

LA DESIGUALDAD DE OPORTUNIDADES EDUCATIVAS EN MÉXICO

*El efecto de los ingresos,
la educación y la ocupación del hogar de origen*

EMILIO ERNESTO BLANCO BOSCO

Resumen:

El efecto estadístico del origen socioeconómico en la desigualdad de logros educativos se descompone en tres dimensiones del hogar de origen: ingresos, nivel educativo y ocupación del jefe(a). El objetivo de este trabajo es determinar el peso de cada uno de estos factores sobre la desigualdad de oportunidades educativas, en distintas transiciones y cohortes. Para realizar el análisis, se ha utilizado el método de descomposición Shapley-Shorrocks a partir de coeficientes de regresión lineales y logísticos. Los resultados muestran un predominio en la desigualdad educativa de los ingresos de los hogares, seguido del nivel educativo de los mismos. No obstante, a lo largo del tiempo, el primer factor se debilita, mientras que el segundo incrementa su peso relativo. Esto apuntaría a un fortalecimiento de mecanismos de reproducción de las desigualdades basados en el capital educativo de las familias.

Abstract:

The statistical effect of socioeconomic origin on unequal educational achievement is decomposed into three dimensions in the family of origin: income, educational level, and the occupation of the head of the household. The objective of this study is to determine the weight of each factor in educational inequality, for various transitions and cohorts. To complete the analysis, the Shapley-Shorrocks decomposition method was used, based on linear and logit regression coefficients. The results show predominant educational inequality in household income, followed by the educational level. However, over time, the effect of income decreases, while the relative weight of the educational level increases. This finding would indicate a strengthening of the reproduction mechanisms of inequalities based on the families' educational capital

Palabras clave: desigualdad educativa; oportunidades educativas; acceso a la educación.

Keywords: educational inequality; educational opportunities; access to education.

Introducción y problema de investigación

La investigación sobre la desigualdad de oportunidades educativas enfocada en las transiciones entre niveles (en adelante, DOE) es un campo en proceso de consolidación en América Latina. Los principales resultados apuntan a que, en las últimas décadas, la desigualdad asociada al origen socioeconómico se habría reducido en las primeras transiciones (acceso a primaria y secundaria), mientras que en las transiciones a los niveles medio superior y superior se observa un estancamiento o, incluso, un incremento (Torche, 2010; Costa-Ribeiro, 2011; Solís, 2013; Cardozo, 2018; Blanco, 2021).

En estos análisis, el origen socioeconómico suele ser observado a través de distintos indicadores. Los más frecuentes son el nivel educativo del hogar (Marteleteo, Carvalhaes y Hubert, 2012), la clase/ocupación de origen (Cardozo, 2018) o alguna combinación de ellos (Torche, 2010), que también puede incluir el nivel de ingresos de las familias (Costa-Ribeiro, 2011; Solís, 2013). El hecho de que se usen medidas diferentes no es trivial y sus implicaciones no han sido suficientemente discutidas. De esta situación se derivan al menos tres problemas.

Primero, los hallazgos no son estrictamente comparables entre estudios, lo que dificulta obtener conclusiones robustas sobre la magnitud y la evolución del fenómeno. Segundo, dado que en muchas investigaciones es frecuente que se utilice una única medida, se corre el riesgo de subestimar la desigualdad total de origen socioeconómico y de sobreestimar el efecto del concepto efectivamente incluido. Tercero, la ausencia de reflexión sobre los constructos involucrados impide profundizar en el conocimiento sobre los procesos que explicarían la DOE.

Para la sociología de la educación es fundamental refinar estas explicaciones, como ejemplifican los intentos por separar los efectos del capital económico de aquellos correspondientes al capital cultural (Jaeger, 2007), o la corriente que busca distinguir los efectos de las habilidades académicas de aquellos derivados de las evaluaciones costo-beneficio (Boudon, 1973; Erikson, Goldthorpe, Jackson, Yaish *et al.*, 2005; Jackson, 2013).

Derivado de esto, de manera reciente, la investigación sobre la DOE ha destacado la necesidad de separar las dimensiones del origen socioeconómico de los individuos. El interés se ha centrado, principalmente, en tres aspectos: *a)* ingresos del hogar de origen, *b)* origen ocupacional y *c)* educación familiar (Blossfeld, 2019).

Una primera forma de entender la influencia de estos constructos es a través de los recursos que implican para la continuidad educativa. Los ingresos del hogar, por ejemplo, permiten evitar o retrasar la salida de las y los alumnos al mercado de trabajo. También permiten costear opciones educativas de mayor calidad o prestigio, así como complementar el aprendizaje de las y los estudiantes mediante la inversión adicional en recursos educativos (Erikson y Jonsson, 1996).

No obstante, la forma habitual de medición de los ingresos descuida aspectos importantes para las decisiones educativas, como su estabilidad en el tiempo. Tal dimensión podría ser mejor capturada a través de la clase social o alguna otra medida relacionada con la ocupación (Bukodi y Goldthorpe, 2013).

Por su parte, los recursos educativos de los hogares permiten a las familias apoyar en forma diferencial la educación de los hijos(as). Estos apoyos pueden ser directos, como la ayuda en las tareas, o mediados, como la transmisión de criterios de orientación en las instituciones educativas (Erikson y Jonsson, 1996) o la capacidad para obtener evaluaciones favorables por parte de las y los maestros (Lareau, 2003). Otro mecanismo posible es la transmisión de capitales culturales y de habitus escolares específicos de las clases dominantes (Bourdieu, 1986).

Una segunda forma de concebir a estos constructos es a través del papel que tienen sobre las expectativas de movilidad de las familias. Estas expectativas inciden en las decisiones educativas de forma analíticamente independiente a su influencia en tanto recursos. Bajo esta perspectiva, los ingresos de las familias, la clase social de origen, el nivel educativo y el estatus familiar se constituyen en puntos de referencia contra los cuales se construyen las expectativas de futuro de las y los jóvenes.

Como ejemplo, se ha afirmado que las expectativas de movilidad ocupacional se construyen en relación con la posición social de partida de la familia. La hipótesis más notoria al respecto es la de la distancia social relativa (Keller y Zavalloni, 1964), recogida por Boudon en su esquema de efectos primarios y secundarios, y por Breen y Goldthorpe (1997) en su teoría sobre la aversión al riesgo relativa.

El objetivo de este trabajo no es identificar todos estos mecanismos, dado que no existen los datos para ello. La meta es más modesta: estimar el peso relativo de tres de estos constructos sobre la DOE, tanto en distintas transiciones clave como para distintas cohortes.

Esto permitirá conocer en qué medida esta desigualdad está condicionada por factores materiales (ingresos y ocupación) o, alternativamente, por aquellos relacionados con los recursos simbólicos (educativos). También mostrará si el peso de estos factores cambia en distintas transiciones, a medida que se avanza en el curso de vida. Finalmente, posibilitará identificar cambios entre cohortes en los pesos relativos de cada dimensión, lo que apuntaría a una posible reconfiguración en los mecanismos detrás de la DOE.

Lo anterior es relevante en términos analíticos, dado que indagar los efectos de cada dimensión por separado permite refinar el conocimiento sobre las desigualdades educativas y comenzar a abrir la “caja negra” de los múltiples mecanismos a través de los que se produce.

En este sentido, durante el siglo XX, México experimentó dos grandes procesos que podrían incidir no solo en la desigualdad general de oportunidades, sino también en los pesos relativos de sus componentes. El primero es la expansión de oportunidades de acceso a la educación, especialmente marcada en primaria y secundaria y, con un ritmo menor, en media superior y superior. Esta expansión ha tenido lugar, principalmente, mediante el sector público, aunque también en la oferta privada ha crecido significativamente en media superior y superior. El segundo es la generalización de los exámenes de admisión basados en conocimientos para el acceso a las escuelas de nivel medio superior y superior, particularmente las que gozan de mayor reconocimiento.

