

Desigualdad vertical y horizontal en las transiciones educativas en México*

Patricio Solís

Resumen

En este trabajo se estudian los efectos de las condiciones socioeconómicas de la familia de origen sobre las transiciones entre niveles educativos en México. Se analiza la “desigualdad vertical”; es decir, la continuidad o desafiliación escolar en el tránsito entre niveles educativos, así como la “desigualdad horizontal”, o sea la asignación de los niños y jóvenes a opciones educativas diferentes en un mismo nivel. Los resultados indican que ciertas circunstancias socioeconómicas, como la escolaridad de los padres y los recursos económicos de la familia, tienen efectos más importantes que otras. También sugieren que los efectos de las circunstancias socioeconómicas de origen sobre las probabilidades de continuidad son mayores en las transiciones más avanzadas; es decir, aquellas en las que se reduce la cobertura y donde, por tanto, se presenta mayor selectividad de los estudiantes que transitan de uno a otro nivel. Además, la desigualdad de oportunidades de progresión escolar cambia a lo largo del tiempo: se reduce la desigualdad en la transición de la primaria a la secundaria, pero se incrementa en el acceso a la educación media superior y superior, produciendo así un desplazamiento del *locus* de la desigualdad a etapas más tardías de la trayectoria escolar. Finalmente, se aprecia un incremento en los efectos socioeconómicos sobre la selección de escuelas privadas *versus* públicas, lo cual sugiere que a la “estratificación vertical” debe sumarse la “estratificación horizontal” como una dimensión adicional de la desigualdad educativa.

Palabras clave: desigualdad educativa, estratificación social, desigualdad de oportunidades, movilidad social, educación superior.

* Este artículo aparecerá en 2014 como parte de un libro colectivo sobre movilidad social publicado por el Centro de Estudios Espinosa Yglesias.

*Abstract***Vertical and horizontal inequality
in educational transitions in México**

This article studies the effects and socioeconomic conditions, of the family of origin, about the transitions among educative levels in México. An analysis is done of the “vertical inequality”, i.e., the schooling continuity or desaffiliation in the transition among educative levels, as well as the “horizontal inequality”, that is to say, the assignation of children and youngsters to educative different options on the same level. The results indicate that certain socioeconomic circumstances, such as parents’ schooling and the family’s economic resources, —have more important effects than others—. Results also suggest that the effects of the origin socioeconomic circumstances on the probabilities of continuity are greater in the most advanced transitions, that is to say, those in which the coverage is reduced and therefore, where a greater selectivity is presented of the students going from one level to another. Moreover, inequality in the transition from primary school to secondary school, although it increases in the access to the higher middle education and higher education, thus produce a displacement of the inequality *locus* on later or further stages of the schools’ trajectory. Finally, an increase can be seen on the socioeconomic effects on the selection of the private schools against public schools, which suggests that to the “vertical stratification” there will have to be added the “horizontal stratification” as an additional dimension of educational inequality.

Key words: educational inequality, social stratification, inequality of opportunities, social mobility, superior education.

Introducción

En este trabajo analizo los efectos de las condiciones socioeconómicas de origen sobre las probabilidades de progresión escolar entre niveles educativos en México. Tomo en consideración dos rasgos de estas transiciones. El primero es la llamada “desigualdad vertical”, que refiere a la continuidad o desafiliación escolar de los jóvenes en su tránsito entre uno y otro nivel educativo (primaria, secundaria, media superior y superior). El segundo rasgo es la “desigualdad horizontal”, que da cuenta de la segmentación en la selección de distintos tipos de escuelas en un mismo nivel educativo.

Intento responder un conjunto de preguntas sobre la forma en que la estratificación social interactúa con ciertos atributos institucionales del sistema educativo para generar desigualdad en las trayectorias educativas. La pregunta general refiere a la naturaleza y la magnitud de los efectos de factores

adscriptivos (a los que de aquí en adelante llamaré “circunstancias sociales de origen” o simplemente “orígenes sociales”) sobre las oportunidades de progresión escolar y la selección de distintas modalidades educativas. Más allá de la caracterización común que se hace de México (y de América Latina en general) como una sociedad altamente desigual, la investigación reciente sobre estratificación y movilidad social ha mostrado de manera fehaciente la persistencia, e incluso el probable incremento, de una fuerte asociación entre orígenes y destinos sociales, tanto en el ámbito de los logros ocupacionales como de los educativos (Cortés, Escobar y Solís, 2007; Solís, 2007; Solís y Puga, 2010; Zenteno y Solís, 2006). En el ámbito de los estudios de educación, existe un conjunto de trabajos que analizan la desigualdad en logros educativos medida en años de escolaridad. Estos trabajos sugieren que, comparado con otros países miembros de la OCDE, México presenta mayores desigualdades educativas, y que estas desigualdades se explican principalmente por razones socioeconómicas (Martínez Rizo, 2002; Solís, 2010). Finalmente, la investigación más reciente sobre aprendizajes y logro educativo revela que los llamados factores “de contexto familiar”, esto es, las características asociadas a los orígenes sociales, los rasgos sociodemográficos de la familia, y (en menor medida) la existencia de condiciones favorables para el aprendizaje en los hogares, tienen un papel de primera importancia como determinantes del desempeño académico de los estudiantes (Blanco Bosco, 2011; Fernández Aguerre, 2007).

Aunque estos antecedentes coinciden en señalar la importancia de la desigualdad socioeconómica como determinante de las brechas en los resultados educativos, es necesario profundizar en torno a la forma en que esta desigualdad se manifiesta en oportunidades dispares de progresión y desafiliación escolar a lo largo de las trayectorias educativas. Existen varias formas de lograr este propósito. Una de ellas es mediante un análisis longitudinal con técnicas de historia de eventos en el que se analice la transición de salida de la escuela a lo largo de las trayectorias educativas. Otra posibilidad es analizar las transiciones educativas, es decir, descomponer las trayectorias educativas en una secuencia de transiciones entre grados o niveles de escolaridad, para posteriormente identificar los efectos de las circunstancias sociales de origen sobre las probabilidades de continuidad/desafiliación escolar en cada una de estas transiciones (Mare, 1980; 1981; Shavit y Blossfeld, 1993; Raftery y Hout, 1993). Aquí adopto el método de transiciones educativas, debido a que permite identificar los efectos de la desigualdad en cada nivel educativo, así como analizar la forma en que la segmentación en la oferta educativa en cada nivel interactúa con la desigualdad social para producir trayectorias educativas divergentes.

Un resultado discutido en la investigación sobre transiciones educativas realizada a escala internacional es que el efecto de los orígenes sociales en la progresión escolar se reduce en la medida en que se avanza hacia los niveles educativos superiores (Mare, 1980; 1981; Shavit y Blossfeld, 1993), ya sea por los efectos de la selección social¹ o por la creciente autonomía que tienen los hijos frente a sus padres en la medida en que avanzan en su curso de vida. Una primera cuestión es saber si este patrón de efectos relativos decrecientes se observa también en México. A esta hipótesis de “selectividad” opongo una hipótesis alternativa que vincula la desigualdad de oportunidades con el grado de cobertura de cada nivel educativo. Esta hipótesis, a la que llamaré de “desigualdad vinculada a la cobertura”, sostiene que la magnitud de la desigualdad de oportunidades de progresión escolar de un nivel educativo i al nivel siguiente $i + 1$ no necesariamente se reduce en la medida en que se avanza en las transiciones hacia niveles educativos posteriores, sino que se relaciona de manera inversa con el grado de cobertura poblacional del nivel $i + 1$ con respecto al nivel i , o en otras palabras, con la tasa de absorción de un nivel educativo con respecto al nivel anterior. Esta hipótesis se sustenta en la noción de que, en un régimen de estratificación social en el que no existen mecanismos compensatorios de asignación de oportunidades y en el que las tasas de absorción son bajas, los lugares disponibles para la continuidad son escasos, lo que activa una suerte de “acaparamiento de oportunidades” por parte de los estratos sociales más privilegiados y produce una alta desigualdad de oportunidades. En cambio, una vez que la tasa de absorción se incrementa hasta el punto en que satisface la demanda de los estratos sociales privilegiados, los lugares restantes disponibles se distribuyen entre los niños y jóvenes provenientes de los estratos menos privilegiados, propiciando “por goteo” una reducción de la desigualdad de oportunidades de progresión escolar.

Una segunda cuestión tiene que ver con las posibles variaciones a lo largo del tiempo en la desigualdad de oportunidades de progresión escolar: ¿existen cambios entre cohortes en la asociación entre los orígenes sociales y las probabilidades de progresión educativa? ¿Apuntan estos cambios a un incremento o una reducción en la desigualdad de oportunidades educativas? ¿Tienen estos cambios el mismo sentido en las transiciones correspondientes a distintos niveles educativos?

¹ Esta selección social consiste en el hecho de que en la medida en que se avanza a niveles educativos superiores sólo permanecen en la escuela los niños y jóvenes de estratos bajos que presentan características positivas no observadas, como mayores aptitudes académicas, motivación, respaldo familiar, etc. Esta creciente selectividad compensaría los efectos negativos del origen social, produciendo así una reducción en los efectos de la estratificación sobre los resultados educativos.

La expansión de la cobertura educativa ha implicado ganancias importantes en el acceso a la escolaridad para los grupos sociales más desfavorecidos. Podría pensarse que esta ampliación se traduciría en automático en una reducción en la desigualdad de oportunidades de progresión escolar. No obstante, se debe ser cauto por dos razones. En primer lugar, la ampliación ha sido dispareja por niveles, con ganancias muy significativas en la educación primaria y secundaria, pero más modestas en la educación media superior y superior. Esto tal vez implicaría no una reducción global en la desigualdad, sino su traslado del nivel básico hacia la educación intermedia y superior. Este desplazamiento del *locus* de la desigualdad de oportunidades educativas parece confirmarse tanto en los estudios comparativos internacionales sobre el tema (Shavit, Arum y Gamoran, 2007), como en algunos trabajos realizados en México, ya sea comparativamente con otros países (Torche, 2010) como en estudios de caso realizados en algunas ciudades del país (Solís, 2007).

