

Desigualdad vertical y horizontal en las transiciones educativas en México*

Patricio Solís

El Colegio de México

Resumen

Con datos de una encuesta nacional sobre estratificación y movilidad social levantada en 2011, en este trabajo analizo el impacto de los orígenes sociales sobre las transiciones entre niveles educativos en México. Estudio la “desigualdad vertical”, es decir la continuidad o desafiliación escolar en el tránsito entre niveles educativos (primaria, secundaria, educación post-secundaria, y educación superior), así como la “desigualdad horizontal”, o sea la asignación de los niños y jóvenes a opciones educativas diferentes en un mismo nivel (por ejemplo escuelas públicas vs. privadas). Los resultados muestran que ciertas características socioeconómicas de origen, como la escolaridad de los padres y los recursos económicos de la familia, tienen efectos más importantes que otras (status ocupacional del padre, condición de habla de lengua indígena, tamaño de la localidad). 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 que tienen un menor nivel de cobertura y en las que se presenta mayor selectividad de los estudiantes que transitan de uno a otro nivel. Además, la desigualdad de oportunidades de progresión escolar cambia en el tiempo, pero el sentido de estos cambios está atado al nivel educativo: 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 de los orígenes socioeconómicos sobre la selección de escuelas privadas *versus* públicas, lo cual sugiere que a la “estratificación vertical” debe sumarse la “estratificación horizontal” como un factor adicional que contribuye a acentuar la desigualdad de oportunidades educativas en el México contemporáneo.

* Trabajo presentado en el V Congreso de la Asociación Latinoamericana de Población, Montevideo, Uruguay, del 23 al 26 de octubre de 2012

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 primer rasgo 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, educación post-secundaria, y educación 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 la sociedad mexicana (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 en sociología de la educación, existen un conjunto de trabajos que analizan la desigualdad educativa, entre los que destacan por su importancia para este trabajo aquéllos 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 niveles considerablemente más altos de desigualdad educativa, y que esta desigualdad se explica principalmente por las brechas en logros educativos asociadas a las características socioeconómicas de la familia de origen (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, juegan un papel de primera importancia como determinantes del desempeño académico de los estudiantes (Blanco 2011, Fernández 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 aún más 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 realizar un análisis longitudinal del proceso de desafiliación escolar a lo largo de las trayectorias educativas, utilizando técnicas estadísticas como el análisis de historia de eventos. Otra posibilidad, que se ha convertido en el estándar en los estudios sociológicos de estratificación educativa, 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 en cada una de estas transiciones (Mare 1980, 1981, Shavit y Blossfeld 1993, Raftery y Hout 1997). 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.

Existen un conjunto de preguntas consustanciales al análisis sociológico de las transiciones educativas que servirán de guía para este trabajo. Un resultado muy consistente en la investigación sobre transiciones educativas realizada a escala internacional es que la brecha relativa en oportunidades de progresión escolar, medida a través de razones de momios derivadas de modelos logísticos, 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

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.

grado de cobertura poblacional del nivel $i+1$ con respecto al nivel i , o en otras palabras, con la tasa general 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.

Un segundo conjunto de preguntas 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?

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 podría implicar no una reducción global en la desigualdad de oportunidades de progresión escolar, sino el desplazamiento de esta desigualdad 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 et al. 2007) como en algunos estudios recientes 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, aún 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 uno de los argumentos principales detrás 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 e 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 los posibles efectos del tipo de institución a la que se asiste en la estratificación de oportunidades educativas. Como lo ha señalado Lucas (2001), una de las formas en que la desigualdad educativa puede mantenerse incluso en un contexto de amplia cobertura es mediante la segmentación de las opciones educativas en función de algún sistema formal o informal de diferenciación en las instituciones educativas a las que se asiste. Lucas plantea esta discusión en el marco de la discusión sobre los efectos del "tracking" entre escuelas de nivel medio vocacionales *versus* generales en países desarrollados. Sin embargo, su perspectiva puede adaptarse también a la segmentación entre escuelas públicas *versus* privadas en México y otros países de América Latina, tema recurrente en la agenda de investigación sobre investigación educativa en la región (Pereyra 2008). También otras formas de diferenciación al interior del sector público, como la distinción entre escuelas matutinas y vespertinas, podría tener efectos importantes para la estratificación educativa (Cárdenas 2010). En los términos del propósito de este trabajo, adaptar esta discusión implica que no sólo es importante preguntarse 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? ¿Hasta qué punto el tipo de escuela en determinado nivel afecta las probabilidades de progresión escolar al nivel siguiente?

Metodología

Utilizaré los datos de la EMOVI 2011, una encuesta de cobertura nacional sobre estratificación y movilidad social financiada por el Centro de Estudios Espinosa Yglesias (CEEY)². Los datos DE la EMOVI incluyen información sobre la escolaridad de los entrevistados, así como acerca del tipo de

² <http://www.ceey.org.mx/site/seccion/movilidad/Sobre%20la%20Movilidad%20Social>

institución (pública o privada, primaria y secundaria matutina o vespertina, estudios vocacionales de nivel medio) a la que asistieron en cada nivel educativo. Adicionalmente, la encuesta incluye información retrospectiva muy 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 las secciones siguientes 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), post-secundaria (bachillerato, educación técnica con antecedente de secundaria, o escuela normal; aproximadamente de 10 a 11-12 años de escolaridad, dependiendo de la modalidad y la entidad federativa) y estudios superiores (12-3 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 permite hilar menos fino, pero fue posible reconstruir 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 post-secundaria a la que asistió era un bachillerato general o vocacional (técnico). Con esta información construí un tipología para cada nivel educativo que presentaré más adelante.