La principal hipótesis de este artículo es que ambos procesos deberían tener como consecuencia una reducción en el peso relativo de las condiciones económicas del hogar para explicar el acceso a la educación, así como un incremento en el peso de la educación del hogar de origen. Lo primero se debería a que las oportunidades de acceso de los sectores más vulnerables mejoraron mediante el crecimiento de la oferta y la implementación de políticas de apoyo económico (principalmente, transferencias condicionadas y becas). Adicionalmente, el crecimiento del sector privado en educación media superior y superior ha tenido lugar, principalmente, mediante una oferta accesible para los sectores medios y medio-bajos, lo que contribuiría a reducir aún más la desigualdad de ingresos.

Por su parte, y dada la relación que existe entre el nivel educativo del hogar y los aprendizajes escolares, la generalización de los exámenes de

ingreso basados en conocimientos acarrearía un incremento en el peso del origen educativo del hogar, particularmente en el acceso a los niveles medio superior y superior.

El problema investigado aquí también es relevante en términos de política pública. Si se busca impulsar la igualdad de oportunidades, un predominio de la desigualdad económica sugeriría la necesidad de reducir los costos directos e indirectos de la educación. En cambio, una superioridad de los efectos educativos apoyaría la necesidad de políticas para mejorar la equidad de los aprendizajes o reducir el peso otorgado a los exámenes de admisión en los niveles medio superior y superior.

Antecedentes

La investigación en los países centrales que separa los efectos de distintas dimensiones del origen social sobre las transiciones muestra, en términos generales, un predominio de los efectos de la educación y el estatus del hogar sobre los ingresos o la clase (Bukodi y Goldthorpe, 2013; Meraviglia y Buis, 2015) incluso después de controlar por la habilidad cognitiva de las y los alumnos (Erikson, 2016; Bukodi, Erikson y Goldthorpe, 2014; Hällsten y Thaning, 2018). No obstante, también se halló que la importancia relativa de estos efectos varía significativamente entre países y a lo largo del tiempo (Bukodi, Eibl, Buchholz, Marzadro *et al.*, 2018).

Este predominio de los efectos educativos en los países centrales se explicaría a partir de la relativa igualdad en la distribución de recursos económicos de estas sociedades, así como por el hecho de que las mismas han logrado reducir efectivamente los costos de avanzar en la educación mediante la introducción de reformas universalistas. En estas condiciones son los recursos educativos de las familias los que tienen más influencia, presumiblemente a través de las disposiciones y habilidades académicas que generan.¹

En América Latina prácticamente no existen antecedentes que separen la influencia de distintas dimensiones del origen social sobre las transiciones educativas. Se ha desarrollado, en cambio, una intensa investigación sobre factores asociados a los aprendizajes, entre los que el origen social tiene un papel preponderante. Si bien es un fenómeno distinto al que aborda este artículo, es relevante mencionar que la influencia de

los factores socioeconómicos sobre los aprendizajes ha sido corroborada sistemáticamente, si bien con variaciones importantes entre países y niveles educativos.

En algunos de estos estudios, el origen socioeconómico es observado a través de un índice único que integra distintas dimensiones. El coeficiente resultante en estos modelos puede interpretarse como una medida global de la desigualdad de aprendizajes asociada al origen social (p. ej., Backhoff, Bouzas, Contreras, Hernández *et al.*, 2007; Backhoff, Bouzas, González, Andrade *et al.*, 2008; Tristán, Flores-Cervantes, Díaz, Flores *et al.* 2008; Unesco, 2013; 2016; Vergara-Lope, Hevia y Loyo, 2019; Vargas y Santillán, 2022). Otros estudios incluyen más de una variable, vinculadas a distintas dimensiones del origen. No obstante, su objetivo principal no es la comparación sistemática del grado de explicación estadística aportado por cada dimensión (Hernández Uralde, Márquez Jiménez y Palomar Lever, 2006; Fernández, 2007; Cervini y Dari, 2009; Blanco, 2011, 2017; Treviño, 2014; INEE, 2017; González y Treviño, 2018).

Los análisis que más se acercan a estas comparaciones pueden encontrarse de manera muy general en algunos reportes del Programa para la Evaluación Internacional de Alumnos (PISA), que separan los porcentajes de varianza explicados por el nivel educativo del hogar, el estatus ocupacional y el nivel de bienestar económico del hogar. En México, llama la atención la capacidad comparativamente baja de los factores en su conjunto para explicar la desigualdad de aprendizajes (OECD, 2016:229), así como la ausencia de un predominio claro de alguno de ellos. Esta situación es diferente a la de la mayoría de los países latinoamericanos evaluados, donde los efectos predominantes tienden a ser los del bienestar del hogar para matemáticas (OECD, 2013:39), y los del estatus ocupacional/educativo para lectura (OECD, 2010:44).

Debe señalarse que, aun cuando existen numerosas investigaciones que introducen más de una variable de origen social, en su mayoría suelen estar más enfocadas en los factores escolares asociados al aprendizaje. Por ello, las variables socioeconómicas se utilizan principalmente como controles estadísticos, lo que impide observar la magnitud global de su asociación con la variable dependiente, reteniéndose, en cambio, su efecto “neto”.

La contribución específica de este artículo es realizar una comparación sistemática de los efectos globales de distintos indicadores del origen social, asociados a distintas dimensiones, sobre la probabilidad de realizar transiciones clave en las trayectorias educativas de la población mexicana.

Los antecedentes regionales en esta línea específica son escasos. Sus resultados muestran diferencias llamativas con los países centrales. En Brasil se encontró que la riqueza del hogar tendría un peso considerablemente mayor que la educación de las madres y los padres y la ocupación, tanto en el total de años de escolaridad como en diversas transiciones (Costa-Ribeiro, 2011). En México, un análisis realizado por Solís (2012) reveló que tanto la acumulación de años de escolaridad como la probabilidad de abandonar la escuela están influidos, por separado, por los ingresos del hogar de origen y el nivel de escolaridad del hogar. Una vez introducidos estos factores, la clase social de origen no tiene efectos significativos. Además, los ingresos del hogar tendrían un efecto mayor al de la escolaridad.

Un artículo reciente sobre la evolución de la desigualdad de oportunidades educativas en México entre 1960 y 2015 (Blanco, 2021) constituye el antecedente más directo de este artículo, en el que se busca expandir dichos resultados. En dicho trabajo, mediante el modelo de transiciones condicionales (Mare, 1981), se mostró que, aunque en el periodo referido la DOE se redujo significativamente en las transiciones de educación básica (acceso a primaria y secundaria), en las transiciones más avanzadas esta desigualdad es persistente (acceso condicional² a media superior), e incluso muestra una tendencia al aumento en el acceso condicional a la educación superior.

En dicho trabajo, el origen social se observó, en primera instancia, a través de un índice que agregaba tres variables: activos del hogar (dimensión económica), escolaridad de las madres y los padres (dimensión cultural) y posición ocupacional (dimensión de clase). En un segundo momento, estos índices se introdujeron por separado a los modelos para explorar eventuales diferencias en las tendencias de cada uno.³

El resultado más relevante fue que, mientras que en las transiciones de educación básica todos los componentes redujeron su influencia a lo largo del tiempo, en las transiciones de nivel medio superior y superior se observaría una reconfiguración de la desigualdad: los activos de los hogares

han perdido peso, mientras que la educación de las madres y los padres, así como la ocupación han incrementado su influencia.⁴

Aunque relevantes, estos hallazgos dejan sin resolver al menos tres preguntas que buscan responderse aquí: *a)* ¿cuál es el peso relativo de cada dimensión del origen social en la explicación de la DOE?, *b)* ¿cómo cambia esta relación cuando se analizan distintas transiciones?, y *c)* ¿en qué medida se han modificado estos pesos en las últimas décadas?

