

# Desigualdad social en la finalización de la educación secundaria y la progresión a la educación terciaria. Un análisis multinacional a la luz de los casos del sur de Europa y América Latina

Patricio Solís

El Colegio de México

psolis@colmex.mx

ORCID: 0000-0002-9470-8362



Recepción: 17-04-2018

Aceptación: 04-06-2018

Publicación: 14-12-2018

## Resumen

En este artículo se analiza la desigualdad de oportunidades educativas (DOE) en las probabilidades de finalizar la educación secundaria y progresar a la educación terciaria en las cohortes de nacimiento de 22 países, incluidos dos del sur de Europa (España y Portugal) y tres de América Latina (Argentina, Chile y México). Se evalúan dos de las tesis más influyentes en la investigación comparativa multinacional: la hipótesis de selección de Mare y la hipótesis de desigualdad mantenida al máximo de Raftery y Hout. Los resultados muestran que estas hipótesis encuentran poco sustento en los datos, particularmente cuando se utilizan medidas de DOE basadas en riesgos relativos en lugar de *odds ratio*. Los países del sur de Europa y América Latina presentan altos niveles de desigualdad, particularmente en la finalización de la educación secundaria, y los países de industrialización temprana experimentan un desplazamiento de la desigualdad de la educación secundaria a la educación terciaria. A su vez, la DOE se reduce sustancialmente en fases tempranas del proceso de expansión educativa. Esto sugiere que es necesario revisar algunas de las hipótesis centrales de los estudios de estratificación educativa, a la luz de las experiencias de países con procesos de industrialización más tardíos y heterogéneos.

**Palabras clave:** desigualdad educativa; transiciones educativas; industrialización tardía; estratificación social

\* Este artículo ha sido elaborado en el marco del proyecto INCASI, financiado por The European Union's Horizon 2020 Research and Innovation Programme, Marie Skłodowska-Curie (GA No 691004). El proyecto está coordinado por el Dr. Pedro López-Roldán (Universitat Autònoma de Barcelona). El artículo refleja solo el punto de vista de los autores, y la agencia no es responsable del uso que se haga de la información que contiene.

**Abstract.** *Social inequality in the conclusion of secondary education and the progression to tertiary education: A multinational analysis with cases from Southern Europe and Latin America*

This article analyzes inequality in educational opportunity (IEO) in the probability of finishing secondary education and accessing tertiary education across birth cohorts of 22 countries, including two Southern European (Spain and Portugal) and three Latin American countries (Argentina, Chile and Mexico). Two of the most influential hypotheses of comparative multinational research are evaluated: Mare's selectivity hypothesis and Raftery and Hour's Maximally Maintained Inequality hypothesis. The results show that both hypotheses are not supported by empirical trends, particularly when measures of IEO are based on relative risks rather than odds ratios. Southern European and Latin American countries show the highest inequality levels, particularly in the conclusion of secondary education, and early industrialized countries experience a displacement of inequality from secondary to tertiary education. In addition, IEO is greatly reduced in the early stages of the educational expansion process. This suggests that it is necessary to revise some of the most influential hypotheses on educational stratification research in light of the experiences of countries with late and more heterogeneous experiences of industrialization.

**Keywords:** educational inequality; educational transitions; late industrialization; social stratification

### Sumario

- |   |                             |
|---|-----------------------------|
| 1. Introducción   | 4. Resultados               |
| 2. Las hipótesis de selección y MMI: revisión general y proposiciones específicas | 5. Discusión y conclusiones |
| 3. Datos, variables, modelos y medidas de desigualdad                             | Referencias bibliográficas  |

## 1. Introducción

Uno de los temas fundamentales de la sociología de la estratificación social es la desigualdad educativa. Esto se debe al papel de la educación como mediadora o «bisagra» en la asociación entre orígenes y destinos sociales y por tanto variable interviniente clave en la movilidad social intergeneracional. Debido a este papel, es frecuente que se describa la educación como una «espada de doble filo» (Shavit et al., 2007), que puede contribuir a la reproducción de las desigualdades o bien servir como catalizador de la movilidad social intergeneracional.

Para evaluar el papel de la escolaridad en la estratificación social es necesario determinar el grado de asociación entre los orígenes socioeconómicos de las personas y sus resultados educativos. Si el aprovechamiento escolar, los aprendizajes, los años de escolaridad alcanzados, el acceso a ciertas opciones educativas en sistemas escolares diferenciados, los títulos universitarios o la

educación para el trabajo en ámbitos no escolarizados se asocian fuertemente a las condiciones socioeconómicas de la familia de origen, entonces la contribución que puede tener la educación como vehículo de movilidad social será muy limitada. Si, en cambio, los orígenes socioeconómicos no se asocian a las desigualdades educativas, entonces el potencial equalizador de la educación será mayor, considerando por supuesto que esta mantiene su importancia como determinante de los destinos socioeconómicos de las personas.

Es por esta razón que un eje central de la discusión en la sociología de la estratificación social ha sido la desigualdad de oportunidades educativas, es decir, la asociación entre los orígenes socioeconómicos de las personas y sus resultados educativos. Como ya describimos, los resultados educativos trascienden a la escolaridad, pero esta es sin duda un componente fundamental de la experiencia educativa<sup>1</sup>. Por ello, se ha desarrollado un campo específico de investigación enfocado al análisis de la desigualdad de oportunidades en la escolaridad.

En las últimas tres décadas, la investigación en este campo se ha caracterizado por el desarrollo de un nuevo paradigma metodológico y la discusión de un número limitado de hipótesis, que buscan cuestionar o matizar las proyecciones de una reducción sostenida de la desigualdad de oportunidades educativas que postulan las teorías funcionalistas y de la modernización, o bien la persistencia de la desigualdad planteada por las teorías reproducionistas. La innovación metodológica consiste en un cambio de enfoque, mediante el cual se pasó del análisis de las desigualdades en los años de escolaridad al de las desigualdades en las probabilidades de progresión entre grados o, más frecuentemente, niveles educativos (Mare, 1980). Esto permite, por un lado, separar el análisis de la desigualdad de oportunidades educativas, medida en términos de brechas en la progresión escolar, de los efectos de la expansión educativa, y por otro, evaluar en qué medida su intensidad varía en la progresión entre los niveles educativos sucesivos. La discusión sustantiva se ha concentrado principalmente en tres hipótesis: la hipótesis de selección de Mare (1980, 1981), la hipótesis de desigualdad mantenida al máximo (MMI, por sus siglas en inglés) de Raftery y Hout (1993), y la hipótesis de desigualdad mantenida de manera efectiva (EMI, por sus siglas en inglés), de Lucas (2001).

La hipótesis de selección de Mare sostiene que la desigualdad de oportunidades educativas se reduce en las transiciones educativas sucesivas. Por tanto, es una hipótesis que se enfoca a la variación en la intensidad de la desigualdad entre niveles educativos. En cambio, las hipótesis MMI y EMI cuestionan la asociación entre la expansión histórica de la escolaridad y la reducción de la desigualdad de oportunidades educativas. La hipótesis MMI postula que, incluso ante la expansión de un determinado nivel educativo, la desigualdad en las probabilidades de progresión escolar se mantendrá en niveles altos hasta

1. Sin menospreciar esta importante distinción, para fines de simplificación en la exposición en este artículo utilizo el término más amplio de «desigualdades educativas» para referirme a las desigualdades en escolaridad.

que el acceso a ese nivel alcance un grado de «saturación» en los estratos altos (Raftery y Hout, 1993; Arum et al., 2007; Shavit y Blossfeld, 1993). Por su parte, la hipótesis EMI señala que junto con la expansión educativa surgen nuevas formas de desigualdad asociadas a diferencias «cualitativas» en las opciones educativas; esto permite que la desigualdad de oportunidades educativas se preserve incluso en situaciones en las que se reduce la desigualdad en las probabilidades de progresión escolar, mediante la asignación de las personas en opciones educativas distintas dentro de un mismo nivel de escolaridad (Lucas, 2001; Arum et al., 2007).

Diversos estudios han sometido a prueba empírica estas hipótesis, ya sea a través de estudios comparativos multinacionales o mediante el análisis de la evolución histórica de la desigualdad de oportunidades educativas en países específicos (Mare, 1980, 1981; Cameron y Heckman, 1998; Raftery y Hout, 1993; Arum et al., 2007; Shavit y Blossfeld, 1993; Shavit, 2007; Breen et al., 2009a, 2009b; Hansen, 1997; Thomsen, 2015; Pfeffer, 2008). No obstante, la evidencia comparativa internacional se ha centrado fundamentalmente en los países de industrialización temprana, o bien cuando se estudian países con experiencias de industrialización más tardía, se analiza la experiencia histórica de un país por separado<sup>2</sup>, sin incorporar evidencia comparable que permita ponderar las hipótesis en conjunto. La ausencia de países de industrialización tardía en las comparaciones es problemática, ya que los patrones de desigualdad social y las experiencias de expansión educativa son radicalmente diferentes en estos países, y tal diversidad puede ser importante para alcanzar mayor validez en las generalizaciones.

El objetivo de este trabajo es precisamente incorporar una mayor diversidad de experiencias nacionales para someter a prueba empírica dos de las tres hipótesis mencionadas, las hipótesis de selectividad y de desigualdad mantenida al máximo<sup>3</sup>. Para ello, utilizo una muestra de países considerablemente mayor a la de los estudios previos (22 países). Esta muestra incluye no solo a los países de industrialización temprana de Europa y a Israel, que son los más frecuentemente analizados, sino también a dos países de industrialización tardía del sur de Europa (España y Portugal), así como a tres países de América Latina (Argentina, Chile y México). Aunque en este trabajo destaco la experiencia de los países del sur de Europa y América Latina en clave comparativa, la muestra de 22 países también gana en diversidad al incluir a un número amplio de países exsocialistas de Europa Oriental.

Dada la complejidad empírica de este esfuerzo comparativo, propongo restringir el análisis a dos eventos o «transiciones» en las trayectorias educativas: la finalización de la educación secundaria y la progresión a la educación terciaria. Aunque todos los países en la muestra se plantean como meta el acceso

2. Ver, por ejemplo, los trabajos de Torche (2005) para Chile; Valle Silva (2004) y Rios-Neto y de Meireles (2010) para Brasil; Jorrat (2011) para Argentina, y Solís (2013) para México.
3. Por ahora he decidido no analizar la hipótesis de desigualdad mantenida de manera efectiva debido a la complejidad de establecer diferenciaciones cualitativas comparables entre países en los distintos tipos de opciones educativas.

universal a la educación secundaria, existen variaciones muy importantes en las tasas de finalización de este nivel educativo entre la población adulta. Estas diferencias reflejan, entre otros factores, las particularidades históricas en los ritmos de expansión de la educación básica en cada país. Esta variabilidad histórica permite analizar si existe o no un patrón general de asociación entre la expansión educativa y la desigualdad de oportunidades en las probabilidades de finalización de este nivel de escolaridad.

Por otra parte, la progresión a la educación terciaria es un componente clave de la estratificación educativa, ya que este nivel educativo es el que ofrece mayores retornos ocupacionales y en ingresos monetarios. Como en el caso de la finalización de la educación secundaria, existe una amplia variabilidad entre países en las tasas de progresión a la educación terciaria. Pero también se presenta una mayor diversidad en la configuración institucional de la oferta educativa, lo que representa un reto para analizar la asociación entre niveles de expansión y desigualdad de oportunidades, ya que, como lo señala la hipótesis de desigualdad mantenida de manera efectiva, a niveles similares de desigualdad en las probabilidades de progresión pueden presentarse importantes diferencias en las desigualdades «cualitativas» asociadas al tipo de educación terciaria que reciben los jóvenes con distintos orígenes socioeconómicos. Aunque estas desigualdades «cualitativas» quedan fuera del alcance de este trabajo, es pertinente tenerlas en cuenta al analizar las desigualdades «cuantitativas» en las probabilidades de progresión.