En segundo lugar, aun en un escenario de incremento significativo en la cobertura, es posible que las mejoras beneficien mayoritariamente a los sectores sociales más privilegiados, lo que llevaría a un incremento y no a la reducción de la desigualdad de oportunidades. De hecho, este es el argumento principal de la hipótesis de “desigualdad mantenida al máximo”, formulada por Raftery y Hout (1993). Según esta hipótesis, los incrementos en la cobertura sólo se traducirían en una reducción de la desigualdad de oportunidades si se llega a un “punto de saturación”, esto es, a un punto en que todos los hijos y las hijas provenientes de familias aventajadas logren acceso a ese nivel educativo. En tanto eso no ocurra, los grupos privilegiados utilizarán todos los recursos disponibles para aprovechar cualquier expansión de la cobertura en su propio beneficio. De verificarse esta hipótesis, cabría esperar que en México las brechas por orígenes sociales en el acceso a los distintos niveles educativos sólo se redujeran en la educación básica, que es donde se ha alcanzado una cobertura casi universal en la población con mayores recursos socioeconómicos.

Finalmente, un tercer conjunto de preguntas se relaciona con la desigualdad social y la segmentación institucional de la oferta educativa. Como lo ha sugerido Lucas (2001), una de las formas en que la desigualdad educativa puede persistir incluso en un contexto de amplia cobertura es mediante la segmentación de las opciones educativas. Aunque formalmente la oferta educativa puede diferenciarse de acuerdo con criterios de financiamiento, institucionales, organizacionales, de tipo de formación u otras características que son en principio “neutras” en términos de la estratificación social, la segmentación se produce cuando a tal diferenciación se le vincula un acceso selectivo por orígenes sociales, produciendo así “desigualdad horizontal”

en el acceso a la educación. Lucas plantea este problema al analizar los efectos del “tracking” en escuelas de nivel medio vocacionales *versus* generales en países industrializados. Sin embargo, el planteamiento aplica también a la segmentación entre escuelas públicas *versus* privadas en México y otros países de América Latina (Pereyra, 2008); así como a otras formas de segmentación al interior del sector público, como la distinción entre escuelas matutinas y vespertinas, que ha demostrado tener efectos importantes en la estratificación educativa (Cárdenas Denham, 2011). En este sentido, conviene preguntarse no sólo acerca de los efectos de los orígenes sociales sobre las probabilidades de transición a los distintos niveles educativos, sino también en qué medida las circunstancias sociales de origen se asocian a una asignación segmentada de los niños y jóvenes en distintos tipos de escuelas, así como hasta qué punto el tipo de escuela en el nivel i afecta las probabilidades de progresión escolar al nivel $i + 1$.

Metodología

En este análisis utilizo los datos de la Encuesta ESRU de Movilidad Social en México 2011 (Emovi).² La Emovi 2011 pregunta sobre la escolaridad de los entrevistados y el tipo de institución educativa a la que asistieron en cada nivel (pública o privada, primaria y secundaria matutina o vespertina, estudios vocacionales de nivel medio). Adicionalmente, incluye información retrospectiva detallada sobre las características socioeconómicas de los padres y del hogar de origen, por lo que es posible obtener medidas de orígenes sociales mucho más refinadas que las utilizadas en estudios previos y en las encuestas sociodemográficas tradicionales. En lo que resta de esta sección describo la manera en que construí las variables utilizadas en el análisis, así como la estrategia analítica.

Resultados educativos

El sistema educativo en México se divide en cuatro niveles: primaria (equivalente a los primeros 6 años de escolaridad), secundaria (equivalente a 7 a 9 años de escolaridad o estudios técnicos con antecedente de primaria), media superior (bachillerato, educación técnica con antecedente de secundaria, o

² Esta encuesta fue levantada por el Centro de Estudios Espinosa Yglesias como parte de su programa de estudios sobre movilidad social. Se trata de una encuesta de cobertura nacional especializada en movilidad social con una muestra total de alrededor de 11 mil casos.

escuela normal; aproximadamente de 10 a 11-12 años de escolaridad, dependiendo de la modalidad y la entidad federativa) y estudios superiores (de 12-13 a 17 años de escolaridad, aproximadamente). Para analizar las transiciones educativas construí variables dicotómicas que indican si la persona había aprobado un año de escolaridad en cada nivel.

En cuanto al tipo de escuela, la información disponible en la encuesta nos permite distinguir si la persona fue a una escuela pública o privada en cada nivel, el turno de la escuela en la primaria y la secundaria, y si la escuela de educación media básica a la que asistió era un bachillerato general o vocacional (técnico). Con esta información construí una tipología para cada nivel educativo que presentaré más adelante.

Orígenes sociales

Sociólogos y economistas han enfatizado diferentes dimensiones de la desigualdad social. Mientras que en los estudios sociológicos se da prioridad a la ocupación como la categoría clave de la estratificación (ya sea mediante el análisis de “clases sociales” o medidas continuas basadas en indicadores de estatus), entre los economistas predomina la mirada centrada en los ingresos (Grusky y Kanbur, 2006). En los datos de la Emovi disponemos *simultáneamente* de información sobre la ocupación de los padres y los recursos económicos del hogar de origen, por lo que en lugar de privilegiar una de estas dimensiones (lo que implicaría cerrarse *a priori* a un enfoque disciplinario y negar la posibilidad de alcanzar explicaciones complementarias y no contrapuestas) opté por considerar las dos dimensiones y explorar empíricamente cuál es su peso específico en las transiciones educativas.

Para medir los recursos económicos del hogar utilicé una aproximación indirecta mediante un índice de bienes y servicios disponibles en el hogar de residencia de la persona entrevistada cuando ésta tenía 14 años de edad. El cálculo del índice lo hago de manera separada para cuatro grupos de edades (25-29, 30-41, 42-51 y 52-64). Esto se debe a dos razones. Primero, la asociación entre el acceso a un bien o servicio y los recursos económicos del hogar depende de la disponibilidad relativa de este bien o servicio en el conjunto de la población (se trata en este sentido de bienes posicionales o relacionales, tal como los describió Hirsch, 1976). En el caso de los bienes o servicios incluidos en la Emovi 2011, tal disponibilidad se asocia claramente a la cohorte de nacimiento.³ Por tanto, es necesario ponderar el peso de cada

³ Así, por ejemplo, la disponibilidad de teléfono en casa cuando se tenían 15 años de edad

bien o servicio en cada cohorte específica, evitando así generar una asociación espuria positiva entre el índice socioeconómico y la cohorte de nacimiento. Por otro lado, y en parte debido a lo anterior, el diseño de la encuesta restringió las preguntas sobre algunos bienes y servicios a entrevistados en ciertos grupos de edades (por ejemplo, pregunta sobre la disponibilidad de teléfono celular sólo a los menores de 31 años), de modo que no es posible estimar un índice único con el mismo conjunto de indicadores. En este sentido, el cálculo del índice por grupos de edades permite obtener una medida que sólo toma en cuenta los indicadores relevantes para cada cohorte de nacimiento.⁴

Para calcular los índices utilicé el análisis factorial por componentes principales. La aplicación de esta técnica produce en todos los casos soluciones que implican la extracción de más de tres factores. Opté por construir índices individuales para los primeros tres factores y posteriormente calcular un índice sumatorio en donde se ponderan los índices individuales por la proporción de varianza total que explican en el análisis factorial.⁵ Esto produce un índice único estandarizado (al que de aquí en adelante llamaré Índice Socioeconómico), el cual refleja la posición de la familia de origen de ego relativa a la de otros miembros de su cohorte de nacimiento. En el Cuadro 1 presento la matriz de correlaciones entre este índice y las variables que lo integran.

La escolaridad de los padres se obtiene mediante el promedio de la escolaridad del padre y la madre. Esta información presenta un número mayor de casos perdidos, particularmente para el padre, debido a que una proporción importante de entrevistados declararon no recordar o no conocer esta información. Para reducir la no respuesta asigné la escolaridad de la madre cuando no se conocía la del padre (y viceversa). Esto permite obtener información sobre la escolaridad promedio de al menos uno de los padres para 92.2% de

era mucho más frecuente para los entrevistados de 25 años (que tenían 15 años en 2001) que para aquellos de 64 años (que tenían 15 años en 1962).

⁴ Para los grupos de edades 42-51 y 52-64 se incluyó la disponibilidad de los siguientes bienes o servicios: estufa de gas, lavadora de ropa, refrigerador, televisión, calentador de agua, aspiradora, tostador de pan, agua en casa, baño dentro de casa, electricidad, teléfono fijo, servicio doméstico, número de autos, casas (adicionales) en renta, acciones, cuenta ahorros, cuenta de cheques, tarjeta de crédito. Para el grupo de edades 30-41 se incluyeron, además de los anteriores, los siguientes: televisión por cable, computadora, reproductor de DVD y horno de microondas. Finalmente, en el grupo de edades 25-29 se incluyeron, además de los anteriores, la disponibilidad de teléfono celular e internet en casa.

⁵ La "calidad" de las soluciones de los análisis factoriales por grupos de edades es comparable entre sí. En todos los casos el peso de cada factor en la varianza total es similar, y al considerar la varianza común "explicada" por los primeros tres factores se da cuenta aproximadamente de entre 51% y 53% de la varianza total.

