



Estudios sociológicos

ISSN: 0185-4186

ISSN: 2448-6442

El Colegio de México A.C.

Cardozo Politi, Santiago; Menese Camargo, Pablo Andrés
Tendencias en la desigualdad de oportunidades educativas en Uruguay
Estudios sociológicos, vol. XXXVII, núm. 109, Enero-Abril, 2019, pp. 99-132
El Colegio de México A.C.

DOI: 10.24201/es.2019v37n109.1660

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=59859464004>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica Redalyc

Red de Revistas Científicas de América Latina y el Caribe, España y Portugal

Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

Tendencias en la desigualdad de oportunidades educativas en Uruguay

Trends in Inequality of Educational Opportunities in Uruguay

Santiago Cardozo Politi

Universidad de la República
Uruguay
cardozo.santiago@gmail.com

Pablo Andrés Menese Camargo

Universidad de la República
Uruguay
pablo.menese@cut.edu.uy

Resumen: En este artículo estudiamos los cambios en la desigualdad de oportunidades educativas (IEO, por sus siglas en inglés) asociados a la clase de origen, en el marco de la expansión de la escolarización en Uruguay, para las cohortes nacidas entre 1942 y 1987. Modelamos la IEO: *i)* sobre los logros educativos con base en modelos log-lineales y log-multiplicativos, y *ii)* sobre las transiciones (*Mare models*). Nuestros resultados sugieren: *i)* que la expansión de la escolarización, mayor en las clases bajas e intermedias, no supuso sin embargo una reducción clara de la IEO en términos agregados; *ii)* de hecho, la IEO se incrementó para las mujeres, especialmente entre las hijas de las clases medias y de las clases trabaja-

doras, mientras que para los varones, la evidencia es congruente con la hipótesis de IEO persistentes; *iii*) durante el periodo analizado, la IEO se trasladó hacia las transiciones educativas más avanzadas.

Palabras clave: oportunidades educativas; desigualdades persistentes.

Abstract: *In this paper, we explore whether educational expansion in Uruguay led to a decrease in inequality of educational opportunities (IEO) based on social class, for cohorts born between 1942 and 1989. We model IEO on: i) educational outcomes, using log-linear and log-multiplicative models and; ii) educational transitions (Mare models). We conclude that: i) educational expansion was greater for the working and the middle classes but had no clear impact on IEO over the whole population; ii) IEO actually increased for women, especially between those born to the middle class and those with working class origins whereas, for men, our evidence is consistent with the hypothesis of persistent inequalities; iii) for more recent cohorts, IEO appear to have moved forward from lower to higher educational transitions.*

Keywords: *educational opportunities ; persistent inequalities.*

Durante el siglo xx, Uruguay, como la mayor parte de los países de la región, experimentó un importante crecimiento en la escolarización de su población. En la década de 1960, el país terminó de incorporar a todos los niños a la enseñanza primaria, y veinte años después universalizó los egresos del nivel. La enseñanza media registró una primera expansión sustantiva entre 1940 y 1970, con la progresiva inclusión de las clases medias, y un segundo impulso tras la restauración democrática en las décadas de 1980-2010.¹ Al crecimiento de este nivel

¹ La expansión de secundaria estuvo ambientada por un conjunto de transformaciones normativo-institucionales que incluyen: la eliminación de los exámenes de ingreso (1888), la creación de liceos departamentales, del instituto de mujeres y de los liceos nocturnos en la década de 1910; la legislación sobre la gratuidad del nivel (1916); la autonomización respecto a la Universidad de la República (1935); la eliminación de pruebas de ingreso al nivel preuniversitario en la década de 1940; la Constitución de 1967, la Ley de Educación de 1973 y la creación del Ciclo Básico Único en 1986, que terminó de definir la educación

contribuyó el desarrollo de la enseñanza técnico-profesional que, desde 1980, impulsó diferentes modalidades equiparables.² La educación terciaria experimentó, asimismo, un crecimiento notable desde finales de 1980, liderado por la Universidad de la República.³

En perspectiva histórica esto supuso cambios profundos. Por ejemplo, 70% de los nacidos entre 1935-1944 no superó la enseñanza primaria, menos de 20% alcanzó la educación media y sólo 10% accedió al nivel terciario. En la cohorte nacida 50 años después (los actuales jóvenes de 25-29 años de edad), el egreso de primaria es casi universal, 85% ha acreditado al menos un año en la educación media y un tercio accedió a educación superior.⁴

La difusión de la escolarización es, en sí misma, un resultado socialmente deseable: la educación es un componente central del desarrollo y una de las claves del bienestar individual en sentido amplio. Sin embargo, el grado en que la expansión supone una reducción de la desigualdad de oportunidades educativas, en el sentido específico de debilitar la asociación entre orígenes y logros, es todavía objeto de controversia, pues la ampliación de las oportunidades educativas puede ser aprovechada *tanto o más* por los grupos socialmente más aventajados que por los sectores medios, o por estos últimos más que por las clases trabajadoras, lo que derivaría en procesos de ampliación de la escolarización, pero con un patrón de desigualdades persistentes o incluso acentuadas.

Uruguay representa un caso interesante en la región para el estudio de la evolución de la desigualdad educativa. En términos comparativos, se caracterizó por un temprano desarrollo de su sistema educativo laico, gratuito (en todos sus niveles) y obligatorio, sustantivamente homogéneo —formalmente— en su oferta y muy desconcentrado geográficamente (en particular a nivel de primaria, aunque no solo en ése). Su matriz política

media básica como obligatoria, y la Ley General de Educación (2008) que extendió la obligatoriedad a la Educación Media Superior.

² Entre ellas, el Ciclo Básico Tecnológico, los bachilleratos tecnológicos y los cursos de nivel terciario.

³ La UDELAR fue la única universidad en Uruguay hasta mediados de la década de 1980. Aún hoy, representa casi 80% de la matrícula de enseñanza terciaria del país, universitaria y no universitaria, pública y privada.

⁴ Estimaciones propias con base en la Encuesta Continua de Hogares-Instituto Nacional de Estadística (ECH-INE).

democrática, su estructura económica y social que, pese a las brechas en el acceso a recursos económicos y culturales, suavizaron las discontinuidades de la estratificación étnica, religiosa o lingüística típicas de otros países de la región, así como sus “modernos” patrones demográficos, alentaron durante buena parte del siglo xx la utopía fundadora de la igualdad de oportunidades, fuertemente vinculada a las posibilidades de acceso a la educación (Rama & Filgueira, 1991).

Al menos desde la década de 1960, sin embargo, se hicieron evidentes los límites de esta utopía “igualitaria”. El Informe de la Comisión Interministerial de Desarrollo Económico (CIDE, 1964) mostró las ineficiencias internas del sistema, expresadas en tasas inusualmente altas de repetición y abandono que truncaban tempranamente las trayectorias escolares de una parte importante de los estudiantes, en especial de las clases más bajas. Los estudios de la Comisión Económica para América Latina y el Caribe en la década de 1990 (CEPAL, 1991; 1992) y la investigación posterior agregaron a aquel diagnóstico evidencia sólida acerca del peso de la estratificación sociocultural sobre los aprendizajes y las oportunidades reales de las distintas clases de progresar/culminar los ciclos educativos, a contrapelo de las normativas que fueron elevando progresivamente los umbrales obligatorios de educación. Los diagnósticos contemporáneos ubican a Uruguay, paradójicamente, al tope de la región en términos de inclusión, pero a la cola del continente respecto a la culminación de los ciclos obligatorios y a la inequidad en los logros (Ineed, 2014; ANEP, 2015, 2005).

Este artículo se inscribe en la tradición sociológica sobre la desigualdad de oportunidades educativas (IEO).⁵ Nuestra pregunta central es si la IEO se ha modificado en el tiempo y, especialmente, si ha tendido a reducirse conforme Uruguay expandía su escolarización. Nuestros propósitos son dos: primero, articular la discusión teórico-metodológica sobre la IEO con base en la literatura especializada; segundo, explorar empíricamente los cambios y continuidades en la desigualdad de oportunidades educativas asociadas a la clase de origen para el caso uruguayo, en el periodo más largo que es posible reconstruir con los datos disponibles.

El resto del artículo se estructura en cuatro secciones: 1) planteamiento del problema y discusión teórica y metodológica del enfoque IEO;

⁵ Inequality of educational opportunities.

2) presentación de los datos sobre los que trabajamos y sus limitaciones; 3) análisis, y 4) discusión de posibles implicancias de nuestros resultados.

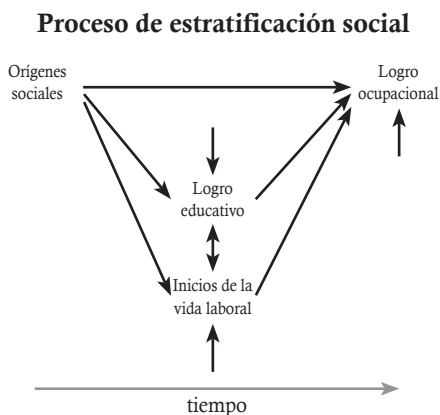
1. Perspectivas sobre la desigualdad de oportunidades educativas (IEO)

1.1. ¿Qué es la desigualdad de oportunidades educativas (IEO)?