Finalmente, el análisis de estas dos transiciones también nos permite poner a prueba la hipótesis de selección. Ya que se trata de transiciones secuenciales y encadenadas entre sí, es posible evaluar, en una amplia variedad de circunstancias de expansión educativa y niveles generales de desigualdad de oportunidades, si se presenta una reducción de la desigualdad entre estas dos transiciones o, bien, si no es el caso, bajo qué condiciones no se presenta tal reducción.

El resto del artículo se organiza de la siguiente manera. En la sección que sigue defino con mayor detalle las hipótesis de selección y desigualdad mantenida al máximo y postulo una serie de proposiciones que más adelante someteré a verificación empírica. Luego, en la sección metodológica, describo las fuentes de datos, los modelos estadísticos y las medidas específicas de desigualdad de oportunidades educativas que derivan de estos modelos. Posteriormente, en la sección de análisis de resultados, presento los resultados empíricos, con énfasis en el contraste empírico de las proposiciones previamente planteadas y la forma en que los países del sur de Europa y América Latina contribuyen a este análisis. Finalmente, en las conclusiones resumo los principales resultados y discuto sus aportes específicos al campo, así como algunas limitaciones e hipótesis futuras.

## **2. Las hipótesis de selección y MMI: revisión general y proposiciones específicas**

En un par de artículos publicados a inicios de los años ochenta, Mare (1980, 1981) realizó dos aportes sustantivos al campo de la investigación sobre estra-

tificación social y educación, uno metodológico y el otro teórico. El aporte metodológico, ya mencionado brevemente en la sección previa, es el llamado «modelo de Mare» (Breen et al., 2009a). Este modelo consiste en analizar los efectos del origen social sobre la escolaridad a partir de una serie de regresiones logísticas binarias, en las que la variable dependiente es el éxito o fracaso de las personas al realizar las transiciones educativas de su trayectoria escolar, mientras que la variable independiente a lo largo de todas las regresiones es el mismo indicador de origen social. Este modelo introdujo una serie de ventajas analíticas y técnicas con relación a la estrategia utilizada hasta esa época, que consistía en ajustar regresiones lineales simples con los años de escolaridad como la variable dependiente.

Tras aplicar este modelo a las transiciones educativas en Estados Unidos, Mare formuló lo que a la postre sería uno de sus principales aportes teóricos: la hipótesis de selectividad. Esta hipótesis sostiene que la desigualdad de oportunidades educativas en las probabilidades de progresión escolar se reduce en la medida en que se progresa hacia transiciones más avanzadas en las trayectorias educativas. Esta reducción, de acuerdo a la hipótesis de Mare, se explica por un mecanismo de selectividad social: en la medida en que se avanza en la progresión escolar, los estudiantes de estratos socioeconómicos bajos que permanecen en la escuela se encuentran cada vez más selectos entre los más talentosos y motivados (características no observadas), mientras que los estudiantes de estratos altos enfrentan un menor grado de selectividad en esas características. En consecuencia, las características no observadas de los estudiantes de estratos bajos compensan sus privaciones socioeconómicas, lo cual deriva en una reducción de la desigualdad en las transiciones sucesivas.

Esta hipótesis ha sido puesta a prueba en distintos contextos y periodos históricos (Mare, 1980, 1981; Shavit y Blossfeld, 1993; Cameron y Heckman, 1998; Vallet, 2007; Rios-Neto y de Meireles, 2010). A partir de esta hipótesis derivamos nuestras primeras proposiciones específicas:

- Proposición 1a. La desigualdad de oportunidades educativas se reduce en las probabilidades de progresión al nivel terciario con relación a las probabilidades de finalización del nivel secundario.

En paralelo a la hipótesis de selección, una serie de estudios (Solís, 2013; Rios-Neto y de Meireles 2010), incluidos trabajos previos del propio Mare (1979), postulan que la magnitud de la desigualdad en las probabilidades de progresión en una transición determinada depende de los niveles de selectividad social en las transiciones previas. De acuerdo con esta hipótesis, si existe alta selectividad social en las transiciones educativas previas, la selectividad social se habrá dado en esas transiciones, de modo que la desigualdad de oportunidades será menor en la transición en cuestión, tal como lo postula la hipótesis de selectividad de Mare. Sin embargo, si existe baja selectividad social en las transiciones educativas tempranas, es decir, si una alta proporción de la población de todos los estratos sociales completa esas transiciones, entonces la desigualdad se desplazará hacia las transiciones educativas posteriores. Este

desplazamiento propiciaría que los efectos de las condiciones socioeconómicas de origen sobre la probabilidad de continuidad escolar fuesen mayores en las transiciones educativas avanzadas (por ejemplo, en el tránsito a la educación terciaria) que en las tempranas (la finalización de la educación básica).

Esto lleva a plantear una hipótesis alternativa a la de selectividad, que denominaré hipótesis de «desplazamiento de la desigualdad»: el cambio en la magnitud de la desigualdad de oportunidades educativas entre las transiciones  $j$  y  $j+1$  depende de los niveles de expansión de la transición  $j$ : si los niveles de expansión de  $j$  son bajos, la desigualdad en la transición  $j+1$  tenderá a ser menor; si los niveles de expansión de  $j$  son altos, la desigualdad en la transición  $j+1$  tenderá a ser mayor (Arum et al., 2007; Solís, 2013).

En el ámbito de este artículo, la proposición específica asociada a esta hipótesis es:

- Proposición 1b. La reducción de la desigualdad de oportunidades educativas en las probabilidades de progresión a la educación terciaria con respecto a las probabilidades de finalización de la educación secundaria no es generalizada y depende de los niveles de expansión en la finalización de la educación secundaria. Cuando un bajo porcentaje de la población termina la educación secundaria, la desigualdad tenderá a ser mayor en la finalización de la educación secundaria, por selectividad social; en cambio, cuando un alto porcentaje de la población termina la educación secundaria, la desigualdad se desplazará a la transición a la educación terciaria y tenderá a ser mayor que en la de la educación secundaria.

Por su parte, la hipótesis de desigualdad mantenida al máximo (MMI), formulada originalmente por Raftery y Hout (1993), cuestiona la asociación entre la expansión educativa y la reducción de la desigualdad postulada por las teorías funcionalistas y de la modernización. Más específicamente, esta hipótesis sostiene que la expansión inicial de un determinado nivel de escolaridad no implica una reducción en las brechas socioeconómicas en el acceso a este nivel, ya que los estratos sociales altos acapararán las nuevas oportunidades de acceso. Esto significa que la desigualdad se mantendría en niveles máximos hasta que no se alcance un «punto de saturación» en el acceso de los estratos sociales altos. Solo a partir de este punto, los estratos sociales bajos podrían beneficiarse de las nuevas oportunidades de acceso, lo que finalmente propiciaría la reducción de la desigualdad.

En otros términos, la hipótesis MMI postula que existe una relación no lineal entre la expansión educativa y la desigualdad de oportunidades educativas, en la que la reducción de la desigualdad es mínima o nula en las fases tempranas de expansión y máxima en las fases tardías, es decir, cuando la expansión se aproxima al «punto de saturación» de los estratos altos (Raftery y Hout, 1993; Arum et al., 2007).

Existe un amplio debate en torno a la verificación empírica de esta hipótesis. En un trabajo seminal en el campo, en el que se contrastan las tendencias de la desigualdad de oportunidades educativas en trece países, Shavit y

Blossfeld (1993) presentan evidencia a favor de esta hipótesis. Un estudio comparativo de magnitud similar (Arum et. al, 2007) respalda estos resultados para el caso del acceso a la educación superior. Por su parte, Breen et al. (2009a), con evidencia histórica de mayor alcance, descartan la hipótesis y reportan reducciones de la desigualdad incluso en fases tempranas de la expansión educativa. Aquí buscaré, con evidencia ampliada a un conjunto mayor de países, incluidos los del sur de Europa y América Latina, revisar nuevamente esta hipótesis.

Para ello, propongo dividir la hipótesis en dos proposiciones:

- Proposición 2a. La mayor desigualdad de oportunidades educativas se presenta cuando existen bajos niveles de expansión educativa, es decir, cuando el porcentaje de personas que logran completar la transición es bajo.
- Proposición 2b. La relación entre la expansión educativa y la desigualdad de oportunidades educativas en las probabilidades de progresión no es lineal. En etapas tempranas de expansión, los niveles de desigualdad se mantienen; en niveles avanzados de expansión, al aproximarse al «punto de saturación» de los estratos altos, los niveles de desigualdad se reducen.

La proposición 2a es una precondition de la hipótesis MMI (y de hipótesis alternativas, como la de modernización), que es la existencia de altos niveles de desigualdad en niveles bajos de expansión educativa. La proposición 2b refiere específicamente a la asociación entre expansión y desigualdad postulada por la hipótesis MMI, es decir, que la desigualdad se mantiene al máximo hasta que la expansión educativa alcanza niveles de saturación.

### 3. Datos, variables, modelos y medidas de desigualdad

Los datos para este artículo provienen de encuestas nacionales probabilísticas, representativas de la población adulta en cada país. En el caso de los países europeos, utilicé la Encuesta Social Europea (ESS por sus siglas en inglés)<sup>4</sup>. Construí una muestra integrada a partir de los datos de diecinueve países para las rondas 5, 6 y 7 (2010, 2012 y 2014). En cada una de estas muestras restringí el análisis a las cohortes de nacimiento 1950-1989, es decir, aquellas que tenían entre 21 y 60 años en 2010; 23 y 62 años en 2012, y 25 y 64 años en 2014. La integración de estas tres rondas permite contar con un tamaño de muestra lo suficientemente grande para analizar las tendencias por cohorte de nacimiento en cada país.

En los países latinoamericanos utilicé encuestas nacionales especializadas en estratificación y movilidad social. En Argentina los datos provienen de la Encuesta Nacional de Estratificación Social (ENES-PISAC) (Maceira, 2015)<sup>5</sup>, levantada en 2014-2015 por un consorcio de instituciones gubernamentales

4. Estos datos están disponibles en línea para todo el público, en la siguiente dirección electrónica: <http://www.europeansocialsurvey.org/>

5. Ver: <http://pisac.mincyt.gob.ar/datos.php>

y de educación superior. En Chile utilizo la Encuesta Nacional de Estratificación Social (ENES), una encuesta nacional levantada en 2009 por el Proyecto Desigualdades de la Universidad de Chile<sup>6</sup>. Por último, en México utilizo el Módulo de Movilidad Social Intergeneracional (MMSI), también con cobertura nacional y levantado en 2016 por el Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI)<sup>7</sup>. En estos tres países utilizo la información para las personas entre 25 y 64 años de edad.

Las variables dependientes son la finalización de la educación secundaria y la progresión a la educación terciaria. Cabe señalar que cada país tiene particularidades en sus sistemas educativos, lo que dificulta la identificación de estas transiciones. Algunos países tienen varias opciones de estudios secundarios (por ejemplo, opciones generales y vocacionales). Muchos más tienen opciones diversificadas en los estudios terciarios (por ejemplo, carreras universitarias frente a carreras tecnológicas o estudios técnicos de corta duración). En algunos países, por ejemplo en Argentina, se realizaron reformas educativas que modificaron la estructura de niveles y años correspondientes a la educación primaria y secundaria. Por tanto, para garantizar la comparabilidad entre países, fue necesario homologar la información sobre la escolaridad alcanzada por las personas entrevistadas.

En los países europeos, la ESS ha realizado una homologación de la escolaridad, basada en la Clasificación Internacional Normalizada de Educación (ISCED, por sus siglas en inglés)<sup>8</sup>. Para fines de este trabajo, clasifiqué a las personas con educación secundaria terminada como aquellas que habían terminado los estudios secundarios de segundo ciclo (primer código ISCED 3 o superior). En los países latinoamericanos utilicé los criterios habitualmente aplicados en cada país para clasificar a las personas con estudios secundarios terminados y que equivalen a una escolaridad completa de 12 años: a) Argentina: personas que concluyeron la escuela secundaria o polimodal (variable preconstruida «nivel-ed»); b) Chile: personas con educación «media completa» o superior (variable preconstruida «p51rec»); c) México: personas con tres años aprobados de preparatoria o bachillerato, con tres años aprobados de estudios de normal básica, o tres años aprobados de estudios técnicos o comerciales con secundaria terminada.