Orígenes sociales

Sociólogos y economistas han enfatizado dimensiones distintas de la estratificación en sus estudios sobre desigualdad y movilidad social. Mientras que en los estudios sociológicos se da prioridad a la ocupación como la dimensión clave de la estratificación social (ya sea mediante el análisis de “clases sociales” o medidas continuas basadas en indicadores de *status*), entre los economistas predomina la mirada centrada en los ingresos (Grusky y Kanbur 2006). Aquí dispongo *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 que alcanzar explicaciones complementarias y no contrapuestas)

opté por considerar las dos dimensiones y explorar empíricamente cuál es su peso específico en las transiciones educativas.

Los recursos económicos del hogar son estimados indirectamente mediante un índice que incluye medidas sobre la disponibilidad de una serie de activos y servicios en el hogar en el que el entrevistado residía cuando tenía 14 años de edad. El cálculo del índice lo hago de manera separada para cuatro grupos de edades (25-30, 31-41, 42-52, y 53-64) por dos razones. Primero, la importancia de un bien o servicio como indicador de posesión de recursos económicos 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)) y esta disponibilidad está claramente asociada a la cohorte de nacimiento³. Por tanto, al estimar índices específicos por grupos de edades evito generar una asociación espuria positiva entre el nivel de recursos económicos 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 toma sólo en cuenta los indicadores relevantes para cada grupo de edades⁴.

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 factorial⁵. 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

3 Así, por ejemplo, la disponibilidad de teléfono en casa cuando se tenía 15 años de edad 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 Así, para los grupos de edades 42-52 y 53-64 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 31-41 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 25-30 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.

de correlaciones entre este índice y las variables que lo integran.

La escolaridad de los padres se mide 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 los padres para 92.2% de 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 es incluida a través del índice ISEI, una medida continua de *status* de las ocupaciones ampliamente utilizada en el campo de los estudios sociológicos de estratificación social (Ganzeboom et al. 1992). 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 opción⁶. Mediante la imputación fue posible obtener una estimación del ISEI para un número de casos casi equivalente al 92.2% que tienen información disponible sobre escolaridad de los padres. Nuevamente, el ISEI es estandarizado por cohorte para reflejar el *status* ocupacional relativo de los padres en cada cohorte⁷.

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

6 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 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.

7 Es posible que los casos a los que se imputa el ISEI presenten algún sesgo en esta medida con relación a los casos en los 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.

dicotómica que distingue a las personas sin padres hablantes de quienes tenían padres hablantes.

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 abstracción más alto la multidimensionalidad 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, además de que los modelos estadísticos resultantes pueden resultar sobre-especificados. Es por ello que conviene disponer de una medida resumen global de los orígenes sociales. Aquí propongo utilizar lo que denomino Índice de Orígenes Sociales o IOS como esta medida resumen. 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 utilicé 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 transición exitosa (1) o desafiliación (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, utilicé 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 “post-

secundaria” y 17% a la educación superior. Las probabilidades condicionales nos indican que 67% de quienes estudiaron la primaria lograron acceder a la secundaria, 60% de quienes fueron a la secundaria continuaron sus estudios en la “post-secundaria”, y sólo 45% de quienes ingresaron a alguna escuela en el nivel “post-secundario” 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, el 99% de los entrevistados en el cuartil superior del Índice de Orígenes Sociales 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 post-secundaria, y los estudios superiores, respectivamente, porcentajes muy superiores al 30%, 10% y 2% que alcanzaron 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 (status 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 educativa 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 1941 y 1953 (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 1941-1953 a 81% en la cohorte 1976-1980. La ampliación de la cobertura de la educación post-secundaria 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 1941-1953 a 43% en la cohorte 1976-1980. 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 al a 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 la bondad de ajuste para un conjunto seleccionado de modelos en los que se tiene como variable dependiente el éxito o fracaso en las transiciones entre los distintos niveles educativos⁸. En los modelos 1 a 3 introduzco los efectos de la cohorte de nacimiento (C), el nivel de la transición (T) (primaria, secundaria, post-secundaria, y educación superior), y la interacción entre estas dos variables. Ambos efectos son estadísticamente significativos. También se identifica en el modelo 3 una interacción estadísticamente significativa entre estas dos variables, resultado del incremento desigual de la cobertura en cada nivel educativo recién 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

8 En estos modelos cada persona aporta tantas observaciones como niveles haya cursado más uno. 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.

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 en 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 Índice de Orígenes Sociales (IOS), tal como se muestra en el modelo 12. Este modelo podría ser comparado con el modelo 4, que incluye los efectos de las variables de orígenes sociales en forma individual sin ninguna interacción de otro tipo. Se aprecia una ligera pérdida en la bondad de ajuste (el BIC es de -10,016.6, frente a -10,049.8 en el modelo 4), la cual sin embargo es ampliamente compensada por la mayor parsimonia del nuevo modelo, que se traduce en una mayor versatilidad para poner a prueba interacciones relevantes. Esta versatilidad se aprecia en el modelo 13, que al poner en interacción el IOS y el nivel de la transición constituye una manera de poner a prueba estadística la hipótesis que señala que los efectos globales de los orígenes sociales 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 cuál se busca ingresar. Esta hipótesis es corroborada por la franca mejora en las medidas de bondad de ajuste del modelo 13 con respecto al modelo 12.

Conviene aquí hacer una pausa para revisar con mayor detalle los efectos de los orígenes sociales sobre la continuidad escolar en las distintas transiciones educativas. Para ello, en lugar de recurrir a las razones de momios, que es la medida más utilizada en la investigación sobre desigualdad en transiciones educativas pero puede llevar a conclusiones engañosas cuando se comparan transiciones con prevalencias muy diferentes (Solís, mimeo), he optado por realizar un análisis basado en las probabilidades de continuidad escolar, que es en última instancia el indicador clave para medir las oportunidades de progresión escolar (Lucas 2001). En este caso, las probabilidades se estiman despejando el valor p en la ecuación de regresión logística y después calculando este valor para distintos valores de una variable independiente de interés, manteniendo fijo el valor de las otras variables en su nivel medio en la muestra.