El estudio de la IEO constituye un capítulo esencial del análisis más amplio sobre el proceso de estratificación social y, por tanto, sobre la (in)equidad y el papel de la adscripción en el logro. En la tradición sociológica norteamericana (Blau & Duncan, 1967), la estratificación se visualiza esquemáticamente como un proceso en tres grandes fases, con énfasis distintos durante el ciclo de vida: la asociación entre los orígenes sociales de los individuos y sus logros educativos (OS-LE); las características y calendarios de la transición educación-trabajo (ET); el logro ocupacional, asociado a las pautas de herencia/movilidad inter e intrageneracional (LO) (Solís & Puga, 2009). En este esquema de tipo *path-dependence*, la relación OS-LE es uno de los engranajes clave de la reproducción de la estructura de privilegios y riesgos sociales (véase figura 1).

El estudio sobre la IEO se concentra en la primera fase del proceso de estratificación, es decir, en el peso de los orígenes sociales sobre el logro educativo. La pregunta dominante en la investigación internacional es si la IEO persiste o no en el tiempo (y entre países), y en particular si ha tendido a decrecer.

El siglo XX ha pautado procesos importantes de expansión educativa. Esto se refleja en un aumento de escolarización de las nuevas cohortes en *todos los estratos*, definidos por la clase o el estatus de origen, sexo, o cualquier categoría relevante para la estratificación. La IEO debe distinguirse de la expansión educativa, aunque está asociada a ella. La primera remite, específicamente, al peso del origen social sobre el logro educativo, *para un nivel de expansión dado*. Esto significa que, en principio, puede haber expansión sin reducción de la IEO si, por ejemplo, las clases altas aprovechan más o mejor que las clases intermedias o bajas las nuevas oportunidades de educarse. En este sentido específico, la IEO se focaliza en

Figura 1

Fuente: Solís & Puga, 2009.

las oportunidades *relativas* de unos grupos sociales en relación con otros, más que en las *oportunidades absolutas* de grupos determinados.

1.2. ¿Cómo se estudia la IEO?

Al menos desde la década de 1980, especialmente a partir del aporte de Mare (1981), hay un extenso y fértil debate respecto a la forma más adecuada de estudiar la IEO y sus cambios en el tiempo. El eje principal de la discusión es doble: se refiere tanto a la conceptualización de la variable dependiente —el logro educativo— como a la estrategia empírica para “medir” correctamente la asociación entre orígenes y logros y sus cambios en el tiempo.

Los primeros estudios sobre la IEO consideraron los años de escolarización como indicador del LE. La estimación de la IEO surgía aquí del estimador OLS⁶ sobre una o más variables de origen social (OS), como el estatus socioocupacional, la clase social o la escolarización del padre (p. ej., Blau & Duncan, 1967).

⁶ Estimación de mínimos cuadrados ordinarios, por sus siglas en inglés (Escobar, Fernández & Bernardi, 2009).

Mare (1981) argumentó que la IEO debería estudiarse en términos de probabilidades, condicionadas al origen social, de realizar las diferentes transiciones sobre las que se estructuran los sistemas educativos, por ejemplo: acceso a primaria, acceso a educación media, etc. Como los sistemas están jerárquicamente organizados, cada transición requiere haber sorteado con éxito la anterior. El argumento sustantivo de Mare era que las desigualdades sociales ejercen su influencia en cada punto crítico de la trayectoria y no en el máximo logro educativo. Esto supone, al menos como posibilidad, que la IEO no incide de la misma forma en cada etapa de la escolarización. De hecho, la hipótesis de “efectos menguantes” del origen social en las transiciones superiores del sistema educativo, propuesta por el propio Mare, constituye todavía una de las hipótesis clásicas sobre el tema. La atención a las transiciones permitiría, según Mare, reproducir mejor que el logro educativo final, la forma en que la estratificación social opera a través de la trayectoria educativa de las personas.

El segundo argumento en favor del enfoque de transiciones es metodológico. Mare mostró que el estimador OLS tiene la importante limitación de que refleja tanto la desigualdad educativa como los cambios en la composición social y en la expansión escolar (esto es, en las distribuciones marginales de OS y de LE). En consecuencia, no es posible aislar estadísticamente, mediante OLS, las transformaciones en la IEO —objeto de interés— de la expansión educativa como tal.⁷ El enfoque al estilo Mare recurre en cambio a modelos logísticos secuenciados. El estimador por excelencia de la IEO en este encuadre son los *odds ratio*. A diferencia de OLS, los *odds ratio* no utilizan las distribuciones marginales, sino solo las “celdas interiores” de la tabla subyacente, por lo que no son sensibles a los cambios derivados de procesos “seculares” como la expansión educativa o la modificación estructural en la composición de las clases sociales. En teoría, es posible reconstruir el efecto global del OS sobre el máximo LE como un “promedio ponderado” de los efectos parciales en cada una de las distintas transiciones (Buis, 2010).

El enfoque de Mare ejerció una influencia central en la investigación sobre la IEO. Fue la base, por ejemplo, del estudio comparativo más

⁷ Adicionalmente, OLS supone que cualquier año de escolarización adicional “pesa” igual, una restricción cuestionable.

importante hasta muy recientemente, coordinado por Blossfeld & Shavit (1993). Sin embargo, no está exento de problemas. Metodológicamente, los *modelos secuenciados* al estilo Mare tienen algunas limitaciones críticas, asociadas a los posibles sesgos de selección que se introducen al restringir cada análisis a las personas que “sobreviven” a la transición previa (Heckman & Cameron, 1998), una dificultad reconocida tempranamente por el propio Mare (1993).⁸

En términos sustantivos, se ha argumentado además que, para entender el papel de la educación en el proceso de producción y reproducción de la estratificación social, lo relevante no es la trayectoria, sino el logro final de las personas, que es lo que terminará incidiendo en sus ingresos, oportunidades de empleo, etc. En virtud de este argumento, una nueva generación de investigaciones sobre la IEO definió como variable de logro el *máximo nivel educativo* (p. ej., ninguna educación, primaria, media, terciaria), al estudiar los efectos del OS con base en modelos de tipo logístico ordenado o, más frecuentemente, de análisis log-lineales y log-multiplicativos (Barone, 2009; Breen, Luijkx, Müller & Pollak, 2005; Hout, 2004; Vallet, 2004). Esta especificación sobre el LE en niveles (en lugar de años de escolarización) mantiene las ventajas del enfoque de Mare y, al mismo tiempo, escapa a los problemas de las estimaciones OLS. En contrapartida, descuida el análisis del peso que cada transición o nivel educativo ejerce en la desigualdad total.

Lucas (2001), entre otros, ha subrayado una limitación de naturaleza distinta en los estudios clásicos sobre la IEO. Su argumento es que la desigualdad de oportunidades educativas no opera sólo en el eje “vertical”, es decir, en *cuánta educación* reciben las personas, sino que tiene también un componente “horizontal”, vinculado a *la calidad* y al *tipo de educación* a la que acceden unos y otros, particularmente en los sistemas educativos más segmentados. Desde este punto de vista, la IEO no se juega sólo en quién sigue estudiando y quién no, sino en las oportunidades relativas de seguir aquellas rutas educativas que típicamente conducen a las mejores posiciones sociales.⁹

⁸ El problema crítico se refiere al sesgo de selección en variables no observadas.

⁹ Sobre esta base, el propio Lucas ha propuesto el mecanismo conocido como Effective Maintained Inequality (EMI), según el cual las clases superiores hacen efectivas sus ventajas adscriptas de dos maneras complementarias: por la vía de las ventajas en el acceso, en aquellos niveles escolares que no han alcanzado la masificación, y por la vía

1.3. *¿Qué dice la investigación sobre los cambios y permanencias en la IEO?*

Persistent inequalities (Blossfeld & Shavit, 1993) marcó la tónica en la investigación sobre la IEO de las últimas dos décadas. Su título condensa las conclusiones principales, basadas en el estudio comparativo de 13 países para los que, a excepción de dos (Holanda y Suecia),¹⁰ no pudo descartar la hipótesis de la persistencia en la IEO para periodos históricos largos y de fuerte expansión educativa. De acuerdo con estos autores, aunque todas las clases sociales avanzaron hacia mayores niveles de educación durante el siglo XX, las ventajas relativas asociadas al origen social se mantuvieron constantes en casi todos los países.¹¹ Esta conclusión contrariaba las hipótesis predominantes de una creciente igualación de oportunidades en las sociedades industrializadas, sugerida, por ejemplo, por Boudon (1973), y del peso diferencial de los distintos regímenes político-institucionales (socialistas, capitalistas, de bienestar) en la asociación entre orígenes y destinos. También desafiaba parte de la evidencia sobre las tendencias de largo plazo en el nivel de vida de las sociedades, que propiciaban expectativas de una disminución de las barreras educativas que históricamente enfrentaron las clases medias y bajas (Barone, 2009; Breen *et al.*, 2005).

La inequidad persistente dio lugar a diferentes hipótesis teóricas. Una de las más influyentes fue la propuesta por Raftery y Hout (1993), conocida como la hipótesis MMI (Maximally Maintained Inequality): mientras un nivel educativo no alcance el acceso universal, serán las clases más privilegiadas quienes mejor aprovechen la expansión educativa, debido a que son las que pueden movilizar mayores recursos, tienen mejor acceso a la información, etcétera.

Breen y Goldthorpe (1997) desarrollaron una segunda hipótesis, de aversión relativa al riesgo (RRA), muy influyente. Desde la perspectiva del

“horizontal” (mejores escuelas, opciones de mayor prestigio, etc.), una vez que la cobertura se ha vuelto universal.