Así, el artículo busca contribuir a la literatura mediante una estimación precisa del peso de cada factor, así como los eventuales cambios en el tiempo de su incidencia. De esta forma, se pretende avanzar en la descripción de la reconfiguración que estaría experimentando la desigualdad de oportunidades educativas en México.

Datos y método

El análisis se hace con base en los microdatos del Módulo de Movilidad Social Intergeneracional (MMSI), levantado en los trimestres 3 y 4 de 2016 como un módulo de la Encuesta Nacional de los Hogares (ENH), del Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática (INEGI). El MMSI recolectó información sobre la movilidad social de la población entre 25 y 64 años, con una muestra de 31,935 viviendas y cobertura para áreas rurales y urbanas (muestreo probabilístico en viviendas, estratificado, bietápico y por conglomerados). En este trabajo el análisis comprende a los residentes habituales de la vivienda que tenían entre 25 y 64 años de edad ($n = 25,634$) al momento de la encuesta.

Variables dependientes

La primera variable dependiente es los años de escolaridad completados por las personas entrevistadas. Esta variable es de tipo numérico y constituye una medida global del avance educativo de los sujetos.

De manera alternativa, se utilizan tres variables binarias, que indican si las personas realizaron (o no) las siguientes transiciones: *a)* acceder a secundaria, *b)* acceder al nivel medio superior; *c)* acceder a la educación superior. Cada transición es condicional a haber realizado la transición inmediata anterior, lo que evita que la estimación de la desigualdad en cada transición se contamine con la desigualdad de las transiciones anteriores.

Variables independientes

Las variables independientes son de dos tipos en función del papel que cumplen en los modelos:

- 1) El primer grupo son tres variables que corresponden a cada uno de los constructos teóricos de interés, denominadas, por esta razón, “principales”. La capacidad económica de los hogares se registró a través de un índice de activos del hogar, construido mediante el método de componentes principales. Para la escolaridad del hogar se tomó el máximo número de años de escolaridad aprobados por la madre y el padre (en caso de que ambos estuvieran presentes) o por el cuidador(a) presente en el hogar. La ocupación fue observada a través del International Socio Economic Index (ISEI) (Ganzeboom, De Graaf y Treiman, 1992), construido a partir del empleo del proveedor principal del hogar.⁵
- 2) El segundo grupo de variables tiene la función de ajustar el efecto de las primeras en todos los modelos (variables de control). Se utilizó el tamaño de la localidad de residencia (0 = mayor o igual a 50,000 habitantes; 1 = entre 4,999 y 2,501 habitantes; 2 = menor o igual a 2,500 habitantes); la condición lingüística del entrevistado (0 = ni él/ ella ni la madre y el padre hablan una lengua indígena; 1 = al menos la madre o el padre habla una lengua indígena, pero no el entrevistado(a); 2 = la persona entrevistada habla una lengua indígena); la estructura familiar (0 = hogar nuclear; 1 = hogar extendido; 2 = hogar con al menos la madre o el padre faltante) y la escala del proyecto PERLA de color de piel reportado por la persona entrevistada (de 0 = más oscuro a 11 = más claro).

Análisis

Se estimaron dos tipos de modelos en función de las variables dependientes. Para los años de escolaridad se utilizaron modelos de regresión lineal por mínimos cuadrados (OLS). Para las tres transiciones dicotómicas se utilizaron modelos logísticos binomiales.

El modelo OLS general toma la forma:

$$esc_i = \beta_0 + \beta_1(activos_i) + \beta_2(eschog_i) + \beta_3(ocupación_i) + \sum_{j=4}^n \beta_j(X_{ji}) + \varepsilon_i,$$

donde esc_i son los años de escolaridad alcanzados por el i -ésimo entrevistado(a); β_1, β_2 y β_3 son los coeficientes de regresión de los activos del hogar ($activos_i$), la escolaridad del hogar ($eschog_i$) y la ocupación del jefe(a) ($ocupación_i$), respectivamente; β_j es un vector que incluye variables de control y/o interacciones (representadas como variables X_{ji}), β_0 es la constante y \mathcal{E}_i es un término de error.

El modelo logístico binomial toma, para cada una de las transiciones bajo análisis (acceso a secundaria, acceso a media superior y acceso a superior), la forma general:

$$\ln\Omega(acceso_i) = \beta_0 + \beta_1(activos_i) + \beta_2(eschog_i) + \beta_3(ocupación_i) + \sum_{j=4}^n \beta_j(X_{ji}),$$

donde $\ln\Omega(acceso_i)$ es el logaritmo de la razón de momios (probabilidad de acceso al nivel/probabilidad de no acceso al nivel) para el i -ésimo entrevistado(a); β_0 a β_j son coeficientes de regresión logística binomial para las mismas variables del modelo anterior.

Los análisis se efectuaron tanto para el total de las y los entrevistados como para cuatro cohortes por separado, según los años cumplidos al momento de la entrevista: 0 = 55-64; 1 = 45-54; 2 = 35-44; 3 = 25-34. Estos grupos nacieron, respectivamente, entre 1952-1961, 1962-1971, 1972-1981 y 1982-1991, y se caracterizan por haber atravesado distintos períodos históricos que podrían haber afectado de distinta forma sus oportunidades educativas. Especialmente importantes son aquí las crisis económicas de 1982 y 1994, que prácticamente no afectaron a la cohorte más vieja, pero sí afectaron todas las transiciones relevantes de las cohortes 2 y 3.

Una vez estimados los modelos, la descomposición de los efectos para conocer el peso relativo de cada componente del origen social se realizó mediante el método de Shapley-Shorrocks (Shorrocks, 2013); este calcula la contribución de cada variable (en este caso, al estadístico de ajuste R^2 para los modelos lineales y el pseudo- R^2 para los modelos logísticos) mediante la estimación de todos los modelos posibles donde dicha variable es eliminada en un determinado orden, ponderados por su probabilidad de ocurrencia.⁶

Como resultado, el efecto marginal de cada variable de interés (o de un grupo de variables) es reportado como un porcentaje del total de la explicación estadística del modelo.

Resultados

Distribución de las variables

La tabla 1 muestra el valor de las tres principales variables independientes (previo a su estandarización por cohortes) y su evolución a lo largo del tiempo. Es clara la tendencia al alza de todos los indicadores: más de dos años extra de escolaridad de las y los entrevistados entre las cohortes 1 y 4; casi dos puntos en el índice de activos en el hogar; más de tres grados escolares en la familia; y 3.5 puntos en el ISEI. En términos generales, estos resultados muestran un incremento moderado pero sistemático en el origen socioeconómico de los individuos a lo largo del tiempo.

TABLA 1

Índice de activos del hogar de origen, años de escolaridad familiar y ocupación del jefe(a) del hogar, por cohorte. Población de 25 a 64 años. México, 2016

	Cohorte				Total
	1952-1961	1962-1971	1972-1981	1982-1991	
Activos del hogar (estandarizado)	-0.9	-0.4	0.1	0.7	0.0
Escolaridad familiar (años)	3.3	3.9	5.2	6.9	5.1
Ocupación del jefe (ISEI)	29.9	30.6	31.9	33.4	31.7
Observaciones	4,110	6,244	7,949	7,331	25,634

Fuente: elaboración propia con base en microdatos del MMSI 2016.