En el caso de la progresión a la educación terciaria, consideré como estudios terciarios a todas las modalidades de estudios postsecundarios, es decir, estudios para obtener grados universitarios o técnicos que requieren de la finalización de la educación secundaria. En los países de Europa esto equivale al primer dígito 4 (o mayor) del ISCED, en Argentina a los estudios terciarios o universitarios, en Chile a los estudios técnicos profesionales o universitarios, y en México a los estudios técnicos o comerciales con preparatoria terminada, y los estudios

6. <http://www.facso.uchile.cl/sociologia/investigacion/60932/nucleo-de-estratificacion-social>

7. <http://www.beta.inegi.org.mx/proyectos/enchogares/modulos/mmsi/2016/>

8. Variable «edulvlb» en las muestras integradas. Ver: [https://www.europeansocialsurvey.org/docs/round6/survey/ESS6\\_appendix\\_a1\\_e02\\_1.pdf](https://www.europeansocialsurvey.org/docs/round6/survey/ESS6_appendix_a1_e02_1.pdf)

profesionales o de licenciatura (incluida la normal con licenciatura). Dado que el interés es analizar las probabilidades de progresión del secundario al terciario y no de finalización del terciario, clasifiqué entre quienes progresaron a los estudios terciarios a quienes realizaron estudios completos o incompletos en todas estas modalidades.

A partir de esta información construí variables dicotómicas para clasificar a quienes completaron las dos transiciones. Como es habitual al aplicar el modelo de Mare a las transiciones educativas, en el caso de la progresión a la educación terciaria excluí del análisis a las personas que no lograron completar la transición previa, es decir, quienes no finalizaron la educación secundaria. Esto implica que analizamos las probabilidades *condicionales* de progresar a la educación terciaria, dado que se finalizaron los estudios secundarios.

Con respecto a la variable utilizada para medir las condiciones socioeconómicas de la familia de origen, muchos estudios sobre transiciones educativas utilizan la clase social del padre —construida a partir de las posiciones ocupacionales— como indicador único. Aquí utilizo una aproximación diferente, basada en un índice que integra la ocupación y el nivel de escolaridad del padre (o la madre, en ausencia de información del padre). A este índice le denomino Índice de Orígenes Sociales (IOS). La utilización del IOS tiene como ventaja, con respecto a la clase social, que es explícitamente multidimensional, ya que no solo toma en cuenta la estratificación en las posiciones ocupacionales, sino también en los recursos educativos. Desde el trabajo clásico de Blau y Duncan (1967), numerosos estudios han señalado que los recursos educativos y culturales de la familia de origen tienen efectos sustantivos e independientes sobre los resultados educativos (Graaf, 1986; Teachman, 1987; Solís, 2012). La inclusión de la escolaridad del padre en un índice multidimensional permite tomar en cuenta estos efectos y por tanto obtener medidas más precisas de la desigualdad de oportunidades educativas en las probabilidades de progresión escolar.

El primer paso para la construcción del IOS fue clasificar a los padres (o las madres, en ausencia de información de los padres), según su posición ocupacional y nivel educativo en dos variables ordinales. En el caso de la ocupación, las categorías fueron: 1) ocupaciones agrícolas; 2) trabajadores manuales de baja calificación; 3) trabajadores manuales semicalificados y calificados; 4) trabajadores en ocupaciones administrativas, ventas y servicios; 5) profesionales y técnicos; 6) directivos y administradores superiores. En el caso del nivel educativo, estas fueron las categorías utilizadas: 1) primaria incompleta; 2) primaria completa; 3) secundaria incompleta; 4) secundaria completa; 5) terciaria no universitaria; 6) terciaria universitaria; 7) estudios de postgrado.

Una vez clasificados los padres según estas dos variables ordinales, construí un índice que las combina por medio de un análisis factorial policómico por componentes principales (Kolenikov y Angeles, 2004). El primer componente de este análisis factorial absorbe el 80,3% de la varianza combinada de las dos variables. A partir de este primer componente derivé un puntaje estandarizado, que resume en una variable continua la variación conjunta de la posición ocu-

**Cuadro 1.** Valores del Índice de Orígenes Sociales según nivel de escolaridad y ocupación del padre

|                                 | Ocupaciones agrícolas | Trabajadores manuales de baja calificación | Trabajadores manuales semicalificados y calificados | Trabajadores en ocupaciones administrativas, ventas y servicios | Profesionales y técnicos | Directivos y administradores superiores |
|---------------------------------|-----------------------|--|---|---|--------------------------|---|
| Primaria incompleta             | -2,005                | -1,542                                     | -1,084  | -0,625  | -0,405                   | 0,013                                   |
| Primaria completa               | -1,421                | -0,958                                     | -0,501  | -0,042  | 0,179                    | 0,596                                   |
| Secundaria incompleta           | -1,063                | -0,600                                     | -0,143  | 0,316   | 0,537                    | 0,954                                   |
| Secundaria completa             | -0,727                | -0,265                                     | 0,193   | 0,652   | 0,873                    | 1,290                                   |
| Postsecundaria no universitaria | -0,482                | -0,019                                     | 0,438   | 0,897   | 1,118                    | 1,535                                   |
| Universitaria                   | -0,349                | 0,114                                      | 0,572   | 1,031   | 1,252                    | 1,669                                   |
| Estudios de postgrado           | 0,103                 | 0,565                                      | 1,023   | 1,482   | 1,703                    | 2,120                                   |

Fuente: estimaciones propias a partir de los datos de las encuestas nacionales.

pacional y la escolaridad. Los valores estimados del IOS para las combinaciones de estas las dos variables que lo generan se presentan en el cuadro 1<sup>9</sup>.

Para obtener las medidas de desigualdad de oportunidades educativas en la propensión a completar las dos transiciones educativas bajo análisis, estimé modelos de regresión logística binomiales para cada país. En su forma general, estos modelos adoptan la siguiente especificación:

$$\ln(p/1-p) = a + b1(\text{IOS}) + b2(\text{sexo}) + b3(\text{edad}) \quad (\text{ecuación 1})$$

En donde  $p$  es la probabilidad de experimentar cada transición, y  $b1$  es el coeficiente asociado al IOS en cada país. Este modelo nos permite realizar comparaciones generales entre países en los efectos del IOS.

Este modelo general puede ser modificado para evaluar los cambios históricos en los efectos del IOS en las transiciones en cada país. Para ello, dividí cada muestra en tres cohortes de nacimiento sobre la base de los siguientes grupos de edades: 25-34, 35-49, 50-64<sup>10</sup>. El modelo de regresión logística para evaluar los «efectos cohorte» es el siguiente:

9. Para el cálculo del IOS utilicé todas las muestras nacionales combinadas, modificando los pesos muestrales para que cada país tuviese el mismo peso muestral en la muestra integrada. Realicé un ejercicio alternativo, calculando el IOS para cada país por separado. La correlación entre los valores del IOS general y específico por país es en todos los casos muy alta (mayor a 0,95 en todos los países y a 0,99 en la gran mayoría de ellos). Por tanto, opté por realizar el análisis solo a partir del IOS calculado con la muestra integrada.
10. Dado que las fechas de levantamiento de las encuestas difieren en los países latinoamericanos, las cohortes de nacimiento que corresponden a cada uno de estos grupos de edades no coinciden completamente. No obstante, en todos los países corresponden en términos generales a las cohortes nacidas entre los años cuarenta y los sesenta, en el caso de la cohorte más vieja, los años sesenta y setenta en la cohorte intermedia, y después de mediados de los setenta en la cohorte joven. Para facilitar la exposición, llamaré a estas tres cohortes «avanzada», «intermedia» y «joven», respectivamente.

$$\ln(p/1-p) = a + b1 (\text{IOS}) + b2 (\text{sexo}) + b3 (\text{coh-int}) + b4 (\text{coh-jov}) + b5 (\text{IOS*coh-int}) + b6 (\text{IOS*coh-jov})$$

(ecuación 2)

La comparación de este modelo con otro en el que no se incluyen los coeficientes  $b5$  y  $b6$  nos permite establecer si los «efectos cohorte» son estadísticamente significativos, mientras que el signo y magnitud de los coeficientes  $b5$  y  $b6$  nos indican la magnitud y sentido de estos «efectos cohorte»<sup>11</sup>.

Por último, una cuestión metodológica crucial es cuál es la medida apropiada para determinar, a partir de los resultados de estos modelos, la magnitud de la desigualdad de oportunidades educativas asociada a los efectos del IOS. Desde el trabajo de Mare, se ha planteado que los coeficientes beta asociados a la variable de orígenes socioeconómicos, expresados frecuentemente en su versión exponencial (*odds ratio*), son la medida apropiada, bajo el argumento de que los *odds ratio* son independientes de los niveles de expansión educativa (Mare, 1980). No obstante, justamente por esta propiedad, cuando se comparan países o cohortes de nacimiento con distintos niveles de expansión, el contraste a partir de los *odds ratio* puede producir resultados cuestionables (Blanco et al., 2014).

Este problema puede ilustrarse sencillamente con un ejemplo hipotético. Supongamos que existen dos estratos socioeconómicos (alto y bajo) y pretendemos comparar la magnitud de la desigualdad en dos momentos en el tiempo (T1 y T2). Supongamos también que las probabilidades de progresión escolar en una transición educativa determinada son las siguientes:

|              | T1   | T2   |
|--------------|------|------|
| Estrato alto | 0,60 | 0,99 |
| Estrato bajo | 0,30 | 0,95 |

A simple vista, una interpretación razonable sería que entre T1 y T2 la transición en cuestión prácticamente se universalizó, y en T2 la desigualdad de oportunidades educativas es muy baja, aunque los pocos que son dejados atrás pertenecen en su mayoría al estrato bajo. En cambio, en T1, la brecha entre el estrato alto y bajo es considerablemente mayor, con el doble de probabilidades de completar la transición para el estrato alto. De acuerdo a esta interpretación, la desigualdad se reduciría entre T1 y T2.

No obstante, el *odds ratio* para el estrato alto frente al bajo es mayor en T2 que en T1, como se deriva del siguiente cálculo:

$$\text{Odds ratio estrato alto vs. bajo, T1: } (0,60/0,40)/(0,30/0,70) = 3,5$$

$$\text{Odds ratio estrato alto vs. bajo, T2: } (0,99/0,01)/(0,95/0,05) = 5,2$$

Si utilizamos el *odds ratio*, debemos concluir que la desigualdad se *incrementó* entre T1 y T2. El *odds ratio* refleja correctamente el hecho de que la despro-

11. Es importante notar que, a diferencia de la ecuación 1, en este modelo no se incluye la edad como variable independiente, debido a la colinealidad con la cohorte.

porcionalidad relativa es mayor en T2; no obstante, parecería poco razonable dar tanta importancia a este aspecto cuando las brechas en probabilidades de progresión son tan pequeñas en T2.

Por ello, no es conveniente utilizar solo los *odds ratio* para poner a prueba hipótesis sobre la magnitud de la desigualdad de oportunidades educativas, ya sea entre transiciones educativas, a lo largo del tiempo, o entre países, cuando existen distintos niveles de expansión educativa (Blanco et al., 2014). Como medida alternativa, propongo utilizar los riesgos relativos. En el ejemplo anterior, el cálculo del riesgo relativo de progresión para el estrato alto frente al bajo es el siguiente:

Riesgo relativo estrato alto vs. bajo, T1:  $(0,60/0,30) = 2,0$

Riesgo relativo estrato alto vs. bajo, T2:  $(0,99/0,95) = 1,04$

Si utilizamos los riesgos relativos, concluiremos que la magnitud de la desigualdad es considerablemente mayor en T1, tal como lo sugería nuestra interpretación inicial.