¹⁰ Holanda ha sido, de hecho, objeto de numerosos estudios específicos debido precisamente a estos resultados excepcionales, contradictorios con la hipótesis de desigualdades persistentes (Breen *et al.*, 2005; Ganzeboom & De Graaf, 1993).

¹¹ La inequidad persistente es la análoga IEO de la hipótesis del flujo constante (Goldthorpe & Erikson, 1993) sobre los patrones de movilidad ocupacional en los países industrializados.

rational choice, plantearon que, mediante sus opciones educativas, los individuos y sus familias buscan esencialmente *minimizar los riesgos de movilidad descendente* (*risk aversion*). Las clases altas optarán por más escolarización, no sólo porque disponen de mayores recursos, sino porque intentarán maximizar sus oportunidades de mantenerse en la cúspide. Las clases medias, en cambio, actuarán minimizando los riesgos de descender respecto a su posición de origen y optarán por menos educación siempre que los riesgos de apostar más alto y fracasar sean mayores que las ocasiones de tener éxito en un nivel menor de escolarización.

La investigación más reciente ha relativizado la hipótesis de inequidades persistentes. Distintos estudios (p. ej., Breen *et al.*, 2005), han reportado tendencias decrecientes en la IEO en el largo plazo aunque, casi siempre, moderadas (p. ej.: Vallet, 2004, en Francia; Kivinen, Ahola & Hedman, 2001, en Finlandia; Henz & Maas, 1995 y Jonsson, Mills & Muller, 1996, en Alemania. En cambio, no se han encontrado pruebas de un declive en la IEO para Irlanda (Hout, 2004; Raftery & Hout, 1993; Smyth, 1999; Whelan & Hannan, 1999), Italia (Barone, 2009) ni para los antiguos países socialistas. En general, se acepta que los estudios sobre la IEO de primera generación padecían de poca potencia estadística debido al tamaño de sus muestras, lo que les impedía detectar como significativos efectos que, de todos modos, se presumen moderados.

En América Latina la acumulación de investigación sobre la IEO es menor debido a las dificultades de generación de las bases de datos necesarias. Los resultados reportados por Jorrat y Benza (2015) para Argentina, Chile y México, tres países con profundas diferencias en su estructura social y en sus regímenes de bienestar, indican pautas de desigualdad persistentes o, a lo sumo, reducciones muy moderadas y puntuales en la asociación entre orígenes y destinos. Núñez y Miranda (2007) encuentran señales de una movilidad moderada en las cohortes más recientes en Chile, mientras que Torche y Wormald (2004) reportan, para el mismo país, un fuerte peso de la herencia social. Brunet (2015) tampoco encuentra evidencia de una disminución del peso de los orígenes sociales en las oportunidades educativas para distintas cohortes de mexicanos, mientras que Solís (2012) presenta evidencia de un desplazamiento “hacia adelante” en la desigualdad intergeneracional de ese país (reducción de la IEO en la transición primaria-secundaria junto con un incremento de las brechas de acceso a la educación media superior y superior). En Uruguay,

Carbajal (2013) ha documentado, con base en un enfoque algo distinto, una caída reciente de la movilidad educativa intergeneracional en el acceso a la educación universitaria.

2. Datos y método

2.1. Base empírica y definiciones básicas

El estudio del cambio en la IEO requiere, como mínimo, información sobre logros educativos y origen social para al menos dos cohortes de nacimiento distintas. En Uruguay son pocas las fuentes de información que cumplen con estos requisitos. Nos basamos aquí en los microdatos de la Encuesta Longitudinal de Protección Social (ELPS) implementada por el Banco de Previsión Social (BPS) de Uruguay entre octubre de 2012 y mayo de 2013 a una muestra de la población urbana y rural de los 19 departamentos del país.¹²

Consideramos exclusivamente a sujetos que, al momento de la encuesta, tuvieran entre 25 y 70 años. El límite inferior se justifica porque, a esa edad, la mayoría ya ha completado su escolarización, lo que evita problemas de “censura por la derecha”. El límite superior procura, en tanto, evitar sesgos derivados de la mortalidad diferencial por origen social. Puesto que contamos con un único relevamiento, nuestra estrategia consiste en definir distintas cohortes de nacimiento en función de la edad de los entrevistados. Naturalmente, este abordaje tiene la importante limitación de no permitir la distinción de efectos “periodo” de efectos “cohorte”, ya que, en nuestro caso, coinciden perfectamente. Distinguiremos cinco cohortes de nacimiento: entre 1942 y 1951 (61 a 70 años al momento de la encuesta), 1952-1961 (51 a 60 años), 1962-1971 (41 a 50), 1972-1981 (31 a 40) y 1982-1987 (25 a 30). Estas cohortes atravesaron su escolarización, gruesamente, entre la segunda mitad de la década de 1940 y principios de la de 1990. Las dos más viejas coinciden aproximadamente con la explosión de la matrícula de enseñanza media; las

¹² Esta investigación utilizó información de la ELPS. Los autores agradecen al BPS, propietario intelectual de la encuesta, la autorización para usar la Base de Datos Innomada. Todos los resultados del estudio son responsabilidad de los autores y en nada comprometen a dicho organismo.

Cuadro 2.1

Esquema de clase social original de 11 y 3 categorías

Clase de servicio (I)

Profesionales superiores; directivos de grandes establecimientos y grandes empleadores (más de 25 empleados). Profesionales de nivel medio e inferior; técnicos superiores; directivos de pequeños establecimientos (menos de 25 empleados); supervisores de empleados no manuales. Incluye las clases I y II del esquema EGP de 11 categorías.

Clases intermedias (II)

Empleados no manuales de rutina en la administración y en el comercio. Trabajadores de los servicios personales y de seguridad. Pequeños propietarios, artesanos, etc., con empleados (menos de 25). Pequeños propietarios, artesanos, etc., sin empleados. Agricultores, pescadores, etc. Supervisores de trabajadores manuales, técnicos de nivel inferior etc. Incluye las clases IIIa, IIIb, IVa, IVb y IVc del esquema EGP de 11 categorías.

Clase obrera (III)

Trabajadores manuales cualificados. Trabajadores semicalificados y sin calificar no agrarios. Trabajadores agrarios. Incluye las clases V, VI, VIIa y VIIb del esquema EGP de 11 categorías.

Fuente: Boado, Fernández, & Pardo, 2006; Dodel, 2013; Goldthorpe & Erikson, 1993).

dos intermedias, con la etapa de estancamiento económico y el periodo autoritario (1973-1985), y la última, con la reapertura democrática y los impulsos reformistas que le siguieron. De todos modos, no es nuestro propósito realizar, en forma metódica, una “periodización histórica” a partir del análisis de las cohortes definidas, sino sólo utilizarlas, indirectamente, para analizar los cambios en la desigualdad de oportunidades educativas.

Incorporamos otras tres variables clave: el logro educativo de los sujetos, la clase social de origen y el sexo. La primera es nuestra variable

dependiente. Captamos la clase de origen, como es habitual, a partir de la ocupación del padre del encuestado cuando él/ella tenían 15 años de edad. Nos basamos en el esquema EGP de clases (Erikson, Goldthorpe & Portocarero, 1979), reducido a tres categorías (cuadro 2.1): la clase I de servicios, las clases intermedias (II) y la clase obrera o “trabajadora” (III).¹³ Nuestra muestra consta de 12 447 casos con información válida para estas variables.

2.2. Método

En primer lugar, analizamos distintas hipótesis sobre el cambio/persistencia en la IEO con base en modelos log-lineales y log-multiplicativos. Consideramos cuatro niveles de LE: hasta primaria, acceso a educación media básica, acceso a educación media superior y acceso a educación superior (primaria, EMB, EMS y ES).¹⁴ Modelizamos LE a partir de dos variables centrales: la clase de origen y la cohorte de nacimiento para varones y mujeres por separado. Posteriormente, especificamos un conjunto de modelos logit secuenciados (Mare models) para las transiciones correspondientes a estos mismos niveles educativos. Los detalles específicos se presentan en cada sección de análisis. Antes de abordar estos resultados, presentamos información descriptiva básica sobre la evolución de la escolarización y la asociación entre clase de origen y LE, tal como surgen de la ELPS para el periodo considerado.

¹³ Mantenemos en esto la tradición predominante en la investigación uruguaya sobre movilidad social y desigualdad educativa (Boado, Fernández y Pardo, 2006; Fernández y Boado, 2010; Ríos, 2014; Cardozo, 2016; Menese, 2017). Según el esquema EGP, basado en el prestigio de la ocupación y en la complejidad de las tareas involucradas, las clases se ordenan de acuerdo con la posibilidad de supervisar el trabajo, el tipo de calificación necesario para la ocupación y la capacidad de los individuos de negociar las condiciones de su contrato laboral (Goldthorpe, 2000; Goldthorpe & Erikson, 1993). Esto diferencia el esquema EGP de los de tradición marxista, que privilegian el criterio de la propiedad (Wright, 1997). El EGP está fuertemente asociado a la escolarización, lo que lo hace especialmente apropiado para nuestros propósitos en este artículo.

¹⁴ Nuestro indicador de acceso a cada ciclo supone que la persona acreditó al menos un año en el nivel.