¿Qué tan razonable es considerar al origen socioeconómico como un constructo único? Un análisis de correlaciones bivariadas entre las variables independientes (tabla 2) reveló relaciones de moderadas a fuertes entre los componentes económico, educativo y ocupacional. Dependiendo de la cohorte, el coeficiente r de Pearson para la correlación entre la escolaridad familiar y los activos del hogar va de .57 a .60; entre la escolaridad y el ISEI va de .59 a .61; entre ISEI y activos, de .53 a .59. Existe, en consecuencia, suficiente laxitud en el acoplamiento de las variables como para que sea de interés explorar sus efectos por separado.

Adicionalmente se observa que, a lo largo de las cuatro cohortes, la magnitud de estas relaciones no varía significativamente.

TABLA 2

Correlaciones bivariadas (Pearson) entre la escolaridad del hogar de las y los entrevistados (escolaridad), los activos del hogar de origen (activos), y la ocupación del jefe(a) del hogar (ISEI), por cohorte. Población de 25 a 64 años. México, 2016

	Cohorte								Total	
	1952-1961		1962-1971		1972-1981		1982-1991		Esc.	Activos
	Esc.	Activos	Esc.	Activos	Esc.	Activos	Esc.	Activos		
Activos	0.58	1	0.60	1	0.58	1	0.59	1	0.57	1
ISEI	0.60	0.53	0.59	0.56	0.59	0.55	0.61	0.55	0.61	0.49
Obs.	3,738		5,844		7,532		6,996		24,110	

Esc: escolaridad.

Fuente: elaboración propia con base en microdatos del MMSI 2016.

La tabla 3 muestra las características de las variables dependientes: escolaridad acumulada (promedio de grados escolares aprobados) y porcentaje de individuos que realizan las principales transiciones educativas (desde el acceso a secundaria hasta el acceso al nivel superior), por cohorte y para cuartiles de las tres variables independientes principales. Los porcentajes de todas las transiciones posteriores a la primaria son condicionales a la finalización del nivel anterior, de forma que no absorben las diferencias de las transiciones anteriores.

El cambio entre cohortes muestra el resultado de la expansión de las oportunidades educativas. Los años promedio de escolaridad crecen 7.7 a 10.9 entre la primera y la última cohorte. El acceso a secundaria pasó de aproximadamente 70 a 90% entre la primera y la última cohorte. En cambio, prácticamente no hay variaciones en el acceso condicional a media superior y superior. De quienes egresaron de secundaria para cada cohorte, alrededor de dos tercios transitaron al nivel medio superior en todos los grupos de edad. Para quienes egresaron de media superior, el porcentaje de acceso al nivel superior se ha mantenido estable, en alrededor de 60 por ciento.

TABLA 3

Escolaridad acumulada por las y los entrevistados y porcentaje de entrevistados que alcanzan distintos marcadores educativos, por categorías de variables independientes. Personas de 25 a 64 años. México, 2016*

	Escolaridad acumulada (años)	Acceso a secundaria (%)	Acceso a media superior (%)	Acceso a superior (%)
Total	9.6	83.4	63.4	58.0
Cohorte				
1952-1961	7.7	70.5	65.9	61.5
1962-1971	9.0	78.5	62.4	54.6
1972-1981	9.9	85.4	58.8	57.3
1982-1991	10.9	90.1	67.4	59.4
Activos del hogar (cuartiles)				
I	5.9	58.4	33.0	32.7
II	8.6	77.3	45.0	40.6
III	10.8	90.5	63.1	52.7
IV	13.3	97.3	86.4	69.4
Años de escolaridad familiar (cuartiles)				
I	6.5	64.9	38.4	36.7
II	9.0	80.2	51.2	44.7
III	10.3	87.0	62.1	50.9
IV	13.3	97.7	85.2	70.3
Ocupación del jefe del hogar (cuartiles)				
I	7.3	70.7	43.1	41.7
II	9.5	82.9	56.7	49.8
III	10.7	88.7	66.1	54.6
IV	12.5	94.0	81.6	69.5
Observaciones	24,635	18,051	10,466	4,953

* Con excepción del correspondiente a acceso a primaria, los porcentajes son condicionales a la finalización del nivel anterior.

Fuente: elaboración propia con base en microdatos del MMSI 2016.

Como es esperable, se observan diferencias marcadas por cuartiles de las variables independientes. Las más importantes están entre los extremos de la distribución de activos del hogar, seguidas de las diferencias por escolaridad familiar y, por último, las diferencias por ocupación.

Tanto en la escolaridad como en los activos del hogar, las diferencias en años de escolaridad acumulados entre los cuartiles extremos son de 2 a 1. Una relación algo menor se observa entre los cuartiles del índice ocupacional.

Si en lugar de los años acumulados se atiende a los porcentajes de acceso a cada nivel, en secundaria la ventaja del cuartil superior sobre el inferior va de 34% (ocupación) a 67% (activos del hogar). En el acceso a media superior las ventajas van de 89% en el índice ocupacional a 159% en los activos del hogar. Finalmente, en el acceso al nivel superior las ventajas van de 66 a 112 por ciento.

Peso relativo de las variables principales

El resultado más notorio de la regresión OLS (tabla 4, modelo 1, primer panel) es que, por sí solas, las tres variables socioeconómicas logran un porcentaje elevado de explicación estadística ($R^2 = 37.9\%$). Si se introducen transformaciones cuadráticas e interacciones entre estas variables (modelo 2), el incremento en el ajuste es marginal ($R^2 = 38.4\%$).⁷ Un resultado similar (modelo 3) ocurre al agregar las siete variables de control ($R^2 = 39.3\%$).⁸

La descomposición de Shapley (tabla 4, segundo panel) mostró que la variable que más contribuye a la explicación total es el índice de activos del hogar (entre 36 y 47%, dependiendo del modelo), seguida de la escolaridad de la madre y el padre (23-29%). El índice ocupacional y las variables de control tienen un tercer lugar, con porcentajes similares (13 y 15%, respectivamente).

Estos resultados fortalecen dos puntos, uno sustantivo y otro metodológico. En lo sustantivo, la primacía de la capacidad económica de los hogares distingue el caso de México de los países europeos y lo acerca a los antecedentes latinoamericanos (aunque este hallazgo se matiza en las páginas que siguen). Para el conjunto de la población analizada, la posibilidad de acumular educación estuvo influida principalmente por el ingreso de los hogares, y en menor medida por factores vinculados al capital cultural o a la posición ocupacional.

TABLA 4

Coeficientes de regresión lineal (OLS) sobre años de escolaridad del entrevistado(a), y porcentaje de contribución de variables utilizadas al coeficiente R² (descomposición Shapley-Shorrocks). Personas de 25 a 64 años. México, 2016

	Modelos		
	1	2	3
Activos del hogar	1.752**	1.682**	1.538**
Escolaridad del hogar	1.106**	1.255**	1.221**
Ocupación del jefe(a)	0.320**	0.521**	0.454**
Activos del hogar ²		0.190**	0.227**
Escolaridad del hogar ²		-0.120**	-0.124**
Ocupación del jefe(a) ²		-0.059	-0.034
Escolaridad*Activos		-0.148**	-0.140*
Escolaridad*Ocupación		0.113*	0.115*
Activos*Ocupación		-0.248**	-0.256**
Localidad > 50,000 habitantes			-0.107
Localidad < 2,500 habitantes			-0.431**
Lengua indígena (padre y madre)			0.229
Lengua indígena (ego)			-0.924**
Hogar extendido			0.195
Hogar sin madre o padre			-0.647**
Color de piel			0.176**
Constante	9.734**	9.873**	10.218**
R ²	0.379	0.384	0.393
Observaciones	24,110	24,110	23,909
Contribución (%) de las variables al R ² Descomposición de Shapley-Shorrocks			
Activos	47.4	44.2	36.3
Escolaridad	28.6	26.5	23.1
Ocupación	16.6	15.1	12.8
Interacciones		6.7	5.9
Controles			14.8

**p < 0.01, * p < 0.05

Fuente: elaboración propia con base en microdatos del MMSI 2016.