En la Gráfica 1 presento las probabilidades estimadas de progresión escolar por nivel educativo para valores específicos equivalentes al percentil 10 (p_{10}) y percentil 90 (p_{90}) de cada una de las

variables individuales de orígenes sociales, incluyendo el IOS. También incluyo los riesgos relativos que derivan de comparar estas dos probabilidades en cada variable (gráfica inferior derecha). Cabe recordar que estas probabilidades son condicionales a que los entrevistados hayan accedido al nivel precedente, de modo que no reflejan los efectos acumulativos de la desafiliación escolar y están sujetas a la selectividad positiva de los estudiantes con desventajas socioeconómicas que logran progresar en cada nivel educativo.

Me referiré primero a las tendencias observadas en el status ocupacional del padre, la escolaridad de los padres, los recursos económicos del hogar, y el tamaño de localidad. Las brechas en las probabilidades estimadas de acceso a la primaria entre p90 y p10 son pequeñas para todas estas variables. Esto se manifiesta en la similitud de las probabilidades y riesgos relativos (ambos cercanos a uno). Esto es un claro indicador de que en el nivel primario la cobertura casi universal ha venido acompañada de una reducción de la desigualdad de oportunidades de acceso a este nivel educativo.

En la transición a la secundaria las brechas entre p90 y p10 se incrementan significativamente en todas las variables. Las mayores desigualdades corresponden a la escolaridad de los padres. Las probabilidades de pasar de la primaria a la secundaria son 47% mayores para quienes se situaban en el percentil 90 de la distribución de escolaridad promedio de los padres con respecto a quienes estaban en el percentil 10.

En la transición a la educación post-secundaria la desigualdad de oportunidades aumenta todavía más en todas las variables, con la excepción del 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 de localidades rurales, pero en un grado apenas inferior al observado en la transición a la secundaria (1.17 *versus* 1.20).

Por último, en el paso del bachillerato a la educación superior se acentúa la reducción de las brechas asociadas al tamaño de la localidad y también decrece el efecto de la escolaridad de los padres. En cambio, la desigualdad asociada al status ocupacional del padre y los recursos económicos de la familia de origen se incrementa. Así, quien estudió el bachillerato y estaba en el p90 del índice de recursos económicos tenía una probabilidad ingresar a la universidad de 0.47, frente a 0.31 de quien se situaba en el p10 de este índice (una diferencia de 51% a favor del primero).

En síntesis, estos resultados 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 tasas de progresión escolar, seguido por los recursos económicos, el status 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 *status* 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 post-secundaria a la educación superior.

Los resultados recién descritos se refieren a las dimensiones de la estratificación tomadas de forma individual. ¿Pero qué ocurre con los niveles de desigualdad cuando consideramos la variación simultánea en todas estas dimensiones? Los efectos del IOS nos indican que el efecto global de los orígenes sociales es mucho mayor al de cualquiera de las dimensiones tomadas de manera individual. Las brechas ya son de una magnitud apreciable en el ingreso a la primaria, pero se acentúan de manera abrupta en la transición a la secundaria, en donde las tasas estimadas de continuidad son casi del 100% para el p90, frente a 39% para el p10 (una probabilidad 2.5 veces mayor de continuar en la escuela). Lejos de reducirse, estas brechas se mantienen en la transición de la secundaria al bachillerato (2.63) y del bachillerato a la educación superior (2.49).

Conviene recordar nuevamente que estos efectos son condicionales a haber ingresado al nivel de escolaridad previo. Para formarse una idea de la magnitud de la desigualdad de oportunidades en la trayectoria educativa en su conjunto es necesario tomar en cuenta la acumulación de las desigualdades a lo largo de las transiciones sucesivas. Así, por ejemplo, los efectos acumulados de la desigualdad implican que un niño nacido en una familia situada en el p90 del IOS tiene probabilidades 17.5 veces mayores de ingresar a la universidad que otro nacido en una familia situada en el p10.

Efectos cohorte en la desigualdad de oportunidades de progresión escolar

En los modelos 14 y 15 exploro las interacciones 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 -10,434.9 y el log de la verosimilitud también tiene una mejora estadísticamente significativa). 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, con el fin de 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 y el log de la verosimilitud no tiene mejoras estadísticamente significativas). Por tanto, la doble interacción del modelo 14 es suficiente para especificar las variaciones en el efecto del IOS por cohorte de nacimiento.

¿Qué nos dicen este modelo con respecto a los cambios entre cohortes en la desigualdad de oportunidades de progresión escolar? En el gráfico 2 presento los riesgos relativos de progresión escolar en cada nivel educativo para el p90 vs. el p10 del IOS, por cohorte de nacimiento. Estos resultados nos cuentan una historia que no es de aumento o reducción uniforme de la desigualdad de oportunidades, sino de cambio en el *locus* de la desigualdad. En la cohorte 1941-1953 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 p90 con respecto al p10), pero en la medida en que se amplió la cobertura de este nivel educativo la desigualdad de oportunidades fue cediendo, al grado de que el riesgo relativo del p90 frente al p10 se reduce a 1.66 en la cohorte 1976-1980 (una diferencia aún amplia, pero mucho menor a la observada en cohortes previas).

En tanto esto ocurría, la desigualdad de oportunidades se fue desplazando paulatinamente al nivel medio superior y especialmente al nivel superior, que como hemos visto no expandieron su cobertura a un ritmo suficiente para absorber el creciente volumen de jóvenes que lograron ingresar a la secundaria. De esta manera, las brechas por orígenes sociales en las probabilidades de progresión a la educación media superior se incrementaron de 2.23 en la cohorte 1941-1953 a 2.43 y 2.83 en las cohortes 1954-1963 y 1964-1975 (esta última cohorte golpeada además por la crisis económica de los años ochenta). Es sólo hasta la cohorte 1976-1980 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 oportunidades fue más acentuado, al pasar de 1.60 en la cohorte 1941-1953 a 3.57 en la cohorte 1976-1980.