A diferencia de los *odds ratio*, que se calculan directamente a partir de la exponencial de los coeficientes beta del modelo de regresión logística, los riesgos relativos se calculan a partir de las probabilidades estimadas por el modelo. En este caso, dado que el IOS es una variable continua, utilizo el riesgo relativo estimado a partir de las probabilidades de completar las transiciones educativas en dos valores específicos del IOS, uno correspondiente al percentil 90 y otro al percentil 10 del IOS ( $RR = p_{90}/p_{10}$ ). Estas probabilidades fueron estimadas manteniendo fijas en su promedio las otras variables incluidas en el modelo.

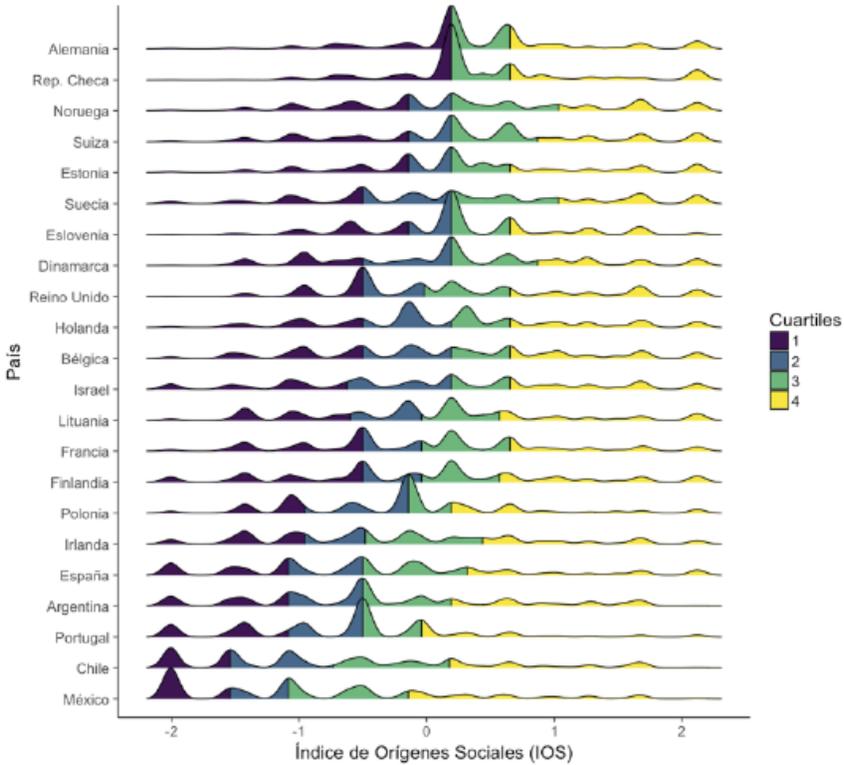
## 4. Resultados

### 4.1. Posiciones sociales de origen y transiciones escolares: diferencias entre países y efectos generales del IOS

Antes de avanzar a los modelos estadísticos, es importante revisar brevemente la distribución del IOS y la prevalencia de las transiciones educativas en cada país, ya que esto nos permite identificar la gran diversidad de experiencias nacionales.

En la gráfica 1 se resume la distribución del IOS para cada país. Los tres países de América Latina, junto con Portugal, España e Irlanda, presentan los niveles más bajos del IOS. En todos estos países, el 25% inferior de la distribución (primer cuartil) adopta valores del IOS de -1 o incluso menores, mientras que la mediana se ubica alrededor del valor 0. Esto significa que, en relación a los otros países, los niveles de escolaridad y la posición en la jerarquía ocupacional de los padres son más bajos. En el otro extremo, la distribución en Alemania, República Checa, Noruega, Suiza y Estonia se concentra en los niveles intermedios y superiores del IOS. El primer cuartil se ubica cerca o incluso por encima del valor 0, y la mediana claramente por encima de este valor.

Gráfica 1. Distribución del Índice de Orígenes Sociales (IOS), personas entre 25 y 64 años, por país



Fuente: estimaciones propias a partir de datos de las encuestas nacionales.

Estas disparidades reflejan las asimetrías entre países y regiones en la temporalidad y características de sus procesos de industrialización y desarrollo económico. En países como México y Chile, y en menor medida Portugal, Argentina, España e Irlanda, las condiciones ocupacionales y educativas de los padres están atadas a la experiencia histórica de bajos niveles de escolaridad y concentración de las estructuras ocupacionales en posiciones agrícolas o manuales de baja calificación, características de su proceso tardío (y más heterogéneo, en los casos latinoamericanos) de industrialización.

Por su parte, en el resto de los países de Europa, los niveles de escolaridad eran ya relativamente altos entre los padres de los entrevistados, y su posición en la estructura ocupacional se concentraba en las ocupaciones no agrícolas, tanto manuales calificadas como no manuales de baja calificación. A su vez, dentro de la región europea, existe un subconjunto de países, comenzando con Dinamarca y con Alemania en la cima, que destacan por poseer mayores

niveles del IOS, lo que revela un tránsito más temprano a estructuras sociales «postindustriales», caracterizadas por niveles relativamente altos de escolaridad y mayor concentración ocupacional en posiciones no manuales calificadas.

Esta comparación es importante por dos razones. En primer lugar, confirma que la inclusión de un número más amplio de países, y particularmente de los del sur de Europa y latinoamericanos, permite tomar en cuenta una mayor diversidad de experiencias históricas y niveles actuales de desarrollo económico. En segundo, revela que al comparar los efectos del IOS entre países, un mismo valor del IOS puede representar posiciones de origen relativas muy diferentes. Así, por ejemplo, quienes tienen un valor del IOS de -1 en México tienen orígenes situados en la mitad superior de la estratificación, mientras que en Alemania se encuentran en la cola inferior. Esto sugiere que, para evaluar la desigualdad de oportunidades asociada al IOS, es más conveniente utilizar medidas relativas que absolutas del IOS, opción por la que opto en las siguientes secciones.

El cuadro 2 presenta el porcentaje de personas entre 25 y 64 años que finalizaron la educación secundaria y progresaron a la educación terciaria. Es importante recordar que, en este último caso, los porcentajes se calculan solo para el subconjunto de personas que terminaron la secundaria, por lo que reflejan las probabilidades condicionales de transición dado que se finalizó el nivel secundario. También debe considerarse que estos porcentajes ocultan diferencias importantes por cohortes de nacimiento que analizaremos más adelante, por lo que reflejan un promedio de su evolución histórica reciente. Encabezados por México, los países latinoamericanos, junto con Portugal y España, presentan las menores tasas de finalización de la educación secundaria, con niveles inferiores al 60%. En el otro extremo, la República Checa, Lituania, Estonia, Polonia y Alemania, encabezan la lista, con porcentajes superiores al 90%. Por su parte, las tasas de progresión a la educación terciaria también varían considerablemente. Las menores tasas de progresión corresponden a Eslovenia, Polonia, República Checa y Chile, con niveles menores al 40%, y las mayores a Reino Unido, Bélgica, Irlanda y España, con niveles superiores al 60%.

En el cuadro 3 clasifico a los países según el nivel de expansión en ambas transiciones. Llama la atención que la mayor parte de los países con una baja tasa de finalización de la educación secundaria presentan una alta tasa de progresión a la educación terciaria. De hecho, solo dos de los siete países con bajas tasas de finalización de secundaria (Portugal y Chile) combinan bajas tasas en ambas transiciones. En cambio, los otros cinco países (Argentina, Bélgica, España, México y Reino Unido) presentan tasas de progresión a la educación terciaria mayores al 57%. Dos casos que llaman la atención por el contraste entre sus bajas tasas de finalización de la secundaria y altas tasas de progresión a la educación terciaria son México y España<sup>12</sup>.

12. Esta polarización de las oportunidades educativas en España y México se explica en buena medida por las barreras para terminar la escuela secundaria, tanto institucionales como socioeconómicas. Para el caso de España, ver García (2017), para el de México, ver Solís (2018).

**Cuadro 2.** Porcentaje de personas que finalizaron la educación secundaria y progresaron a la educación terciaria, por país (población 25-64 años)

| Finalizaron secundaria |      | Progresaron a terciaria* |      |
|------------------------|------|--------------------------|------|
| México                 | 36,3 | Eslovenia                | 31,3 |
| Portugal               | 39,7 | Polonia                  | 34,1 |
| Chile                  | 53,0 | Rep. Checa               | 35,0 |
| Argentina              | 54,4 | Chile                    | 38,9 |
| España                 | 56,6 | Dinamarca                | 41,0 |
| Reino Unido            | 70,1 | Alemania                 | 43,3 |
| Bélgica                | 73,4 | Francia                  | 44,2 |
| Francia                | 77,4 | Holanda                  | 45,2 |
| Irlanda                | 77,6 | Israel                   | 45,3 |
| Holanda                | 78,5 | Suiza                    | 45,7 |
| Eslovenia              | 85,3 | Portugal                 | 48,8 |
| Noruega                | 86,1 | Lituania                 | 52,2 |
| Israel                 | 86,4 | Argentina                | 56,0 |
| Dinamarca              | 86,5 | Finlandia                | 56,7 |
| Finlandia              | 86,8 | Noruega                  | 56,8 |
| Suecia                 | 87,9 | Suecia                   | 57,0 |
| Suiza                  | 89,2 | Estonia                  | 57,7 |
| Alemania               | 90,2 | México                   | 57,9 |
| Polonia                | 91,4 | Reino Unido              | 62,2 |
| Estonia                | 92,2 | Bélgica                  | 63,2 |
| Lituania               | 93,4 | Irlanda                  | 63,7 |
| Rep. Checa             | 93,6 | España                   | 71,9 |

\* El porcentaje que progresa a la educación terciaria se calcula solo para el subconjunto de personas que terminaron la educación secundaria.

Fuente: estimaciones propias a partir de los datos de las encuestas nacionales.

En cambio, entre los países con altas tasas de finalización de la educación secundaria no existe una inclinación clara hacia altas o bajas tasas de progresión a la educación terciaria. De hecho, seis países tienen tasas de progresión mayores al 50% y otros nueve menores al 50%. En el primer grupo destacan Irlanda (63,2%), Estonia (57,7%) y tres de los países nórdicos (Suecia, Noruega y Finlandia), con porcentajes de progresión alrededor del 57%. Entre los países que gradúan a un alto porcentaje de la población en estudios secundarios, pero restringen en mayor medida el acceso a los estudios terciarios, se encuentran Eslovenia (31,3%), Polonia (34,1%), República Checa (35,0%), y Dinamarca (41,0%). En este último grupo también se encuentran Alemania, Francia y Holanda, aunque con porcentajes de progresión a la educación terciaria un poco mayores.

En los cuadros 4, 5 y 6 presento los resultados de los modelos de regresión logística para la finalización de la educación secundaria y la progresión a la educación terciaria, tanto para el conjunto de las muestras nacionales como,

**Cuadro 3.** Clasificación de países según sus niveles de finalización de la educación secundaria y progresión a la educación terciaria

|                        |            | Finalización de secundaria |              |            |
|------------------------|------------|----------------------------|--------------|------------|
|                        |            | Baja (< 75%)               | Alta (> 75%) |            |
| Progresión a terciaria | Baja < 50% | Portugal                   | Francia      | Suiza      |
|                        |            | Chile                      | Holanda      | Alemania   |
|                        |            |                            | Eslovenia    | Polonia    |
|                        |            |                            | Israel       | Rep. Checa |
|                        |            |                            | Dinamarca    |            |
|                        | Alta > 50% | México                     | Noruega      | Irlanda    |
|                        |            | Argentina                  | Finlandia    |            |
|                        |            | España                     | Suecia       |            |
|                        |            | Reino Unido                | Estonia      |            |
|                        |            | Bélgica                    | Lituania     |            |

Fuente: elaboración propia a partir de los resultados del cuadro 2.

para cada país, por cohorte de nacimiento<sup>13</sup>. Antes de valorar empíricamente las proposiciones específicas planteadas al inicio del trabajo, es importante destacar dos resultados. En primer lugar, tanto con los *odds ratio* como con los riesgos relativos, aunque más claramente en el caso de estos últimos, los países de América Latina, España y Portugal son los de mayor desigualdad, lo que coincide con el hecho de que son los países con menores tasas de finalización de este nivel educativo. El caso extremo es México, donde los *odds* de finalizar la secundaria crecen 4,5% (*odds ratio* = 1,045) por incremento de un punto porcentual en la posición de origen, mientras que los riesgos de finalizar son 11,07 veces mayores para el percentil 90 *versus* el percentil 10 del IOS.