Del lado metodológico, el hecho de que más de 70% de la explicación corresponda a las tres variables principales justifica una aproximación parsimoniosa a la descomposición. Por esta razón, en los modelos siguientes no se incluyen las interacciones entre las variables principales, y el resto de las variables se utiliza únicamente a modo de control.

Cambio en los coeficientes por cohorte: modelos básicos

Como referencia para las descomposiciones de Shapley que se presentan en las secciones siguientes, se estimaron modelos lineales OLS y logísticos sobre cada una de las variables dependientes de interés. Estos modelos se especifican de la misma manera para cada variable. Las variables independientes son: cohorte de nacimiento; activos del hogar; escolaridad de la madre y el padre; índice ocupacional del proveedor principal; interacciones entre la cohorte y las tres variables principales; y, finalmente, se introducen las variables de control señaladas en la sección de métodos. La tabla 5 muestra los resultados, sin incluir los coeficientes de las variables de control para simplificar la presentación.

El modelo OLS para años de escolaridad (primera columna) muestra que esta variable tiende a crecer en las cohortes más recientes, tal como es esperable en función de la expansión educativa. La escolaridad también crece a medida en que se incrementan los valores de las variables independientes principales. Como se adelantó en los modelos generales, el efecto de mayor magnitud es el de los activos del hogar, seguido de la escolaridad y la ocupación en último lugar.

Ahora bien, la interacción con las cohortes muestra un descenso muy importante del peso de los activos del hogar, mientras que la escolaridad y la ocupación no modifican sustantivamente su importancia. Este hallazgo fortalece la idea de que la expansión de oportunidades educativas ocurrida durante el periodo analizado logró reducir el peso de las condiciones económicas de origen.

Específicamente, mientras que un cambio en un desvío estándar del índice de los activos del hogar se asociaba a un incremento de 2.3 grados escolares en la cohorte 1952-1961, para la correspondiente a 1982-1991 el coeficiente se reduce en 1.2 años, lo cual dejaría el efecto para dicha cohorte en 1.1 años, muy similar al observado para un cambio en un desvío estándar de la escolaridad del hogar.

TABLA 5

Coeficientes de modelos de regresión lineal y logística para distintos marcadores de logro educativo. Personas de 25 a 64 años. México, 2016

	Modelo lineal		Modelos logísticos	
	Variable dependiente: años de escolaridad	Variable dependiente: acceso a secundaria	Variable dependiente: acceso a media superior	Variable dependiente: acceso a superior
Cohorte 1952-1961: referencia				
Cohorte 1962-1971	1.297**	0.625**	0.016	-0.315
Cohorte 1972-1981	2.182**	1.263**	-0.025	-0.211
Cohorte 1982-1991	3.205**	2.054**	0.555**	-0.022
Activos del hogar	2.269**	0.825**	0.731**	0.269*
Cohorte 1962-1971*Activos	-0.209	0.054	0.067	0.229
Cohorte 1972-1981*Activos	-0.684**	-0.006	0.095	0.162
Cohorte 1982-1991*Activos	-1.160**	-0.133	-0.134	0.172
Años de escolaridad	1.039**	0.512**	0.387**	0.392**
Cohorte 2*Escolaridad	-0.143	-0.083	0.021	-0.140
Cohorte 3*Escolaridad	0.077	0.006	0.171	-0.181
Cohorte 4*Escolaridad	0.241	0.369*	0.242	0.108
Ocupación del jefe(a)	0.256*	0.140	0.123	-0.020
Cohorte 2*Ocupación	-0.115	0.009	-0.040	0.020
Cohorte 3* Ocupación	0.065	-0.014	0.058	0.345*
Cohorte 4* Ocupación	0.123	0.086	0.229	0.221
Constante	6.414**	0.616**	0.309	0.104
<i>R</i> ² (col. 1) o <i>pseudo-R</i> ² (cols. 2-4)	0.454	0.202	0.180	0.097
Observaciones	23,909	20,459	16,188	8,369

** p < 0.01, * p < 0.05

Fuente: elaboración propia con base en microdatos del MMSI 2016.

Si se dirige la atención a los modelos logísticos, el primer hallazgo general es que los activos del hogar tienen una influencia mayor en las dos primeras transiciones (acceso a secundaria y media superior), mientras

que la escolaridad del hogar adquiere un peso mayor en la transición a la educación superior. La ocupación del jefe(a), en cambio, prácticamente no tiene efectos significativos. Esto es compatible con la idea de que las primeras transiciones son más sensibles a las desventajas económicas (especialmente si se piensa en las carencias extremas que caracterizan a las y los jóvenes que no logran acceder a secundaria), mientras que el acceso al nivel superior está más influido por el capital educativo de los hogares.

También se observa que el efecto de cada variable disminuye hacia las transiciones más avanzadas. No obstante, esto no implica que la desigualdad global sea menor en ellas; únicamente la desigualdad que considera el cambio en la distribución marginal de la escolaridad.

Las interacciones con las cohortes muestran una tendencia decreciente en el peso de los activos (con excepción del nivel superior), aunque su valor de p es mayor a .05. Hay un incremento en el peso de la escolaridad en las transiciones a secundaria y media superior, pero solo es estadísticamente significativo para la primera. Finalmente, se observa una tendencia al incremento en el peso de la ocupación en media superior y superior, aunque solo es significativo para la última transición, en la tercera cohorte.

En síntesis, es clara la disminución absoluta en el peso de los activos del hogar, cuando se considera el total de años acumulados, aunque no se refleja en coeficientes significativos para las transiciones de acceso. Por otra parte, si bien se observa una tendencia al aumento en los efectos de la escolaridad y la ocupación, las mismas no tienen magnitud suficiente para hacerse significativas en todas las transiciones.

Cambios en el peso de las variables

¿Cómo se reflejan los cambios y persistencias anteriores en las contribuciones relativas de cada variable? Los modelos OLS por cohorte (tabla 6) muestran, en primer lugar, que la capacidad explicativa de las variables, en conjunto, se ha reducido muy ligeramente (de 44 a 40%). En segundo, se observa una persistencia en la contribución de los activos del hogar entre las cohortes 1 y 3, que desciende ligeramente en la más joven. En tercer lugar, se incrementa el peso de la escolaridad de la madre y el padre de 21 a 34%, lo que ocurre a lo largo de las cohortes 3 y 4. En cuarto lugar, la ocupación también tiende a incrementar su participación en las mismas cohortes, hasta alcanzar 17% para la última. Finalmente, la contribución de las variables de control decrece, hasta alcanzar 12% en la cohorte más joven.

TABLA 6

Porcentaje de contribución de los activos del hogar, la ocupación del jefe(a) y la educación de la madre y el padre a los años de escolaridad de ego, por cohorte. Descomposición Shapley-Shorrocks. Personas de 25 a 64 años. México, 2016

	Cohorte				Total
	1952-1961	1962-1971	1972-1981	1982-1991	
Activos del hogar	39.3	41.2	39.3	34.3	38.4
Años de escolaridad	20.5	20.6	25.8	33.6	24.9
Ocupación del jefe	12.1	12.1	15.3	17.3	14.0
Controles	16.6	18.2	12.6	11.6	15.6
Total*	88.5	92.1	93.0	96.8	92.9
R ²	0.44	0.42	0.42	0.40	0.39
Observaciones	3,717	5,811	7,471	6,910	23,909

*Totales no alcanzan 100% debido a que parte del R² no se explica aditivamente, sino por la interacción entre variables.

Fuente: elaboración propia con base en MMSI 2016.