Cuadro 1

Correlaciones entre el índice de recursos económicos
y la disponibilidad de bienes y servicios en el hogar de residencia
a los 14 años, por cohorte de nacimiento

	<i>Cohorte de nacimiento</i>			
	<i>1947-1959</i>	<i>1960-1969</i>	<i>1970-1981</i>	<i>1982-1986</i>
Estufa	0.66	0.58	0.53	0.49
Lavadora	0.74	0.67	0.65	0.63
Refrigerador	0.72	0.66	0.63	0.56
Televisión	0.63	0.60	0.52	0.47
Calentador de agua	0.80	0.64	0.65	0.60
Aspiradora	0.62	0.41	0.57	0.48
Tostador de pan	0.72	0.51	0.56	0.42
Agua entubada	0.60	0.54	0.47	0.45
Baño dentro de casa	0.69	0.61	0.60	0.53
Electricidad	0.52	0.50	0.36	0.32
Teléfono fijo	0.71	0.65	0.61	0.66
Servicio doméstico	0.36	0.59	0.44	0.42
Índice de hacinamiento	-0.42	-0.39	-0.40	-0.46
Automóviles	0.45	0.40	0.39	0.50
Casa para rentar	0.09	0.34	0.32	0.30
Acciones bancarias	0.02	0.32	0.14	0.36
Cuenta de ahorros	0.42	0.43	0.43	0.46
Cuenta de cheques	0.36	0.51	0.53	0.54
Tarjeta de crédito	0.12	0.46	0.49	0.53
Televisión por cable			0.40	0.61
Computadora personal			0.34	0.63
Reproductor de DVD			0.60	0.62
Horno de microondas			0.56	0.70
Teléfono celular				0.57
Acceso a internet				0.55

Fuente: estimaciones propias a partir de la Emovi 2011.

los entrevistados. Al igual que en el caso del índice de riqueza, el promedio de escolaridad de los padres se estandariza en cada cohorte, de modo que refleja la posición relativa del entrevistado con respecto a la distribución de la escolaridad promedio de los padres en su cohorte de nacimiento.

La ocupación del padre se incluye a través del índice ISEI (Ganzeboom, De Graaf y Treiman, 1992).⁶ La pérdida de casos es aún mayor que en la escolaridad, debido no sólo a los problemas de memoria, sino también a algunos detalles de diseño del cuestionario que propiciaron la no respuesta. Luego de aplicar una imputación cruzada de la ocupación del padre con la de la madre similar a la aplicada con la escolaridad, se tienen valores perdidos del ISEI para 18.9% de los casos. Ante el alto porcentaje de casos perdidos hay dos opciones: no utilizar la información sobre ocupación o desarrollar un procedimiento de imputación basado en la información disponible. Aquí opté por la segunda opción.⁷ Mediante la imputación fue posible obtener una estimación del ISEI para un número de casos casi equivalente a 92.2% que tiene información disponible sobre escolaridad de los padres. Nuevamente, el ISEI es estandarizado por cohorte para reflejar el estatus ocupacional relativo de los padres en cada cohorte.⁸

La encuesta incluye también información sobre el tamaño de la localidad de nacimiento del entrevistado y la condición de hablante de lengua indígena de ambos padres. Estas preguntas permiten complementar el perfil de orígenes sociales de los entrevistados con una aproximación al contexto local de socialización primaria y la condición étnica. En el caso del tamaño de la localidad distingo tres tipos de localidad (rural), ciudad intermedia (menor a 100 mil habitantes), ciudad grande (mayor a 100 mil habitantes). En el caso de la condición de habla de lengua indígena de los padres construí una variable dicotómica que distingue a las personas sin padres hablantes de quienes tenían al menos un padre hablante.

Finalmente, como señalé antes, disponer de medidas de orígenes sociales en múltiples dimensiones es ventajoso, ya que permite sopesar la importancia de cada una de las dimensiones en la desigualdad de oportunidades educativas. No obstante, en un nivel de generalización mayor la multidimensionalidad

⁶ El Índice Socioeconómico Internacional (ISEI) es un índice de estatus de las ocupaciones ampliamente utilizado en el campo de los estudios sociológicos de estratificación social. El índice asigna a cada ocupación un valor en una escala numérica que refleja el nivel de ingresos esperado para esa ocupación, dada la escolaridad promedio de quienes la ejercen.

⁷ Para realizar esta imputación ajusté modelos de regresión lineal específicos para cada cohorte, en los que la variable dependiente fue el ISEI de quienes sí tenían datos de ocupación; y las variables independientes fueron el índice de riqueza, la escolaridad de los padres, el tamaño de la localidad y la condición de habla de lengua indígena de los padres. A partir de la ecuación de regresión resultante se imputó el valor del ISEI para los casos perdidos.

⁸ Es posible que los casos a los que se imputa el ISEI presenten algún sesgo en esta medida con relación a los casos en que sí existe información. Para intentar controlar estos posibles sesgos se incluyó, en todos los modelos estadísticos en los que se incluye el ISEI, una variable *dummy* adicional que indica si el ISEI es observado o imputado.

puede resultar problemática. Por ejemplo, si buscamos obtener medidas generales de la variación en los efectos de los orígenes sociales a través del tiempo, es difícil discernir qué dimensión de los orígenes sociales privilegiar, o estimar una medida única de desigualdad a partir del uso de varios indicadores de orígenes sociales. Aquí propongo utilizar lo que denomino medida resumen, lo que nombro Índice de Orígenes Sociales (IOS). Para obtener el IOS realicé un análisis factorial adicional que incluye las variables individuales recién descritas (asumiendo que la combinación de tamaño de localidad y condición de habla de lengua indígena de los padres es una variable ordinal). Este análisis produjo una solución de factor único que da cuenta de entre 53% y 56% de la varianza conjunta de las cuatro variables en cada cohorte. El IOS corresponde al puntaje del primer factor en este análisis factorial.

Modelos estadísticos

La técnica que utilizo para medir los efectos de los orígenes sociales sobre las transiciones educativas es la regresión logística. El análisis de las probabilidades de continuidad entre niveles educativos se basa en regresiones logísticas binomiales, en las que la variable dependiente es la continuidad (1) o desafiliación escolar (0) en el tránsito al nivel educativo $i + 1$ para quienes alcanzaron el nivel educativo i . Estos modelos de regresión se basan en la propuesta de Raftery y Hout (1993) para el análisis simultáneo de transiciones en distintos niveles educativos.

Los modelos de transiciones permiten medir la “desigualdad vertical” en las transiciones educativas. Para analizar la desigualdad horizontal, es decir, la asignación de las personas en distintos tipos de escuelas dentro de un mismo nivel educativo, utilizo regresiones logísticas multinomiales, en las cuales la variable dependiente está integrada por cada una de las opciones educativas.

Medidas descriptivas de progresión escolar

En el Cuadro 2 presento las proporciones estimadas de entrevistados que tuvieron acceso a los distintos niveles educativos según las variables de orígenes sociales, la cohorte de nacimiento y el sexo. En total, 95% de los entrevistados accedieron a la escuela primaria, 64% a la secundaria, 38% a la media superior y 17% a la educación superior. Las probabilidades condicionales nos indican que 67% de quienes estudiaron la primaria lograron

Cuadro 2

Proporción de entrevistados con acceso a los diferentes niveles educativos y probabilidades condicionales estimadas de transición entre niveles, según características seleccionadas, México, cohortes 1947-1986*

	<i>Primaria</i>	<i>Secundaria</i>	<i>Media superior</i>	<i>Superior</i>
Total	0.95	0.64	0.38	0.17
Índice de riqueza (cuartiles)				
Primer cuartil	0.89	0.34	0.13	0.05
Segundo cuartil	0.94	0.61	0.30	0.11
Tercer cuartil	0.97	0.71	0.41	0.15
Cuarto cuartil	0.98	0.88	0.67	0.37
Escolaridad de los padres (cuartiles)				
Primer cuartil	0.91	0.45	0.18	0.07
Segundo cuartil	0.90	0.46	0.23	0.07
Tercer cuartil	0.99	0.75	0.40	0.15
Cuarto cuartil	0.99	0.89	0.71	0.39
Ocupación del padre (ISEI) (cuartiles)				
Primer cuartil	0.94	0.53	0.26	0.10
Segundo cuartil	0.89	0.46	0.24	0.09
Tercer cuartil	0.98	0.76	0.43	0.13
Cuarto cuartil	0.98	0.83	0.61	0.35

Índice de Orígenes Sociales (cuartiles)									
Primer cuartil	0.87	—	0.30	0.34	0.10	0.34	0.02	0.25	
Segundo cuartil	0.95	—	0.58	0.61	0.27	0.47	0.11	0.40	
Tercer cuartil	0.98	—	0.74	0.76	0.40	0.54	0.14	0.36	
Cuarto cuartil	0.99	—	0.92	0.93	0.74	0.81	0.40	0.54	
Padres hablantes de lengua indígena									
No hablantes	0.92	—	0.49	0.53	0.25	0.51	0.09	0.38	
Sí hablantes	0.95	—	0.66	0.69	0.40	0.61	0.18	0.45	
Tamaño de la localidad de nacimiento									
Menor a 15 mil habitantes	0.92	—	0.49	0.54	0.25	0.50	0.10	0.42	
15 mil a 100 mil habitantes	0.98	—	0.77	0.79	0.47	0.61	0.22	0.47	
100 mil o más habitantes	0.98	—	0.85	0.87	0.60	0.70	0.28	0.46	
Cohorte de nacimiento									
1947-1959	0.87	—	0.40	0.46	0.25	0.62	0.13	0.54	
1960-1969	0.94	—	0.59	0.63	0.34	0.58	0.16	0.46	
1970-1981	0.97	—	0.71	0.73	0.41	0.58	0.18	0.42	
1982-1986	0.99	—	0.81	0.82	0.52	0.64	0.22	0.43	
Sexo									
Hombre	0.96	—	0.66	0.69	0.41	0.62	0.21	0.51	
Mujer	0.94	—	0.61	0.65	0.35	0.57	0.13	0.38	

* Los valores en cursivas corresponden a las probabilidades condicionales de continuidad en el nivel especificado, dado que se accedió al nivel previo.
Fuente: cálculos propios a partir de los datos de la Emovi 2011.

acceder a la secundaria, 60% de quienes fueron a la secundaria continuaron sus estudios en la media superior, y sólo 45% de quienes ingresaron a la media superior pasaron a los estudios universitarios.