En segundo lugar, existe una fuerte asociación entre los *odds ratio* y los riesgos relativos, que era previsible debido a que ambas medidas son derivadas del mismo coeficiente en los modelos de regresión. No obstante, como discutimos en la sección metodológica, esta correlación no es perfecta. Por ejemplo, el *odds ratio* para la finalización de la secundaria es 1,036 en Suiza y 1,034 en España, lo que sugiere desigualdades socioeconómicas de magnitud similar

13. Debido a las enormes disparidades en los valores del IOS entre países (ver gráfica 1), en los modelos opté por no incluir el valor absoluto del IOS, sino una variable transformada que refleja la posición de la familia de origen en la distribución acumulada del IOS en cada país (en una escala porcentual). Así, por ejemplo, en esta variable transformada, un valor de 20 puntos indica que la familia de origen se ubica en el percentil 20 del IOS en su país. De este modo, el IOS refleja la posición relativa de la familia de origen en la estratificación social, mientras que un cambio de una unidad en el IOS puede interpretarse como el ascenso de un punto porcentual en esta posición relativa.

Cuadro 4. Resultados de modelos logísticos binarios por país para la finalización de la educación secundaria y la progresión a la educación terciaria /1

| País            | Finalización de la educación secundaria |      |       |       | Progresión a la educación terciaria |      |       |       |
|-----------------|---|------|-------|-------|-------------------------------------|------|-------|-------|
|                 | n                                       | r2*  | OR**  | RR*** | n                                   | r2*  | OR**  | RR*** |
| Alemania        | 5315                                    | 0,05 | 1,022 | 1,17  | 5049                                | 0,05 | 1,021 | 2,70  |
| Argentina       | 5102                                    | 0,14 | 1,034 | 3,40  | 2762                                | 0,07 | 1,020 | 2,12  |
| Bélgica         | 3091                                    | 0,15 | 1,031 | 1,76  | 2518                                | 0,05 | 1,019 | 1,79  |
| Chile           | 3609                                    | 0,18 | 1,037 | 3,97  | 1941                                | 0,14 | 1,036 | 7,56  |
| Dinamarca       | 2829                                    | 0,08 | 1,020 | 1,21  | 2549                                | 0,05 | 1,018 | 2,43  |
| Eslovenia       | 2143                                    | 0,17 | 1,033 | 1,33  | 1926                                | 0,08 | 1,025 | 4,20  |
| España          | 3600                                    | 0,15 | 1,034 | 3,27  | 1952                                | 0,02 | 1,014 | 1,42  |
| Estonia         | 3627                                    | 0,08 | 1,028 | 1,17  | 3384                                | 0,07 | 1,018 | 1,86  |
| Finlandia       | 3616                                    | 0,08 | 1,021 | 1,22  | 3233                                | 0,06 | 1,020 | 2,06  |
| Francia         | 3197                                    | 0,13 | 1,024 | 1,43  | 2772                                | 0,07 | 1,022 | 2,75  |
| Holanda         | 3245                                    | 0,08 | 1,023 | 1,44  | 2441                                | 0,06 | 1,022 | 2,72  |
| Irlanda         | 4201                                    | 0,12 | 1,024 | 1,39  | 3319                                | 0,04 | 1,015 | 1,54  |
| Israel          | 4034                                    | 0,17 | 1,038 | 1,38  | 3654                                | 0,06 | 1,022 | 2,63  |
| Lituania        | 3179                                    | 0,02 | 1,017 | 1,09  | 2933                                | 0,06 | 1,017 | 1,90  |
| México          | 24389                                   | 0,18 | 1,045 | 11,07 | 8596                                | 0,05 | 1,025 | 2,84  |
| Noruega         | 2899                                    | 0,10 | 1,032 | 1,38  | 2670                                | 0,06 | 1,021 | 2,10  |
| Polonia         | 3263                                    | 0,12 | 1,031 | 1,21  | 3011                                | 0,12 | 1,029 | 5,06  |
| Portugal        | 2844                                    | 0,18 | 1,033 | 5,54  | 1227                                | 0,02 | 1,014 | 1,85  |
| Reino Unido     | 3315                                    | 0,11 | 1,031 | 1,92  | 2505                                | 0,04 | 1,018 | 1,73  |
| República Checa | 4192                                    | 0,13 | 1,029 | 1,15  | 4001                                | 0,04 | 1,021 | 3,22  |
| Suecia          | 2833                                    | 0,10 | 1,027 | 1,25  | 2628                                | 0,05 | 1,020 | 1,99  |
| Suiza           | 2773                                    | 0,13 | 1,036 | 1,32  | 2501                                | 0,08 | 1,025 | 3,19  |

\* Pseudo r2 de McFadden

/1 En todos los modelos se incluye el sexo y la edad como variables de control.

\*\* Odds ratio de completar la transición asociada a un cambio de un punto porcentual en la posición relativa en el IOS.

\*\*\* Riesgo relativo de completar la transición para el percentil 90 vs. el percentil 10 del IOS.

Fuente: estimaciones propias a partir de los datos de las encuestas nacionales.

en ambos países. No obstante, cuando expresamos esta medida en términos de riesgos relativos, encontramos que la desigualdad es mucho mayor en España, con un riesgo relativo p90-p10 de 3,27 veces, frente a 1,32 veces en Suiza. Esto reafirma la necesidad de utilizar ambas medidas de manera complementaria para evaluar la desigualdad de oportunidades de progresión escolar.

#### 4.2. Las hipótesis de selectividad y el desplazamiento de la desigualdad: ¿se reduce la desigualdad en la progresión a la educación terciaria?

En esta sección evaluó a partir de los resultados de los modelos en los cuadros 4 a 6 las hipótesis de selectividad y desplazamiento de la desigualdad. Como se recordará, resumí estas dos hipótesis en las proposiciones 1a y 1b.

**Cuadro 5.** Resultados de modelos logísticos binarios por país para la finalización de la educación secundaria, efectos del IOS por cohorte /1

| País            | Odds ratio |            |        | Riesgos relativos p90/p10 |            |       |
|-----------------|------------|------------|--------|---------------------------|------------|-------|
|                 | Cohorte    |            |        | Cohorte                   |            |       |
|                 | Avanzada   | Intermedia | Joven  | Avanzada                  | Intermedia | Joven |
| Alemania        | 1,019*     | 1,027*     | 1,02*  | 1,14*                     | 1,22*      | 1,16* |
| Argentina       | 1,032*     | 1,034*     | 1,036* | 3,51*                     | 3,48*      | 3,31* |
| Bélgica         | 1,033*     | 1,035*     | 1,022* | 2,24*                     | 1,64*      | 1,33* |
| Chile           | 1,037*     | 1,038*     | 1,036* | 5,91*                     | 4,00*      | 2,74* |
| Dinamarca       | 1,017*     | 1,027*     | 1,018* | 1,25*                     | 1,24*      | 1,14* |
| Eslovenia       | 1,032*     | 1,038*     | 1,019  | 1,51*                     | 1,39*      | 1,06  |
| España          | 1,038*     | 1,034*     | 1,032* | 4,42*                     | 2,83*      | 2,85* |
| Estonia         | 1,027*     | 1,033*     | 1,027* | 1,08*                     | 1,24*      | 1,32* |
| Finlandia       | 1,02*      | 1,027*     | 1,013* | 1,28*                     | 1,23*      | 1,10  |
| Francia         | 1,025*     | 1,023*     | 1,019* | 1,82*                     | 1,37*      | 1,12* |
| Holanda         | 1,024*     | 1,022*     | 1,023* | 1,56*                     | 1,37*      | 1,36* |
| Irlanda         | 1,023*     | 1,025*     | 1,022* | 1,59*                     | 1,39*      | 1,22* |
| Israel          | 1,038*     | 1,034*     | 1,053* | 1,59*                     | 1,36*      | 1,33* |
| Lituania        | 1,025*     | 1,014*     | 1,013  | 1,1*                      | 1,06*      | 1,09  |
| México          | 1,048*     | 1,046*     | 1,043* | 13,70*                    | 12,11*     | 8,51* |
| Noruega         | 1,035*     | 1,033*     | 1,023* | 1,41*                     | 1,45*      | 1,20* |
| Polonia         | 1,032*     | 1,032*     | 1,025* | 1,3*                      | 1,18*      | 1,13* |
| Portugal        | 1,039*     | 1,030*     | 1,026* | 9,58*                     | 4,71*      | 2,78* |
| Reino Unido     | 1,028*     | 1,034*     | 1,033* | 2,00*                     | 1,97*      | 1,77* |
| República Checa | 1,028*     | 1,032*     | 1,025* | 1,17*                     | 1,19*      | 1,1*  |
| Suecia          | 1,029*     | 1,024*     | 1,03*  | 1,35*                     | 1,18*      | 1,19* |
| Suiza           | 1,042*     | 1,029*     | 1,04*  | 1,36*                     | 1,23*      | 1,42* |

/1 Se incluye el sexo como variable de control.

\* p&lt;0,05

Fuente: estimaciones propias a partir de los datos de las encuestas nacionales.

De acuerdo a la proposición 1a, esperaríamos que los efectos del IOS fueran menores en la progresión a la educación terciaria que en la finalización de la educación secundaria, mientras que la proposición 1b postula reducciones condicionadas a los casos en los que las tasas de finalización de la educación secundaria son bajas.

En el cuadro 7 presento los resultados de la comparación de los *odds ratio* y riesgos relativos entre transiciones para cada país. Con respecto a los *odds ratio*, en la mayor parte de los países (14 de 22, incluidos dos de los países latinoamericanos, España y Portugal) se observan reducciones estadísticamente significativas de los efectos del IOS en la progresión a la educación terciaria. En ningún país se observan incrementos estadísticamente significativos, y en ocho países, entre los cuales se encuentra Chile, no existen efectos estadísticamente significativos.

**Cuadro 6.** Resultados de modelos logísticos binarios por país para la progresión a la educación terciaria, efectos cohorte asociados al IOS /1

| País            | Odds ratio |            |        | Riesgos relativos p90/p10 |            |       |
|-----------------|------------|------------|--------|---------------------------|------------|-------|
|                 | Cohorte    |            |        | Cohorte                   |            |       |
|                 | Avanzada   | Intermedia | Joven  | Avanzada                  | Intermedia | Joven |
| Alemania        | 1,024*     | 1,024*     | 1,011* | 3,24*                     | 3,03*      | 1,63* |
| Argentina       | 1,022*     | 1,019*     | 1,017* | 2,31*                     | 2,06*      | 1,98* |
| Bélgica         | 1,018*     | 1,02*      | 1,018* | 1,87*                     | 1,74*      | 1,81* |
| Chile           | 1,032*     | 1,035*     | 1,039* | 5,92*                     | 8,27*      | 7,17* |
| Dinamarca       | 1,021*     | 1,02*      | 1,009* | 2,84*                     | 2,56*      | 1,49* |
| Eslovenia       | 1,025*     | 1,031*     | 1,016* | 4,44*                     | 5,83*      | 2,40* |
| España          | 1,021*     | 1,011*     | 1,014* | 1,73*                     | 1,24*      | 1,50* |
| Estonia         | 1,018*     | 1,018*     | 1,015* | 1,73*                     | 1,90*      | 1,78* |
| Finlandia       | 1,02*      | 1,018*     | 1,02*  | 1,87*                     | 1,75*      | 2,56* |
| Francia         | 1,019*     | 1,025*     | 1,022* | 2,59*                     | 2,95*      | 2,70* |
| Holanda         | 1,02*      | 1,024*     | 1,025* | 2,46*                     | 2,83*      | 3,23* |
| Irlanda         | 1,014*     | 1,015*     | 1,016* | 1,58*                     | 1,55*      | 1,48* |
| Israel          | 1,023*     | 1,027*     | 1,015* | 2,48*                     | 3,02*      | 1,99* |
| Lituania        | 1,012*     | 1,024*     | 1,014* | 1,66*                     | 2,55*      | 1,54* |
| México          | 1,024*     | 1,023*     | 1,028* | 2,61*                     | 2,65*      | 3,54* |
| Noruega         | 1,02*      | 1,024*     | 1,019* | 2,18*                     | 2,19*      | 1,84* |
| Polonia         | 1,028*     | 1,03*      | 1,031* | 5,54*                     | 5,12*      | 4,68* |
| Portugal        | 1,003      | 1,015*     | 1,023* | 1,15                      | 1,98*      | 3,18* |
| Reino Unido     | 1,02*      | 1,016*     | 1,019* | 1,77*                     | 1,57*      | 1,87* |
| República Checa | 1,021*     | 1,021*     | 1,02*  | 3,38*                     | 3,23*      | 2,94* |
| Suecia          | 1,02*      | 1,023*     | 1,015* | 1,9*                      | 2,10*      | 1,76* |
| Suiza           | 1,026*     | 1,026*     | 1,027* | 3,18*                     | 3,03*      | 3,85* |

/1 Se incluye el sexo como variable de control.

