

Efectos primarios y secundarios del origen social en la transición a la educación posobligatoria en España

Primary and Secondary Effects of Social Origin in the Transition to Post-Compulsory Education in Spain

Manuel T. Valdés

Palabras clave

Desigualdad educativa

- Efectos primarios y secundarios
- Rendimiento académico
- Toma de decisiones educativas

Key words

Educational inequality

- Primary and Secondary Effects
- Academic Performance
- Educational Decision-Making

Resumen

La desigualdad observada en una decisión educativa puede descomponerse en el efecto que el origen social genera sobre el rendimiento académico (efecto primario) y sobre la propia toma de decisiones educativas (efecto secundario). Trabajos previos sobre la decisión de matriculación en la educación posobligatoria en España han estimado la importancia relativa de los efectos secundarios en tres cuartas partes de la desigualdad total. No obstante, el indicador de rendimiento empleado apunta a una sobreestimación de los efectos secundarios. El presente estudio ha puesto a prueba dicha estimación recurriendo a la Encuesta de Clases Sociales y Estructura Social y el estudio PISA, observando que, si bien los efectos secundarios representan una parte significativa de la desigualdad en la transición a la educación posobligatoria, no llegan a explicar tres cuartas partes de esa desigualdad.

Abstract

The inequality observed in educational decision-making may be broken down into the effect of social origin on academic performance (primary effect) and the educational decision-making process itself (secondary effect). Prior studies on enrollment decisions regarding post-secondary education in Spain have suggested that the relative importance of secondary effects may reach three-quarters of all inequality. However, the performance measure used may have led to an overestimation of these secondary effects. This work examines the potential overestimation using the Survey of Social Classes and Social Structure and the PISA study. It concludes that, while secondary effects explain a significant part of the inequality observed in the transition to post-compulsory education, they do not account for three-quarters of said inequality.

Cómo citar

Valdés, Manuel T. (2020). «Efectos primarios y secundarios del origen social en la transición a la educación posobligatoria en España». *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 171: 125-144. (<http://dx.doi.org/10.5477/cis/reis.171.125>)

La versión en inglés de este artículo puede consultarse en <http://reis.cis.es>

Manuel T. Valdés: Universidad Complutense de Madrid | manueltv@ucm.es

INTRODUCCIÓN

La desigualdad en la decisión de continuación de estudios tras la ESO ha sido ampliamente estudiada en España. En el presente artículo se pretende analizar la mucho menos investigada composición de dicha desigualdad, buscando conocer la importancia relativa de las vías a través de las que esa desigualdad opera. Para ello, se parte de la distinción entre efectos primarios y secundarios del origen social, donde la desigualdad entre clases sociales en una transición educativa puede expresarse como la acción combinada del efecto que la extracción social ejerce sobre el rendimiento académico (efectos primarios) y la particular forma en que cada clase toma sus decisiones educativas una vez alcanzado un cierto desempeño escolar (efectos secundarios).

Bernardi y Cebolla (2014) abordaron el estudio de la importancia relativa de los efectos primarios y secundarios en la decisión de continuación de estudios tras la educación obligatoria a partir de la Encuesta de Clases Sociales y Estructura Social, observando que tres cuartas partes de la desigualdad observada se debían a la acción de efectos secundarios. No obstante, las características de la base de datos empleada hacen pensar en una sobreestimación de dichos efectos. El objetivo que aquí se persigue es acotar dicha estimación, estudiando qué efectos son en realidad mayoritarios en la decisión de continuación de estudios tras la ESO. Para ello se ha empleado la decisión anticipada de continuación de estudios manifestada en la oleada 2003 de PISA.

El artículo se estructura de la forma siguiente. El primer epígrafe expone las corrientes teóricas que se han aproximado al estudio de la toma de decisiones educativas y la descomposición entre efectos primarios y secundarios de la desigualdad en tales decisiones. El segundo epígrafe explicita los objetivos e hipótesis de investigación. El tercer epígrafe analiza la situación de precariedad de datos

característica del caso español en materia de transiciones educativas y justifica el recurso a la base de datos PISA. En el cuarto y quinto epígrafes se describen las variables y el procedimiento metodológico de descomposición utilizados. Los resultados se detallan en el sexto epígrafe y en el séptimo se plantean las conclusiones del estudio.

LA DESIGUALDAD EN LA TOMA DE DECISIONES EDUCATIVAS: EFECTOS PRIMARIOS Y SECUNDARIOS DEL ORIGEN SOCIAL

La sociología de la educación ha dedicado décadas al estudio de la desigualdad en el logro académico de los alumnos. Parte de ese esfuerzo investigador se ha invertido en el análisis de las desigualdades en el proceso de toma de decisiones educativas, entendiendo por este la sucesión de decisiones en el ámbito escolar que progresivamente configuran una determinada trayectoria académica.

Distintas corrientes teóricas se han aproximado a dicho proceso. Desde una perspectiva de acción racional, autores como Breen y Goldthorpe (1997) o Erikson y Jonsson (1996) han estudiado cómo los alumnos se enfrentan a las decisiones educativas analizando la estructura de costes y beneficios asociada al conjunto de alternativas formativas. Contrarios a tales posicionamientos e inspirados en el trabajo de Bourdieu (1998), otros autores han recurrido a las nociones de *habitus* y capital cultural para explicar la forma en que las condiciones materiales de existencia en que crecen y viven los alumnos estructuran los esquemas mentales con los que perciben el mundo y sus posibilidades dentro de este. Autores como Gambetta (1987) han preferido una opción mixta entre ambos posicionamientos, planteando que los alumnos toman decisiones de forma racional considerando un rango de alternativas restringido por

constricciones estructurales que afectan de manera diferente a las distintas clases sociales. Gambetta (1987) impulsó la denominada hipótesis de la sobreadaptación a la estructura de oportunidades percibida, en la que, ante una misma probabilidad de éxito escolar, los alumnos de clases bajas tendían a ser excesivamente cautos y los de clases altas excesivamente osados en sus decisiones educativas. Distanciándose de ambos posicionamientos, los denominados teóricos de la resistencia han analizado las producciones culturales de alumnos de clase trabajadora y cómo estas incorporan formas de resistencia y oposición a la lógica escolar que condicionan el proceso de toma de decisiones educativas (Willis, 1981). Sea como fuere, todos estos planteamientos coinciden en señalar que en dicho proceso existen importantes desigualdades por origen social que afectan al logro académico de los alumnos.