3. Resultados

3.1. Expansión de la educación y desigualdades de clase: primera descripción

La información descriptiva que surge de la ELPS muestra tres grandes patrones en relación con la desigualdad de oportunidades educativas:

Expansión. Las cohortes más recientes lograron acceder a cada nivel educativo con una probabilidad mayor que sus antecesoras. Esta pauta se verifica en todas las transiciones, pero más fuertemente en las más bajas (acreditación de primaria, acceso a la EMB) (cuadro 3.1).

Cuadro 3.1

Probabilidades estimadas de alcanzar distintas transiciones educativas y años de escolarización promedio según cohorte de nacimiento

<i>Cohorte</i>	<i>Acredita primaria</i>	<i>Accede a EMB</i>	<i>Acredita EMB</i>	<i>Accede a EMS</i>	<i>Acredita EMS</i>	<i>Accede a ES</i>
1942-1951	0.82	0.53	0.45	0.33	0.27	0.15
1952-1961	0.90	0.64	0.55	0.38	0.30	0.17
1962-1971	0.95	0.70	0.60	0.43	0.32	0.18
1972-1981	0.96	0.77	0.64	0.46	0.33	0.20
1982-1987	0.97	0.81	0.68	0.52	0.40	0.25
Diferencia ch5-ch1	0.15	0.27	0.22	0.19	0.12	0.10
Odds Ratio* ch5/ch1	7.4	3.7	2.5	2.2	1.7	1.9

Fuente: elaboración propia con base en ELPS.

IEO. La probabilidad de alcanzar cualquiera de los niveles educativos, incluidos los más básicos, está fuertemente asociada a la clase de origen en el sentido esperado. Estos resultados reflejan dos aspectos complementarios de la desigualdad: las brechas en el acceso y las probabilidades diferenciales de culminar cada nivel, en caso de haberlo iniciado, lo que constituye una condición necesaria para avanzar al siguiente (cuadro 3.2).

Cuadro 3.2

**Probabilidades estimadas de alcanzar distintas
transiciones educativas y años de escolarización promedio
según cohorte de nacimiento**

<i>Clase de origen</i>	<i>Acredita primaria</i>	<i>Inscribe EMB</i>	<i>Acredita EMB</i>	<i>Inscribe EMS</i>	<i>Acredita EMS</i>	<i>Accede ES</i>
Clase I (servicios)	0.99	0.96	0.94	0.88	0.78	0.60
Clase II (intermedia)	0.97	0.84	0.76	0.59	0.48	0.30
Clase III (trabajadora)	0.91	0.64	0.52	0.35	0.25	0.13
Diferencia (I-III)	0.08	0.31	0.42	0.53	0.53	0.47
Odds Ratio (I/III)	12.4	12.2	13.7	13.4	10.7	10.3

Fuente: elaboración propia con base en ELPS.

Homogeneización. La expansión de la escolarización se registra en las tres clases consideradas, pero con mayor fuerza entre los hijos de la clase trabajadora (clase III) y en la clase intermedia más que en la de servicios. Como consecuencia, la escolarización (años de estudio alcanzados) se vuelve más homogénea, debido a que el “piso” de la distribución se elevó más rápidamente que la cúspide: los percentiles más bajos (p5, p10) crecieron más que los superiores (p90, p95) (cuadros 3.3 y 3.4).

Cuadro 3.3

**Años de escolarización alcanzados
según clase de origen por cohorte de nacimiento**

<i>Clase social de origen</i>	<i>Cohorte de nacimiento</i>					<i>Diferencia entre cohortes</i>
	<i>1942-51</i>	<i>1952-61</i>	<i>1962-71</i>	<i>1972-81</i>	<i>1982-87</i>	
I (Servicios)	13.6	13.9	14.3	14.3	14.1	0.5
II (Intermedia)	10.1	10.8	11.2	11.4	11.6	1.6
III (Trabajadora)	7.6	8.4	8.9	9.2	9.8	2.2
Diferencia: I- III	6.0	5.5	5.4	5.1	4.3	-1.7
Diferencia: I-II	3.5	3.1	3.1	2.9	2.4	-1.1
Diferencia: II-III	2.5	2.4	2.3	2.2	1.9	-0.6

Fuente: elaboración propia con base en ELPS.

Cuadro 3.4

Estadísticos descriptivos sobre años de escolarización alcanzados según cohorte de nacimiento

	<i>Media</i>	<i>DS</i>	<i>CV</i>	<i>p5</i>	<i>p10</i>	<i>p50</i>	<i>p90</i>	<i>p95</i>	<i>p90-p10</i>	<i>p95-p5</i>
1942-1951	8.5	4.13	0.49	3	4	7	15	16	11	13
1952-1961	9.3	4.01	0.43	4	6	9	16	17	10	13
1962-1971	9.7	3.80	0.39	6	6	9	16	17	10	11
1972-1981	10.0	3.67	0.37	6	6	9	16	17	10	11
1982-1987	10.5	3.69	0.35	6	6	10	16	17	10	11
Dif	2.0	-0.44	-0.14	3.0	2.0	3.0	1.0	1.0	-1.0	-2.0

Fuente: elaboración propia con base en ELPS.

Estos resultados indican que, en términos de años de escolarización, las brechas absolutas entre clases han tendido a reducirse durante el periodo analizado. Como argumentamos antes, esto no se traduce necesariamente en una reducción de la IEO, entendida en términos de oportunidades relativas de acceso y progresión por los ciclos escolares. En las secciones siguientes exploramos en profundidad el problema.

3.2. Evolución de la IEO

El siguiente paso consiste en valorar los cambios en la IEO al analizar, para las distintas cohortes de nacimiento, el efecto del origen social *i)* sobre los logros escolares finales y *ii)* sobre la probabilidad de realizar cada transición educativa. En ambos casos, nos interesa buscar evidencia sobre una disminución de la asociación entre el origen de clase (OS) y el logro educativo (LE) para las cohortes más jóvenes. Técnicamente, esto supone incorporar términos de interacción entre el OS y la cohorte generacional (CH) o, si se quiere, poner a prueba la hipótesis nula de que la asociación entre OS y LE es constante en el tiempo.

3.2.1. Evolución de la IEO en el máximo nivel de logro educativo

Desarrollamos este análisis a partir de dos tipos de abordajes complementarios basados, en última instancia, en la misma tabla de contingencia

de $3 \times 5 \times 4 = 60$ celdas que combina la clase de origen, la cohorte de nacimiento y el máximo logro educativo, según las definiciones explicadas antes. En ambos casos, ajustamos modelos por separado para varones y mujeres, para verificar por pautas específicas por sexo en los patrones de cambio/permanencia en la desigualdad de oportunidades educativas.

Evaluamos en primer lugar distintas hipótesis relativas al tipo y grado de independencia/ asociación entre las variables de interés, con base en modelos log-lineales y log-multiplicativos (cuadro 3.5). La especificación básica modela las frecuencias esperadas (FE) en cada celda del cuadro para cada hipótesis de asociación/independencia y las compara con las frecuencias observadas (FO) empíricamente. Si las FE se aproximan razonablemente bien a las FO, la hipótesis constituye una buena descripción de los datos (el modelo tiene un buen ajuste) y viceversa. Debido a un principio básico de “parsimonia”, preferiremos aquel ajuste que, representando igualmente bien a las FO, utilice un menor número de parámetros. En nuestro contexto, esto se traduce en la comparación entre una explicación del logro educativo en función de dos parámetros (origen social y cohorte) versus una explicación más compleja que, a los anteriores, agrega el efecto específico del origen en cada cohorte (interacción). La primera explicación equivale, en términos teóricos, a la hipótesis de la IEO persistente (el efecto del origen no cambia sustantivamente en cada cohorte de nacimiento), mientras que la segunda constituye su hipótesis rival.

La hipótesis “base”, de *asociación nula o de independencia condicional*, expresa que el origen social y el logro educativo son independientes entre sí en cualquiera de las cohortes de nacimiento, es decir, asume plena igualdad de oportunidades educativas (IEO = 0). Esta hipótesis es poco plausible; constituye solo la referencia frente a la cual evaluar los dos siguientes. Se expresa como:

$$\text{Modelo [I] – IC: } \log(F_{OEC}) = \lambda + \lambda_o^O + \lambda_e^E + \lambda_c^C + \lambda_{oc}^{OC} + \lambda_{ec}^{EC}.$$

Esto es, el logaritmo de la frecuencia esperada en la celda OEC es una función de las distribuciones marginales de las tres variables ($\lambda_o^O + \lambda_e^E + \lambda_c^C$) y de las distribuciones conjuntas del origen social y la cohorte de nacimiento (OC), y de la educación y la cohorte (EC), captadas por $\lambda_{oc}^{OC} + \lambda_{ec}^{EC}$. El modelo

[I] supone que $\lambda_{oe}^{OE} = 0$, es decir, la independencia condicional del logro educativo y el origen social o, lo que es lo mismo, que las oportunidades educativas no difieren por clase.

La segunda hipótesis, de *asociación homogénea* (AH), es sustantiva. El modelo implica asociación entre origen y logro educativo y, sobre todo, postula que dicha asociación es constante (homogénea) a través de las cohortes. En este sentido, constituye nuestra hipótesis nula de *inequidades persistentes*. Se expresa como:

$$\text{Modelo [II]} - \text{AH: } \text{Log}(F_{OEC}) = \lambda + \lambda_o^O + \lambda_e^E + \lambda_c^C + \lambda_{oc}^{OC} + \lambda_{ec}^{EC} + \lambda_{oe}^{OE}.$$

El modelo [II] incorpora el término λ_{oe}^{OE} pero asume, todavía, que $\lambda_{oec}^{OEC} = 0$ y, por tanto, que los odds ratio asociados a las *oportunidades relativas* de cada clase son iguales en cada cohorte.