Todas las variables ligadas a los orígenes sociales tienen asociación estadística con las oportunidades de progresión escolar. En la primaria, que ha alcanzado mayores niveles de cobertura, las diferencias son de poca magnitud. Así, por ejemplo, 99% de los entrevistados en el cuartil superior del IOS fueron a la escuela, frente a 89% en el cuartil inferior. En los niveles siguientes las brechas crecen: 92%, 74% y 40% de quienes estaban en el cuartil superior lograron ingresar a la secundaria, la media superior y los estudios superiores, respectivamente, porcentajes muy superiores a 30%, 10% y 2% alcanzados por quienes estaban en el cuartil inferior. Estas diferencias son por sí mismas evidencia de la magnitud de la desigualdad de oportunidades de progresión escolar. Puede apreciarse además que las tendencias se reproducen en el caso de los tres indicadores principales del origen socioeconómico (estatus ocupacional del padre, índice de riqueza y escolaridad de los padres). Se identifican asimismo brechas asociadas a la condición de habla de lengua indígena y al tamaño de la localidad, aunque la magnitud de las diferencias no parece ser tan amplia como en el caso de las variables antes señaladas.

El incremento en la cobertura de cada nivel educativo resulta evidente si se presta atención al cambio en las probabilidades de cada transición entre cohortes de nacimiento. La escuela primaria ya tenía una alta cobertura en la cohorte nacida entre 1947 y 1959 (87%), aunque sólo se aproxima a ser universal hasta las cohortes nacidas después de 1970. El nivel que presenta mayores incrementos es la secundaria, que pasó de 40% en la cohorte 1947-1959 a 81% en la cohorte 1982-1986. La ampliación de la cobertura de la educación media superior implicó un incremento de 25% a 52%, respectivamente. Por último, la proporción de jóvenes que alcanzó la educación superior pasó de 12% a 22%. Es de destacar que, debido al menor ritmo de incremento en el acceso a la educación superior, las probabilidades condicionales de alcanzar este nivel educativo dado que se alcanzó el nivel previo sufrieron una reducción, al pasar de 54% en la cohorte 1947-1959 a 43% en la cohorte 1982-1986. Es decir, a lo largo de las cohortes bajo estudio, el crecimiento diferencial de la cobertura propició un “cuello de botella” que hizo más difícil el acceso a la educación superior para quienes habían logrado entrar al bachillerato.

Por último, los resultados muestran que las mujeres presentan cierta desventaja educativa con respecto a los varones. Esta desventaja comienza a manifestarse desde la transición a la secundaria (66% de los varones ingresaron a este nivel, frente a 61% de las mujeres), y se mantiene hasta el acceso a los

estudios superiores (21% frente a 13%, respectivamente). Estas brechas de género se han reducido hasta prácticamente desaparecer en las cohortes más recientes, pero aún son perceptibles en el promedio de las cohortes consideradas en este trabajo.

Orígenes sociales y transiciones educativas

En el Cuadro 3 presento medidas de bondad de ajuste para una serie de modelos de regresión logística en los que se tiene como variable dependiente la progresión o desafiliación escolar en las transiciones entre los distintos niveles educativos.⁹ El comportamiento de estas medidas en cada modelo sucesivo nos indica cuál es la importancia global que tiene cada variable (o conjunto de variables) como determinante de las probabilidades de que los jóvenes continúen o no en la escuela en las transiciones.¹⁰

En los modelos 1 a 3 introduzco los efectos de la cohorte de nacimiento (C), el nivel de la transición (T) (primaria, secundaria, media superior y superior), y la interacción entre estas dos variables.¹¹ Ambos efectos son estadísticamente significativos, lo cual se refleja en la reducción del BIC. También se identifica en el modelo 3 una interacción estadísticamente significativa

⁹ Cada persona aporta tantas observaciones a estos modelos como oportunidades haya tenido de acceder a cada nivel educativo. Así, por ejemplo, si una persona no asistió nunca a la escuela contribuye con una observación (transición de ingreso a la primaria); si asistió a la primaria contribuye con dos observaciones (transiciones de ingreso a primaria e ingreso a secundaria), y así sucesivamente.

¹⁰ Las medidas de bondad de ajuste son la pseudo R Cuadrada de McFadden y el BIC. Al igual que la R Cuadrada en una regresión lineal, la pseudo R Cuadrada puede variar entre 0 y 1, siendo el valor de 1 un indicador de que el modelo ajusta perfectamente los datos. No obstante, sus valores tienden a ser considerablemente menores a los obtenidos en la regresión lineal, por lo que se considera que valores superiores a 0.2 representan un excelente ajuste del modelo (McFadden, 1977). El BIC es una medida de bondad de ajuste alternativa propuesta por Schwarz (1978), que se caracteriza por premiar la parsimonia; esto es, el uso del número menor posible de variables para lograr una adecuada representación de los datos (Box y Jenkins, 1976). Dados dos modelos en competencia se debe elegir aquel que tiene el menor valor en el BIC. Para una explicación más detallada de las propiedades de cada una de estas medidas, véase Long y Freese (2006).

¹¹ En los modelos presentados en el Cuadro 3 las interacciones se representan como el producto de dos o más variables. Así, por ejemplo, en el modelo 3 la interacción entre la cohorte ("C") y el nivel de la transición ("T") se representa por el producto "CT". Cabe aclarar que en todos los modelos que incorporan interacciones se incluyeron además los efectos principales de las variables involucradas en la interacción. En el modelo 3, por ejemplo, la ecuación de regresión incluye un término para la cohorte, otro para el nivel de la transición, y un término adicional para la interacción.

Cuadro 3

Bondad de ajuste de modelos logísticos seleccionados
para las transiciones educativas, México, cohortes 1947-1986*

<i>Modelo</i>	<i>Número de parámetros</i>	<i>Pseudo R² (McFadden)</i>	<i>BIC</i>
1 C	3	0.00	-144.5
2 T	3	0.15	-5261.2
3 CT	15	0.18	-6121.5
4 CT+S+O+E+R+H+L	23	0.29	-10049.8
5 CT+CS+O+E+R+H+L	26	0.29	-10082.1
6 CT+CS+TO+E+R+H+L	29	0.29	-10136.6
7 CT+CS+O+TE+R+H+L	29	0.30	-10313.4
8 CT+CS+O+E+TR+H+L	29	0.30	-10270.6
9 CT+CS+O+E+R+TH+L	29	0.29	-10055.7
10 CT+CS+O+E+R+H+TL	32	0.30	-10289.4
11 CT+CS+TO+TE+TR+H+TL	41	0.31	-10480.5
12 CT+CS+(IOS)	20	0.29	-10016.6
13 CT+CS+T(IOS)	23	0.30	-10400.4
14 CT+CS+T(IOS)+C(IOS)	26	0.30	-10434.9
15 CT+CS+T(IOS)+C(IOS)+CT(IOS)	35	0.30	-10363.7

*Las abreviaturas de las variables son las siguientes: C = Cohorte de nacimiento (4 categorías); T = Transición (4 categorías); S = Sexo; O = Ocupación (ISEI); E = Escolaridad promedio de los padres; R = Índice de Recursos Económicos; H = Condición de habla de lengua indígena de los padres; L = Tamaño de localidad de nacimiento (3 categorías); (IOS) = Índice de Orígenes Sociales.

Número de transiciones: 29466. Número de personas: 10089.

Fuente: cálculos propios a partir de los datos de la Emovi 2011.

entre estas dos variables, resultado del incremento desigual de la cobertura en cada nivel educativo descrito al finalizar la sección anterior. En el modelo 4 incluyo los efectos del sexo (S), la ocupación del padre (O), la escolaridad de los padres (E), el índice socioeconómico (R), la condición de habla de lengua indígena de los padres (H), y el tamaño de la localidad de nacimiento (L). La bondad de ajuste mejora significativamente en este modelo con relación al modelo 3 (el BIC se reduce de -6 121.5 a -10 049.8), evidencia de la importancia de las circunstancias sociales de origen y el sexo como factores explicativos de la probabilidad de progresión escolar entre los distintos niveles educativos. En el modelo 5 incluyo la interacción entre el sexo y la

cohorte de nacimiento. Esta especificación mejora de manera sustantiva la bondad de ajuste, debido a que permite captar la reducción de las brechas de género en las cohortes sucesivas.

Los modelos 6 a 10 incorporan términos de interacción entre cada variable indicativa de los orígenes sociales y el nivel educativo. Los resultados sugieren la existencia de interacciones estadísticamente significativas en cuatro de las cinco dimensiones (la excepción es la condición de habla de lengua indígena —modelo 9—, que no presenta mejoras en el BIC con respecto al modelo 5). Esto indica que el efecto de las variables asociadas a los orígenes sociales varía en función del nivel educativo al cual se busca ingresar. El modelo 11 integra todas las interacciones significativas de los cinco modelos previos. Ya sea tomando como referencia el logaritmo de la verosimilitud o el BIC, la bondad de ajuste del modelo 11 mejora sustantivamente, tanto con respecto al modelo sin interacciones (modelo 5) como con relación a todos los modelos con las interacciones individuales (modelos 6 a 10).

En los modelos 4 a 10 he incluido por separado los efectos de la ocupación, la escolaridad, los recursos económicos, la condición de habla de lengua indígena y el tamaño de localidad. La asociación global entre estas dimensiones de la estratificación y las probabilidades de progresión escolar puede ser resumida mediante el IOS, tal como se muestra en el modelo 12. Este modelo podría ser comparado con el modelo 5, que incluye los efectos de las variables de orígenes sociales en forma individual, sin ninguna interacción con otras variables. Se aprecia una ligera pérdida en la bondad de ajuste (la pseudo R cuadrada se mantiene en 0.29, pero el BIC se incrementa de -10082.1 a -10016.6). Esta pérdida es sin embargo ampliamente compensada por la parsimonia del nuevo modelo, que ofrece una mayor versatilidad para poner a prueba interacciones relevantes.