Desigualdad horizontal

Hasta ahora he enfocado el análisis a la desigualdad de oportunidades en las probabilidades de continuidad escolar. 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 asignación segmentada es en sí misma, es decir, más allá de la selectividad previa por orígenes sociales, un determinante de la desigualdad de resultados. Estos resultados pueden ser de distinta índole, desde aquellos que tienen que ver con los aprendizajes y la calidad de la enseñanza, hasta los relacionados con las probabilidades de continuidad escolar y 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 aprendizajes de los entrevistados, de modo que es imposible atribuir al tipo de escuela rendimientos diferentes en este ámbito. 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 de que la asignación de los niños y jóvenes a distintos tipos de escuelas se asocia a los orígenes sociales? Para atajar esta cuestión ajusté modelos logísticos multinomiales en los que 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.

En el Cuadro 4 presento los efectos del IOS en la probabilidad de ingreso a los distintos tipos de escuelas. Nuevamente utilizo los riesgos relativos entre el p90 y el p10 como una medida resumen de los efectos⁹. En los niveles de primaria y secundaria distingo entre las escuelas públicas matutinas y públicas de otra modalidad¹⁰, además de las escuelas privadas. En el nivel “post-secundaria” separo los bachilleratos /preparatorias públicas generales de los bachilleratos privados generales y las escuelas de tipo vocacional¹¹. Por último, debido a la restricción en el número de casos, en el nivel superior sólo

⁹ Por cuestiones de espacio omito los resultados completos de los modelos, pero estos están a disponibilidad del lector a solicitud expresa.

¹⁰ Las escuelas públicas de otra modalidad incluyen principalmente las escuelas generales de turno vespertino, pero también a un número pequeño de casos que asistió a escuelas nocturnas.

¹¹ 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

distingo entre instituciones de educación superior (IES) públicas y privadas.

Los resultados muestran 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 1941-1953 la probabilidad de ir a una primaria privada era 1.65 veces mayor para una persona situada en el p90 del IOS frente a otra situada en el p10 (diferencia que no es estadísticamente significativa); esta brecha se incrementó a 5.02 veces en la cohorte 1976-1970. Este incremento se reproduce en todos los niveles educativos, pero ocurre con mayor intensidad en la educación media superior (en donde el riesgo relativo p90/p10 pasa de 1.79 a 25.05 entre cohortes) y la educación superior (de 1.69 a 9.35). En otras palabras, los resultados sugieren una tendencia hacia una mayor segmentación socioeconómica en la matrícula de escuelas privadas en las cohortes más recientes¹².

En el caso de la segmentación por turno en las escuelas públicas del nivel primario y secundario 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 se ha acrecentado más la segmentación socioeconómica en el acceso a las distintas opciones educativas.

En resumen, estos resultados sugieren que los niños y jóvenes de orígenes más privilegiados asisten cada vez con más frecuencia a escuelas privadas en todos los niveles educativos¹³. Esto es un primer indicador del incremento en la estratificación horizontal en las trayectorias educativas. ¿Pero en qué medida asistir a escuelas privadas trae consigo privilegios que propician a su vez nuevas desigualdades? ¿Se acumulan ventajas que serán útiles más tarde en la vida? Como ya señalé, responder a esta pregunta de manera comprensiva escapa a los alcances de este trabajo, pero al menos podemos explorar los posibles 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 inferir que existen “efectos

certificado técnico medio.

¹² 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.

¹³ Aunque 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.

escuela” que van más allá de las diferencias socioeconómicas?

En el Cuadro 5 presento los resultados de una serie de modelos de regresión logística similares a los presentados en secciones previas, en los que la variable dependiente es la progresión escolar entre cada nivel educativo. En este caso, sin embargo, los modelos se ajustan por separado para cada transición, con el fin de incluir el tipo de escuela como variable independiente. Se presentan dos estimaciones de riesgos relativos p90/p10, 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 con acentuación creciente, ocurre en las transiciones más avanzadas: incluso controlando por el IOS, los niños de secundarias y bachilleratos privados presentan tasas mayores de continuidad escolar.

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 post-secundaria tienen probabilidades mucho 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 optaron por opciones técnicas o vocacionales no tenían como objetivo avanzar a una carrera universitaria. Aunque no es posible revisarlo con estos datos, cabría preguntarse si esta situación cambió en cohortes recientes, pues las reformas institucionales en la educación media superior ofrecen desde hace algunos años la posibilidad de cursar estudios técnicos con opción a bachillerato en escuelas públicas, los cuales en teoría permitirían a los jóvenes continuar sus estudios con una carrera universitaria una vez que egresan de este tipo de escuelas.

Discusión y conclusiones

Para discutir los resultados retomo las preguntas e hipótesis formuladas al inicio del trabajo. La primera pregunta tiene que ver con la magnitud de los efectos de los orígenes sociales en las distintas 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 avanza 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 dependerá de la magnitud de la cobertura de cada nivel.

¿Qué evidencia aportan los resultados con respecto a estas dos hipótesis? El análisis de la asociación entre orígenes sociales y probabilidades de transición (Gráfica 1) revela que en todas las variables individuales asociadas a los orígenes sociales la tendencia general es de incremento de las desigualdades relativas en la medida en que se avanza a transiciones más avanzadas. Esta tendencia es confirmada 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 post-secundaria y la educación superior. En este sentido, 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 personas salen de la escuela y presentan mayores niveles de selectividad.