Estos resultados sugieren que, a partir de la cohorte nacida entre 1972 y 1981 (que inició su trayectoria educativa entre 1978 y 1987), además de una ligera reducción en la desigualdad, hay indicios de una reconfiguración en sus componentes. Si se leen estos resultados en conjunto con los coeficientes de regresión de la sección anterior, la capacidad económica de los hogares pierde peso absoluto y relativo, mientras que la educación de la madre y el padre habría incrementado su peso relativo.

Ahora bien, dado que estos resultados reflejan la evolución de las relaciones entre el origen social y el total de años de educación alcanzados, no permiten observar las diferencias en estas relaciones en puntos específicos de la trayectoria educativa. Para esto, se realizó una descomposición similar de efectos en cada una de las transiciones relevantes: acceso a secundaria, a media superior y al nivel terciario. En cada caso, la variable independiente es de tipo binario (*logit* de realizar/no realizar la transición) y la estimación se hace a través de modelos logísticos con las mismas variables independientes que en los modelos OLS y de manera separada por cohortes.

La tabla 7 presenta los resultados. Al comparar el grado de ajuste entre distintas transiciones se observa que todas tienen un nivel similar (*pseudo-R²* entre .15 y .17), salvo la transición al nivel superior, donde es menor.

TABLA 7

Porcentaje de contribución de los activos del hogar, la ocupación del jefe(a) y la educación de la madre y el padre a los momios de acceder a secundaria, media superior y superior, por cohorte. Descomposición Shapley-Shorrocks. Personas de 25 a 64 años. México, 2016

	Secundaria				Total	
	Cohorte					
	1952-1961	1962-1971	1972-1981	1982-1991		
Activos del hogar	37.1	41.3	42.8	30.0	38.4	
Años de escolaridad	23.2	17.2	21.3	28.4	21.6	
Ocupación del jefe	12.9	10.3	15.2	11.4	12.0	
Controles	13.7	14.3	13.1	11.7	14.2	
Total*	86.9	83.1	92.4	81.5	86.2	
<i>Pseudo-R²</i>	0.18	0.17	0.16	0.20	0.15	
Observaciones	2,482	4,837	6,649	6,491	20,459	

	Media superior				Total	
	Cohorte					
	1952-1961	1962-1971	1972-1981	1982-1991		
Activos del hogar	44.4	48.6	40.7	35.6	41.8	
Años de escolaridad	20.0	24.1	26.1	33.1	28.5	
Ocupación del jefe	12.2	14.9	15.9	19.0	16.6	
Controles	8.4	15.4	12.2	10.0	11.7	
Total	85.0	103.0	94.9	97.7	98.6	
<i>Pseudo-R²</i>	0.15	0.15	0.20	0.18	0.17	
Observaciones	1,560	3,661	5,376	5,591	16,188	

(CONTINÚA)

TABLA 7 / CONTINUACIÓN

	Superior				Total
	Cohorte		1952-1961**	1962-1971	1972-1981
Activos del hogar	18.7	41.8	32.4	37.9	36.2
Años de escolaridad	18.8	24.2	26.2	34.6	29.8
Ocupación del jefe(a)	8.9	9.8	18.9	22.2	17.8
Controles	10.7	15.2	6.2	8.6	7.1
Total	57.1	91.0	83.7	103.3	90.9
<i>Pseudo-R²</i>	0.07	0.07	0.10	0.12	0.09
Observaciones	864	1,839	2,588	3,078	8,369

* Totales no alcanzan 100% debido a que existe parte del *pseudo-R²* que no se explica aditivamente, sino por la interacción entre variables

** Estimaciones para el acceso a educación superior en la primera cohorte son considerablemente imprecisas (grandes intervalos de confianza) debido a la baja proporción de personas que realizaron dicha transición.

Fuente: elaboración propia con base en MMSI 2016

En cuanto a la influencia de las variables, los activos del hogar tienen un peso similar en todas las transiciones (entre 36 y 42%). Los años de escolaridad tienen un peso mayor en las dos transiciones superiores (29-30%) que en el acceso a secundaria (22%). El peso de la ocupación también es mayor en las dos últimas transiciones. Lo contrario sucede con las variables de control, que disminuyen sensiblemente su peso hacia las transiciones más avanzadas.

Estos resultados corroboran que, a medida que se avanza en el sistema educativo, se incrementa la influencia de los factores culturales y de la herencia escolar. Las decisiones relacionadas con la continuidad escolar podrían estar menos constreñidas por factores materiales que por las capacidades escolares y las expectativas, posiblemente debido a que los primeros ejercieron su influencia en las transiciones previas.

Finalmente, si se atiende al cambio entre cohortes, se observa que tanto en secundaria como en media superior hay una tendencia a la disminución del peso de los activos del hogar, en favor del incremento del peso de la educación. Para el acceso al nivel superior se observa un incremento en el peso de la educación del hogar y una estabilidad en los activos del hogar.⁹

La ocupación, con una participación menor, permanece estable en secundaria y se incrementa tanto en media superior como en superior.

En síntesis, se corrobora la tendencia descendente en el peso de los activos del hogar y el incremento, principalmente, de la escolaridad del hogar. Como resultado, mientras que al inicio del periodo estudiado el componente económico tenía una clara primacía, al final, la influencia de ambos componentes es similar.

Discusión

Este trabajo se planteó tres objetivos en relación con la desigualdad de oportunidades educativas en México. Primero, comparar los pesos relativos de los componentes económico, educativo y ocupacional del hogar de origen en el logro educativo. Segundo, identificar diferencias en estos pesos en distintos marcadores de logro educativo. Tercero, analizar la evolución de estas relaciones a lo largo de las últimas décadas.

Con respecto al primer objetivo, la capacidad económica de los hogares es, de manera global, la variable que más influye en la desigualdad de logros y transiciones, dado que explica más de un tercio del fenómeno para el conjunto de la población. La escolaridad del hogar se ubica en segundo lugar y explica alrededor de una cuarta parte. La ocupación explica un porcentaje marginal.

En relación con el segundo objetivo, no se observan diferencias sustanciales en el peso de los activos del hogar en las tres transiciones analizadas. El peso del nivel educativo del hogar es ligeramente mayor en el acceso a media superior y superior que en secundaria.

Finalmente, a lo largo del tiempo se observó una tendencia a la disminución de los efectos relativos y absolutos de los activos del hogar (especialmente en las últimas cohortes), así como a un aumento relativo de los efectos de la escolaridad. La excepción es el nivel superior, donde la disminución del efecto de los ingresos no se verifica.

El primer resultado motiva a dos reflexiones. El predominio de los ingresos del hogar muestra que, a lo largo de las últimas décadas en México, los recursos educativos de los hogares tuvieron un peso superlativo para condicionar las trayectorias educativas. Estos resultados corroboran lo reportado por las pocas investigaciones existentes en América Latina (Solís, 2012; Costa-Ribeiro, 2011), que distinguen a la región de lo hallado

en los países del primer mundo. Los bajos niveles de ingreso de una gran proporción de la población posiblemente restringen fuertemente cualquier tipo de decisión educativa, incluso antes de que puedan considerarse los beneficios de continuar en la escuela.

A nivel metodológico, este resultado sugiere que una adecuada observación de la desigualdad de oportunidades educativas requiere incluir mediciones de todas las dimensiones; en particular, las basadas exclusivamente en el nivel educativo del hogar son insuficientes si no están acompañadas, por lo menos, de una estimación de los ingresos.

El segundo hallazgo (mayor peso relativo de los recursos educativos en las transiciones superiores) indicaría que, a medida que se avanza en la trayectoria educativa, además de las restricciones económicas hay otro tipo de consideraciones que adquieran peso, por ejemplo, las habilidades académicas de los sujetos.

El tercer hallazgo (pérdida de peso de la capacidad económica de los hogares, con excepción del nivel superior) estaría asociado a la reducción en los costos educativos, derivada de la expansión de la oferta educativa a los grupos más vulnerables, así como a los programas de transferencias y otros apoyos económicos (que habrían beneficiado particularmente a la cohorte más joven).