Determinar qué entendemos por logro académico es, no obstante, problemático. Durante décadas, el logro de un alumno se entendió apropiadamente descrito por los años de escolarización acumulados (Breen y Jonsson, 2005). Sin embargo, conforme se intensificaron los procesos de expansión educativa y se diseñó una oferta formativa más diversificada, se hizo necesaria una nueva forma de valorar el logro académico del alumno (Martínez García, 2011). Tratando de ofrecer una alternativa, Mare (1980, 1981) propuso definir el recorrido escolar como la progresiva superación de transiciones educativas, alcanzándose una cota creciente de logro conforme se superaban tales transiciones. Al finalizar un nivel del sistema educativo, el alumno afronta una transición donde deberá tomar dos tipos de decisiones: una de tipo vertical, donde opta por permanecer en el sistema educativo o abandonar; y otra de tipo horizontal, donde elige una vía curricular dentro del siguiente nivel. Así es posible analizar no solo cuánta educación recibe un sujeto, sino también qué tipo de educación ha recibido (Lucas, 2001).

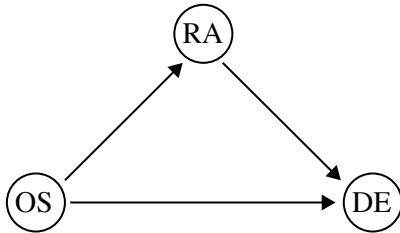
Tales decisiones se verán condicionadas por el origen social del alumno, generando una cierta desigualdad entre clases sociales en la probabilidad de tomar una determinada decisión. De esa desigualdad podemos analizar tres aspectos: su magnitud en un cierto momento del tiempo, su evolución a lo largo de un periodo o, por lo que aquí interesa, su composición, esto es, las vías a través de las que opera el origen social a la hora de condicionar las decisiones educativas de los alumnos.

En el año 1974, el sociólogo francés Raymond Boudon popularizó la forma más extendida de descomponer conceptualmente la desigualdad en una decisión educativa. De un lado operan los denominados efectos primarios del origen social, provocados por el distinto rendimiento académico que caracteriza a alumnos de diferente clase social. Los recursos disponibles e influencias ejercidas en los hogares más acomodados promueven un mejor desempeño escolar, generando así una mayor ambición académica y profesional y, como resultado, una mayor probabilidad de permanecer en el sistema educativo y optar por las vías formativas más exigentes. Los efectos primarios quedan descritos por el efecto indirecto que relaciona el origen social (OS) con la decisión educativa (DE) a través del rendimiento académico (RA) en la figura 1.

No obstante, cuando se comparan dos alumnos de idéntico rendimiento, pero distinta clase social, siguen observándose diferencias en la probabilidad de optar por una u otra alternativa. Tales diferencias se deben a la forma particular en que los individuos de cada clase social resuelven el proceso de toma de decisiones educativas una vez alcanzado un cierto rendimiento previo, y es a lo que Boudon denominó efectos secundarios. Expresado de otra forma, además del efecto indirecto anterior, existe un efecto directo del origen social sobre la toma de decisión o, si se quiere, un efecto del origen social sobre la decisión

educativa que sobrevive al control del rendimiento académico.

FIGURA 1. Representación de los efectos primarios y secundarios del origen social



En conjunto, los alumnos de más alta extracción social resultarán ser más ambiciosos no solo porque habrán alcanzado cotas más altas de rendimiento previo (efectos primarios), sino también porque, ante cualquier nivel de rendimiento, tienden a preferir alternativas académicamente más exigentes que sus compañeros de clase baja (efectos secundarios). Poniendo en relación ambos efectos con el volumen total de desigualdad observada, se obtiene la importancia relativa de los efectos primarios y secundarios del origen social en una determinada decisión educativa.

OBJETIVOS E HIPÓTESIS DE TRABAJO

El presente trabajo se propone descomponer en términos de efectos primarios y secundarios la desigualdad existente en la decisión de continuación de estudios tras la educación obligatoria. Distintas investigaciones han analizado la acción de los efectos primarios y secundarios en el caso español (Bernardi y Requena, 2010; Cebolla y Martínez de Lizarrondo, 2015; Daza Pérez *et al.*, 2019; Elías Andreu y Daza Pérez, 2017; Martínez García, 2007, 2008 y 2014; Tarabini y Curran, 2015). En cambio, el estudio de la importancia relativa de ambos efectos es un tipo de investigación escasa-

mente desarrollado en España debido principalmente a la notable ausencia de bases de datos apropiadas. Dicho estudio cuenta, no obstante, con una amplia tradición internacional en países con fuentes de información mejor preparadas para el estudio de transiciones educativas (Büchner y Velden, 2013; Contini y Scagni, 2013; Erikson y Rudolphi, 2010; Holm y Jaeger, 2013; Ichou y Vallet, 2013; Jackson *et al.*, 2007; Jerrim *et al.*, 2015; Kloosterman *et al.*, 2009; Morgan, 2012; Neugebauer *et al.*, 2013; Neugebauer y Schindler, 2012).

Empleando un modelo de probabilidad lineal a partir de la Encuesta de Clases Sociales y Estructura Social (ECSES), Bernardi y Cebolla (2014) estimaron que los efectos secundarios daban cuenta de alrededor de tres cuartas partes de la desigualdad observada en la transición a la educación posobligatoria en España para las cohortes nacidas entre 1960 y 1990. No obstante, la medición del rendimiento de los encuestados a través del recuerdo de notas apunta a una sobreestimación de los efectos secundarios. Lo que aquí se pretende es emplear la información ofrecida por el estudio internacional PISA para complementar los resultados obtenidos a partir de la ECSES, recurriendo para ello uno de los procedimientos metodológicos de descomposición de la desigualdad entre efectos primarios y secundarios más empleados a escala internacional.

A nivel de hipótesis, es de esperar que los efectos secundarios hayan sido sobreestimados por la ECSES, en tanto que emplea una medida de rendimiento académico basada en el recuerdo de notas del entrevistado que homogeneiza artificialmente las respuestas. Un indicador de rendimiento continuo debería hacer aflorar diferencias más marcadas entre clases sociales que permitan una mayor importancia relativa de los efectos primarios.