Es importante valorar detenidamente esta conclusión, 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), por lo que parecería que México es un caso excepcional. La aparente excepcionalidad, sin embargo, no deriva de diferencias sustantivas con lo observado en otros países, sino de la opción metodológica de utilizar riesgos relativos en lugar de razones de momios¹⁴. La evidencia internacional a favor de la hipótesis de selección se ha construido utilizando coeficientes de regresión logística (o su equivalente, las razones de momios). Estos coeficientes, sin embargo, no necesariamente poseen la forma funcional adecuada para comparar la magnitud de la desigualdad entre distintas transiciones educativas, pues la correspondencia entre las razones de momios y los riesgos relativos varía cuando se tienen niveles de p muy disímiles (como es el caso de las probabilidades de transitar entre los distintos niveles educativos) (Solís, mimeo). Es por

¹⁴ De hecho, si se utilizan como medida de desigualdad las razones de momios en lugar de los riesgos relativos nuestros resultados también respaldarían la hipótesis de selección.

ello que la opción de utilizar directamente riesgos relativos y no razones de momios constituye una cuestión sustantiva que lleva a cambiar radicalmente las conclusiones de nuestro análisis¹⁵.

Antes de continuar con la discusión quiero referirme a dos conclusiones adicionales que derivan de esta parte del análisis. La primera es que los efectos de las distintas dimensiones de la desigualdad consideradas de manera individual tienen magnitudes y patrones de variación diferentes a lo largo de las distintas transiciones. En términos generales, los recursos educativos, medidos a través del promedio de escolaridad de ambos padres, es la variable que individualmente 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 sugiere que en la medida en que se avanza en la trayectoria escolar la disponibilidad de recursos económicos es un factor cada vez más determinante para la continuidad escolar. En cualquier caso, la identificación de efectos diferenciales para cada dimensión y que a su vez cambian en el tiempo nos sugiere que la continuidad escolar tiene mecanismos explicativos de distinta jerarquía y cambiantes a lo largo de la trayectoria educativa, que merecen ser analizados más detalladamente con instrumentos diseñados para tal efecto.

En segundo lugar, los resultados muestran que el efecto global del IOS es mucho mayor al de cualquiera de las dimensiones de la desigualdad tomadas individualmente. Esto realza la necesidad de desarrollar medidas *multidimensionales* de los orígenes sociales que, situándose por encima de las fronteras disciplinarias entre la sociología y la economía, reconozcan que no existe una dimensión única o dominante de la estratificación, sino efectos acumulativos asociados a la variación conjunta de estas dimensiones (Grusky y Kanbur 2006). Sólo mediante el uso de índices multidimensionales como el IOS será posible obtener medidas apropiadas de los efectos de los orígenes sociales sobre las transiciones educativas o cualquier otro resultado vinculado a la estratificación social.

Otro conjunto de preguntas tiene que ver con el cambio en la desigualdad entre cohortes. ¿Existe una tendencia unívoca hacia la reducción o el incremento en la desigualdad de oportunidades?

¹⁵ A este respecto, conviene aquí retomar la conclusión a la que llega Lucas al enfrentarse a un problema metodológico similar en su intento por someter a prueba empírica la hipótesis de desigualdad mantenida de manera efectiva o “EMI” (Lucas 2001, p. 1658): “Claramente, diferentes medidas de relaciones no lineales pueden llevar a diferentes conclusiones sustantivas (e.g., Long 1997). No obstante, como Long sugiere, el objeto fundamental de muchos análisis radica en la probabilidad de que se produzca un resultado discreto. Los avances en la computación han facilitado determinar cómo los cambios en las variables independientes se asocian con cambios en las probabilidades de un resultado. En tanto las probabilidades son el objeto fundamental de muchos análisis, los analistas podrían estar interesados en convertir las probabilidades en el interés fundamental de su presentación. De hecho, para poner a prueba EMI será necesario enfocarse en cómo las probabilidades difieren para los estudiantes con diferentes orígenes sociales, en lugar de fijarse en los coeficientes de los modelos”

¿O se da, como lo sugerí en la discusión inicial y se ha encontrado en otros países, un cambio de *locus* de la desigualdad hacia transiciones educativas más avanzadas? El análisis empírico (Gráfica 2) revela que no existe una tendencia uniforme de incremento o reducción de la desigualdad de oportunidades, sino su paulatino desplazamiento hacia las transiciones educativas más avanzadas. Estos resultados son coincidentes con los encontrados en otros estudios realizados tanto a escala internacional (Shavit et al. 2007) como en México (Torche 2010, Solís 2007).

El desplazamiento del *locus* de la desigualdad es evidencia adicional en favor de las hipótesis de “desigualdad vinculada a la cobertura” y “desigualdad mantenida al máximo”, en tanto ofrece un panorama en perspectiva histórica de 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 primaria a la escuela 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 con mayor desigualdad.

Es importante recordar que el aumento en la desigualdad en la transición a la educación superior se dio en un contexto de incremento absoluto de la cobertura de este nivel educativo, de 13% a 22% entre cohortes extremas. Esto es evidencia fehaciente de que un aumento en la cobertura no lleva automáticamente a la reducción de la desigualdad de oportunidades. Para que este incremento propiciara equidad deberían cumplirse dos condiciones: primero, que fuera de mayor magnitud, para dar lugar a la creciente demanda derivada de la rápida ampliación de la cobertura en la educación media superior; segundo, que se diera en condiciones que favorezcan el acceso a los jóvenes con orígenes sociales desfavorecidos, de manera que se atenúen los mecanismos vigentes de acaparamiento de oportunidades que inclinan el terreno a favor de quienes ya de por sí tienen ventajas socioeconómicas.