\* p&lt;0,05

Fuente: estimaciones propias a partir de los datos de las encuestas nacionales.

En contraste, cuando se contrastan los riesgos relativos, la tendencia es la opuesta. De hecho, en 14 de los 22 países se observa un *incremento* de la desigualdad asociada al IOS en la progresión a la educación terciaria. En cuatro países, incluido nuevamente Chile, los efectos no son estadísticamente significativos, mientras que solo en cuatro países —Argentina, España, México y Portugal— se observan reducciones estadísticamente significativas.

En un balance general, la proposición 1a solo se sostiene si se utiliza como medida de desigualdad los *odds ratio*, e incluso con resultados parciales, pues los *odds ratio* no se reducen en 8 de los 22 países. En cambio, si se utilizan los riesgos relativos, que como ya se discutió en la sección metodológica son una medida directa de las brechas en las probabilidades de completar ambas transiciones, la proposición 1a no encuentra validación empírica, ya que solo se confirma en 4 de los 22 países.

**Cuadro 7.** Clasificación de países de acuerdo a la variación de los efectos del IOS entre la finalización de la educación secundaria y la progresión a la educación terciaria, con *odds ratio* y riesgos relativos

|                   |                  | Riesgos relativos percentil 90 vs. percentil 10 |                  |            |                 |
|-------------------|------------------|---|------------------|------------|-----------------|
|                   |                  | Reducción                                       | No significativo | Incremento |                 |
| <i>Odds Ratio</i> | Reducción        | Argentina                                       | Bélgica          | Eslovenia  |                 |
|                   |                  | España  | Irlanda          | Finlandia  |                 |
|                   |                  | México  | Reino Unido      | Israel     |                 |
|                   |                  | Portugal  |                  | Noruega    |                 |
|                   | No significativo |   |                  |            | República Checa |
|                   |                  |   |                  |            | Suecia          |
|                   |                  |   |                  |            | Suiza           |
|                   |                  |   | Chile            |            | Alemania        |
|                   |                  |   |                  |            | Dinamarca       |
|                   |                  |   |                  |            | Estonia         |
|                   |                  |   |                  |            | Francia         |
|                   |                  |   |                  |            | Holanda         |
|                   |                  |   |                  |            | Lituania        |
|                   |                  |   |                  |            | Polonia         |

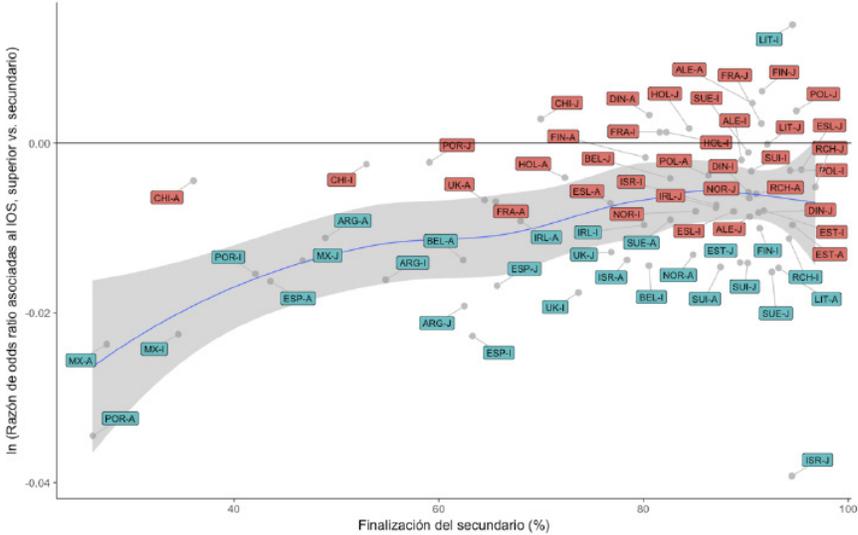
Fuente: clasificación a partir de los resultados del cuadro 4.

Por otra parte, es importante destacar que los cuatro casos en los que se reduce la desigualdad en la progresión a la educación terciaria con respecto a la finalización de la secundaria son precisamente países del sur de Europa y de América Latina, es decir, aquellos con menores tasas de finalización de la educación secundaria. A su vez, en el grupo de países con incrementos en los riesgos relativos, predominan los que tienen altas tasas de finalización de la secundaria. Este patrón respalda la proposición 1b, que condiciona la reducción de los efectos de la desigualdad a las bajas tasas de finalización de la educación secundaria.

El análisis precedente tiene como inconveniente que se realiza a escala de cada país, lo que implica mezclar la experiencia de un conjunto amplio de cohortes de nacimiento, las cuales pueden diferir significativamente entre sí en sus niveles de expansión y desigualdad. Para evaluar con mayor detalle, realicé la misma comparación, pero esta vez utilizando como unidad de observación las cohortes de nacimiento de cada país. Esto permite incorporar al análisis la experiencia histórica de expansión educativa. En las gráficas 2 y 3 presento los resultados para los *odds ratio* y riesgos relativos, respectivamente<sup>14</sup>.

14. En ambas gráficas utilicé una escala logarítmica. Cuando se tienen valores mayores a cero en esta escala, existe un incremento de los efectos asociados al IOS (y por tanto de la desigualdad) entre transiciones, mientras que valores menores a cero indican una reducción de la desigualdad.

**Gráfica 2.** Porcentaje de personas que finalizan el nivel secundario y efectos del Índice de Orígenes Sociales (IOS) sobre los odds de progresión al terciario vs. finalizar secundario, por cohorte de nacimiento y país



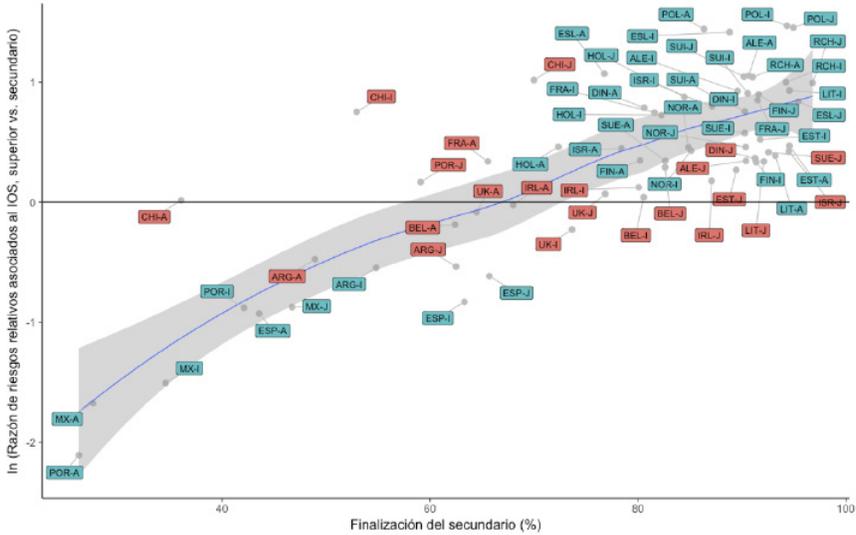
Las iniciales A, I y J corresponden a las cohortes avanzada, intermedia y joven en cada país, respectivamente. Las etiquetas en turquesa corresponden a razones estadísticamente significativas (distintas a 0) con  $p < 0,05$ .

Fuente: estimaciones propias a partir de las encuestas nacionales de cada país y los modelos logísticos respectivos (ver cuadros 5 y 6)

Ambas gráficas confirman los resultados previos. En términos generales, los *odds ratio* asociados al IOS son menores en la progresión a la educación terciaria que en la finalización de la secundaria (gráfica 2), aunque en la mayor parte de los países estas diferencias tienden a decrecer, e incluso en muchos casos pierden significancia estadística cuando la expansión de la finalización de la secundaria rebasa el 80%. Por su parte, los riesgos relativos para la progresión a la educación terciaria son menores cuando las tasas de finalización de la educación secundaria son relativamente bajas (gráfica 3); nótese que estas observaciones corresponden casi en su totalidad a las cohortes de los países del sur de Europa y América Latina. Sin embargo, una vez que las cohortes alcanzan tasas de finalización de la educación secundaria cercanas al 70%, esta tendencia se revierte. A partir de este punto, en la mayor parte de las cohortes la desigualdad es mayor en la progresión a la educación terciaria que en la finalización de la educación secundaria.

En suma, estos resultados sugieren que cuando se utiliza un indicador directo de las brechas en probabilidades de progresión, como son los riesgos relativos, la hipótesis de selección es rechazada y prevalece la hipótesis de desplazamiento de la desigualdad asociada a la expansión de la educación secundaria.

**Gráfica 3.** Porcentaje de personas que finalizan el nivel secundario y efectos del origen socioeconómico sobre los riesgos relativos de progresión al terciario vs. finalizar secundario, por cohorte de nacimiento y país



Las iniciales A, I y J corresponden a las cohortes avanzada, intermedia y joven en cada país, respectivamente. Las etiquetas en turquesa corresponden a razones estadísticamente significativas (distintas a 0) con  $p < 0,05$ .

Fuente: estimaciones propias a partir de las encuestas nacionales de cada país y los modelos logísticos respectivos (ver cuadros 5 y 6)

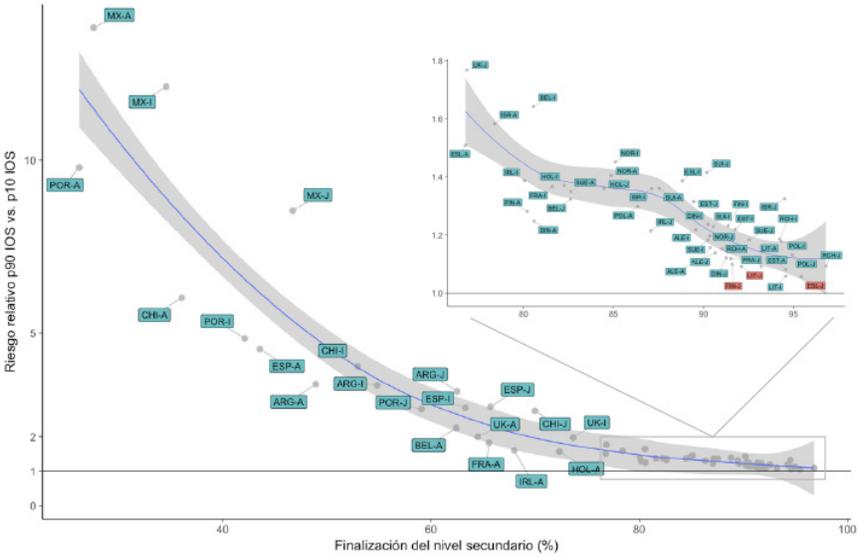
*4.3. La hipótesis MMI: ¿desigualdad persistente o ecualización en las fases tempranas de expansión?*

Analizo ahora la asociación entre los niveles de expansión de la cobertura educativa y la desigualdad en las probabilidades de transición. Como se recordará, a partir de la discusión de la hipótesis de desigualdad mantenida al máximo derivé dos proposiciones. La primera proposición (2a) postula una precondition, que es la prevalencia de altos índices de desigualdad en niveles bajos de cobertura. La segunda proposición (2b) postula que la desigualdad debe mantenerse en niveles altos hasta que la expansión educativa alcance niveles de saturación.