El relajamiento de la restricción $\lambda_{oec}^{OEC} = 0$ daría lugar al *modelo saturado* que corresponde a una posible especificación de la hipótesis alternativa de cambio en la IEO. El modelo saturado resulta, por definición, poco parsimonioso, puesto que exige una explicación específica para cada una de las combinaciones de clase, cohorte y logro educativo (o sea, para cada celda de la tabla), lo que dificulta una interpretación global de las tendencias de interés. Por definición, el modelo saturado se ajusta perfectamente a los datos, pero a costa de todos los grados de libertad. En su lugar, testaremos nuestra hipótesis alternativa mediante el modelo de *diferencias uniformes* (Unidiff)¹⁵ (Goldthorpe & Erikson, 1993; Xie, 1992). Este modelo asume una estructura estable en la asociación entre OS y LE, pero habilita diferencias entre cohortes en la *fuerza* de dicha asociación. Se expresa como:

$$\text{Modelo [III]} - \text{Unidiff } \text{Log}(F_{OEC}) = \lambda + \lambda_o^O + \lambda_e^E + \lambda_c^C + \lambda_{oc}^{OC} + \lambda_{ec}^{EC} + (\phi_c \psi_{oe}).$$

El modelo descompone cada efecto de clase (*odd ratio*) en un factor común (dado por el término Ψ_{oe} , que no varía en el tiempo) y un parámetro específico asociado a la cohorte c (ϕ_c), tal que, valores $\phi_c > 1$ implican una tendencia al aumento en la desigualdad de oportunidades educativas (mayor efecto de la clase de origen en las cohortes más recientes) y lo

¹⁵ Al modelo Unidiff se le conoce también como *log-multiplicative layer effect model*.

contrario para valores $\phi_c < 1$. La hipótesis de inequidades persistentes supone, en tanto, que $\phi_c = 1$.

El cuadro 3.5 resume los resultados de estos tres ajustes para el conjunto de la muestra y para varones y mujeres por separado. Como esperábamos, la hipótesis de *independencia condicional* de la clase de origen y el logro educativo en cada cohorte constituye una pésima descripción de nuestros datos, de acuerdo con cualquiera de los estadísticos estándar para la evaluación de los modelos (X^2 , G^2 , rG^2 , BIC, DI).¹⁶

Los ajustes para el total de la muestra sugieren una asociación constante en el tiempo entre origen social y logro educativo para las cohortes consideradas: la hipótesis nula de asociación homogénea resulta una representación altamente plausible de los datos. El modelo da cuenta de más de 98% de la “varianza no explicada” por la hipótesis de independencia condicional y clasifica mal a apenas 1% de la muestra; los p-valores asociados a los estadísticos X^2 y G^2 son ampliamente superiores a 0.05¹⁷ y el estadístico BIC asume valores “altos” de signo negativo.¹⁸ Esto sugiere que se trata de una buena representación de la asociación (constante) entre OS y LE para las cinco cohortes de nacimiento. Su hipótesis rival, de *diferencias uniformes*, no presenta una mejora significativa respecto a la de *efectos nulos*, lo que apoya la hipótesis sustantiva de inequidades persistentes, al menos a nivel agregado.¹⁹

No obstante, el análisis por sexo sugiere patrones temporales diferentes para varones y mujeres. En el primer caso, tampoco podemos rechazar, en términos estrictos, la hipótesis nula de *asociación homogénea* entre orígenes y logro educativo a través del tiempo. Sin embargo, los coeficientes ϕ reportados al final del subcuadro son, en general, menores a la unidad (del orden de 0.8, salvo para la cohorte 1972-1981 donde se ubican en 0.999). En términos sustantivos, esto sugiere que, *de haber existido cambios en las*

¹⁶ El p-valor asociado a la prueba de hipótesis es un indicador de la distancia entre la hipótesis teórica y la distribución observada: p-valores < 0.05 indican un mal ajuste.

¹⁷ $G^2 = \sum_{i=1}^k FO_i \cdot \log\left(\frac{FO_i}{FE_i}\right)$.

¹⁸ $BIC = G^2 - (g.l.) \ln(N)$ corrige el G^2 por el tamaño de la muestra. Valores pequeños indican un mejor ajuste. En particular, $BIC < 0$ supone que el modelo es preferible respecto al modelo saturado, puesto que en el modelo saturado $G^2 = g.l. = 0$ y, por tanto, $BIC = 0$.

¹⁹ La reducción en los estadísticos de G^2 y X^2 para cuatro g.l. en el modelo de diferencias uniformes no resulta estadísticamente significativa. El incremento en el valor del estimador BIC apunta en un sentido similar.

Cuadro 3.5

Evaluación de distintas hipótesis de asociación e independencia entre clase, cohorte de nacimiento y máximo logro educativo

VARONES	N	df	X ²	p	G ²	p	rG ²	BIC	DI
Independencia condicional	4791	30	798.2	0.000	723.4	0.000	0.0	469.2	13.0
Asociación homogénea	4791	24	18.0	0.800	17.7	0.820	97.6	-185.7	1.8
UNIDIFF	4791	20	11.5	0.930	11.4	0.940	98.4	-158.1	1.4
Parámetros ϕ (Unidiff): 1952-1961 = 0.836; 1962-1971 = 0.787; 1972-1981 = 0.999; 1982-1987 = 0.807									
MUJERES	N	df	X ²	p	G ²	p	rG ²	BIC	DI
Independencia condicional	6737	30	879.1	0.000	851.6	0.000	0.0	587.2	12.3
Asociación homogénea	6737	24	29.9	0.190	30.2	0.180	96.5	-181.3	1.6
UNIDIFF	6737	20	18.0	0.590	18.1	0.580	97.9	-158.2	1.4
Parámetros ϕ (Unidiff): 1952-1961=1.114; 1962-1971=1.483; 1972-1981=1.265; 1982-1987=1.091									
TODOS	N	df	X ²	p	G ²	p	rG ²	BIC	DI
Independencia condicional	11528	30	1594.4	0.000	1509	0.000	0.0	1228.1	12.4
Asociación homogénea	11528	24	19.00	0.750	19.0	0.750	98.7	-205.5	1.2
UNIDIFF	11528	20	14.7	0.800	14.7	0.790	99.0	-172.4	1.1
Parámetros ϕ (Unidiff): 1952-1961 = 0.982; 1962-1971 = 1.103; 1972-1981 = 1.115; 1982-1987 = 0.958									

Fuente: elaboración propia con base en ELPS.

pautas de desigualdad para los varones, la asociación entre orígenes y logros educativos habría tendido a reducirse en el periodo, al menos respecto a la cohorte más vieja (1942-1951) y con la excepción de los varones nacidos en la década de 1970, es decir, durante el periodo autoritario.

En el caso de las mujeres, la hipótesis de diferencias uniformes entre cohortes supone una mejora significativa respecto al modelo de asociación homogénea, expresada en una reducción de G^2 y X^2 de aproximadamente 12 puntos, estadísticamente significativa, a pesar de que los estadísticos BIC y DI no presentan mejoras para el modelo Unidiff. Los parámetros ϕ estimados sugieren un incremento de la IEO —y no una reducción—, particularmente para las nacidas entre 1962-1971 y 1972-1981 ($\phi = 1.483$ y $\phi = 1.265$, respectivamente). Concluimos, por tanto, que lejos de atenuarse, la IEO podría haberse acentuado en el caso de las mujeres, por lo menos para las cohortes intermedias, nacidas aproximadamente en las décadas de 1960 y 1970.

3.2.2. Evolución de la IEO: exploración a partir de las transiciones educativas

El análisis de la IEO para las distintas transiciones a partir de modelos secuenciados nos permitirá especificar los resultados presentados en la sección anterior. Nos interesa aquí, en particular, valorar tres derivaciones de la hipótesis de MMI. Prevemos, primero, que la IEO debería haberse debilitado en las primeras transiciones (primaria, EMB), pero deberían ser más persistentes o incluso crecientes en las superiores (EMS, ES). Segundo, esperamos que, de constatarse, los cambios en las IEO hayan afectado de manera distinta la desigualdad relativa entre las tres clases consideradas. En particular, nuestra segunda hipótesis postula que las clases trabajadoras fueron las grandes perdedoras, en términos relativos, de la expansión de la educación media y superior en Uruguay. Finalmente, y de acuerdo con los resultados vistos, prevemos que el mecanismo de MMI operó con más fuerza entre las mujeres, lo que derivó en un mayor incremento de la IEO para ellas.