Una de estas interacciones es la que se da entre el IOS y el nivel de la transición (modelo 13). Este modelo somete a prueba estadística la hipótesis de que los efectos globales del origen social son diferentes en cada transición; es decir, que el impacto de las circunstancias sociales de origen sobre las oportunidades de continuidad escolar depende del nivel educativo al cual se pretende ingresar. Esta hipótesis es corroborada por la franca mejora en las medidas de bondad de ajuste del modelo 13 con respecto al modelo 12.

Los modelos 14 y 15 prueban las interacciones estadísticas entre el IOS y la cohorte de nacimiento. Discutiré estos modelos en la siguiente sección. Ahora es importante hacer una pausa para revisar con mayor detalle lo que nos dicen los modelos con respecto a los efectos de los orígenes sociales sobre la continuidad escolar. Para ello, he calculado a partir de las ecuaciones de regresión logística respectivas las probabilidades estimadas de progresión es-

colar para valores específicos equivalentes al percentil 10 y el percentil 90 de las variables indicativas de orígenes sociales, incluyendo el IOS, manteniendo fijas en su nivel medio las otras variables incluidas en la ecuación. La brecha entre estas dos probabilidades estimadas es un indicador del efecto neto de la variable en cuestión como determinante de la desigualdad de oportunidades de progresión escolar. Para medir la magnitud de las brechas utilizo el riesgo relativo, esto es, la razón de las probabilidades de continuidad del percentil 90 *versus* el percentil 10.

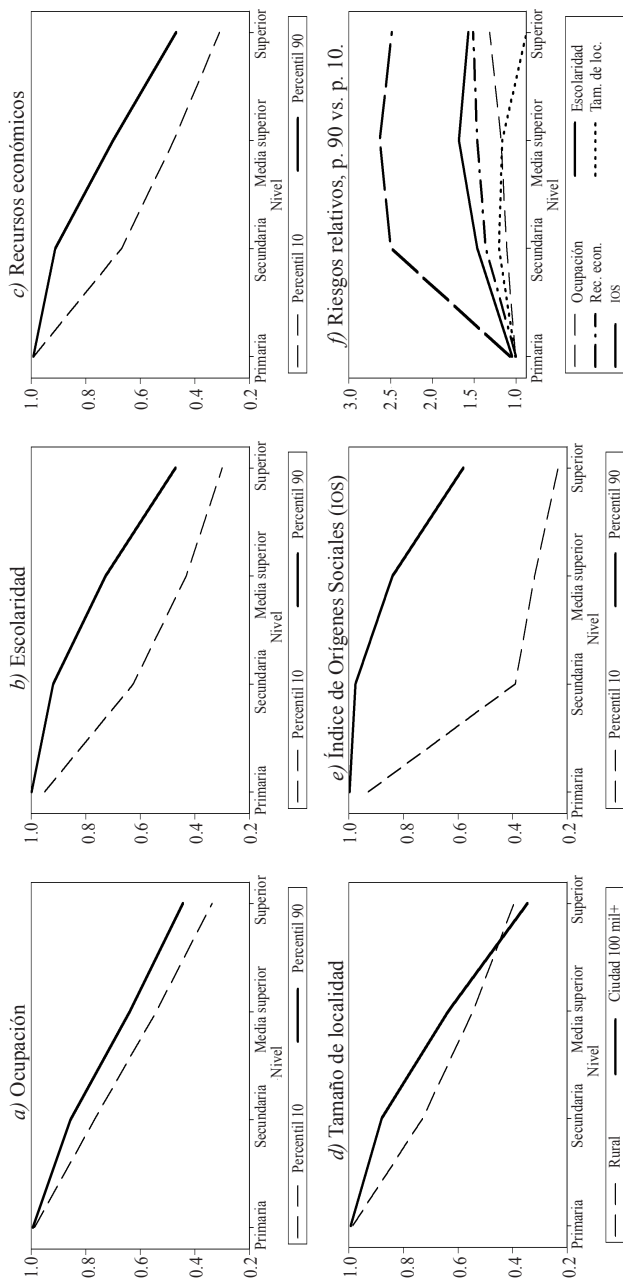
Las probabilidades estimadas se presentan en la Figura 1. Las gráficas *a)* a *d)* corresponden a los efectos ajustados de la ocupación del padre, la escolaridad promedio de ambos padres, los recursos económicos del hogar y el tamaño de localidad. Estos efectos se calcularon a partir del modelo 11 en el Cuadro 3; es decir, el modelo que presenta la mejor bondad de ajuste entre aquellos que incluyen las dimensiones de la estratificación social por separado. La gráfica *e)* corresponde a los efectos ajustados del IOS, que fueron estimados a partir del modelo 13. La gráfica *f)* presenta a manera de resumen los riesgos relativos que derivan de la comparación de los percentiles 10 y 90 en cada una de las gráficas anteriores. Por último, cabe reiterar que estas probabilidades son condicionales a que los entrevistados hayan accedido al nivel precedente, de modo que no reflejan los efectos acumulativos de la desafiación escolar y están sujetas a la selectividad positiva de los estudiantes con desventajas socioeconómicas que logran progresar en cada nivel educativo.

Las brechas en las probabilidades estimadas de acceso a la primaria entre el percentil 90 y el 10 son pequeñas en todas las dimensiones. Esto se manifiesta en la similitud de las probabilidades y los riesgos relativos (todos cercanos a uno). Esto es un indicador de que en el nivel primario la casi universalización de la cobertura ha traído consigo una reducción de la desigualdad de oportunidades de acceso a este nivel educativo.

En la transición a la secundaria las brechas se incrementan significativamente en todas las variables. Las mayores desigualdades corresponden a la escolaridad de los padres. Se estima que en esta transición un(a) joven cuyos padres tienen alta escolaridad (percentil 90) tiene una probabilidad de continuidad escolar de 0.92, frente a 0.63 para un joven con padres de baja escolaridad (percentil 10). Esto implica un riesgo relativo de 1.46 ($1.46 = 0.92/0.63$), es decir, casi 50% mayor probabilidad de continuar con los estudios secundarios para los jóvenes con padres más escolarizados.

En la transición a la educación media superior la brecha se incrementa aún más, y esto ocurre en todas las dimensiones. La excepción es el tamaño de la localidad, variable en la que el riesgo relativo de continuidad escolar para quienes provienen de localidades urbanas es mayor al de los provenientes

Figura 1
Orígenes sociales y transiciones educativas
Probabilidades de transición y riesgos relativos de cada variable



Las estimaciones para la ocupación, escolaridad, recursos económicos y tamaño de localidad provienen del modelo 11 del Cuadro 3. Las estimaciones para el IOS provienen del modelo 13.

de localidades rurales, pero en un grado apenas inferior al observado en la transición a la secundaria (1.17 *versus* 1.20). Nuevamente, en esta transición la escolaridad de los padres es la variable con mayores efectos, con un riesgo relativo 69% mayor para quienes tenían padres de alta escolaridad.

Por último, como puede apreciarse en la gráfica *f*), en la transición a la educación superior se reducen aún más —al grado de prácticamente desaparecer— las brechas asociadas al tamaño de la localidad. También decrecen los efectos de la escolaridad de los padres, aunque siguen siendo importantes. En cambio, adquiere mayor relevancia la desigualdad asociada a los recursos económicos del hogar de origen. De hecho, en esta transición las brechas asociadas a los recursos económicos son de magnitud similar a las de la escolaridad, pues los riesgos relativos para el percentil 90 *versus* el 10 se sitúan en ambos casos en alrededor de 1.5. También se incrementan las brechas asociadas al estatus ocupacional, aunque en una magnitud menor, pues quienes tienen padres en el percentil 90 del ISEI presentan probabilidades de ingreso a los estudios superiores 32% mayores a quienes se sitúan en el percentil 10.

Haciendo un breve resumen, estos resultados nos indican que la desigualdad en la disponibilidad de recursos educativos en la familia de origen es el factor que individualmente más contribuye a la desigualdad en las probabilidades de progresión escolar, seguido por los recursos económicos, el estatus ocupacional y el tamaño de la localidad. También llama la atención que tanto los recursos educativos como el tamaño de localidad tengan mayores efectos en la transición a la secundaria y media superior que en el pasaje a la educación superior, mientras que los recursos económicos y el estatus ocupacional del padre incrementan sus efectos en esta última transición. Como consecuencia de estos cambios, los efectos de la escolaridad de los padres y los recursos económicos de la familia de origen adquieren magnitudes relativamente similares (riesgos relativos de 1.5) en la transición de la educación media superior a la educación superior.

Cuando estas cuatro dimensiones son sintetizadas en un índice único como el IOS, los efectos de los orígenes sociales sobre las transiciones educativas se incrementan sustantivamente. Esto se aprecia claramente en la gráfica *e*), que presenta las probabilidades estimadas para los percentiles 10 y 90 del IOS. A simple vista se observa que las brechas asociadas al IOS son mucho mayores que las de cada una de las dimensiones por separado. Los riesgos relativos confirman este resultado: la probabilidad de pasar a la secundaria se multiplica por 2.5 para los jóvenes que se ubican en el percentil 90 del IOS frente a quienes se encuentran en el percentil 10. Lejos de reducirse, y a pesar de la selectividad creciente de los jóvenes en cada nivel educativo

sucesivo, estas ventajas se mantienen en las transiciones a la educación media superior y superior.

Antes de pasar al siguiente punto conviene tomar en cuenta que los efectos de cada transición educativa son acumulativos a lo largo de la trayectoria educativa. Si pretendemos evaluar el efecto total de la desigualdad de oportunidades es necesario estimar probabilidades acumuladas de continuidad escolar. Así, por ejemplo, según los resultados recién descritos, es posible estimar que la probabilidad de ingresar a la educación superior es 17 veces mayor para un niño que ha nacido en una familia acomodada (percentil 90 del IOS) con respecto a otro que lo ha hecho en una familia con bajos recursos socioeconómicos (percentil 10 del IOS).