Pese a ello, es esperable que los efectos secundarios den cuenta de una proporción significativa de la desigualdad en la transición a la educación posobligatoria en España, resultado coherente con estudios internacionales donde se ha podido comprobar cómo el grado de comprensividad del sistema de enseñanza y el nivel de selectividad en la transición analizada son variables fundamentales en la importancia relativa de los efectos primarios y secundarios (Jackson y Jonsson, 2013). El carácter comprensivo de la Educación Secundaria Obligatoria (ESO) en España hasta los 16 años, y la baja selectividad en la transición a la Educación Secundaria Superior (ESS), sin que medie un nuevo proceso de evaluación tras la titulación en ESO que habilite dicha transición o ciertas alternativas dentro de dicho nivel, favorecen la existencia de importantes efectos secundarios en la transición entre la ESO y la ESS.

FUENTE DE INFORMACIÓN

Bernardi y Cebolla (2014) analizaron la importancia relativa de los efectos primarios y secundarios en la decisión de continuación de estudios tras la educación obligatoria a partir de la Encuesta de Clases Sociales y Estructura Social (ECSES) del año 2006 llevada a cabo por el Centro de Investigaciones Sociológicas. No obstante, el trabajo con la ECSES supone varios inconvenientes. En primer lugar, la encuesta no se restringe a una única cohorte de edad que haya asistido al sistema de enseñanza bajo el mismo marco regulatorio. Segundo, es necesario excluir los encuestados no nacidos en España, al ser imposible determinar si cursaron sus estudios en el sistema educativo español o en su país de origen. Tercero, el tamaño muestral de la base de datos no es demasiado elevado. Cuarto, la EC-

SES se ha realizado una única vez, en el año 2006, lo que impide la comparación temporal. Y quinto y fundamental, el indicador de rendimiento ofrecido por la ECSES es una variable discreta que recoge el recuerdo de notas en tan solo cinco categorías (muy malas notas, malas notas, notas regulares, buenas notas y muy buenas notas). El efecto homogeneizador del recuerdo lleva a concentrar el 75% de las respuestas en las categorías «regulares» y «buenas notas». Si el rendimiento varía poco para el conjunto muestral, también variará poco entre clases sociales, siendo difícil que el desempeño académico explique una parte significativa de la desigualdad observada en la transición a la educación posobligatoria. Como consecuencia, el trabajo con la ECSES provoca una infraestimación de la importancia relativa de los efectos primarios o, complementariamente, una sobreestimación de los efectos secundarios.

Abordar dicha sobreestimación es una labor compleja dada la ausencia de bases de datos apropiadas a nivel nacional sobre transiciones educativas. Distintas bases de datos ofrecen tan solo parte de la información mínima necesaria para descomponer la desigualdad en la decisión de continuación de estudios tras la ESO. La Encuesta de Prestigio Ocupacional y Estructura Social (EPOES) del CIS del año 2013 ofrece información sobre el nivel de estudios del encuestado y su origen social, pero no incluye la pregunta sobre el recuerdo de notas de la ECSES, lo que impide implementar los análisis que aquí se pretenden. El Programa para la Evaluación Internacional de Competencias de Adultos (PIAAC) ofrece información sobre los estudios matriculados y el origen social del entrevistado, pero incluye un indicador de desarrollo competencial referido al momento de realización de la encuesta y no a aquel que había adquirido el encuestado con anterioridad a la decisión analizada. Ambas encuestas comparten

con la ECSES, además, el problema de incluir encuestados de muy distintas cohortes de edad sin ofrecer a cambio un gran tamaño muestral, lo que reproduce las dificultades anteriores.

Una candidata excelente para descomponer la desigualdad analizada sería la Encuesta de Transición Educo-Formativa e Inserción Laboral (ETEFIL) del Instituto Nacional de Estadística (INE), cuyo carácter longitudinal garantiza trabajar con una única cohorte de edad. No obstante, a la desactualización de los datos debe añadirse que la ETEFIL del año 2005, única oleada hasta la fecha, no preguntó a los encuestados por su nivel de rendimiento durante la educación secundaria, lo que de nuevo hace imposible calcular los efectos primarios y secundarios.

Dicha precariedad obliga a desarrollar alguna estrategia que permita matizar los resultados alcanzados a partir de la Encuesta de Clases Sociales y Estructura Social. El presente trabajo se propone dicha labor empleando para ello los datos de PISA 2003, lo que supone importantes ventajas con respecto a la ECSES. Del lado positivo, la base de datos PISA ofrece un gran tamaño muestral para una única cohorte de edad, incorpora un indicador de rendimiento continuo que describe de manera exhaustiva tres competencias muy relevantes en la definición de capacitación intelectual dominante en las escuelas (lectora, matemática y científica), brinda información muy detallada sobre el origen social de los alumnos, presenta un elevado nivel de estandarización internacional y permite el análisis temporal al realizar una nueva oleada cada tres años.

No obstante, el uso de PISA supone enfrentarse a una limitación significativa. En el estudio participan alumnos de 15 años que, de no haber repetido, están cursando su último curso de ESO. Dado que ninguno de los alumnos habrá realizado aún la transi-

ción a la educación posobligatoria, el uso de PISA obliga a emplear la expectativa de transición en vez de la matriculación definitiva. A eso lo denominaremos decisión anticipada de continuación de estudios, considerando que cuando un alumno manifiesta su intención, por ejemplo, de finalizar un título universitario, es porque, al menos en ese momento, ha decidido continuar sus estudios tras la educación obligatoria. El principal problema que supone trabajar con esa decisión anticipada es que sobreestima los efectos primarios, ya que consideramos alumnos de bajo rendimiento que finalmente no se enfrentarán a la decisión de matriculación en la educación posobligatoria porque no lograrán titular en la ESO. Si supiésemos quiénes son esos alumnos y no los incluyésemos en el análisis, el rendimiento variaría menos a lo largo de la muestra y también entre clases sociales, haciendo que los efectos primarios se redujesen.

En definitiva, el uso de PISA supone una sobreestimación de la importancia relativa de los efectos primarios o, complementariamente, una infraestimación de la importancia relativa de los efectos secundarios. Pero dado que la ECSES sobreestima los efectos secundarios, podemos interpretar los resultados obtenidos a través de ambas bases de datos como los límites mínimo y máximo de los efectos secundarios en la decisión de continuación de estudios tras la ESO, lo que, dada la situación de precariedad de datos antes descrita, supone mejorar notablemente nuestro entendimiento sobre la forma en que la desigualdad opera en la toma de decisiones educativas en España.