Método

Siguiendo a Mare (1981), analizamos cada transición educativa como una probabilidad condicionada a la cohorte de nacimiento (ch) y al origen de clase (o). La probabilidad de realizar con éxito la k -ésima transición, *dado que se completó la $k-1$ -ésima*, estará dada por: [1] $P(ik = 1 | k-1 = 1) = \theta(ch, o, s)$.

$$[1] P(ik = 1 | k-1 = 1) = \theta(ch, o, s).$$

Modelizaremos θ como una función logística:

$$[2] \text{Ln} \left(\frac{p}{1-p} \right) = \beta_0 + \beta_1 o + \beta_2 ch + \beta_3 o * ch + \varepsilon.$$

Al exponenciar ambos términos de la igualdad, obtenemos la expresión multiplicativa del *logit* [3], cuyos estimadores representan ahora la razón de cambios en los momios ($p/1-p$), o sea, los *odds ratio* asociados a las variables independientes:²⁰

$$[3] \left(\frac{p}{1-p} \right) = e^{\beta_0} \cdot e^{\beta_1 o} \cdot e^{\beta_2 ch} \cdot e^{\beta_3 o * ch}.$$

El parámetro que nos permitirá captar los cambios en la IEO a través del tiempo será el término de interacción entre o y ch : $\beta_3 o * ch$. Nuestras estimaciones “separan” el *efecto de la clase* de origen en la probabilidad de realizar la transición, el *efecto cohorte*, es decir, los cambios “seculares” a lo largo del tiempo que reflejarán la expansión de la educación y, a partir de

²⁰ Solís (2014: 80-82) ha argumentado sobre la conveniencia de utilizar los riesgos relativos en lugar de los *odds ratio* como indicador de la magnitud de la inequidad entre grupos, ya que estos últimos resultan más sensibles al cambio en los valores de p , en este caso, a las diferentes probabilidades asociadas a cada transición. Aunque compartimos este punto de vista, en el cuadro 4.6 seguimos la tradición más extendida en los estudios internacionales que presentan los *odds ratio* que surgen de los modelos secuenciados. Entendemos que, para nuestros propósitos, esto no presenta dificultades, en la medida en que el interés no radica en comparar la magnitud de la desigualdad entre diferentes transiciones, sino en analizar las tendencias hacia su reducción, profundización o persistencia a lo largo del periodo considerado. De hecho, nos limitamos a interpretar los “signos” de los coeficientes, pero no ahondamos respecto a su magnitud.

las interacciones, el *efecto diferencial (o no) de la clase a través de las distintas cohortes*, que es lo que nos interesa.

Resultados

El cuadro 3.6 resume los principales resultados de nuestro análisis para el total de la muestra y para varones y mujeres por separado.²¹ Todos los modelos confirman las dos pautas generales señaladas antes, es decir, las desigualdades de clase en el acceso de cada ciclo en cualquiera de las cohortes (odds ratios significativamente > 1 en la clase I de servicios y < 1 en la clase III, en comparación con la clase intermedia de referencia), y la expansión de la educación, en cualquiera de las clases (odds ratios > 1 en las cohortes más jóvenes). Sobre estos resultados globales, nos concentramos en comparar específicamente si las mejoras registradas por cada nueva cohorte son similares entre las tres clases o, por el contrario, implicaron una reducción —o una profundización— de las desigualdades.

Los ajustes para el conjunto de la muestra (varones y mujeres juntos) sugieren un aumento de la IEO entre la clase II o intermedia y la clase III (trabajadora), asociado especialmente a las probabilidades de transición a la EMS y a la ES de las cohortes más recientes (nacidas desde 1962 en adelante): aunque no todos los coeficientes son estadísticamente significativos, los odds ratio para los términos de interacción entre las distintas cohortes y la clase III (respecto a la II) son < 1 . En relación con el acceso a la EMB y a la acreditación de primaria no se constata, en tanto, una pauta clara de cambio. Por su parte, no se aprecian diferencias en las tendencias registradas por las clases intermedia y de servicios en ninguna de las transiciones. En síntesis, el análisis agregado para ambos sexos sugiere una persistencia de la IEO entre los sectores medios y la cúspide, junto con un incremento de la desigualdad entre ambos grupos y los hijos de la clase III, vinculado a las transiciones más avanzadas: EMS y ES. Estos resultados van en línea con nuestra primera derivación de la

²¹ Por razones de espacio, se presentan sólo los coeficientes asociados a los términos de interacción entre la clase de origen y la cohorte de nacimiento. En anexo se presentan los resultados completos.

Cuadro 3.6

**Cambios en la IEO para distintas transiciones educativas
(efectos de interacción cohorte* clase de origen) con base en modelos
logit secuenciados (referencia: cohorte 1942-1951 y clase II)**

	<i>ACPRIM</i>		<i>INCB</i>		<i>INBACH</i>		<i>INES</i>	
	<i>OR</i>	<i>Sig</i>	<i>OR</i>	<i>Sig</i>	<i>OR</i>	<i>Sig</i>	<i>OR</i>	<i>Sig</i>
TODOS								
Clase I*Ch =1952-1961	0.56		0.94		1.02		0.86	
Clase I*Ch =1962-1971	0.21		0.88		1.21		1.19	
Clase I*Ch =1972-1981	1.00		1.1		1		1.11	
Clase I*Ch =1982-1987	0.07		1.55		1.2		1	
Clase III*Ch =1952-1961	1.02		0.86		0.94		0.69	
Clase III*Ch =1962-1971	1.38		0.79		0.62	**	0.75	
Clase III*Ch =1972-1981	1.66		0.79		0.69	**	0.6	**
Clase III*Ch =1982-1987	0.64		1.31		0.82		0.63	*
<i>n</i>	11466		10715		8013		4991	
VARONES								
Clase I*Ch =1952-1961	1.00		1.8		0.82		0.84	
Clase I*Ch =1962-1971	1.00		1.04		0.62		0.57	
Clase I*Ch =1972-1981	3.07		1.94		0.8		0.71	
Clase I*Ch =1982-1987	1.00		3.63		0.87		1.07	
Clase III*Ch =1952-1961	0.55		1.31		1.02		0.87	
Clase III*Ch =1962-1971	1.32		0.94		0.65		0.92	
Clase III*Ch =1972-1981	2.11		0.96		0.68		0.64	
Clase III*Ch =1982-1987	0.36		1.81		0.86		0.88	
<i>n</i>	4652		4406		3240		1874	
MUJERES								
Clase I*Ch =1952-1961	1		0.42		1.21		0.86	
Clase I*Ch =1962-1971	1		0.93		18.35	***	2.91	**
Clase I*Ch =1972-1981	1		0.6		1.2		1.75	
Clase I*Ch =1982-1987	1		0.56		1.49		0.84	
Clase III*Ch =1952-1961	1.92		0.61	*	0.83		0.59	*
Clase III*Ch =1962-1971	1.5		0.72		0.55	**	0.63	
Clase III*Ch =1972-1981	1.01		0.72		0.65		0.57	*
Clase III*Ch =1982-1987	1.27		1.02		0.80		0.49	**
<i>n</i>	6575		6309		4773		3117	

* Sig al 90%; ** Sig. 95%; *** Sig. 99%

Fuente: elaboración propia con base en ELPS.

Cuadro 3.7**Indicadores de bondad de ajuste para los modelos logit-secuenciados**

		<i>ACPRIM</i>	<i>INCB</i>	<i>INBACH</i>	<i>INES</i>
TODOS	Diferencias en G^2 con y sin interacciones	1303***	839***	510556***	494634***
	Pseudo- R^2	0.097	0.006	0.058	0.042
VARONES	Diferencias en G^2 con y sin interacciones	2753***	990***	228472***	227603***
	Pseudo- R^2	0.099	0.064	0.057	0.050
MUJERES	Diferencias en G^2 con y sin interacciones	574***	716***	284521***	268991***
	Pseudo- R^2	0.086	0.071	0.055	0.042

*** Significativo a 99%.

hipótesis MMI, que preveía un corrimiento “hacia adelante” de la IEO, aunque, contrariamente a lo esperado, en las transiciones más bajas las desigualdades de clase no parecen haber disminuido como esperábamos, sino que permanecieron constantes. En tanto, el análisis apoya nuestra segunda hipótesis: el periodo considerado parece haber implicado un aumento de las brechas entre los hijos de la clase trabajadora y el resto, junto con niveles persistentes de desigualdad relativa entre las clases intermedias y la cúspide.

Los ajustes por separado para ambos sexos revelan, nuevamente, patrones distintos. En concordancia con nuestra tercera derivación de la hipótesis MMI, las IEO parecen haber sido persistentes para los varones, pero se habrían acentuado para las mujeres. Nuestros resultados sugieren, para los primeros, un leve acercamiento entre la clase III y la II en las dos primeras transiciones (acreditación de primaria y acceso a EMB) junto a un incremento de la desigualdad de oportunidades entre ambas clases en el acceso a la EMS y a la ES. Sin embargo, ninguno de los términos de interacción resulta estadísticamente significativo. Del mismo modo, el “signo” de los odds ratio indicaría que las oportunidades relativas de la clase intermedia habrían tendido a acercarse a las de la clase de servicios

en las transiciones avanzadas aunque, de nuevo, estos resultados no son significativos estadísticamente.

Entre las mujeres, en tanto, constatamos un ensanchamiento de la IEO entre las hijas de las clases trabajadoras (clase III) respecto a la clase intermedia, muy notoriamente en relación con la transición a la ES y, en forma más atenuada, respecto al acceso a la EMS y a la EMB. En todos los casos, los odds ratio estimados para la clase III (respecto a la II) son < 1 , aunque en las dos últimas transiciones resultan estadísticamente significativos sólo para algunas cohortes. No se aprecia, en cambio, un patrón de cambio claro en la IEO entre las hijas de las clases intermedias y de la de servicios. La acreditación de primaria es la única transición que sugiere una reducción de la IEO entre las clases III y II (no significativa).²² En conjunto, esta evidencia vuelve a mostrar un incremento de la IEO entre las mujeres, manifestada en un ensanchamiento de las brechas entre la base y la clase media, especialmente en relación con las oportunidades de acceso a la educación media superior y, más claramente todavía, a la educación superior.