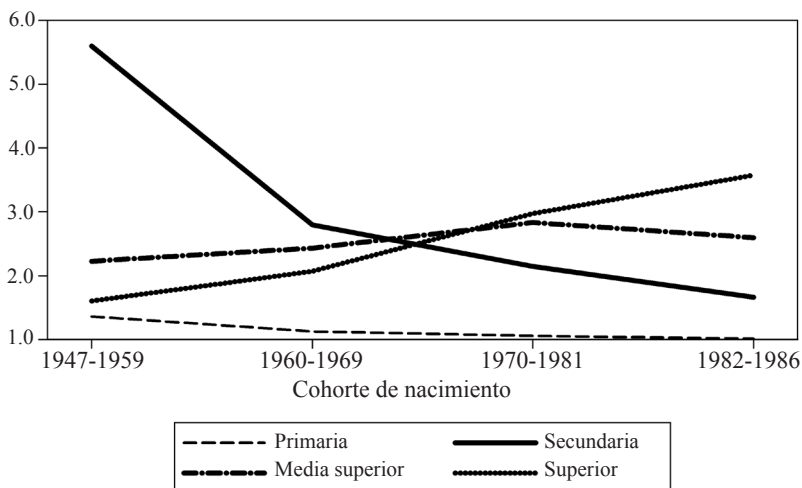
Efectos cohorte

Los modelos 14 y 15 del Cuadro 3 incluyen interacciones adicionales entre el IOS, la cohorte de nacimiento y el nivel educativo. En un primer momento (modelo 14) introduzco la interacción entre el IOS y la cohorte de nacimiento. Este modelo mejora sustantivamente con respecto al modelo anterior (el BIC se reduce de -10400.4 a -10434.9). Esto indica que los efectos de los orígenes sociales nos son homogéneos a lo largo de las cohortes de nacimiento. El modelo 15 prueba una triple interacción con el nivel educativo, que permite evaluar si es necesario introducir una mayor especificación en los efectos cohorte-IOS en función del nivel de escolaridad. Este modelo no aporta mejoras estadísticamente significativas (el BIC sube por encima del valor obtenido incluso en el modelo 13). Por tanto, la doble interacción del modelo 14 es suficiente para especificar las variaciones en los efectos de los orígenes sociales entre cohortes de nacimiento.

Para interpretar este modelo utilizo los riesgos relativos estimados de progresión escolar para el percentil 10 y 90 del IOS por transición y cohorte de nacimiento (Figura 2). La gráfica muestra que no existe una tendencia unívoca a la reducción o el incremento de la desigualdad de oportunidades de transición a todos los niveles educativos a lo largo del tiempo, sino un cambio en el *locus* de la desigualdad. En la cohorte 1947-1959 las principales barreras a la continuidad escolar se presentaban en la transición a la escuela secundaria (con una probabilidad estimada 5.6 veces mayor para el percentil 90 con respecto al percentil 10). No obstante, en la medida en que se ha generalizado la cobertura de este nivel educativo la desigualdad de oportunidades ha cedido, al grado de que el riesgo relativo se reduce a 1.66 en la cohorte 1982-1986 (una diferencia aún importante, pero mucho menor a la observada en cohortes previas).

Figura 2

Efectos de los orígenes sociales por nivel educativo
y cohorte de nacimiento. Riesgos relativos,
Percentil 90 *versus* percentil 10 del IOS



Estimaciones a partir del modelo 14 del Cuadro 3.

Simultáneamente, la desigualdad de oportunidades se ha desplazado paulatinamente a los niveles educativos siguientes, y especialmente al nivel superior. Como vimos en los descriptivos del Cuadro 2, la expansión de la cobertura de la educación media superior y superior no ha sido suficiente para absorber la creciente demanda de jóvenes que lograron llegar a la puerta de ingreso a estos niveles educativos. Esto ha implicado una mayor competencia por los lugares disponibles. Ante esta creciente competencia los estratos sociales más altos han resultado favorecidos, lo que ha dado lugar a un incremento en la desigualdad de oportunidades. Las brechas por orígenes sociales en las probabilidades de progresión a la educación media superior se incrementaron de un riesgo relativo de 2.23 en la cohorte 1947-1959 a 2.43 y 2.83 en las cohortes 1960-1969 y 1970-1981 (esta última cohorte golpeada además por la crisis económica de los años ochenta). Es sólo hasta la cohorte 1982-1986 que se observa un cambio de tendencia hacia la reducción de las desigualdades asociadas al IOS, con un riesgo relativo estimado en 2.59. En el caso de la educación superior el incremento de la desigualdad de oportu-

nidades fue más acentuado, al pasar el riesgo relativo de 1.60 en la cohorte 1947-1959 a 3.57 en la cohorte 1982-1986.

Desigualdad horizontal

Hasta ahora he analizado la desigualdad de oportunidades en las probabilidades de continuidad escolar, independientemente del tipo de escuela al que se ingresa. Como señalé en la discusión inicial, existe otra forma de segmentación en las trayectorias educativas que consiste en asignar a los niños y jóvenes en distintos tipos de escuelas dentro de un mismo nivel educativo. Sin embargo, para que esta segmentación pueda ser considerada como un componente adicional de desigualdad sería necesario demostrar en primer lugar que la asignación de los niños y jóvenes en distintos tipos de escuelas responde a características adscriptivas (en este caso a desigualdades en los orígenes sociales), y en segundo lugar que la pertenencia a distintos tipos de escuelas es por sí misma un determinante de la desigualdad de resultados educativos. Estos resultados pueden ser de distinta índole, desde aquellos que tienen que ver con los aprendizajes y el aprovechamiento escolar, hasta los relacionados con las probabilidades de continuidad escolar y el logro ocupacional en etapas posteriores del curso de vida.

La Emovi 2011 no cuenta con la información suficiente para verificar si se cumplen estas dos condiciones. Aunque proporciona algunos datos acerca del tipo de escuela al que se asistió en cada nivel educativo, éstos son muy generales para lograr una caracterización fina de las escuelas. Al mismo tiempo, no registra información sobre el desempeño escolar o los aprendizajes de los entrevistados, de modo que es imposible atribuir al tipo de escuela rendimientos escolares diferentes. No obstante, se puede plantear una aproximación inicial a partir de los datos disponibles, partiendo de los efectos que tiene la segmentación institucional en las propias trayectorias educativas.

¿Existe evidencia en la Emovi de que los niños y jóvenes con distintos orígenes sociales asisten a distintos tipos de escuelas? Para atajar esta cuestión ajusté modelos logísticos multinomiales. En estos modelos la variable dependiente es el tipo de institución al que asistió la persona entrevistada en cada nivel educativo; y las variables independientes son el sexo, la cohorte de nacimiento, el IOS, y las interacciones entre estas variables. Cabe hacer notar que estos modelos sólo incluyen a quienes lograron ingresar a cada nivel educativo, por lo que se trata estrictamente de modelos de asignación en instituciones, y no de modelos de progresión escolar.

Cuadro 4

Efectos de los orígenes sociales sobre el riesgo de ingresar a distintos tipos de escuela en cada nivel educativo, por cohorte de nacimiento. Riesgos relativos (percentil 90 *versus* 10 del IOS) derivados de regresiones logísticas multinomiales

<i>Primaria</i>	<i>Pública matutina</i>	<i>Pública otra modalidad</i>	<i>Privada</i>
1947-1959	1.00	0.79	1.65
1960-1969	0.95	0.96	1.73
1970-1981	0.85	0.96	3.33**
1982-1986	0.90	0.68	5.02**
<i>Secundaria</i>	<i>Pública matutina</i>	<i>Pública otra modalidad</i>	<i>Privada</i>
1947-1959	1.04	0.83	1.35**
1960-1969	0.97	0.84	1.81**
1970-1981	0.88	0.71	4.48**
1982-1986	0.87	0.81	4.90**
<i>Media superior</i>	<i>Pública general</i>	<i>Privada general</i>	<i>Vocacional</i>
1947-1959	0.89	1.79	1.12
1960-1969	1.02	4.67*	0.52
1970-1981	0.58**	5.57**	1.48
1982-1986	0.61**	25.05**	0.79**
<i>Superior</i>	<i>Privada versus pública</i>		
1947-1959	1.69		
1960-1969	0.50		
1970-1981	1.65		
1982-1986	9.35**		

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

Fuente: cálculos propios a partir de los datos de la Emovi 2011.

En el Cuadro 4 presento los efectos estimados del IOS en la probabilidad de ingreso a los distintos tipos de escuelas, de acuerdo con los resultados de los modelos. Nuevamente utilizo los riesgos relativos entre el percentil 90 y el percentil 10 como una medida resumen de los efectos.¹² En los niveles de primaria y secundaria distingo entre las escuelas públicas matutinas y públicas de otra modalidad,¹³ además de las escuelas privadas. En el nivel de media superior separo los bachilleratos públicos generales de los bachilleratos privados generales y las escuelas de tipo vocacional.¹⁴ Por último, debido a la restricción en el número de casos, en el nivel superior sólo distingo entre instituciones de educación superior (IES) públicas y privadas.

Los resultados sugieren que los efectos del IOS se incrementan en las cohortes más recientes. En particular, las brechas en las probabilidades de asistir a escuelas privadas crecen de manera significativa. Así, por ejemplo, se estima que en la cohorte 1947-1959 la probabilidad de ir a una primaria privada era 1.65 veces mayor para una persona situada en el percentil 90 del IOS frente a otra situada en el percentil 10 (diferencia que no es estadísticamente significativa); esta brecha se incrementó a 5.02 veces en la cohorte 1982-1986. El incremento se reproduce en todos los niveles educativos, pero ocurre con mayor intensidad en la educación media superior (en donde el riesgo relativo pasa de 1.79 a 25.05 entre cohortes) y la educación superior (de 1.69 a 9.35). En otras palabras, los resultados apuntan hacia una mayor segmentación socioeconómica en la matrícula de escuelas privadas en las cohortes más recientes.¹⁵

En el caso de la segmentación por turno en la primaria y la secundaria no se aprecian efectos significativos. Sin embargo, en el nivel medio superior sí se observan cambios: el riesgo relativo de asistir a bachilleratos generales públicos y a escuelas vocacionales se reduce para los jóvenes con orígenes sociales más favorecidos. Este resultado, en conjunto con el incremento en la estratificación en el acceso a escuelas privadas, sugiere que es en el nivel medio superior donde ha crecido más la segmentación socioeconómica en el acceso a las distintas opciones educativas.