Nótese, además, que las diferencias entre la decisión anticipada en PISA y la realización de esa decisión cuando el alumno acabe la educación obligatoria (en caso de acabarla), pueden no diferir demasiado por dos razones. Primero, porque el estudio PISA encuesta a alumnos de 15 años que,

de no haber repetido, se encuentran en el último curso de la ESO. Es de esperar que la proximidad temporal entre la manifestación de su decisión y su realización al finalizar la ESO impida grandes cambios. Y segundo y más importante, porque lo que analizamos es la decisión vertical de continuación de estudios y no qué elegir dentro de la Educación Secundaria Superior. Es probable que los alumnos esperen a conocer sus últimos resultados en la ESO antes de optar por el Bachillerato o por un Ciclo Formativo (Eliás Andreu y Daza Pérez, 2017), pero será más difícil que modifiquen su decisión vertical incluso aunque no finalicen la ESO en el curso académico en que fueron encuestados. Como consecuencia, la infraestimación de los efectos secundarios no será elevada.

Así pues, podemos comparar los resultados de PISA con aquellos de la ECSES para acotar inferior y superiormente los efectos secundarios. No obstante, debe recordarse que la ECSES encuestó a individuos de muy distintas edades. A fin de garantizar la comparabilidad de los resultados entre las dos bases de datos, se analizará la cohorte de encuestados en la ECSES nacidos entre 1980 y 1990 y los alumnos participantes en la oleada PISA del año 2003, nacidos entre 1987 y 1988.

VARIABLES DEL ESTUDIO

Para descomponer la desigualdad en la transición a la educación posobligatoria en España se emplearán las siguientes variables:

Origen social. La ECSES no dispone de más información sobre el origen social que la ocupación ejercida por el padre cuando el encuestado tenía 16 años. Aunque PISA sí dispone de información más completa, el deseo de comparar ambas bases de datos obliga a una misma operacionalización del origen social. Por ese motivo se ha recodifi-

cado la ocupación del padre en las dos bases de datos en función de su desempeño profesional como trabajador cualificado de cuello blanco (clase alta), trabajador no cualificado de cuello blanco o trabajador cualificado de cuello azul (clase media) y trabajador no cualificado de cuello azul (clase baja).

TABLA 1. *Distribución por clase social*

Clase Social	ECSES (1980-1990)		PISA 2003	
	N	%	N	%
Clase baja (trabajadores cuello azul no cualificado)	250	21,0%	1.814	18,4%
Clase media (trabajadores cuello azul cualificado + trabajadores cuello blanco no cualificado)	589	49,4%	4.967	50,3%
Clase alta (trabajadores cuello blanco cualificado)	353	29,6%	3.095	31,3%
Total	1.192		9.876	

Fuente: ECSES y PISA 2003.

Transición a la Educación Posobligatoria. En la ECSES se preguntó por el nivel de estudios máximo en que se habían matriculado los encuestados. Se ha considerado que la transición había sido realizada con éxito si el encuestado respondió cualquier nivel posobligatorio. El recurso a PISA es algo más problemático, en tanto que el alumnado participante aún no ha acabado la educación obligatoria y solo disponemos de su decisión anticipada. A partir de la expectativa formativa manifestada por el alumnado participante en la prueba, se ha considerado que se espera realizar con éxito la transición a la educación posobligatoria si el alumno cree que finalizará estudios de Bachillerato, un Ciclo Formativo de Grado Medio, un Ciclo Formativo de Grado Superior o estudios universitarios.

TABLA 2. Distribución por rendimiento

Recuerdo de notas /Rendimiento PISA	ECSES (1980-1990)		PISA 2003		
	N	%	N	Rendimiento	%
Muy malas/Quintil 1	21	1,8%	1.975	-1,4697	20,0%
Malas/Quintil 2	107	9,0%	1.975	-0,5025	20,0%
Regulares/Quintil 3	383	32,1%	1.975	0,0563	20,0%
Buenas/Quintil 4	510	42,8%	1.976	0,5944	20,0%
Muy buenas/Quintil 5	171	14,3%	1.975	1,3217	20,0%
Total	1.192		9.876	0,0000	

Fuente: ECSES y PISA 2003.

Rendimiento. La ECSES preguntó por el recuerdo de notas a los 16 años de los encuestados, ofreciendo cinco posibilidades de respuesta: muy malas, malas, regulares, buenas y muy buenas. Ya se ha detallado cómo el uso de una variable categórica basada en el recuerdo de notas homogeneiza artificialmente el rendimiento. En cambio, PISA basa su indicador de desempeño en tres pruebas sobre las competencias matemática, científica y lectora. Se ha calculado una variable continua de rendimiento en PISA a partir de la media de las tres competencias.

TABLA 3. Distribución por decisión de continuación de estudios

Transición a la educación posobligatoria	ECSES (1980-1990)		PISA 2003	
	N	%	N	%
Sí	550	46,1%	1.395	14,1%
No	642	53,9%	8.481	85,9%
Total	1.192		9.876	

Fuente: ECSES y PISA 2003.

METODOLOGÍA

A partir de dichas variables se pretende obtener una medida que exprese la importancia relativa de los efectos primarios y secundarios en la decisión de continuación de estudios tras la educación obligatoria. Para ello se aplicará el procedimiento propuesto por Erikson *et al.* (2005), basado en el cálculo de escenarios contrafactuales en los que se conociese qué ocurriría en términos de probabilidad de matriculación en la educación posobligatoria si un alumno rindiera o decidiese como es característico en su clase social, pero tomase decisiones o rindiera, respectivamente, como es propio de otra clase. La tabla 4 recoge los seis escenarios contrafactuales resultantes de cruzar la toma de decisión y rendimiento de las clases baja, media y alta (B, C, D, F, G y H), a los que se suman tres escenarios factuales donde los alumnos toman decisiones y rinden como es característico en su clase social (A, E y I).

TABLA 4. Escenarios factuales y contrafactuales

	Decisión clase baja	Decisión clase media	Decisión clase alta
Rendimiento clase baja	A	B	C
Rendimiento clase media	D	E	F
Rendimiento clase alta	G	H	I

Obsérvese que, entre los escenarios contenidos en una misma fila (A-B-C, D-E-F y G-H-I), el rendimiento permanece constante y lo único que cambia es la toma de decisión, lo que permite obtener una medida de efectos secundarios. En cambio, cuando se comparan escenarios contenidos en una misma columna (A-D-G, B-E-H y C-F-I), la toma de decisión permanece constante y es el rendimiento el que cambia, pudiendo así calcular los efectos primarios. Si se ponen en relación ambos efectos con el volumen total de desigualdad, puede determinarse el porcentaje que queda explicado vía rendimiento y vía toma de decisión, esto es, la importancia relativa de los efectos primarios y secundarios.