4. Discusión

Uruguay ha expandido su educación formal en la segunda mitad del siglo XX. Esto se expresa en un incremento de la escolarización promedio y en una mayor proporción de personas, de todos los orígenes, que alcanza cada nivel educativo. Asimismo, la distribución de la educación, en términos de años de estudio, ha tendido a homogeneizarse, reflejando especialmente las mejoras en los logros de las personas menos educadas.

A pesar de estas tendencias, no encontramos evidencia concluyente respecto a un patrón sistemático de disminución de la desigualdad en las oportunidades educativas asociadas a la clase de origen en el mediano plazo. Este resultado amerita dos tipos de especificaciones.

²² Al igual que en el ajuste para los varones, no es posible estimar los cambios en las oportunidades de acreditar primaria respecto a la clase I de servicios, puesto que, en este estrato, se trata de un logro universal para muchas de las cohortes (la probabilidad de éxito = 1.000 y, por tanto, los odds ($p/(1 - p)$) son indeterminados.

Primera: hemos mostrado evidencia sobre tendencias distintas para varones y mujeres. Entre los primeros, los análisis sobre el máximo nivel de logro alcanzado no permitieron rechazar la hipótesis de desigualdades persistentes. La especificación de modelos secuenciados para cada transición, en tanto, sugirió un posible acortamiento de las brechas en relación con las transiciones educativas más básicas, junto con un posible ensanchamiento respecto a las superiores, es decir, un posible “traslado hacia adelante” de la desigualdad, resultado que va en línea con las tendencias registradas en Argentina, Chile o México y que, tal como señalamos, es congruente con la hipótesis MMI.

Entre las mujeres, contrariamente, nuestros análisis mostraron un incremento de la desigualdad de oportunidades educativas asociadas al origen de clase. Esta pauta responde a la situación de algunas cohortes en particular, especialmente de las nacidas aproximadamente entre 1960 y 1970 y de las transiciones más avanzadas (hacia la EMS y la ES). Específicamente, el incremento de la desigualdad se explicaría por un menor aprovechamiento de las oportunidades educativas de las mujeres con origen en clases bajas, en términos relativos tanto a los sectores medios como a la cúspide. Que la IEO haya aumentado más entre las mujeres que entre los varones resulta un hallazgo interesante, cuyas implicancias sustantivas habrá que seguir valorando. En principio, importa señalar que han sido ellas las que, en el mediano plazo considerado en este estudio, han mejorado más sus niveles de escolarización, lo que muestra de nuevo la compleja relación entre la expansión y la desigualdad de oportunidades educativas.

En segundo término, nuestros análisis indican que los cambios en la IEO, cuando se constatan, responden especialmente a un incremento de la desigualdad entre la clase trabajadora y las clases medias, acompañado por la persistencia (o, a lo sumo, una leve disminución) de las brechas entre estas últimas y la cúspide.

Aunque un análisis en términos de “periodización histórica” excede en mucho los objetivos y posibilidades de este artículo, hemos sugerido que los incrementos en la IEO entre las mujeres corresponderían a la experiencia de las cohortes nacidas aproximadamente entre 1960 y 1970, es decir, en una etapa pauta por el estancamiento económico y por la crisis social y política que desembocó en el periodo autoritario.

Resulta tentador rastrear un reflejo de estos resultados en el detenimiento de la explosión de la matrícula de enseñanza media a partir de 1970 y hasta la reapertura democrática en 1985. Sin embargo, creemos necesario avanzar con cautela en la elaboración de hipótesis asociadas al contexto histórico, económico y social en cada momento, ya que requieren, a nuestro juicio, de abordajes mucho más sistemáticos que los que realizamos en este trabajo. Por ejemplo, ¿en qué cohortes es más plausible esperar los efectos de un periodo de crisis económica?: ¿en las que nacieron en esos años?, ¿en las que comenzaron su escolarizaron en ese momento?, ¿en las que transitaban por la enseñanza media, claramente el ciclo educativo en el que más fuertemente se bifurcan las trayectorias escolares y donde el mercado ocupacional “compite” más directamente con la educación?, ¿qué aspectos del contexto se deben considerar principalmente en el análisis de los efectos “periodo”: los ciclos económicos; los de la política educativa?

Por otra parte, si bien los cambios en la IEO en Uruguay parecen haber tenido un correlato en la “crisis de los setenta”, no encontramos evidencias de una disminución análoga de la desigualdad en los periodos posteriores, a pesar de los cambios institucionales vinculados a la extensión de la educación obligatoria y a la reversión, durante periodos significativos, de los indicadores sociales y económicos.

Cerramos nuestra discusión señalando tres implicancias de nuestros resultados. La primera es que, tal como surge de los análisis para otros países, la expansión educativa no redundo necesariamente en una reducción de la IEO, ni en el corto ni en el mediano plazo. De hecho, como hemos mostrado, puede tener el efecto contrario. Este argumento debe ser considerado con cuidado. Aun ante un escenario de inequidades persistentes, e incluso crecientes, la expansión de la escolarización supone en sí misma, en términos absolutos, un resultado deseable. Implica, entre otras cosas, que un conjunto importante de personas con origen en las clases más bajas logra alcanzar niveles educativos superiores a los de sus padres, incluido el acceso a la educación media y a la formación superior, un logro que no debería subestimarse.

Uruguay tiene todavía un margen importante para expandir sus niveles de escolarización, especialmente hacia las últimas etapas de la educación media y en la formación terciaria. La previsión un tanto pesimista de que, aun si esta empresa es exitosa, posiblemente no traiga aparejada una

disminución de las desigualdades relativas de clase, no debería constituir una fuente de desaliento para seguir propendiendo a un mayor acceso a la educación para la mayor parte de las personas.

La segunda implicancia es que las tendencias en la IEO no son lineales en un doble sentido. Primero, porque no siguen necesariamente una pauta sostenida de agudización o debilitamiento progresivo. Según hemos tratado de argumentar, los retrocesos en la IEO no tienen por qué reflejar periodos de crisis o estancamiento en indicadores macro, sino que pueden incluso ser resultado temporal de la situación exactamente contraria, un costo intrínseco de la propia expansión educativa. Segundo, porque, tal como hemos mostrado, la reducción de la desigualdad relativa de oportunidades en una parte de la estructura social puede coexistir con un incremento de la IEO en otra región. Esto supone desafíos importantes para el estudio de la IEO, reflejados en buena medida en las ventajas y desventajas relativas que suponen los enfoques basados en el logro educativo final, por un lado, y los abordajes centrados en las transiciones, por otro, una tensión que es tanto metodológica como teórica. Supone también que en distintos periodos puede haber clases sociales “ganadoras” y “perdedoras”, reducción y, simultáneamente, incremento de las desigualdades relativas.

La tercera implicancia remite a una distinción que no hemos considerado en este artículo y que ha recibido comparativamente poca atención en la literatura especializada sobre IEO: la distinción entre acceso a los niveles educativos y acreditación. La evidencia nacional sugiere que Uruguay ha sido más eficaz en la igualación de las oportunidades de acceso que en relación con la igualación de las ocasiones de transitar con éxito por los distintos trayectos y acreditar los niveles correspondientes, en especial en el nivel medio. Nuestra hipótesis es que las clases trabajadoras lograron aprovechar relativamente bien las oportunidades de acceso que supuso la progresiva expansión de la enseñanza media básica desde la década de 1940, pero, en cambio, enfrentaron severas restricciones para sortear con éxito los desafíos académicos de un nivel que se mostró muy rígido para adaptarse al nuevo escenario de masificación.

Aunque excede los objetivos que nos trazamos aquí, entendemos que en estos resultados inciden fuertemente las severas ineficiencias del sistema educativo uruguayo, expresadas en tasas comparativamente muy altas de repetición, tanto en primaria como en media y, en este último

nivel, de abandono. El punto, creemos, es crítico. Implica, sobre todo, que es insuficiente ampliar la oferta e incorporar a todos a la enseñanza si, al mismo tiempo, no se logran las condiciones para que las trayectorias escolares sean, además de escolares, exitosas.