¹² Por cuestiones de espacio omito los resultados completos de los modelos, pero éstos están a disponibilidad del lector a solicitud expresa.

¹³ Las escuelas públicas de otra modalidad incluyen principalmente las escuelas generales de turno vespertino, pero también a un número pequeño de entrevistados que asistieron a escuelas nocturnas.

¹⁴ Las escuelas vocacionales pueden ser bachilleratos técnicos o escuelas técnicas que no incluyen la opción de bachillerato. Estas escuelas pueden ser públicas o privadas, pero tienen en común el hecho de ofrecer como opción terminal un certificado técnico medio.

¹⁵ En un trabajo previo (Solís, 2007) reporté un fenómeno similar, pero para el caso específico de la ciudad de Monterrey. Estos datos sugieren que la tendencia es generalizable al conjunto nacional.

En resumen, parecería que los niños y jóvenes de orígenes más privilegiados asisten cada vez con más frecuencia a escuelas privadas en todos los niveles educativos.¹⁶ Esto es un primer indicador del incremento en la estratificación horizontal en las trayectorias educativas, pero, ¿en qué medida asistir a escuelas privadas es ventajoso en términos del desempeño educativo? Como ya señalé, responder esta pregunta en términos del aprovechamiento escolar y los aprendizajes escapa a los alcances de este trabajo, pero podemos explorar los efectos del tipo de escuela sobre la progresión escolar: ¿Tienen los niños y jóvenes que asisten a distintos tipos de escuelas probabilidades iguales o diferentes de progresión escolar al siguiente nivel educativo? Y en caso de que haya diferencias, ¿se explican estas brechas exclusivamente por la selectividad socioeconómica, o es posible especular que existen “efectos escuela” que van más allá de las diferencias socioeconómicas en la composición del alumnado?

En el Cuadro 5 presento los resultados de una serie de modelos de regresión logística similares a los ajustados en el Cuadro 3, en los que la variable dependiente es la progresión escolar entre cada nivel educativo. En este caso, sin embargo, los modelos son específicos a cada transición, con el fin de incluir el tipo de escuela como variable independiente. Se presentan dos estimaciones de riesgos relativos, una no ajustada, que corresponde a los riesgos relativos sin controlar por el IOS, y la otra ajustada, en la que se incluye como control estadístico el IOS y su interacción con la cohorte de nacimiento.

Los resultados sugieren que los niños y jóvenes que asistieron a escuelas privadas presentan mayores probabilidades de progresión escolar. El modelo arroja que los niños de primarias privadas tienen un riesgo relativo no ajustado de progresión escolar a la secundaria 21% mayor al de los niños de primarias vespertinas. Parte de este efecto parece asociarse a las diferencias en el IOS, hecho que se refleja en la reducción de la ventaja a 13% una vez que se controla por esta variable. No obstante, las diferencias siguen siendo significativas, lo que sugiere que las escuelas privadas otorgan ventajas para la continuidad escolar que no se explican por la selectividad socioeconómica de los niños y jóvenes que asisten a ellas. Un fenómeno similar, aunque más acentuado, ocurre en las transiciones más avanzadas: incluso controlando por el IOS, los niños de secundarias y bachilleratos privados presentan tasas mayores de continuidad escolar.

¹⁶Aunque conviene matizar este resultado por el hecho de que la mayoría de los entrevistados, incluso aquellos en estratos socioeconómicos altos, asistieron a escuelas públicas en todos los niveles. Así, por ejemplo, de los jóvenes situados en el cuartil superior del IOS, 84%, 85% y 73% asistieron a primaria, secundarias e IES públicas, respectivamente.

Cuadro 5

Efectos del tipo de escuela en la probabilidad de continuidad escolar en distintas transiciones educativas.
Riesgos relativos (percentil 90 *versus* 10 del IOS) derivados de modelos de regresión logística

	<i>Transición</i>			
	<i>Primaria-secundaria</i>	<i>Secundaria-EMS</i>	<i>EMS-superior</i>	
	<i>Sin ajustar¹</i>	<i>Ajustado²</i>	<i>Sin ajustar¹</i>	<i>Ajustado²</i>
Tipo de primaria				
Pública matutina <i>versus</i> pública vespertina	1.09	1.08		
Privada <i>versus</i> pública vespertina	1.21**	1.13*		
Tipo de secundaria				
Pública matutina <i>versus</i> pública vespertina		1.14*	1.13	
Privada <i>versus</i> pública vespertina		1.43**	1.31**	
Tipo de escuela media superior				
Pública general <i>versus</i> vocacional			2.33**	2.68**
Privada general <i>versus</i> vocacional			3.93**	3.92**

¹ Riesgos relativos derivados de modelos logísticos en los que se controla por el sexo y la cohorte, pero no por el IOS.

² Riesgos relativos derivados de modelos logísticos en los que se controla por el sexo, la cohorte y el IOS.

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$

Fuente: cálculos propios a partir de los datos de la Emovi 2011.

Al mismo tiempo, la brecha entre escuelas vespertinas y matutinas públicas a nivel primario y secundario no es significativa, aunque sugiere cierta ventaja para quienes asistieron a escuelas matutinas. Finalmente, quienes asisten a escuelas vocacionales en la media superior tienen probabilidades menores de ingresar a los estudios universitarios, incluso comparados con los estudiantes de bachilleratos generales del sector público. Esto es hasta cierto punto esperable, debido a que muchos jóvenes que optan por opciones técnicas o vocacionales no tienen como objetivo avanzar a una carrera universitaria. Aunque no es posible explorarlo con estos datos, cabría preguntarse si esta situación cambió en cohortes recientes, ante la posibilidad que tienen ahora los jóvenes de cursar estudios técnicos con opción a bachillerato en escuelas públicas, los cuales, al menos en teoría, permiten a los jóvenes continuar sus estudios con una carrera universitaria una vez que egresan de este tipo de escuelas.

Discusión y conclusiones

En la discusión de los resultados retomo las preguntas e hipótesis formuladas al inicio del trabajo. La primera pregunta refiere a la magnitud de los efectos de los orígenes sociales en las transiciones educativas. A este respecto, contrapuse dos hipótesis: la llamada “hipótesis de selección”, que predice un declive en los efectos relativos de los orígenes socioeconómicos en la medida en que se pasa a transiciones educativas más avanzadas, y la “hipótesis de desigualdad vinculada a la cobertura”, que predice que el grado de asociación entre los orígenes sociales y las oportunidades relativas de progresión escolar dependerán de la magnitud de la cobertura de cada nivel.

¿Qué nos indican los resultados con respecto a estas dos hipótesis? El análisis de la asociación entre las variables de orígenes sociales y las probabilidades de transición (Figura 1) revela que la tendencia general es de incremento en las desigualdades relativas en la medida en que se pasa a transiciones más avanzadas. Esta tendencia se confirma por los riesgos relativos asociados al IOS, que crecen de manera significativa en la transición a la secundaria y se mantienen en niveles altos en las transiciones a la educación media superior y superior. Por tanto, los resultados parecen apearse más a la hipótesis de desigualdad vinculada a la cobertura, en tanto los efectos relativos de los orígenes sociales son mayores en las transiciones más avanzadas, que son justamente aquellas en las que un mayor número de jóvenes salen de la escuela y por tanto presentan mayores niveles de selectividad.

Esto implicaría que para reducir la desigualdad en la progresión escolar debemos concentrarnos en entender y contrarrestar sus determinantes en los

niveles educativos medio superior y superior, más que en el nivel básico. Es sin duda importante profundizar en este aspecto en estudios posteriores, ya que numerosas investigaciones a escala internacional han obtenido resultados que apoyan la “hipótesis de selección” (Kerckhoff y Trott, 1993; Treiman y Yamaguchi, 1993; Shavit y Blossfeld, 1993). Para ello, sería necesario realizar un análisis comparativo con el uso de una metodología similar que permitiese equiparar el caso de México con el de otros países.

Antes de continuar con la discusión me referiré a otras dos conclusiones vinculadas con la anterior. En primer lugar, los resultados sugieren que las distintas dimensiones de la desigualdad tienen efectos diferentes a lo largo de las transiciones. En términos generales, la escolaridad de los padres es la variable que presenta mayor asociación con las probabilidades de continuidad escolar, seguida por los recursos económicos de la familia de origen. Pero los efectos de la escolaridad de los padres decrecen en la transición a la educación superior, mientras que los de los recursos económicos se incrementan. Esto indicaría que en la medida en que se avanza en la trayectoria escolar la disponibilidad de recursos económicos es un factor cada vez más importante para la continuidad escolar.

Desde el punto de vista de la política pública, esto podría implicar que los programas de transferencias, becas y apoyos económicos enfocados a reducir la desafiliación escolar son más efectivos cuando se focalizan a los jóvenes que desean ingresar a la secundaria, la educación media superior o los estudios universitarios, probablemente debido a que en estos niveles educativos la posibilidad de que el trabajo compita con la escuela es mayor que en la escuela primaria. En cualquier caso, los resultados nos llevan a concluir que, lejos de asumir que todas las dimensiones de la estratificación tienen un efecto constante a lo largo del curso de vida, debemos profundizar el estudio de cómo y por qué cada dimensión afecta la progresión escolar en las distintas fases de la trayectoria educativa.