Es por tanto necesario calcular la probabilidad de que un alumno decida matricularse en la educación posobligatoria (EPO) en cada uno de esos nueve escenarios. Para dicha estimación, Erikson *et al.* (2005) propusieron el siguiente modelo:

$$P_{jk}(EPO) = \int \left(\frac{1}{\sigma_j \sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(x-\mu_j)^2}{2\sigma_j^2}} \right) \left(\frac{e^{a_k + b_k x}}{1 + e^{a_k + b_k x}} \right) dx \quad [1]$$

El primer término de la integral describe la distribución de rendimiento (x) de la clase social j , asumiendo que sigue una distribución normal de media μ_j y desviación típica σ_j y recurriendo a su

función de probabilidad. El segundo término de la integral representa la distribución de la toma de decisión de la clase k , empleando un modelo de regresión logística de coeficientes a_k y b_k para predecir la decisión de continuación de estudios a partir del rendimiento del alumno. Cuando j y k hacen referencia a la misma clase social, la expresión [1] estima la probabilidad asociada a los escenarios factuales recogidos en la tabla 4, mientras que si hacen referencia a clases distintas se obtiene uno de los escenarios contrafactuales.

Conocidas las probabilidades correspondientes a cada escenario, es posible obtener los valores *odds ratio*, Q_{jk} , calculando el cociente de la probabilidad de transición y la probabilidad de no transición:

$$Q_{jk} = \frac{P_{jk}}{1 - P_{jk}} \quad [2]$$

Los *odds ratio* expresan cuánto más probable es que un alumno, en un escenario concreto, decida continuar estudios a abandonar. Calculando el cociente de *odds ratio* de distintos escenarios se obtienen los *synthesized odds ratio*, que informan sobre cuánto más probable es que un alumno decida continuar estudios a abandonar en un escenario que en otro. Obsérvese que la desigualdad entre clases queda expresada por los *synthesized odds ratio* que comparan los escenarios factuales Q_{BB} , Q_{MM} y Q_{AA} entre sí. Por ejemplo, el *synthesized odds ratio* $Q_{BB,AA}$ recoge la desigualdad existente entre las clases alta y baja, y puede descomponerse de las dos formas siguientes:

$$Q_{BB \cdot AA} = \frac{Q_{BB}}{Q_{AA}} = \frac{\frac{P_{BB}}{1-P_{BB}}}{\frac{P_{AA}}{1-P_{AA}}} = \frac{\frac{P_{BA}}{1-P_{BA}}}{\frac{P_{AA}}{1-P_{AA}}} \times \frac{\frac{P_{BB}}{1-P_{BB}}}{\frac{P_{BA}}{1-P_{BA}}} = Q_{BA \cdot AA} \times Q_{BB \cdot BA} \quad [3]$$

$$Q_{BB \cdot AA} = \frac{Q_{BB}}{Q_{AA}} = \frac{\frac{P_{BB}}{1-P_{BB}}}{\frac{P_{AA}}{1-P_{AA}}} = \frac{\frac{P_{BB}}{1-P_{BB}}}{\frac{P_{AB}}{1-P_{AB}}} \times \frac{\frac{P_{AB}}{1-P_{AB}}}{\frac{P_{AA}}{1-P_{AA}}} = Q_{BB \cdot AB} \times Q_{AB \cdot AA} \quad [4]$$

Tomando logaritmos a ambos lados de las expresiones [3] y [4], $L_{jk} = \ln(Q_{jk})$, se convierten los anteriores productos en sumas, de forma que el efecto total del origen social sobre la decisión analizada puede ser expresado como la acción agregada de un efecto primario y un efecto secundario.

$$L_{BB \cdot AA} = L_{BA \cdot AA} + L_{BB \cdot BA} \quad [5]$$

$$L_{BB \cdot AA} = L_{BB \cdot AB} + L_{AB \cdot AA} \quad [6]$$

No obstante, las expresiones [5] y [6] pueden conducir a resultados diferentes, siendo habitual el cálculo de su media para obtener una medida definitiva de efectos primarios y secundarios del origen social:

$$EP = \frac{L_{BA \cdot AA} + L_{BB \cdot AB}}{2} \quad [7]$$

$$ES = \frac{L_{BB \cdot BA} + L_{AB \cdot AA}}{2} \quad [8]$$

Calculando la proporción que cada uno representa respecto de $L_{BB \cdot AA}$, se obtendría la importancia relativa de los efectos primarios y secundarios del origen social.

RESULTADOS

Desigualdad en la decisión de continuación de estudios tras la educación obligatoria

A fin de observar la desigualdad en la decisión de matriculación en la educación posobligatoria, las tablas 5 y 6 desagregan dicha decisión en función del origen social del encuestado y su rendimiento. Para hacer comparable la exposición de resultados de ambas bases de datos, se ha calculado la pertenencia a los quintiles muestrales de rendimiento en PISA 2003. En el apartado siguiente recuperaremos el carácter continuo de la variable de rendimiento PISA para el cálculo de la importancia relativa de los efectos primarios y secundarios.

El primer resultado reseñable es la notable diferencia entre la decisión de continuación de estudios manifestada por la cohorte 1980-1990 participante en la ECSES (el 54% de los encuestados) y la decisión anticipada manifestada en PISA 2003 por la cohorte nacida en 1988 (el 86% de los alumnos). Como anticipábamos, trabajar con PISA implica considerar un cierto número de alumnos que finalmente no se enfrentarán a la decisión de continuar aunque, en el momento de ser encuestados en la prueba, manifiesten su deseo de hacerlo. Precisamente por esa razón trataremos la importancia relativa de los efectos secundarios hallada en PISA 2003 como un límite infe-

rior. No obstante, cuanto más alejada la decisión anticipada de la matriculación efectiva, mayor es la infraestimación de los efectos secundarios a que conduce PISA.

En segundo lugar, se observa una importante desigualdad en la decisión analizada reflejada en ambas bases de datos. En la ECSES, 20 puntos porcentuales separan la decisión de continuación de estudios de los encuestados con un padre trabajador de cuello blanco cualificado de la decisión de aquellos con un padre trabajador de cuello azul no cualificado. La diferencia en PISA 2003 es algo menor, situándose en los 14 puntos porcentuales. Esa es la desigualdad que pretendemos descomponer entre efectos primarios y secundarios del origen social.