Por su parte, el incremento en el peso de la educación de la madre y el padre podría reflejar varios procesos. Primero, el capital educativo del hogar podría ser cada vez más importante para realizar las transiciones a los niveles medio superior y superior, crecientemente regimentadas a través de exámenes de conocimiento. Segundo, la intensificación del credencialismo educativo podría hacer que el nivel educativo de la familia fuera crecientemente utilizado como una referencia para tomar decisiones educativas, como nivel mínimo esperado para la siguiente generación.

A partir de aquí, podría aventurarse la hipótesis de una convergencia entre las dinámicas de desigualdad educativa de nuestra región y las reportadas en los países del primer mundo donde, como se mencionó en la sección de antecedentes, los factores educativos tienen precedencia sobre los económicos (Bukodi y Goldthorpe, 2013; Meraviglia y Buis, 2015).

En conjunto, estos resultados evidencian los retos pendientes de la sociedad mexicana para garantizar oportunidades educativas equitativas para todas y todos sus miembros; oportunidades que, como mínimo,

no estén vinculadas a la capacidad económica de los hogares. El incremento relativo en el peso de la educación del hogar no debe ser tomado necesariamente como una señal de avance hacia un sistema más meritocrático, sino como un cambio en la forma de reproducción de las desigualdades educativas, donde los sectores privilegiados de la sociedad no solo ponen en juego su capacidad económica, sino también sus recursos educativos.

Si en las transiciones al nivel medio superior y superior los exámenes continúan siendo el mecanismo dominante, es probable que en el futuro se mantenga o crezca la desigualdad asociada a la educación de origen, que refleja la capacidad adquirida por las familias de preparar a sus hijos(as) para estos exámenes. Asimismo, dado que otra parte de la expansión de la oferta (en particular en el nivel superior) depende del sistema privado, no se espera una disminución considerable en los efectos de los ingresos de los hogares. Una disminución en ambos efectos requeriría, por una parte, apostar fuertemente a la expansión del sistema público; por otra, buscar alternativas de asignación de estudiantes a escuelas, menos vinculadas al origen socioeconómico y a los exámenes, que no reflejan tanto el esfuerzo individual como oportunidades de aprendizaje desigualmente distribuidas.

Notas

¹ Esto no implica, necesariamente, una sociedad más meritocrática, si se considera que el origen social está asociado a las habilidades académicas. Aunque la desigualdad dependa menos de factores materiales que de factores simbólicos, esto no hace a los últimos ni más dependientes de la voluntad individual ni más susceptibles de redistribución. Si la educación contemporánea exige un mayor involucramiento de las madres y padres, esto favorece a las clases medias y media-altas por los capitales de que disponen. Si los exámenes de conocimiento se han convertido en el mecanismo de entrada por excelencia a los niveles educativos superiores, las familias más educadas también estarían en condiciones de proporcionar mayores ventajas a sus hijos(as) (Bukodi y Goldthorpe, 2013).

² Por acceso condicional se entiende el acceso a un nivel dado que se finalizó en el nivel ante-

rior. Esto permite aislar la desigualdad de una transición específica, sin que se vea contaminada por la desigualdad de transiciones anteriores.

³ Los datos disponibles (ver sección siguiente, Datos y método) no permiten construir un índice que pueda vincularse al prestigio en el sentido weberiano, por lo que no se consideró en el análisis.

⁴ Cabe señalar que estos hallazgos están basados en la estimación de cambios marginales en la probabilidad de realizar cada transición educativa, y no en la estimación de cambios en el *logit*, susceptibles de una interpretación más estricta, pero cuya adecuación conceptual ha sido cuestionada para América Latina (Solís, 2019).

⁵ Todas las variables refieren, en el cuestionario, a los 14 años del entrevistado(a), lo que hace a las medidas comparables en un punto temprano del curso de vida. Se estandarizaron

(media=0; desvío estándar=1) para cada una de las cohortes, a fin de que los cambios en su distribución no afecten las comparaciones a lo largo del tiempo.

⁶ En un modelo con tres variables de interés, como el que se estima en este trabajo, el cálculo de la contribución de cada una de las variables requiere de la estimación de seis modelos. Esta descomposición se hace sin involucrar a las variables de control, que se incluyen en todos los modelos.

⁷ Si bien la mayor parte de las interacciones resultaron significativas, no merecen mayor comentario debido a que sus efectos son de escasa magnitud.

⁸ Un resultado adicional –no incluido por razones de espacio– es que, cuando se excluye por separado cada una de estas variables (es decir, cuando se estima un modelo solo con las otras

dos), solo se observa una pérdida significativa de ajuste en el caso de los activos del hogar, que ocasiona una reducción en el coeficiente R^2 a 28%. Cuando se excluye cualquiera de las otras dos variables, el R^2 se mantiene en 37%. Esto muestra que, incluso para fines de explicación estadística, al menos en el caso de México los indicadores no son completamente intercambiables; en particular, excluir el ingreso del hogar acarrea una pérdida sensible de ajuste.

⁹ Las estimaciones para el acceso al nivel superior en la primera cohorte se consideran poco confiables, dado el bajo número de casos y la selectividad previa a la que fue sometida dicha población. Esto se refleja en el total inusualmente bajo de R^2 que logra explicar la suma de las contribuciones de cada variable. Por esta razón, aunque se presentan las estimaciones, no se las considera a la hora de describir las tendencias.

Referencias

- Backhoff, Eduardo; Bouzas, Arturo; Contreras, Carolina; Hernández, Eduardo y García, Marisela (2007). *Factores escolares y aprendizaje en México. El caso de la educación básica*, Ciudad de México: Instituto Nacional para la Evaluación de la Educación.
- Backhoff, Eduardo; Bouzas, Arturo; González, Manuel; Andrade, Edgar; Hernández, Eduardo y Contreras, Carolina (2008). *Factores asociados al aprendizaje de estudiantes de 3º de primaria en México*, Ciudad de México: Instituto Nacional para la Evaluación de la Educación.
- Blanco, Emilio (2011). *Los límites de la escuela. Educación, desigualdad y aprendizajes en México*, Ciudad de México: El Colegio de México.
- Blanco, Emilio (2017). “Teoría de la reproducción y desigualdad educativa en México: evidencia para el nivel primario”, *Revista Mexicana de Investigación Educativa*, vol. 22, núm. 74, pp. 751-781.
- Blanco, Emilio (2021). “La desigualdad de oportunidades educativas en México (1958-2010). Desplazamiento y reconfiguración”. *Perfiles Educativos*, vol. 43, núm. 171, pp. 8-26.
- Blossfeld, Hans-Peter (2019). “A multidimensional measure of social origin: theoretical perspectives, operationalization and empirical application in the field of educational inequality research”, *Quality & Quantity*, vol. 53, pp. 1347-1367.
- Boudon, Raymond (1973). *Education, opportunity and inequality: Changing prospects in western society*, Oxford: John Wiley & Sons.
- Bourdieu, Pierre (1986). *Distinction. A social critique of the judgement of taste*, Londres: Routledge & Kegan Paul.
- Breen, Robert y Goldthorpe, John (1997). “Explaining educational differentials: Towards a formal rational action theory”, *Rationality and Society*, vol. 9, núm. 3, pp. 275-305.

