que presentan en términos de promover la movilidad social intergeneracional de sus egresados. Asimismo, hay que destacar el caso del IPN, puesto que parece tener una mayor promoción de la movilidad social entre sus egresados. Esto pone de manifiesto la necesidad de generar bases de datos con información representativa de egresados de las IES. Con ello, se podría obtener evidencia empírica sólida y relevante para abonar en el diseño de políticas públicas en favor de la movilidad social intergeneracional mediante la educación superior.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Barceinas, F. (2002). Rendimientos privados y sociales de la educación en México. *Economía Mexicana, nueva época*, 11(2), 333-390. Recuperado de: http://www.economiamexicana.cide.edu/num_anteriores/XI-2/04_FERNANDO_BARCEINAS.pdf
- Barceinas, F., y Raymond, J. (2005). Convergencia regional y capital humano en México, de los años 80 al 2002. *Estudios Económicos*, 20(2), 263-293. doi: 10.24201/ee.v20i2.161

- Baron, R., y Kenny, D. (1986). The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic, and statistical considerations. *Journal of Personality and Social Psychology*, 51(6), 1173-1182. doi: 10.1037/0022-3514.51.6.1173
- Behrman, J., Gaviria, A., y Székely, M. (2001). *Intergenerational mobility in Latin America*. (working paper, 452). Banco Interamericano de Desarrollo. Recuperado de: <https://publications.iadb.org/en/publication/intergenerational-mobility-latin-america>
- Binder, M., y Woodruff, C. (2002). Inequality and intergenerational mobility in schooling: The case of Mexico. *Economic Development and Cultural Change*, 50(2), 249-267. Recuperado de: <https://doi.org/10.1086/322882>
- Binelli, C., y Rubio-Codina, M. (2013). The returns to private education: Evidence from Mexico. *Economics of Education Review*, 36, 198-215. Recuperado de: <https://doi.org/10.1016/j.econedurev.2013.06.004>
- Black, D., y Smith, J. (2004). How robust is the evidence on the effects of college quality? Evidence from matching. *Journal of Econometrics*, 121(1-2), 99-124. Recuperado de: <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2003.10.006>
- Black, S., y Devereux, P. (2011). Recent developments in intergenerational mobility. En O. Ashenfelter y D. Card (eds.), *Handbook of Labor Economics* (vol. 4, pp. 1487-1541). Ámsterdam: Elsevier.
- Bowen, W., Kurzweil, M., y Tobin, E. (2005). *Equity and Excellence in American Higher Education*. Charlottesville: University of Virginia Press.
- Bracho, T., y Zamudio, A. (1994). Los rendimientos económicos de la escolaridad en México, 1989. *Economía Mexicana, nueva época*, 3(2), 345-377. Recuperado de: <http://repositorio-digital.cide.edu/handle/11651/4240>
- Burlutskia, M. (2014). Higher education as a means of upward social mobility. The expectations of graduates and the realities of present-day society. *Russian Education & Society*, 56(4), 52-63. Recuperado de: <https://doi.org/10.2753/RES1060-9393560404>
- Carnoy, M. (1967). Earnings and schooling in México. *Economic Development and Cultural Change*, 15(4), 408-419. Recuperado de: <https://www.jstor.org/stable/i248335>
- Carnoy, M. (2011). As higher education expands, is it contributing to greater inequality? *National Institute Economic Review*, 215(1), R34-R47. Recuperado de: <https://doi.org/10.1177/0027950111401142>