Por último, he planteado una serie de cuestiones relacionadas con la “desigualdad horizontal” en las transiciones educativas. Más específicamente, siguiendo el planteamiento de Lucas (2001) y apoyado en las evidencias disponibles sobre segmentación en la oferta educativa en México y América Latina, he planteado la necesidad de analizar en qué medida la asignación de los niños y jóvenes de un mismo nivel educativo en distintos tipos de escuelas: a) se realiza bajo criterios adscriptivos, y b) tiene efectos estratificantes en las trayectorias educativas posteriores. Para esto he realizado un análisis de

los efectos de los orígenes sociales sobre las probabilidades de ingresos a distintos tipos de escuelas, así como de la forma en que el tipo de escuela afecta las probabilidades de progresión escolar (Cuadros 4 y 5). Aunque están lejos de ser concluyentes, los resultados empíricos respaldan la hipótesis de que la segmentación de la oferta educativa, y particularmente la división entre escuelas públicas y privadas, se ha constituido en un elemento de creciente desigualdad horizontal en las trayectorias educativas de los jóvenes mexicanos. No es sólo que los niños y jóvenes de estratos sociales altos tengan cada vez mayores probabilidades relativas 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 de la educación en los distintos niveles, México sigue siendo una sociedad caracterizada por las amplias desigualdades educativas. Estas desigualdades no se manifiestan sólo en las oportunidades diferenciales de progresión escolar entre niveles educativos, 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. Con todo, 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 acercarnos de manera superficial a la enorme variedad de opciones institucionales que caracteriza a la oferta educativa en México. No obstante, los resultados de este trabajo son suficientes para identificar un área de investigación que requerirá de mayor desarrollo –y mejores datos-- en estudios posteriores.

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 . 2011. Education as a Lifelong Process - The German National Educational Panel Study (NEPS). Alemania: VS Verlag für Sozialwissenschaften
- Cárdenas, S. (2010). Separados y desiguales : Las escuelas de doble turno en México. *Documento de trabajo 244. México: CIDE.*
- Cortés, F. A. Escobar y P. Solís (coord.). 2007. Cambio estructural y movilidad social en México. México: El Colegio de México
- Fernández Aguerre, Tabaré. 2007. Distribución del conocimiento escolar. Clases, escuelas y sistema

educativo en México. México: El Colegio de México

- Ganzeboom, Harry B., Paul M. De Graaf, and Donald J. Treiman (1992) "A Standard International Socio-Economic Index of Occupational Status." *Social Science Research* 21(1):1-56
- Hirsch, F., (1976) *Social limits of growth*, Univresity Press, Cambridge Mass
- Kerckhoff, Alan C., and Jerry M. Trott (1993) "Educational Attainment in a Changing Educational System: The Case of England and Wales." Pp. 133-54 in *Persisting Inequality. Changing Educational Attainment in Thirteen Countries*, edited by Yossi Shavit, and Hans-Peter Blossfeld. Boulder: Westview Press.
- Long, Scott y Freese, Jeremy. 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*, 106, 1642-1690.
- 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*, v. 7, n. 6, p. 415-443.
- Mare, Robert D. (1980). "Social Background and School Continuation Decisions." *Journal of the American Statistical Association* 75:293-305.
- Mare, Robert D. 1981. "Change and Stability in Educational Stratification." *American Sociological Review* 46(1):72-87.
- Pereyra, Ana. 2008. *La fragmentación de la oferta educativa: la educación pública vs. la educación privada* Buenos Aires: IIPE
- Raftery, Adrian E. and Michael Hout (1993). "Maximally Maintained Inequality: Expansion, Reform, and Opportunity in Irish Education, 1921-75." *Sociology of Education* 66(1):41- 62.
- Shavit, Yossi y H-P. Blossfeld (1993) *Persistent Inequality: Changing Educational Attainment in Thirteen Countries*. Colorado. Westview Press
- Shavit Y., Arum R. and Gamoran A. (eds.) (2007) *Stratification in Higher Education: A Comparative Study*, Palo Alto: Stanford University Press.
- Solís, P. (2007) Inequidad y movilidad social en Monterrey. México: El Colegio de México.
- Solís, P. 2007. Inequidad y movilidad social en Monterrey. México: El Colegio de México.
- Solís (mimeo). Modalidad, progresión y desigualdad en las trayectorias educativas de los jóvenes de la Ciudad de México.
- Treiman, D. J. and K. Yamaguchi. 1993. " Trends in Educational Attainment in Japan." En: Y. Shavit and Hans-Peter Blossfeld (eds.), *Persistent Inequality: Changing Educational Attainment in Thirteen Countries*, pp. 229-49. Westview Press.
- Torche, Florencia. 2010. Economic Crisis and Inequality of Educational Opportunity in Latin America. *Sociology of Education* 83-2
- Zenteno, R. y P. Solís. 2006. "Continuidades y discontinuidades en la movilidad ocupacional en México". Estudios Demográficos y Urbanos 21-3 (63), pp. 515-546

Cuadros y gráficas

Cuadro 1. Correlaciones entre el Índice de Riqueza y la disponibilidad de bienes y servicios en el hogar de residencia a los 14 años, por cohorte de nacimiento

	Cohorte de nacimiento			
	1941-1953	1954-1963	1964-1975	1976-1980
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's			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