- Bukodi, Erzsébet y Goldthorpe, John (2013). "Decomposing 'social origins': The effects of parents' class, status and educational on the educational attainment of their children", *European Sociological Review*, vol. 29, núm. 5, pp. 1024-1039.
- Bukodi, Erzsébet; Erikson, Robert y Goldthorpe, John (2014). "The effects of social origins and cognitive ability on educational attainment: Evidence from Britain and Sweden", *Acta Sociologica*, vol. 57, núm. 4, pp. 293-310.
- Bukodi, Erzsébet; Eibl, Ferdinand; Buchholz, Sandra; Marzadro, Sonia; Minello, Alessandra; Wahler, Susanne; Blossfeld, Hans-Peter; Erikson, Robert y Schizzerotto, Antonio (2018). "Linking the macro to the micro: A multidimensional approach to educational inequalities in four European countries", *European Societies*, vol. 20, núm. 1, pp. 26-64.
- Cardozo, Santiago (2018). *El largo camino a la educación superior. Análisis de la desigualdad de oportunidades a través de las trayectorias escolares*, tesis de doctorado, Montevideo: Universidad de la República-Facultad de Ciencias Sociales.
- Cervini, Rubén y Dari, Nora (2009). "Género, escuela y logro escolar en matemática y lengua de la educación media: estudio exploratorio basado en un modelo multinivel bivariado", *Revista Mexicana de Investigación Educativa*, vol. 14, núm. 43, pp. 1051-1078.
- Costa-Ribeiro, Carlos (2011). "Desigualdade de oportunidades e resultados educacionais no Brasil", *Dados*, vol. 54, núm. 1, pp. 41-87.
- Erikson, Robert (2016). "Is it enough to be bright? Parental background, cognitive ability and educational attainment", *European Societies*, vol. 18, núm. 2, pp. 117-135.
- Erikson, Robert y Jonsson, Jan (1996). "Explaining class inequality in education: The Swedish test case", en R. Erikson y J. Jonsson, Jan (eds.), *Can education be equalized? The Swedish case in comparative perspective*, Boulder: Westview Press.
- Erikson, Robert; Goldthorpe, John; Jackson, Michelle; Yaish, Meir y Cox, David (2005). "On class differentials in educational attainment", *Proceedings of the National Academy of Sciences*, vol. 102, núm. 27, pp. 9730-9733.
- Fernández, Tabaré (2007). *Distribución del conocimiento escolar: clases sociales, escuelas y sistema educativo en América Latina*, Ciudad de México: El Colegio de México.
- Ganzeboom, Harry; De Graaf, Paul y Treiman, Donald (1992). "A standard international socio-economic index of occupational status", *Social Science Research*, vol. 21, núm. 1, pp. 1-56.
- González, Mario y Treviño, Diana (2018). "Logro educativo y factores asociados en estudiantes de sexto grado de educación primaria en el estado de Nuevo León, México", *Perfiles Educativos*, vol. 40, núm. 159, pp. 107-125.
- Hällsten, Martin y Thaning, Max (2018). "Multiple dimensions of social background and horizontal educational attainment in Sweden", *Research in Social Stratification and Mobility*, vol. 56, pp. 40-52.
- Hernández Uralde, Jorge; Márquez Jiménez, Alejandro y Palomar Lever, Joaquina (2006). "Factores asociados con el desempeño académico en el EXANI-I Zona Metropolitana de la Ciudad de México 1996-2000", *Revista Mexicana de Investigación Educativa*, vol. 11, núm. 29, pp. 547-581.

- INEE (2017). *Informe de resultados Planea 2015. El aprendizaje de los alumnos de sexto de primaria y tercero de secundaria en México. Lenguaje y Comunicación y Matemáticas*, Ciudad de México: Instituto Nacional para la Evaluación de la Educación.
- Jackson, Michelle (ed.) (2013). *Determined to succeed? Performance versus choice in Educational Attainment*, Redwood City: Stanford University Press.
- Jaeger, Mads-Meier (2007). “Educational mobility across three generations: The changing impact of parental social class, economic, cultural and social capital”, *European Societies*, vol. 9, núm. 4, pp. 527-550.
- Keller, Suzanne y Zavalloni, Marisa (1964). “Ambition and social class: a reespecification”, *Social Forces*, vol. 43, núm. 1, pp. 58-70.
- Lareau, Annette (2003). *Unequal childhoods: Class, race, and family life*, Berkeley: University of California Press.
- Mare, Robert (1981). “Change and stability in educational stratification”, *American Sociological Review*, vol. 46, núm. 1, pp. 72-87.
- Marteleteo, Letícia; Carvalhaes, Flavio y Hubert, Celia (2012). “Desigualdades de oportunidades educacionais dos adolescentes no Brasil e no México”, *Revista Brasileira de Estudos de População*, vol. 29, núm. 2, pp. 277-302.
- Meraviglia, Cinzia y Buis, Maarten (2015). “Class, status, and education: The influence of parental resources on IEO in Europe, 1893-1987”, *International Review of Social Research*, vol. 5, núm. 1, pp. 35-60.
- OECD (2010). *PISA 2009 results: Overcoming social background – Equity in learning opportunities and outcomes (volume II)*, París: OECD Publishing.
- OECD (2013). *PISA 2012 results: Excellence through equity: Giving every student the chance to succeed (volume II)*, París: OECD Publishing.
- OECD (2016). *PISA 2015 results (volume I): Excellence and equity in education*, París: OECD Publishing.
- Shorrocks, Anthony (2013). “Decomposition procedures for distributional analysis: a unified framework based on the Shapley value”, *The Journal of Economic Inequality*, vol. 11, pp. 99-126.
- Solís, Patricio (2012). “Desigualdad social y transición de la escuela al trabajo en la Ciudad de México”, *Estudios Sociológicos*, vol. 30, núm. 90, pp. 641-680.
- Solís, Patricio (2013). “Desigualdad vertical y horizontal en las transiciones educativas en México”, *Estudios Sociológicos*, vol. 31, núm. extra., pp. 63-95.
- Solís, Patricio (2019). “Desigualdad social en la finalización de la educación secundaria y la progresión a la educación terciaria. Un análisis multinacional a la luz de los casos del sur de Europa y América Latina”, *Papers*, vol. 104, núm. 2, pp. 247-278.
- Torche, Florencia (2010). “Economic crisis and inequality of educational opportunity in Latin America”, *Sociology of Education*, vol. 83, núm. 2, pp. 85-110.
- Treviño, Ernesto (2014). *Factores asociados al logro de los estudiantes. Resultados del Segundo Estudio Regional Comparativo y Explicativo (SERCE)*, Santiago, Chile: Unesco.
- Tristán, Agustín; Flores-Cervantes, Ismael; Díaz, María Antonieta; Flores, Gustavo; Solís, Roberto; Canales, Damián; Morelos, Plácido y De la Cruz, Yesenia (2008). *Ánálisis*

- multinivel de la calidad educativa en México ante los datos de PISA 2006*, Ciudad de México: Instituto Nacional para la Evaluación de la Educación.
- Unesco (2013). *Factores asociados a los aprendizajes en el SERCE: análisis de los factores latentes y su vínculo con los resultados académicos de los niños*, Santiago, Chile: Unesco.
- Unesco (2016). *Informe de resultados TERCE. Factores asociados*, Santiago, Chile: Unesco.
- Vargas, Roberto y Santillán, Alma (2022). “Diversidad de efectos de factores asociados a los aprendizajes en matemáticas en primarias mexicanas”, *IE Revista de Investigación Educativa de la REDIECH*, vol. 13, e1494.
- Vergara-Lope, Samana; Hevia, Felipe y Loyo, David (2019). “El doble peso del contexto: efectos directos e indirectos del nivel socioeconómico y capital cultural en la adquisición de aprendizajes básicos en México”, *Meta: Avaliação*, vol. 11, núm. 32, pp. 274-302.

Artículo recibido: 27 de junio de 2022
Dictaminado: 28 de febrero de 2023
Segunda versión: 6 de marzo de 2023
Tercera versión: 14 de marzo de 2023
Aceptado: 18 de abril de 2023