- Chetty, R., Friedman, J., Saez, E., Turner, N., y Yagan, D. (2017). The role of colleges in intergenerational mobility. *Mobility Report Cards*. Recuperado de: <https://www.annenberginstitute.org/publications/mobility-report-cards-role-colleges-intergenerational-mobility>
- 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. Recuperado de: <https://doi.org/10.1093/qje/qju022>
- Coneval (2018). *Informe de evaluación de la política de desarrollo social en México 2018*. Recuperado de: https://www.coneval.org.mx/Evaluacion/IEPSM/IEPSM/Documents/IEPDS_2018.pdf
- Cuesta, J., Ñopo, H., y Pizzolitto, G. (2011). Using pseudo-pans to measure income mobility in Latin America. *The Review of Income and Wealth*, 57(2), 224-246. Recuperado de: <http://www.roiw.org/2011/n2/224-246.pdf>
- Dahan, M., y Gaviria, A. (2001). Sibling correlations and intergenerational mobility in Latin America. *Economic Development and Cultural Change*, 49(3), 537-554. Recuperado de: <https://doi.org/10.1086/452514>
- Dale, S., y Krueger, A. (2002). Estimating the payoff to attending a more selective college. *Quarterly Journal of Economics*, 107(4), 1491-1527. Recuperado de: <https://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.395.3232&rep=rep1&type=pdf>
- Fields, G., y Ok, E. (1999). The measurement of income mobility: An introduction to the literature. En J. Silber (ed.), *Handbook of Income Inequality Measurement. Recent Economic Thought* (pp. 557-598). Boston: Kluwer Academic Publishers.
- Hair, J., Black, W., Babin, B., y Anderson, R. (2007). *Multivariate Data Analysis*. Hampshire: Cengage.
- Haveman, R., y Wilson, K. (2007). Access, matriculation and graduation. En S. Dickert-Conlin y R. Rubenstein (eds.), *Economic Inequality and Higher Education: Access, Persistence, and Success* (pp. 17-43). Nueva York: Russel Sage Foundation.
- Heckman, J. (1979). Sample selection bias as a specification error. *Econometrica*, 47(1), 153-162. Recuperado de: <https://doi.org/10.2307/1912352>
- Hoekstra, M. (2009). The effect of attending the flagship state university on earnings: A discontinuity-based approach. *The Review of Economics and Statistics*, 91(4), 717-724. Recuperado de: <http://citeseerx.ist.psu.edu/>

- viewdoc/download;jsessionid=E22D98C6F49A025614E186027
AC312DC?doi=10.1.1.297.2883&rep=rep1&type=pdf
- Hoyos, R. de, Martínez de la Calle, J., y Székely, M. (2010). Educación y movilidad social en México. En J. Serrano y T. Florencia (eds.), *Movilidad social en México. Población, desarrollo y crecimiento*. México: Centro de Estudios Espinosa Yglesias.
- Keep, E., y Mayhew, K. (2004). The economic and distributional implications of current policies on higher education. *Oxford Review of Economic Policy*, 20(2), 298-314. Recuperado de: <https://doi.org/10.1093/oxrep/grh017>
- Kirkeboen, L., Leuven, E., y Mogstad, M. (2016). Field of study, earnings, and self-selection. *Quarterly Journal of Economics*, 131(3), 1057-1111. Recuperado de: <https://doi.org/10.1093/qje/qjw019>
- Light, A., y Strayer, W. (2000). Determinants of college completion: School quality or student ability? *Journal of Human Resources*, 35(2), 299-332. Recuperado de: <https://www.jstor.org/stable/146327>
- López-Calva, L., y Macías, A. (2010). ¿Estudias o trabajas? Deserción escolar, trabajo temprano y movilidad en México. En J. Serrano y T. Florencia (eds.), *Movilidad social en México. Población, desarrollo y crecimiento* (pp. 164-187). México: Centro de Estudios Espinosa Yglesias.
- Muñoz, C., Núñez, G., y Silva, M. (2005). *Desarrollo y heterogeneidad de las instituciones de educación superior particulares*. México: ANUIES.
- OCDE (2018). *A Broken Social Elevator? How to Promote Social Mobility*. París: OCDE Publishing.
- Orozco, M., Espinosa, R., Fonseca, C., y Vélez, R. (2019). *Informe. Movilidad social en México 2013. Hacia la igualdad regional de oportunidades*. México: Centro de Estudios Espinoza Yglesias.
- Paxton, P., Hipp, J., y Marquart-Pyatt, S. (2011). *Nonrecursive Models: Endogeneity, Reciprocal Relationships, and Feedback Loops*. Los Ángeles: SAGE Publications.
- QS Latin America University Rankings (2021). Recuperado de: <https://www.topuniversities.com/university-rankings/latin-american-university-rankings/2021>
- Rojas, I. (2012). Transmisión intergeneracional del ingreso. En R. Campos, J. Huerta y R. Vélez (eds.), *Movilidad social en México: constantes de la desigualdad* (pp. 299-352). México: Centro de Estudios Espinosa Yglesias.