A partir de los resultados de las gráficas 4 y 5 es posible contrastar empíricamente estas proposiciones.<sup>15</sup> En ellas se presenta la asociación entre el nivel de

15. En los cuadros 5 y 6 se presentan los resultados a partir de los *odds ratio*, con conclusiones menos nítidas que las que se presentan en esta sección; no obstante, debido a las dificultades ya comentadas para utilizar los *odds ratio* como medida de desigualdad de oportunidades educativas, en esta sección nos concentramos en analizar los riesgos relativos.

**Gráfica 4.** Riesgos relativos de finalizar el nivel secundario, p90 vs. p10 del Índice de Orígenes Sociales (IOS), según porcentaje de personas que finalizan el nivel secundario, por cohorte de nacimiento y país



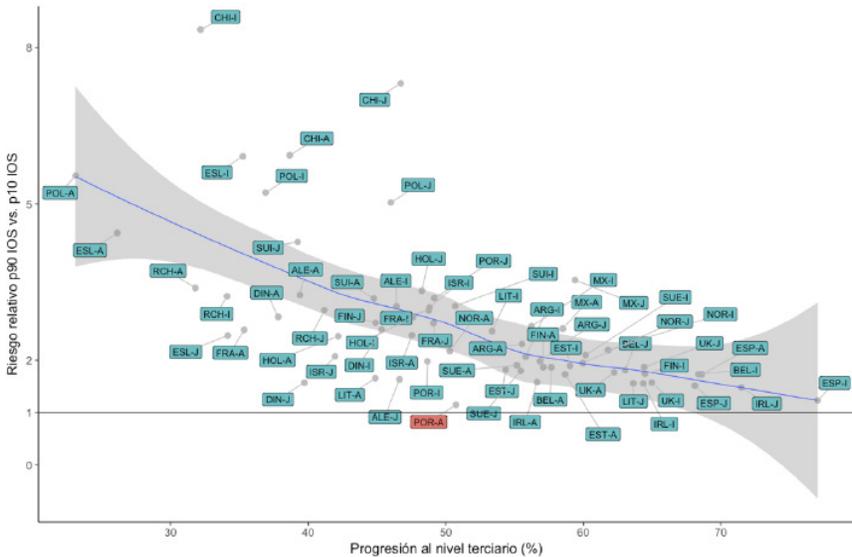
Las iniciales A, I y J corresponden a las cohortes avanzada, intermedia y joven en cada país, respectivamente. Las etiquetas en turquesa corresponden a razones estadísticamente significativas (distintas a 0) con  $p < 0,05$ .

Fuente: estimaciones propias a partir de las encuestas nacionales de cada país y los modelos logísticos respectivos (ver cuadros 5 y 6)

expansión —expresado a través de los porcentajes de personas que completan la transición en cada cohorte de nacimiento— y los riesgos relativos de completar la transición asociados al IOS. Con respecto a la finalización de la educación secundaria (gráfica 4), se observa una clara asociación negativa entre los niveles de expansión y de desigualdad asociada al IOS. Se tienen pocas observaciones con niveles de expansión menores a 60%, todas ellas de los países del sur de Europa y América Latina. No obstante, en todos estos casos los efectos del IOS son muy altos. De hecho, en niveles promedio de finalización de la secundaria por debajo del 50%, las probabilidades de finalizar son cinco o más veces mayores para quienes se encontraban en el percentil 90 con respecto al percentil 10 del Índice de Orígenes Sociales.

Por otra parte, se observa que las mayores reducciones en la desigualdad ocurren cuando las cohortes pasan de niveles muy bajos a niveles intermedios. De hecho, una vez que las cohortes se aproximan a niveles cercanos al 80% de finalización, las reducciones parecen ser de menor magnitud. Esto en parte se debe a un efecto de escala en la gráfica, pues en países con niveles de expansión muy altos la escala no nos permite visualizar las tendencias. No obstante, cuan-

**Gráfica 5.** Riesgos relativos de progresar el nivel terciario, p90 vs. p10 del Índice de Orígenes Sociales (IOS), según porcentaje de personas que progresan al nivel terciario, por cohorte de nacimiento y país



Las iniciales A, I y J corresponden a las cohortes avanzada, intermedia y joven en cada país, respectivamente. Las etiquetas en turquesa corresponden a razones estadísticamente significativas (distintas a 0) con  $p < 0,05$ .

Fuente: estimaciones propias a partir de las encuestas nacionales de cada país y los modelos logísticos respectivos (ver cuadros 5 y 6)

do restringimos la visualización a las cohortes con niveles generales de finalización de la secundaria mayores al 75% (recuadro en la gráfica 4), se observa que la relación es aproximadamente lineal. Es decir, incluso en el subconjunto de cohortes con alto nivel de expansión, no es claro que se acelere la reducción en los riesgos relativos cuando la expansión se aproxima a niveles de saturación.

El comportamiento de la asociación entre expansión y desigualdad es similar, aunque menos acentuado, en la progresión a la educación terciaria (gráfica 5). Nuevamente, en las cohortes en que los niveles de expansión son bajos (menores al 50%), la desigualdad tiende a ser mayor, aunque existen algunas excepciones, tales como las cohortes jóvenes de Alemania y Dinamarca, así como la cohorte avanzada de Lituania. Por otra parte, se reproduce la tendencia de la gráfica 4, según la cual la reducción de la desigualdad es mayor cuando se pasa de niveles bajos a intermedios de expansión. Un caso que llama la atención es el de España, que en su cohorte intermedia alcanza niveles de progresión cercanos al 80%, lo que es acompañado por una muy baja desigualdad, pero en la cohorte joven retrocede a niveles de progresión por debajo del 70%, con un correspondiente incremento en la desigualdad asociada al origen socioeconómico.

En síntesis, estos resultados sugieren que, si bien en términos generales se cumple la proposición b1 como precondition de la hipótesis MMI, la proposición b2 no se cumple cuando se utilizan medidas directas de desigualdad basadas en las brechas en probabilidades de finalizar la secundaria o progresar a la educación terciaria. De hecho, la tendencia es la opuesta: la desigualdad decrece más rápidamente en las fases tempranas de la expansión educativa que en las fases tardías. Por tanto, en la experiencia histórica de los países, no parecería que la llegada a un «punto de saturación» en los estratos sociales altos sea condición necesaria para que se reduzcan las brechas por orígenes socioeconómicos en la finalización de la educación secundaria y la progresión a la educación terciaria.

## 5. Discusión y conclusiones

Dos de las tesis principales de la sociología de la estratificación educativa son la hipótesis de selectividad y la hipótesis de desigualdad mantenida al máximo (MMI). Estas hipótesis han permeado los debates contemporáneos en torno al comportamiento de la desigualdad de oportunidades de progresión escolar entre países y a lo largo del tiempo. En este trabajo he revisado estas dos hipótesis, a partir del análisis de dos transiciones: la finalización de la educación secundaria y la progresión a la educación terciaria. Este análisis se basa en la experiencia comparativa entre países y cohortes de nacimiento, a partir de una muestra amplia de países. Destaca que en esta muestra se incluyen los casos de Argentina, Chile, España, México y Portugal, países del sur de Europa y América Latina con experiencias de industrialización tardía y, en el caso de los países latinoamericanos, más heterogéneas, lo cual permite ampliar el rango de experiencias nacionales y robustece el análisis empírico.

La hipótesis de selectividad postula que, en un país determinado, la desigualdad en la progresión escolar declinaría entre fases tempranas y tardías de la trayectoria educativa, debido a que las personas de estratos bajos que permanecen en el sistema educativo se encuentran vez más selectas en función de una serie de características positivas no observadas, como las habilidades, la motivación o el apoyo de los padres. Estas características no observadas compensarían las desventajas socioeconómicas, lo que se traduciría en una reducción de las brechas socioeconómicas. En el caso de nuestro análisis, esto implicaría que la desigualdad fuese menor en la progresión a la educación terciaria que en la finalización de la educación secundaria.

El análisis de la evidencia empírica, tanto entre países como entre cohortes de nacimiento, no respalda esta hipótesis, particularmente si utilizamos como medida de desigualdad los riesgos relativos de progresión escolar en lugar de los *odds ratio*, que, como discutimos en la sección metodológica, tienen el problema de sobredimensionar las brechas sociales en progresión escolar en situaciones en las que las que se alcanzan niveles altos de expansión educativa, como ocurre en muchos países de industrialización temprana.

En contraposición a la hipótesis de selectividad, he planteado la hipótesis del desplazamiento de la desigualdad. Esta hipótesis plantea que la reducción de la desigualdad por selectividad solo se produce en contextos en los que la selectividad en transiciones tempranas es alta, es decir, cuando las tasas de progresión tempranas son bajas. En cambio, cuando la progresión escolar es alta, la selectividad y la desigualdad se trasladan a las transiciones educativas avanzadas, lo cual puede producir un incremento de la desigualdad en las transiciones educativas tardías.

Los resultados empíricos respaldan la hipótesis de desplazamiento de la desigualdad. Entre los países de industrialización avanzada, que tienen altas tasas de finalización de la educación secundaria, la desigualdad en la progresión a la educación terciaria no solo se mantiene, sino que en numerosos casos se incrementa. En cambio, en los países del sur de Europa y América Latina (con excepción de Chile), las bajas tasas de finalización de la secundaria son acompañadas por una reducción de la desigualdad en la progresión al terciario. El análisis de cohortes confirma este resultado, además de revelar que en la mayoría de los casos nacionales el transcurso histórico hacia altas tasas de finalización de la educación secundaria implica un desplazamiento de la desigualdad hacia la progresión a la educación terciaria.

La hipótesis MMI cuestiona que la expansión educativa temprana se traduzca en reducciones sustantivas de la desigualdad en la progresión escolar, pues los estratos sociales altos ejercerían un «acaparamiento de las oportunidades» hasta llegar a un punto de saturación, solo después del cual se comenzarían a observar reducciones en las desigualdades. Nuevamente, nuestro análisis empírico no respalda esta interpretación, e incluso sugiere que la experiencia internacional es la opuesta. Si algo podemos aprender luego de incorporar al análisis comparativo a las cohortes de los países del sur de Europa y América Latina, es que el incremento temprano de la expansión educativa implica reducciones de gran magnitud en las brechas en riesgos relativos; estas reducciones son mayores a las que experimentan los países de industrialización avanzada que ya superaron la fase temprana de expansión.

¿Cuáles son las implicaciones que tienen estos resultados para los estudios sobre desigualdades nacionales y a lo largo del tiempo en las transiciones educativas? En primer lugar, desde un punto de vista metodológico, la incorporación de casos nacionales con mayor diversidad y distinta temporalidad en sus procesos de industrialización y expansión educativa es una pieza importante en el rompecabezas. Aunque existen estudios sobre países de industrialización tardía, rara vez se realizan análisis empíricos formales que evalúen de manera conjunta experiencias disímiles a través del tiempo. Este trabajo sugiere que, al incorporar a países del sur de Europa y América Latina, hipótesis que se debatían como posibles generalizaciones, como la de «selectividad» o MMI, merecen una mayor revisión. Es recomendable por tanto ampliar el rango y las características en los estudios comparativos multinacionales a países con experiencias históricas diferentes, como son los países del sur de Europa y de América Latina.

También desde un punto de vista metodológico, la utilización de riesgos relativos como medida complementaria a los *odds ratio* para medir la desigualdad ha resultado una herramienta clave en nuestro análisis. Es conocido en el campo el argumento a favor de los *odds ratio* como medida que es independiente de los niveles generales de expansión educativa. No obstante, esta propiedad puede ser también cuestionable, particularmente cuando se analiza la magnitud de la desigualdad entre países o transiciones educativas con niveles muy disímiles de expansión. No parecería muy acertado que la validación de hipótesis fundamentales como la de selectividad o MMI dependan de que aceptemos, por ejemplo, que la desigualdad de oportunidades es mayor cuando la brecha en probabilidades de progresión es de 0,99 a 0,95 que cuando es de 0,60 a 0,30. En este sentido, los resultados de este estudio invitan a reabrir la discusión metodológica sobre las medidas apropiadas para evaluar la magnitud de la desigualdad en los estudios contemporáneos de estratificación y desigualdad educativa.