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 1941-1980*

	Primaria	Secundaria	Post-secundaria	Superior			
Total	0.95 -----	0.64	<i>0.67</i>	0.38	<i>0.60</i>	0.17	<i>0.45</i>
Índice de Riqueza (cuartiles)							
Primer cuartil	0.89 -----	0.34	<i>0.38</i>	0.13	<i>0.39</i>	0.05	<i>0.35</i>
Segundo cuartil	0.94 -----	0.61	<i>0.64</i>	0.30	<i>0.50</i>	0.11	<i>0.38</i>
Tercer cuartil	0.97 -----	0.71	<i>0.73</i>	0.41	<i>0.58</i>	0.15	<i>0.36</i>
Cuarto cuartil	0.98 -----	0.88	<i>0.90</i>	0.67	<i>0.76</i>	0.37	<i>0.55</i>
Escolaridad de los padres (cuartiles)							
Primer cuartil	0.91 -----	0.45	<i>0.49</i>	0.18	<i>0.41</i>	0.07	<i>0.37</i>
Segundo cuartil	0.90 -----	0.46	<i>0.52</i>	0.23	<i>0.49</i>	0.07	<i>0.32</i>
Tercer cuartil	0.99 -----	0.75	<i>0.76</i>	0.40	<i>0.54</i>	0.15	<i>0.38</i>
Cuarto cuartil	0.99 -----	0.89	<i>0.90</i>	0.71	<i>0.80</i>	0.39	<i>0.55</i>
Ocupación del padre (ISEI) (cuartiles)							
Primer cuartil	0.94 -----	0.53	<i>0.56</i>	0.26	<i>0.50</i>	0.10	<i>0.40</i>
Segundo cuartil	0.89 -----	0.46	<i>0.52</i>	0.24	<i>0.52</i>	0.09	<i>0.38</i>
Tercer cuartil	0.98 -----	0.76	<i>0.77</i>	0.43	<i>0.57</i>	0.13	<i>0.31</i>
Cuarto cuartil	0.98 -----	0.83	<i>0.84</i>	0.61	<i>0.73</i>	0.35	<i>0.58</i>
Índice de Orígenes Sociales (cuartiles)							
Primer cuartil	0.87 -----	0.30	<i>0.34</i>	0.10	<i>0.34</i>	0.02	<i>0.25</i>
Segundo cuartil	0.95 -----	0.58	<i>0.61</i>	0.27	<i>0.47</i>	0.11	<i>0.40</i>
Tercer cuartil	0.98 -----	0.74	<i>0.76</i>	0.40	<i>0.54</i>	0.14	<i>0.36</i>
Cuarto cuartil	0.99 -----	0.92	<i>0.93</i>	0.74	<i>0.81</i>	0.40	<i>0.54</i>
Padres hablantes de lengua indígena							
No hablantes	0.92 -----	0.49	<i>0.53</i>	0.25	<i>0.51</i>	0.09	<i>0.38</i>
Sí hablantes	0.95 -----	0.66	<i>0.69</i>	0.40	<i>0.61</i>	0.18	<i>0.45</i>
Tamaño de la localidad de nacimiento							
Menor a 15 mil habitantes	0.92 -----	0.49	<i>0.54</i>	0.25	<i>0.50</i>	0.10	<i>0.42</i>
15 mil a 100 mil habitantes	0.98 -----	0.77	<i>0.79</i>	0.47	<i>0.61</i>	0.22	<i>0.47</i>
100 mil o más habitantes	0.98 -----	0.85	<i>0.87</i>	0.60	<i>0.70</i>	0.28	<i>0.46</i>
Cohorte de nacimiento							
1941-1953	0.87 -----	0.40	<i>0.46</i>	0.25	<i>0.62</i>	0.13	<i>0.54</i>
1954-1963	0.94 -----	0.59	<i>0.63</i>	0.34	<i>0.58</i>	0.16	<i>0.46</i>
1964-1975	0.97 -----	0.71	<i>0.73</i>	0.41	<i>0.58</i>	0.18	<i>0.42</i>
1976-1980	0.99 -----	0.81	<i>0.82</i>	0.52	<i>0.64</i>	0.22	<i>0.43</i>
Sexo							
Hombre	0.96 -----	0.66	<i>0.69</i>	0.41	<i>0.62</i>	0.21	<i>0.51</i>
Mujer	0.94 -----	0.61	<i>0.65</i>	0.35	<i>0.57</i>	0.13	<i>0.38</i>

* Los valores en cursivas corresponden a las probabilidades condicionales de continuidad en el nivel especificado dado que se accedió al nivel previo

Fuente: calculos propios a partir de los datos de la EMOVI 2011

Cuadro 3. Bondad de ajuste de modelos logísticos seleccionados para las transiciones educativas, México, Cohortes 1941-1980

Modelo	Log Verosimilitud	Pseudo R ² (McFadden)	Parámetros	BIC
1 C	-17636.1	0.00	3	-144.5
2 T	-15077.8	0.15	3	-5261.2
3 CT	-14585.9	0.18	15	-6121.5
4 CT + S + O + E + R + H + L	-12580.5	0.29	23	-10049.8
5 CT + CS + O + E + R + H + L	-12549.0	0.29	26	-10082.1
6 CT + CS + TO + E + R + H + L	-12506.2	0.29	29	-10136.6
7 CT + CS + O + TE + R + H + L	-12417.9	0.30	29	-10313.4
8 CT + CS + O + E + TR + H + L	-12439.3	0.30	29	-10270.6
9 CT + CS + O + E + R + TH + L	-12546.7	0.29	29	-10055.7
10 CT + CS + O + E + R + H + TL	-12414.4	0.30	32	-10289.4
11 CT + CS + TO + TE + TR + H + TL	-12272.5	0.31	41	-10480.5
12 CT + CS + (IOS)	-12612.6	0.29	20	-10016.6
13 CT + CS + T(IOS)	-12405.2	0.30	23	-10400.4
14 CT + CS + T(IOS) + C(IOS)	-12372.6	0.30	26	-10434.9
15 CT + CS + T(IOS) + C(IOS) + CT(IOS)	-12361.8	0.30	35	-10363.7

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: 29,466. Número de personas: 10,089

Fuente: Cálculos propios a partir de los datos de la EMOVI 2011

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 del percentil 90 vs. 10 del Índice de Orígenes Sociales derivados de regresiones logísticas multinomiales