En segundo lugar, el efecto global del conjunto de las dimensiones de la estratificación social (medido a través del IOS) es mucho mayor al de cualquiera de las dimensiones tomadas individualmente. Esto es un claro indicador de que es necesario avanzar en el desarrollo de medidas multidimensionales de la estratificación social. Pero ello implica un esfuerzo por colocarse por encima de las fronteras disciplinarias de la sociología y la economía, reconociendo que no existe una dimensión única o dominante de la estratificación social, sino efectos acumulativos asociados a la variación conjunta de múltiples dimensiones (Grusky y Kanbur, 2006). En este sentido, si no se avanza en el uso de medidas multidimensionales de las circunstancias sociales de origen como el IOS, se corre el riesgo de subestimar la desigualdad de

oportunidades, ya sean educativas o en otras dimensiones de la estratificación social.

Otro conjunto de preguntas tiene que ver con la tendencia entre cohortes en los niveles de desigualdad. ¿Existe un movimiento generalizado hacia la reducción o el incremento en la desigualdad de oportunidades? ¿O se produce, como se ha visto en otros países, un cambio de *locus* de la desigualdad hacia transiciones educativas más avanzadas? El análisis empírico (Figura 2) revela que no existe una tendencia uniforme de incremento o reducción de la desigualdad, sino un paulatino desplazamiento hacia las transiciones educativas más avanzadas. Este desplazamiento aporta evidencia adicional en favor de las hipótesis de “desigualdad vinculada a la cobertura” y “desigualdad mantenida al máximo”, pues muestra en perspectiva histórica la correlación entre desigualdad de oportunidades y nivel de cobertura, así como de la forma en que la desigualdad se reduce cuando se alcanza un “nivel de saturación” en la cobertura de los estratos más altos. Así ocurrió con la transición de la escuela primaria a la secundaria, que pasó de tener los mayores niveles de desigualdad (cuando la cobertura era muy baja) a niveles relativamente bajos (cuando la cobertura se incrementó hasta alcanzar la saturación en los estratos altos). Lo opuesto ocurrió con el tránsito a la educación superior, que de tener un nivel bajo de desigualdad se convirtió en la transición en la que la desigualdad de oportunidades es mayor.

A este respecto, es importante apuntar que el aumento de la desigualdad en la transición a la educación superior se dio en el contexto de un incremento en la cobertura de este nivel educativo, de 13% a 22% en el transcurso de las cohortes. Esto es evidencia de que el incremento en la cobertura no lleva necesariamente a la reducción de la desigualdad de oportunidades. Para que el incremento ocurra con equidad deben cumplirse dos condiciones: primera, que sea de mayor magnitud, para así dar lugar a la creciente demanda derivada de la rápida ampliación de la cobertura en la educación media superior; segunda, que se promuevan políticas públicas de discriminación positiva, de manera que se incrementen las oportunidades de los jóvenes con orígenes sociales desfavorecidos y se neutralicen los mecanismos de acaparamiento de oportunidades, que actualmente favorecen a los jóvenes que provienen de familias con altos niveles socioeconómicos.

Por último, hay algunas conclusiones relacionadas con la “desigualdad horizontal”. Siguiendo a Lucas (2001) y apoyado en las evidencias disponibles sobre segmentación en la oferta educativa en México y América Latina, he explorado en qué medida la segmentación por tipo de institución: *a)* depende de las circunstancias sociales de origen y, *b)* tiene efectos en la continuidad escolar durante las transiciones educativas posteriores. Para ello

he analizado los efectos de los orígenes sociales sobre las probabilidades de ingreso a distintos tipos de escuelas, así como la asociación entre el tipo de escuela y las probabilidades de progresión escolar. Aunque no son concluyentes, los resultados respaldan la hipótesis de que la segmentación de la oferta educativa, y particularmente la distinción entre escuelas públicas y privadas, se ha convertido en un factor de creciente desigualdad horizontal en las trayectorias educativas. No es sólo que los niños y jóvenes de estratos sociales altos tengan cada vez mayores probabilidades de ir a escuelas privadas, sino también que la asistencia a estas escuelas parece tener efectos independientes que favorecen la continuidad escolar, ampliando así aún más las brechas sociales en el logro educativo.

En síntesis, los resultados de este trabajo muestran que, a pesar de la ampliación de la cobertura educativa en todos los niveles de escolaridad, México es aún una sociedad con amplias desigualdades educativas. Estas desigualdades no sólo se expresan en la brecha de oportunidades de progresión escolar, sino también en la asignación de los niños y jóvenes a distintos tipos de escuelas, las cuales ofrecen entornos institucionales que propician u obstaculizan el logro educativo y la continuidad escolar. No obstante, es poco lo que sabemos sobre la forma en que las desigualdades verticales y horizontales se combinan para producir la estratificación educativa, pues los datos disponibles nos han permitido apenas aproximarnos de manera inicial al tema. Los resultados son suficientes para identificar un área de investigación que requerirá mayor desarrollo —y mejores datos— en estudios posteriores.

Correspondencia: Centro de Estudios Sociológicos/El Colegio de México/
Camino al Ajusco núm. 20/Col. Pedregal de Santa Teresa/Deleg. Tlalpan/C.P.
10740/México, D.F./correo electrónico: psolis@colmex.mx

Bibliografía

- Blanco Bosco, Emilio (2011), *Los límites de la escuela. Educación, desigualdad y aprendizajes en México*, México, El Colegio de México.
- Blossfeld, H.-P., Hans-Günther Roßbach y Jutta von Maurice (eds.) (2011), *Education as a Lifelong Process. The German National Educational Panel Study (NEPS)*, Wiesbaden, VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- Cárdenas Denham, Sergio (2011), “Escuelas de doble turno en México. Una estimación de diferencias asociadas con su implementación”, *Revista Mexicana de Investigación Educativa*, vol. 16, núm. 50, pp. 801-827.
- Cortés, F., A. Escobar y P. Solís (coords.) (2007), *Cambio estructural y movilidad social en México*, México, El Colegio de México.

- Fernández Aguerre, Tabaré (2007), *Distribución del conocimiento escolar. Clases sociales, escuelas y sistema educativo en América Latina*, México, El Colegio de México.
- Ganzeboom, Harry B., Paul M. De Graaf y Donald J. Treiman (1992), "A Standard International Socio-Economic Index of Occupational Status", *Social Science Research*, vol. 21, núm. 1, pp. 1-56.
- Hirsch, F. (1976), *Social Limits of Growth*, Cambridge, Cambridge University Press.
- Kerckhoff, Alan C. y Jerry M. Trott (1993), "Educational Attainment in a Changing Educational System: the Case of England and Wales", en Yossi Shavit y Hans-Peter Blossfeld (eds.), *Persistent Inequality. Changing Educational Attainment in Thirteen Countries*, Boulder, Westview Press, pp. 133-154.
- Long, Scott y Jeremy Freese (2006), *Regression Models for Categorical Dependent Variables Using Stata*, College Station, Stata Press.
- Lucas, S. R. (2001), "Effectively Maintained Inequality: Education Transitions, Track Mobility, and Social Background Effects", *American Journal of Sociology*, vol. 106, núm. 6, 1642-1690.
- Mare, Robert D. (1981), "Change and Stability in Educational Stratification", *American Sociological Review*, vol. 46, núm. 1, pp. 72-87.
- Mare, Robert D. (1980), "Social Background and School Continuation Decisions", *Journal of the American Statistical Association*, vol. 75, núm. 370, pp. 293-305.
- Martínez Rizo, Felipe (2002), "Nueva visita al país de la desigualdad. La distribución de la escolaridad en México, 1970-2000", *Revista Mexicana de Investigación Educativa*, vol. 7, núm. 6, pp. 415-443.
- McLanahan, Sara y Christine Percheski (2008), "Family Structure and the Reproduction of Inequalities", *Annual Review of Sociology*, vol. 34, pp. 257-276.
- Pereyra, Ana (2008), *La fragmentación de la oferta educativa: la educación pública vs. la educación privada*, Buenos Aires, IIPE.
- Raftery, Adrian E. y Michael Hout (1993), "Maximally Maintained Inequality: Expansion, Reform, and Opportunity in Irish Education, 1921-75", *Sociology of Education*, vol. 66, núm. 1, pp. 41-62.
- Schwarz, Gideon E. (1978), "Estimating the Dimension of a Model", *Annals of Statistics*, vol. 6, núm. 2, pp. 461-464.
- Shavit, Yossi y H.-P. Blossfeld (1993), *Persistent Inequality. Changing Educational Attainment in Thirteen Countries*, Boulder, Westview Press.
- Shavit Y., R. Arum y A. Gamoran (eds.) (2007), *Stratification in Higher Education: a Comparative Study*, Palo Alto, Stanford University Press.
- Solis, P. (2007), *Inequidad y movilidad social en Monterrey*, México, El Colegio de México.
- Torche, Florencia (2010), "Economic Crisis and Inequality of Educational Opportunity in Latin America", *Sociology of Education*, vol. 83, núm. 2, pp. 85-110.
- Treiman, D. J. y K. Yamaguchi (1993), "Trends in Educational Attainment in Japan", en Y. Shavit y H.-P. Blossfeld (eds.), *Persistent Inequality. Changing Educational Attainment in Thirteen Countries*, Westview Press, pp. 229-249.
- Zenteno, R. y P. Solis (2006), "Continuidades y discontinuidades en la movilidad

ocupacional en México”, *Estudios Demográficos y Urbanos*, vol. 21, núm. 3, pp. 515-546.

Acerca del autor

Patricio Solís es doctor en sociología por la Universidad de Texas, en Austin. Actualmente es profesor investigador de El Colegio de México. Sus áreas de interés son estratificación social, desigualdad social y curso de vida. Actualmente se encuentra trabajando en un proyecto comparativo sobre estratificación y movilidad social en América Latina, así como en un libro sobre desigualdad social y trayectorias educativas en la Ciudad de México. Entre sus publicaciones podemos citar, con Marina Ariza, “Dinámica socioeconómica y segregación espacial en tres áreas metropolitanas de México, 1990 y 2000”, *Estudios Sociológicos*, vol. 27, núm. 79, enero-abril, 2009, pp. 171-209; así como el libro *Inequidad y movilidad social en Monterrey*, México, El Colegio de México, 2007.