Referencias

- ANEP (Administración Nacional de Educación Pública) (2015). *La situación educativa en Uruguay. Síntesis al inicio de la gestión*. Montevideo: ANEP.
- ANEP (Administración Nacional de Educación Pública) (2005). *Panorama de la educación en Uruguay. Una década de transformaciones (1992-2004)*. Montevideo: ANEP.
- Banco de Previsión Social (2013). *Encuesta Longitudinal de Protección Social (ELPS)*. Montevideo.
- Barone, Carlo (2009). "A New Look at Schooling Inequalities in Italy and their Trends over Time". *Research in Social Stratification and Mobility*, 27 (2), 92-109.
- Blau, Peter M., & Duncan, Otis Dudley (1967). *The American Occupational Structure*. New York: Wiley.
- Blossfeld, Hans Peter, & Shavit, Yossi (1993). "Persisting Barriers: Changes in Educational Opportunities in Thirteen Countries". En H.-P. Blossfeld & Y. Shavit (eds.), *Persistent Inequality: Changing Educational Attainment in Thirteen Countries* (pp. 1-24). Boulder: Westview Press.
- Boado, Marcelo, Fernández, Tabaré, & Pardo, Ignacio (2006). *Un esquema de estratificación basado en la clase: precisiones metodológicas para la aplicación del esquema EGP en Uruguay*. Montevideo: Departamento de Sociología, FCS, Udelar.
- Boudon, Raymond (1973). *La desigualdad de oportunidades*. Barcelona: Laia.
- Breen, Richard, & Goldthorpe, John H. (1997). "Explaining Educational Differentials: Towards a Formal Rational Action Theory". *Rationality and Society*. <<http://doi.org/10.1177/104346397009003002>>.
- Breen, Richard, Luijkx, Ruud, Müller, Walter, & Pollak, Reinhajrd (2005). "Nonpersistent Inequality in Educational Attainment: Evidence

- from Eight European Countries". *American Journal of Sociology*, 114 (5), 1475-1521.
- Brunet, Nicolás (2015). *Escuela, transición al trabajo y cambios de empleo en las trayectorias de estratificación social de tres cohortes mexicanas (1950-2011)*. Tesis de doctorado. El Colegio de México.
- Buis, Maarten (2010). *Not all Transitions are Equal: The Relationship between Inequality of Educational Opportunities and Inequality of Educational Outcomes*. En Maarten L. Buis, "Inequality of Educational Outcome and Inequality of Educational Opportunity in the Netherlands during the 20th Century". Germany: Sage Publications.
- Carbajal, Fedora (2013). *Movilidad intergeneracional en la educación universitaria. Un estudio para Uruguay*. Montevideo: UNFPA.
- Cardozo, Santiago (2016). *Trayectorias educativas en la educación media PISA-L 2009-2014*. Montevideo: Ineed.
- CEPAL (1992). *¿Aprenden los estudiantes en el ciclo básico de educación media?* Montevideo: CEPAL.
- CIDE (1965). Informe sobre el estado de la educación. Montevideo: Ministerio de Instrucción Pública.
- Dodel, Matías (2013). *Las tecnologías de la información y comunicación como determinantes del bienestar: el papel de las habilidades digitales en la transición al empleo en la cohorte PISA 2003*. Montevideo: Universidad de la República.
- Erikson, Robert, Goldthorpe, John H., & Portocarero, Lucienne (1979). "Intergenerational Class Mobility in Three Western European Societies: England, France and Sweden". *British Journal of Sociology*, 30 (4) (*Special Issue*), 415-441.
- Escobar, Modesto, Fernández, Enrique, & Bernardi, Fabrizio (2010). *Análisis de datos con Stata*. Madrid: Gráfica Arias Montano.
- Fernández, Tabaré, & Boado, Marcelo (2010). *Trayectorias académicas y laborales de los jóvenes en Uruguay*. Montevideo: AA Impresos.
- Ganzeboom, Harry, & De Graaf, Paul (1993). "Family Background and Educational Attainment in the Netherlands of 1891-1960 Birth Cohorts". En H.-P. Blossfeld & Y. Shavit (eds.), *Persistent Inequality. Changing Educational Attainment in Thirteen Countries* (pp. 75-99). Boulder: Westview Press.
- Goldthorpe, John H. (2000). *On Sociology*. Oxford: Oxford University Press.

- Goldthorpe, John H., & Erikson, Robert (1993). *The Constant Flux*. New York: Oxford University Press.
- Heckman, James, & Cameron, Stephen (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.
- Henz, Ursula, & Maas, Ineke (1995). "Chancengleichheit durch die Bildungsexpansion". *Kölner Zeitschrift Für Soziologie Und Sozialpsychologie*, 47 (4), 605-633.
- Hout, Michel (2004). "Maximally Maintained Inequality Revisited: Irish Educational Mobility in Comparative Perspective". En M. NicGhiolla & E. Hilliard (eds.), *Changing Ireland*, 1989-2003.
- Ineed (2014). *Informe sobre el estado de la educación en Uruguay 2014*. Montevideo: Instituto Nacional de Evaluación Educativa.
- Jonsson, Jan O., Mills, Colin, & Muller, Walter (1996). "A Half Century of Increasing Educational Openness? Social Class, Gender and Educational Attainment in Sweden, Germany and Britain". En R. Erikson & J. Jonsson (eds.), *Can Education Be Equalized? The Swedish Case in Comparative Perspective* (pp. 183-206). Boulder: Westview Press.
- Jorrat, Jorge Raúl, & Benza, Gabriela (2015). "Movilidad social intergeneracional en Argentina, 2003-2010". En P. Solís & M. Boado (eds.), *¿Oportunidades similares o caminos divergentes?: estratificación y movilidad social en Argentina, Brasil, Chile, México, Perú y Uruguay*. México: El Colegio de México.
- Kivinen, Osmo, Ahola, Sakari, & Hedman, Juha (2001). "Expanding Education and Improving Odds? Participation in Higher Education in Finland in the 1980s and 1990s". *Acta Sociologica*, 44 (1), 171-181.
- Lucas, Samuel R. (2001). "Effectively Maintained Inequality: Educational Transitions and Social Background". *American Journal of Sociology*, 106, 1642-1690.
- Mare, R. (1993). "Educational Stratification on Observed and Unobserved Components of Family Background". En Shavit, Y., & Blossfeld, H. P. (eds.). *Persistent Inequality: Changing Educational Attainment in Thirteen Countries*. Boulder, CO: Westview Press.
- Mare, Robert D. (1981). "Change and Stability in Educational Stratification". *American Sociological*, 46 (1), 72-87.

- Menese, Pablo Andrés (2017). "Matriz de bienestar, escolarización formal y la movilidad social intergeneracional del Uruguay contemporáneo". *REICE*, 15 (4), 127-140.
- Núñez, Javier, & Miranda, Leslie (2007). *Recent Findings on Intergenerational Income and Educational Mobility in Chile*. Documentos de Trabajo. Santiago: Universidad de Chile.
- Raftery, Adirán E., & Hout, Michael (1993). "Maximally Maintained Inequality-Expansion, Reform, and Opportunity in Irish Education, 1921-1975". *Sociology of Education*, 66 (1), 41-62.
- Rama, Germán W., y Filgueira, Carlos H. (1991). *Los jóvenes de Uruguay. Esos desconocidos. Análisis de la Encuesta Nacional de Juventud*. Montevideo: CEPAL.
- Ríos, Ángela (2014). "Perfiles de riesgo educativo y trayectorias de los jóvenes durante la educación media superior". *Páginas de Educación*, 6 (2), 33-54.
- Smyth, Emer (1999). "Education Inequalities among School Leavers in Ireland, 1974-1994". *The Economics and Social Review*, 30 (3), 267-284.
- Solís, Patricio (2012). "Social Mobility in Mexico. Trends, recent findings and research challenges". *Revista Trace*, 62, 7-20.
- Solís, Patricio, & Puga, Ismael (2009). "Los nuevos senderos de la nupcialidad: cambios en los patrones de formación y disolución de la primeras uniones en México". En Rabell, C. (ed.), *Tramas familiares en el México contemporáneo. Una perspectiva sociodemográfica* (pp. 179-198). México: El Colegio de México.
- Torche, Florencia, & Wormald, Guillermo (2004). *Estratificación y movilidad social en Chile: entre la adscripción y el logro*. Serie Políticas Sociales. Santiago de Chile: CEPAL.
- Vallet, Louis André (2004). "The Dynamics of Inequality of Educational Opportunity in France: Change in the Association between Social Background and Education in Thirteen Five-Year Birth Cohorts (1908-1972)". En *ISA Research Committee on Social Stratification and Mobility*.
- Whelan, Cristopher, & Hannan, Damian (1999). "Class Inequalities in Educational Attainment among the Adult Population in the Republic of Ireland". *The Economics and Social Review*, 30 (3), 285-307.
- Wright, Erik Olin (1997). *Class Counts*. Cambridge: Cambridge University Press.

Xie, Yu (1992). "The Log-Multiplicative Layer Effect Model for Comparing Mobility Tables". *American Sociological Review*, 57 (1), 380-395.

Recibido: 6 de septiembre de 2017

Aprobado: 12 de marzo de 2018

Acerca de los autores

Santiago Cardozo Politi. Candidato a doctor en Sociología por la Facultad de Ciencias Sociales de la Universidad de la República, Uruguay. Sus principales intereses en investigación se centran en la educación y la desigualdad. Entre sus publicaciones recientes se encuentra "Las inequidades socioterritoriales en el acceso a la Universidad de la República a siete años del proceso de descentralización", *Páginas de Educación*, 8, Montevideo, 2015, en coautoría con Virginia Lorenzo, y *Trayectorias educativas en la educación media PISA-L 2009-2014*, DS-UDELAR/INEED, Montevideo, 2016.

Pablo Andrés Menese Camargo. Candidato a magíster en Sociología por la Facultad de Ciencias Sociales de la Universidad de la República, Uruguay. Sus principales intereses en investigación se centran en desigualdades educativas y tendencias contemporáneas de la desigualdad. Entre sus publicaciones recientes se encuentra "Matriz de bienestar, escolarización formal y la movilidad social intergeneracional del Uruguay contemporáneo", REICE. Revista Iberoamericana sobre Calidad, Eficacia y Cambio en Educación, 15 (4), 2017, y "Una aproximación a la evolución de los determinantes de los aprendizajes en Educación Media", *Topós*, 10, 2018.