Primaria	Pública matutina	Pública otra modalidad	Privada
1941-1953	1.00	0.79	1.65
1954-1963	0.95	0.96	1.73
1964-1975	0.85	0.96	3.33**
1976-1980	0.90	0.68	5.02**
Secundaria	Pública matutina	Pública otra modalidad	Privada
1941-1953	1.04	0.83	1.35**
1954-1963	0.97	0.84	1.81**
1964-1975	0.88	0.71	4.48**
1976-1980	0.87	0.81	4.90**
Post secundaria	Pública general	Privada general	Vocacional
1941-1953	0.89	1.79	1.12
1954-1963	1.02	4.67*	0.52
1964-1975	0.58**	5.57**	1.48
1976-1980	0.61**	25.05**	0.79**
Superior	Privada vs. Pública		
1941-1953	1.69		
1954-1963	0.50		
1964-1975	1.65		
1976-1980	9.35**		

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

Fuente: estimaciones propias a partir de los datos de la EMOVI 2011

**Cuadro 5. Efectos del tipo de escuela en la probabilidad de continuidad escolar en distintas transiciones educativas.
Riesgos relativos derivados de modelos logísticos**

	Transición					
	Primaria-Secundaria		Secundaria-EMS		EMS - Superior	
	Sin ajustar /1	Ajustado /2	Sin ajustar /1	Ajustado /2	Sin ajustar /1	Ajustado /2
Tipo de primaria						
Pública matutina vs. Pública vespertina	1.09	1.08				
Privada vs. Pública vespertina	1.21**	1.13*				
Tipo de secundaria						
Pública matutina vs. Pública vespertina			1.14*	1.13		
Privada vs. Pública vespertina			1.43**	1.31**		
Tipo de post-secundaria						
Pública general vs. Vocacional					2.33**	2.68**
Privada general vs. 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

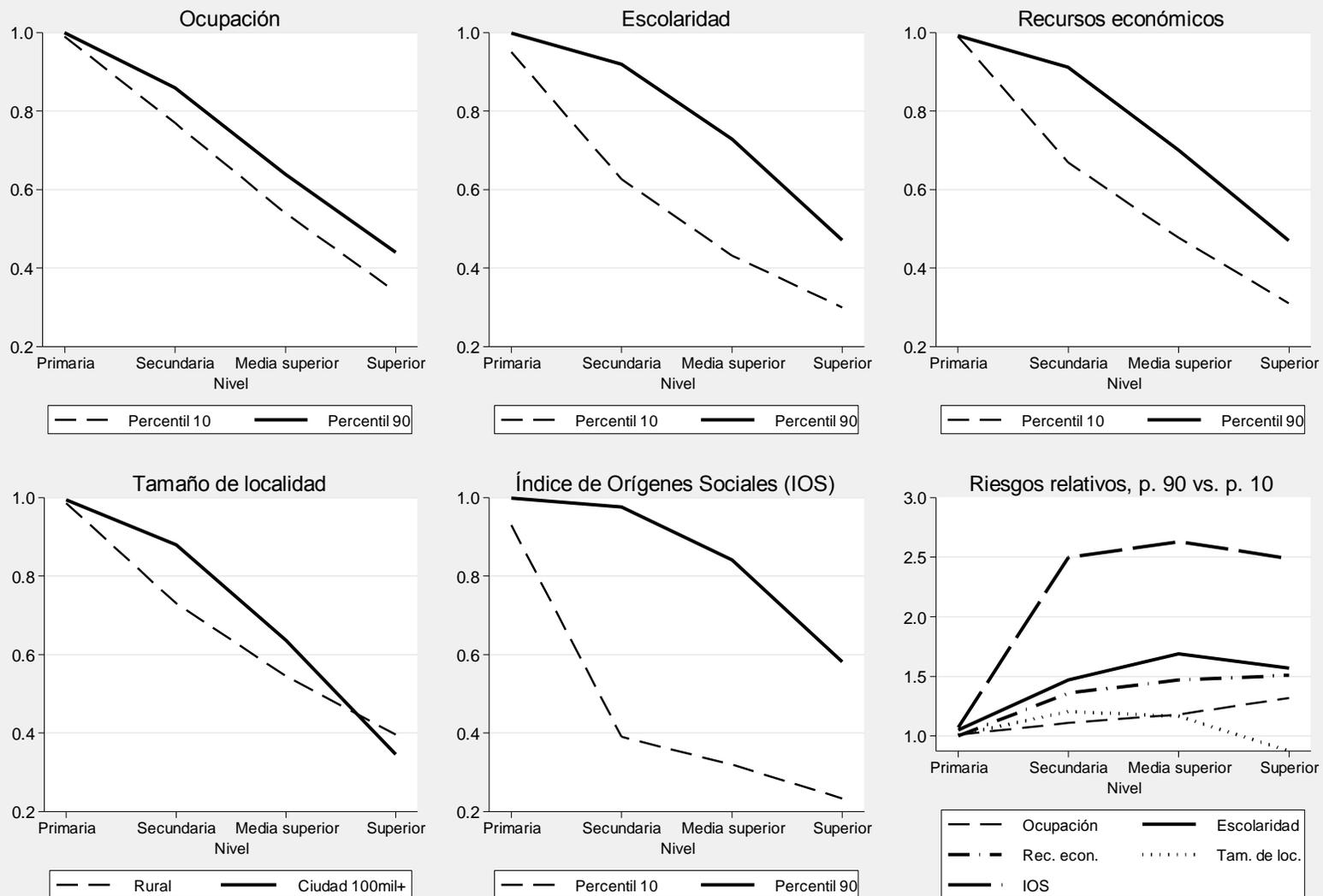
/2 Riesgos relativos derivados de modelos logísticos en los que se controla por el sexo, la cohorte y el IOS

* p<0.1, ** p<0.05

Fuente: estimaciones propias a partir de los datos de la EMOVI 2011

Gráfica 1. Orígenes sociales y transiciones educativas

Probabilidades de transición y riesgos relativos para los percentiles 10 y 90 de cada variable



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

Gráfica 2. Cambios por cohorte en los efectos de los orígenes sociales
Riesgos relativos, percentil 90 vs. percentil 10 del IOS