Ahora bien, desde un punto de vista sustantivo, estos resultados revelan la razón por la cual, en países del sur de Europa como España y Portugal, al igual que en países latinoamericanos como Argentina, Chile y México, el foco de la discusión no debe desplazarse completamente a la desigualdad en la progresión a la educación terciaria. Incluso en la población adulta joven, las tasas generales de finalización de la educación secundaria siguen siendo relativamente bajas, y los niveles de desigualdad se mantienen en parámetros que fueron superados desde hace tiempo por los países de industrialización temprana. En contraste, por la selectividad social que representa lo anterior, la desigualdad en la progresión a la educación terciaria entre quienes terminan la secundaria no destaca por ser particularmente alta<sup>16</sup>. En este sentido, es importante insistir en la necesidad de desarrollar políticas que permitan avanzar en la universalización de la educación secundaria y reducir la desigualdad en las tasas de finalización de este nivel educativo, aunque conviene considerar que esto puede repercutir posteriormente en un incremento en la desigualdad en las tasas de progresión a la educación terciaria.

Por otra parte, la ausencia de evidencia a favor de la hipótesis MMI sugiere que la expansión de la cobertura educativa es, en sí misma, un mecanismo supresor de desigualdades de acceso a los distintos niveles educativos, y probablemente la vía más sencilla para la reducción de la desigualdad, aunque, como hemos visto en los casos de algunos países de industrialización temprana con bajas tasas de progresión a la educación terciaria (por ejemplo Alemania y Dinamarca en su cohorte «joven»), también es posible alcanzar bajos niveles de desigualdad con niveles de acceso relativamente bajos. La cuestión clave, en esos casos, es cómo se ha logrado una baja desigualdad sin

16. Aquí un caso excepcional es Chile, que mantiene tasas muy altas de desigualdad en la progresión a la educación terciaria, probablemente provocadas por el proceso de mayor mercantilización y privatización de la educación superior experimentado por este país (Torche, 2005).

ampliar significativamente el acceso a la educación terciaria, ya que es posible que detrás de la equidad de oportunidades de acceso se oculten importantes desigualdades «horizontales», ya sea en el tipo de educación terciaria (Reimer y Pollack, 2009) o en las instituciones o carreras a las que se accede (Munk y Thomsen, 2018).

El hecho de que no se cumplan las predicciones de la hipótesis MMI en la expansión temprana de la educación secundaria en el sur de Europa y América Latina nos lleva a buscar hipótesis alternativas. Una pregunta que puede servir como punto de partida es: ¿por qué no se presentó en estos países el acaparamiento de las nuevas oportunidades por parte de los estratos socioeconómicos altos predicado por la hipótesis MMI? Una explicación sugerente es que la expansión educativa se produjo a través de una creciente estratificación de las opciones educativas, que facilitó el acceso a los estudios secundarios de los estratos sociales bajos en opciones educativas que no resultaban atractivas para los estratos altos. Esta estratificación pudo haber adquirido distintas caras en función de las configuraciones institucionales de los países. Por ejemplo, a través de la división entre escuelas públicas y privadas en el caso de Chile (Torche, 2005), o de una estratificación dentro del propio sistema público, como la segmentación por turnos matutino y vespertino o la expansión de escuelas a distancia en áreas rurales como las telesecundarias y telebachilleratos en México (Cárdenas, 2011; Santos, 2001).

En este sentido, aunque la evidencia empírica no respalda la interpretación de que la desigualdad se mantuvo constante en niveles altos en las fases tempranas de la expansión educativa, tal vez sí se apegue a una versión modificada de esta tesis, según la cual las desigualdades sociales se mantienen, pero no en la forma de brechas cuantitativas en el acceso a los niveles educativos, sino de brechas «cualitativas» en el tipo de escuelas a las que se asiste en un sistema estratificado. Esta explicación sería consistente con la hipótesis de desigualdad mantenida de manera efectiva (EMI) formulada por Lucas.

En este artículo me he enfocado en cuestionar la validez empírica de la hipótesis MMI, pero no he analizado la estratificación horizontal entre opciones educativas del mismo nivel que postula la hipótesis EMI. Una tarea importante en trabajos futuros será analizar este tipo de desigualdad horizontal, lo que permitirá determinar si durante su proceso de expansión de la escolaridad los países de industrialización tardía han reproducido las desigualdades mediante la estratificación de opciones educativas. Si este fuera el caso, entonces el gran reto para procesos de expansión futura en la educación secundaria y terciaria será no solo avanzar en incrementar los niveles de acceso, sino también hacerlo mediante opciones educativas con niveles relativamente homogéneos de calidad, para evitar que la expansión educativa se convierta en un proceso en el que la desigualdad se traslada de la exclusión a la inclusión en opciones estratificadas.

## Referencias bibliográficas

- ARUM, R.; GAMORAN, A. y SHAVIT, Y. (2007). «More inclusion than diversion: Expansion, differentiation, and market structure in higher education». *Stratification in higher education: A comparative study*, 1-35.
- BLANCO, E.; SOLÍS, P. y ROBLES, H. (2014). *Caminos desiguales, trayectorias educativas y laborales de los jóvenes en la Ciudad de México*. México, DF: Instituto Nacional para la Evaluación de la Educación.
- BLAU, Peter M. y DUNCAN O. D. (1967). *The American occupational structure*. Nueva York: John Wiley.  
<<https://doi.org/10.2307/2092400>>.
- BREEN, R.; LUIJKX, R.; MÜLLER, W. y POLLAK, R. (2009a). «Nonpersistent inequality in educational attainment: Evidence from eight European countries». *American Journal of Sociology*, 114 (5), 1475-1521.  
<<https://doi.org/10.1086/595951>>.
- (2009b). «Long-term trends in educational inequality in Europe: Class inequalities and gender differences». *European Sociological Review*, 26 (1), 31-48.  
<<https://doi.org/10.1093/esr/jcp001>>.
- CAMERON, S. V. y HECKMAN, J. J. (1998). «Life cycle schooling and dynamic selection bias: Models and evidence for five cohorts of American males». *Journal of Political Economy*, 106 (2), 262-333.  
<<https://doi.org/10.1086/250010>>.
- CÁRDENAS DENHAM, S. (2011). «Escuelas de doble turno en México: una estimación de diferencias asociadas con su implementación». *Revista Mexicana de Investigación Educativa*, 16 (50), 801-827.
- DE GRAAF, P. M. (1986). «The impact of financial and cultural resources on educational attainment in the Netherlands». *Sociology of Education*, 237-246.  
<<https://doi.org/10.2307/2112350>>.
- GARCÍA, J. S. M. (2017). *Estructura social y desigualdad en España*. Los Libros de la Catarata.
- HANSEN, M. N. (1997). «Social and economic inequality in the educational career: Do the effects of social background characteristics decline?». *European Sociological Review*, 13 (3), 305-321.  
<<https://doi.org/10.1093/oxfordjournals.esr.a018220>>.
- JORRAT, J. R. (2011). «Diferencias de acceso a la educación en Argentina: 2003-2007». *Laboratorio* (24).
- KOLENIKOV, S. y Ángeles, G. (2004). *The use of discrete data in principal component analysis with applications to socio-economic indices*. CPC. MEASURE Working Paper N. WP-04-85.
- LUCAS, S. R. (2001). «Effectively maintained inequality: Education transitions, track mobility, and social background effects». *American Journal of Sociology*, 106 (6), 1642-1690.  
<<https://doi.org/10.1086/321300>>.
- MACEIRA, V. V. (2015). «Un abordaje teórico-metodológico para la investigación de la estructura, la movilidad social y las condiciones de vida: la propuesta ENES-PISAC». *Revista Latinoamericana de Metodología de las Ciencias Sociales*, 5 (2).
- MARE, R. D. (1979). «Social background composition and educational growth». *Demography*, 16 (1), 55-71.  
<<https://doi.org/10.2307/2061079>>.

- (1980). «Social background and school continuation decisions». *Journal of the American Statistical Association*, 75 (370), 295-305.  
<<https://doi.org/10.2307/2287448>>.
- (1981). «Change and stability in educational stratification». *American Sociological Review*, 72-87.  
<<https://doi.org/10.2307/2095027>>.
- MUNK, M. D. y THOMSEN, J. P. (2018). «Horizontal stratification in access to Danish university programmes». *Acta Sociologica*, 61 (1), 50-78.  
<<https://doi.org/10.1177/0001699317694941>>.
- PFEFFER, F. T. (2008). «Persistent inequality in educational attainment and its institutional context». *European Sociological Review*, 24 (5), 543-565.  
<<https://doi.org/10.1093/esr/jcn026>>.
- RAFTERY, A. E. y HOUT, M. (1993). «Maximally maintained inequality: Expansion, reform, and opportunity in Irish education, 1921-75». *Sociology of Education*, 41-62.  
<<https://doi.org/10.2307/2112784>>.
- REIMER, D. y POLLAK, R. (2009). «Educational expansion and its consequences for vertical and horizontal inequalities in access to higher education in West Germany». *European Sociological Review*, 26 (4), 415-430.  
<<https://doi.org/10.1093/esr/jcp029>>.
- RIOS-NETO, E. L. G. y De MEIRELES GUIMARÃES, R. R. (2010). «The demography of education in Brazil: inequality of educational opportunities based on Grade Progression Probability (1986-2008)». *Vienna Yearbook of Population Research*, 283-306.  
<<https://doi.org/10.1553/populationyearbook2010s283>>.
- SANTOS, A. (2001). «Oportunidades educativas en Telesecundaria y factores que las condicionan». *Revista Latinoamericana de Estudios Educativos (México)*, 31 (3).
- SHAVIT, Y. (ed.) (2007). *Stratification in higher education: A comparative study*. Stanford University Press.
- SHAVIT, Y. y BLOSSFELD, H. P. (1993). *Persistent inequality: Changing educational attainment in thirteen countries. Social inequality series*. Westview Press.
- SHAVIT, Y.; YAISH, M. y BAR-HAIM, E. (2007). *The persistence of persistent inequality*.  
<<http://hdl.handle.net/10993/29202>>.
- SOLÍS, P. (2012). «Desigualdad social y transición de la escuela al trabajo en la Ciudad de México». *Estudios Sociológicos*, 90, 641-680.
- (2013). «Desigualdad vertical y horizontal en las transiciones educativas en México». *Estudios Sociológicos XXI* (número extraordinario), 63-93.
- (2018). «La transición de la Secundaria a la Educación Media Superior en México: el difícil camino a la cobertura universal». *Perfiles Educativos*, 11 (159).
- TEACHMAN, J. D. (1987). «Family background, educational resources, and educational attainment». *American Sociological Review*, 548-557.  
<<https://doi.org/10.2307/2095300>>.
- THOMSEN, J. P. (2015). «Maintaining inequality effectively? Access to higher education programmes in a universalist welfare state in periods of educational expansion 1984-2010». *European Sociological Review*, 31 (6), 683-696.  
<<https://doi.org/10.1093/esr/jcv067>>.
- TORCHE, F. (2005). «Privatization reform and inequality of educational opportunity: The case of Chile». *Sociology of education*, 78 (4), 316-343.  
<<https://doi.org/10.1177/003804070507800403>>.

- VALLE SILVA, N. (2004). *Cambios sociales y estratificación en el Brasil contemporáneo (1945-1999)*. United Nations Publications, 89.
- VALLET, L. A. 2007. «What can we do to improve the education of children from disadvantaged backgrounds?». En: SORONDO, M. S.; MALINVAUD, E. y LENA, P. (eds.). *Globalization and education: proceedings of the joint working group. The Pontifical Academy of Sciences*, 127-155.