Parte de la diferencia en la transición a la educación posobligatoria entre clases sociales se deberá a la acción de efectos primarios, esto es, al distinto nivel de rendimiento que caracteriza a cada clase social. Podemos observar dichos efectos en los porcentajes horizontales mostrados en las filas de totales de las tablas 5 y 6, los cuales reflejan la distribución de rendimiento en función del origen social. En la ECSES, la clase alta aglutina el 67% de las respuestas en las categorías «buenas» y «muy buenas» notas, mientras que la clase baja concentra tan solo el 54% de las respuestas en esas mismas dos categorías. Las clases altas recuerdan haber desarrollado un mejor rendimiento durante la educación obligatoria. En PISA 2003 las diferencias son mucho más acusadas: mientras que el 55% de los alumnos de clase alta se concentran en los dos quintiles de mayor desempeño en PISA, entre los alumnos de clase baja ese porcentaje se reduce al 30%.

Además, ambas tablas reflejan con claridad que, para todas las clases sociales, la decisión de continuación de estudios es más habitual cuanto mayor es el rendimiento previamente demostrado. Por tanto, las anteriores diferencias de rendimiento

entre clases sociales se transformarán en desigualdades en la continuación a la educación posobligatoria porque la capacitación para asumir la exigencia de la Educación Secundaria Superior y la Educación Terciaria no queda distribuida por igual entre las distintas clases sociales.

Debe insistirse en que la dispersión en la distribución del rendimiento en PISA 2003 es mucho mayor que en la ECSES, donde el 75% de las respuestas totales se concentran en las categorías «regulares» y «buenas» notas. Si el indicador de rendimiento varía poco en el total muestral, tendrá escasa capacidad para explicar las diferencias entre clases en la decisión de continuación de estudios. De ahí que el trabajo con la ECSES sobreestime la importancia relativa de los efectos secundarios y que debamos interpretar tales resultados como un límite superior.

Las tablas 5 y 6 nos permiten identificar también la acción de efectos secundarios. Recordemos que tales efectos no implican únicamente que los alumnos de clases altas sean más ambiciosos que sus compañeros de clases bajas. Eso podría deberse sencillamente a su mejor rendimiento previo, esto es, a efectos primarios. Lo que implica la acción de efectos secundarios es que, a idéntico rendimiento previo, los alumnos de clases altas son más ambiciosos que sus compañeros de clases bajas. Así pues, observar los efectos secundarios requiere analizar qué ocurre dentro de cada nivel de rendimiento.

Obsérvese, por ejemplo, lo que sucede dentro de la categoría de rendimiento «buenas notas» en la ECSES. Mientras que el 70% del alumnado de clase alta manifestó haberse matriculado en algún nivel posobligatorio, el 58% del alumnado de clase baja había hecho lo propio, existiendo 12 puntos porcentuales de diferencia entre alumnos que recordaban haber obtenido las mismas calificaciones escolares. Podemos repetir el mismo ejercicio para PISA 2003. El 67% de

los alumnos de clase alta enmarcados en el primer quintil de rendimiento en las pruebas PISA habían decidido continuar estudios tras la ESO, mientras que ese porcentaje se reducía al 54% para el alumnado de clase

baja. De nuevo 13 puntos de diferencia entre alumnos de distinta clase social con un mismo rendimiento previo. Ambas bases de datos reflejan, por tanto, la acción de efectos secundarios.

TABLA 5. Desagregación de la decisión de continuación de estudios tras la educación obligatoria por origen social y rendimiento previo

		ECSES (1980-1990)					
		Recuerdo de notas en educación obligatoria					
	Matriculación en educación posobligatoria	Muy malas notas	Malas notas	Regulares	Buenas notas	Muy buenas notas	Total
Clase baja	Sí	0	8	24	64	19	115
		0%	28%	29%	58%	76%	46%
	No	3	21	59	46	6	135
		100%	72%	71%	42%	24%	54%
Total	3	29	83	110	25	250	
		1%	12%	33%	44%	10%	100%
Clase media	Sí	1	10	78	146	58	293
		8%	18%	37%	62%	81%	50%
	No	11	47	133	91	14	296
		92%	82%	63%	38%	19%	50%
Total	12	57	211	237	72	589	
		2%	10%	36%	40%	12%	100%
Clase alta	Sí	1	10	47	114	62	234
		17%	48%	53%	70%	84%	66%
	No	5	11	42	49	12	119
		83%	52%	47%	30%	16%	34%
Total	6	21	89	163	74	353	
		2%	6%	25%	46%	21%	100%
Total	Sí	2	28	149	324	139	642
		10%	26%	39%	64%	81%	54%
	No	19	79	234	186	32	550
		90%	74%	61%	36%	19%	46%
Total	21	107	383	510	171	1192	
		2%	9%	32%	43%	14%	100%

Fuente: Elaboración propia a partir de ECSES.

TABLA 6. Desagregación de la decisión de continuación de estudios tras la educación obligatoria por origen social y rendimiento previo

		PISA 2003						
		Matriculación en educación posobligatoria	Recuerdo de notas en educación obligatoria					Total
			Quintil 1	Quintil 2	Quintil 3	Quintil 4	Quintil 5	
Clase baja	Sí	254	327	331	295	250	1.456	
		54%	77%	90%	99%	99%	80%	
	No	217	97	38	4	2	358	
46%		23%	10%	1%	1%	20%		
Total		471	424	369	299	252	1.814	
		26%	23%	20%	16%	14%	100%	
Clase media	Sí	620	851	932	920	807	4.131	
		55%	80%	91%	97%	99%	83%	
	No	501	216	87	25	8	836	
45%		20%	9%	3%	1%	17%		
Total		1.121	1.067	1.019	945	815	4.967	
		23%	21%	21%	19%	16%	100%	
Clase alta	Sí	201	412	572	748	962	2.894	
		67%	86%	96%	99%	99%	94%	
	No	99	68	25	4	4	201	
33%		14%	4%	1%	0%	6%		
Total		300	480	597	752	967	3.095	
		10%	16%	19%	24%	31%	100%	
Total	Sí	1.074	1.590	1.835	1.963	2.019	8.481	
		57%	81%	92%	98%	99%	86%	
	No	817	381	149	33	14	1.395	
43%		19%	8%	2%	1%	14%		
Total		1.892	1.971	1.984	1.996	2.033	9.876	
		19%	20%	20%	20%	21%	100%	

Fuente: Elaboración propia a partir de PISA 2003.