- Rojas, M., Angulo, H., y Velázquez, I. (2000). Rentabilidad de la inversión del capital humano en México. *Economía Mexicana, nueva época*, 9(2), 113-142. Recuperado de: <http://mobile.repositorio-digital.cide.edu/handle/11651/4177>
- Solís, P. (2015). Desigualdad vertical y horizontal en las transiciones educativas en México. En R. Vélez, J. Huerta y R. Campos (eds.), *México: ¿el motor inmóvil?* (pp. 47-94). México: Centro de Estudios Espinosa Yglesias.
- Solon, G. (1992). Intergenerational income mobility in the United States. *American Economic Review*, 82(3), 393-408. Recuperado de: <https://www.jstor.org/stable/2117312>
- Székely, M. (2015). Expectativas educativas: una herencia intangible. En R. Vélez, J. Huerta y R. Campos (eds.), *México: ¿el motor inmóvil?* (pp. 95-126). México: Centro de Estudios Espinosa Yglesias.
- Torche, F. (2010). Cambio y persistencia de la movilidad intergeneracional en México. En J. Serrano y T. Florencia (eds.), *Movilidad social en México. Población, desarrollo y crecimiento* (pp. 71-134). México: Centro de Estudios Espinosa Yglesias.
- Torche, F. (2011). Is a college degree still the great equalizer? Intergenerational mobility across levels of schooling in the United States. *American Journal of Sociology*, 117(3), 763-807. Recuperado de: <https://doi.org/10.1086/661904>
- Torche, F. (2015). Diferencias de género en la movilidad intergeneracional en México. En R. Vélez, J. Huerta y R. Campos (eds.), *México: ¿el motor inmóvil?* (pp. 393-423). México: Centro de Estudios Espinosa Yglesias.
- Torche, F., y Spillerman, S. (2010). Influencias intergeneracionales de la riqueza en México. En J. Serrano y T. Florencia (eds.), *Movilidad social en México. Población, desarrollo y crecimiento* (pp. 229-274). México: Centro de Estudios Espinosa Yglesias.
- Vélez, R., Stabridis, O., y Minor, E. (2017). *Still Looking for the Land of Opportunity. The Case of Mexico* (documento de trabajo, #001/2017). México: Centro de Estudios Espinosa Yglesias. Recuperado de: <https://ceey.org.mx/wp-content/uploads/2018/06/01-V%C3%A9lez-Stabridis-Minor-2017.pdf>
- Wendelspiess, F. (2015). Intergenerational transmission of education: The relative importance of transmission channels. *Latin American Economic*

- Review*, 24(1), 1-44. Recuperado de: <https://latinaer.springeropen.com/articles/10.1007/s40503-014-0015-1>
- Wooldridge, J. (2012). *Introductory Econometrics: A Modern Approach*. Hampshire: Cengage.
- Yalonetzky, G. (2015). Movilidad intergeneracional de la educación en México: Un análisis de cohortes filiales y sexo. En R. Vélez, J. Huerta y R. Campos (eds.), *México: ¿el motor inmóvil?* (pp. 249-298). México: Centro de Estudios Espinosa Yglesias.
- Zimmerman, S. (2014). The returns to college admission for academically marginal students. *Journal of Labor Economics*, 32(4), 711-754. Recuperado de: <https://doi.org/10.1086/676661>