Importancia relativa de los efectos primarios y secundarios

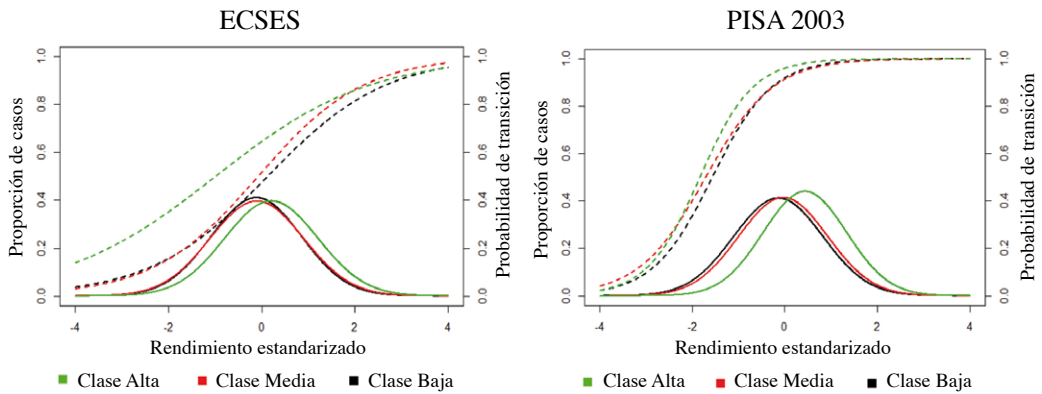
De lo anterior podemos concluir que en la desigualdad observada en la decisión de continuación de estudios tras la educación obligatoria en España operan efectos primarios y efectos secundarios del origen social, pero desconocemos su importancia relativa. A fin de descomponer dicha desigualdad se aplicará el modelo recogido en la anterior expresi-

ón [1], cuya implementación requiere calcular cuatro parámetros en cada clase social: la media (μ_j) y desviación típica (σ_j) de la distribución del rendimiento y los coeficientes del modelo de regresión logística (a_k y b_k) que predice la decisión de matriculación en educación posobligatoria a partir del rendimiento. La tabla 7 recoge tales parámetros, y el gráfico 1 muestra la representación de las distribuciones de rendimiento y curvas logísticas de cada clase social en cada base de datos.

TABLA 7. Parámetros de la distribución de rendimiento y decisión de matriculación en la educación posobligatoria para cada clase social

		μ_j	σ_j	a_k	b_k
ECSES	Clase baja	-0,1148	0,9720	-0,1010	0,7920
	Clase media	-0,1044	1,0064	0,0670	0,8870
	Clase alta	0,2064	1,0054	0,6000	0,6070
PISA 2003	Clase baja	-0,2398	0,9760	2,3310	1,5580
	Clase media	-0,1329	0,9960	2,3000	1,3770
	Clase alta	0,3538	0,9241	3,0650	1,6900

Fuente: Elaboración propia a partir de ECSES y PISA 2003.

GRÁFICO 1. Distribución de rendimiento y curvas logísticas de cada clase social

Fuente: Elaboración propia a partir de ECSES y PISA 2003.

Combinando los parámetros conforme establece cada escenario factual y contra-factual y resolviendo numéricamente la integral [1], se obtienen las probabilidades estimadas de continuación de estudios y los valores *odds ratio* correspondientes¹. Una manera sencilla de analizar el acierto del modelo [1] es comparar el resultado obtenido en los escenarios factuales (A, E, I) con las proporciones de encuestados de cada clase social que decidieron continuar estudios recogidas en las anteriores tablas

5 y 6. Puede comprobarse que las diferencias nunca superan las tres décimas de punto porcentual, indicando un buen ajuste del modelo.

Las tablas 8 y 9 muestran la probabilidad de transición a la educación posobligatoria en los escenarios factuales y contra-factuales en ambas bases de datos. Su interpretación es sencilla. Obsérvense, por ejemplo, los resultados obtenidos para la ECSES, donde el encuestado medio de clase baja tiene una probabilidad de haberse matriculado en educación posobligatoria del 45,6%. Lo que la tabla 8 nos indica es que si ese encuestado de clase baja hu-

¹ Siguiendo a Erikson *et al.* (2005), se han fijado los límites de integración en -4 y 4.

biese rendido como suele, pero hubiese tomado decisiones como un encuestado de clase media, esa probabilidad aumentaría hasta el 49,3%, y llegaría hasta el 62% en caso de tomar decisiones como un encuestado de clase alta. En cambio, si ese encuestado típico de clase baja hubiese decidido como es habitual en su clase social, pero hubiese rendido como un encuestado

de clase media, la probabilidad aumentaría al 46%, y al 51,4% en caso de rendir como un encuestado de clase alta. Es decir, tomar decisiones o rendir como es propio en una clase social más alta siempre incrementa la probabilidad de haber decidido continuar estudios tras la educación obligatoria. Lo mismo vale para los resultados obtenidos en PISA 2003.

TABLA 8. Probabilidad estimada de matriculación en la educación posobligatoria y valores odds ratio asociados a cada escenario factual y contrafactual

		Toma de decisión		
		Clase baja	Clase media	Clase alta
Probabilidad de continuación de estudios				
	Clase baja	45,8%	49,2%	62,0%
Rendimiento	Clase media	46,0%	49,5%	62,1%
	Clase alta	51,4%	55,3%	66,1%
Odds ratio				
	Clase baja	0,8440	0,9704	1,6343
Rendimiento	Clase media	0,8511	0,9783	1,6398
	Clase alta	1,0560	1,2376	1,9523

Fuente: Elaboración propia a partir de ECSES.

TABLA 9. Probabilidad estimada de matriculación anticipada en la educación posobligatoria y valores odds ratio asociados a cada escenario factual y contrafactual

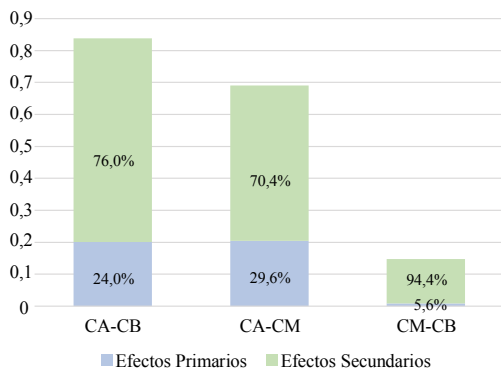
		Toma de decisión		
		Clase baja	Clase media	Clase alta
Probabilidad de continuación de estudios				
	Clase baja	80,3%	81,7%	86,6%
Rendimiento	Clase media	82,0%	83,2%	87,9%
	Clase alta	89,9%	90,2%	93,9%
Odds ratio				
	Clase baja	4,0878	4,4787	6,4876
Rendimiento	Clase media	4,5662	4,9680	7,2845
	Clase alta	8,8552	9,1727	15,3897

Fuente: Elaboración propia a partir de PISA 2003.

Conocidas las probabilidades de transición en los escenarios factuales y contra-factuales de ambas bases de datos, podemos calcular la importancia relativa de los efectos primarios y secundarios. Los resultados se muestran en los gráficos 2 y 3, expresando la desigualdad en *log odds* y representando la importancia relativa en términos porcentuales respecto a la desigualdad total.

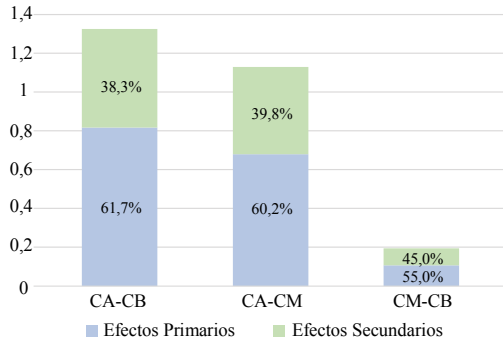
La ECSES ofrece resultados que reproducen aquellos de Bernardi y Cebolla (2014), donde alrededor del 75% de la desigualdad entre las clases alta y baja, y entre las clases alta y media es imputable a efectos secundarios. Ese porcentaje se eleva al 94% en la comparación entre las clases media y baja. Como la diferencia de rendimiento entre ambas clases es mínima, no hay espacio para que actúen efectos primarios. Nótese, además, que la desigualdad observada entre las clases media y baja es mucho menor que la observada entre las clases media y alta. Las principales diferencias se dan entre aquellos hogares donde el padre se desempeña como un trabajador de cuello blanco cualificado y el resto.

GRÁFICO 2. *Composición de la desigualdad en la decisión de matriculación en la educación posobligatoria.*



Fuente: Elaboración propia a partir de ECSES.

GRÁFICO 3. *Composición de la desigualdad en la decisión anticipada de matriculación en la educación posobligatoria.*



Fuente: Elaboración propia a partir de PISA 2003.

En general, lo que podemos concluir a partir de la ECSES es un predominio abrumador de los efectos secundarios que, no obstante, es superior a los resultados encontrados en países occidentales homologables al caso español (Jackson, 2013). Es razonable asumir que el recuerdo de notas homogeniza artificialmente el rendimiento, sobreestimando por tanto los efectos secundarios. Recurrimos entonces a la base de datos PISA 2003 para acotar inferiormente esa estimación.

El panorama que describe PISA 2003 es similar en algunos aspectos al anterior y notablemente distinto en otros. De la misma forma que en la ECSES, la desigualdad entre las clases media y baja es mucho menor que la desigualdad entre las clases media y alta, indicando de nuevo que las desigualdades principales estriban en el hecho de que el padre se desempeñe como un trabajador de cuello blanco cualificado o no. Y, también como en el caso anterior, la importancia relativa más elevada de los efectos secundarios se da en la comparación entre las clases media y baja. No obstante, PISA 2003 muestra una prevalencia clara de los efectos primarios en todas las comparaciones

entre clases, con unos efectos secundarios que oscilan entre el 38% y el 45% de la desigualdad observada. Un indicador de rendimiento continuo, junto con el hecho de considerar la decisión anticipada de continuación de estudios en vez de la decisión definitiva, provocan ese cambio sustancial en la composición de la desigualdad.

Considerando conjuntamente los resultados de ambas bases de datos, podemos concluir que los efectos secundarios dan cuenta de entre el 38% y el 76% de la desigualdad entre la clase alta y baja; de entre el 40% y el 70% de la desigualdad entre la clase alta y media; y de entre el 45% y el 94% de la desigualdad entre la clase media y baja.

CONCLUSIONES

El presente trabajo ha analizado la composición de la desigualdad en la transición a la educación posobligatoria en España. Para ello ha debido enfrentarse al desierto en términos de información longitudinal sobre trayectorias escolares en el caso español. Carentes y a la espera de tales bases de datos, solo el desarrollo de estrategias de investigación como la aquí implementada nos acercan a una comprensión más precisa de las formas en que se genera la desigualdad educativa en nuestro país.

Partiendo de dos bases de datos, la Encuesta de Clases Sociales y Estructura Social del CIS publicada en el año 2006 y el estudio PISA del año 2003, se ha podido comprobar que, en la línea de lo apuntado por investigaciones anteriores (Bernardi y Requena, 2010; Elias Andreu y Daza Pérez, 2017; Tarabini y Curran, 2015), existe una importante desigualdad en la decisión de continuación de estudios tras la educación obligatoria en España, donde 20 puntos porcentuales separan las clases alta y baja en la ECSES y 14 puntos en PISA 2003.

Dicha desigualdad se genera, como hemos podido comprobar, a partir de la acción tanto de efectos primarios, asociados al rendimiento diferencial de las distintas clases sociales, como de efectos secundarios, derivados de la particular forma de resolver el proceso de toma de decisiones educativas de cada clase una vez controlado el rendimiento previo. Trabajos anteriores habían estimado la importancia relativa de los efectos secundarios en alrededor del 75% (Bernardi y Cebolla, 2014), lo que supone un resultado muy superior a los efectos secundarios encontrados en transiciones homologables en el contexto internacional (Jackson, 2013).

Sin duda, la comprensividad del caso español invita a esperar unos efectos secundarios elevados. Al retrasar la edad en que se toma la primera gran decisión educativa en la vida escolar de los alumnos (a los 16 años en España) y al no realizar ninguna prueba final al acabar la educación obligatoria que abra o cierre el acceso a las distintas vías curriculares posobligatorias, los efectos secundarios deben ser elevados. No obstante, una importancia relativa de alrededor del 75% es demasiado alta. Como hemos podido ver en la exposición de resultados, la predominancia de los efectos secundarios en la ECSES se debe a un indicador de rendimiento artificialmente homogéneo y, por tanto, incapaz de explicar una parte significativa de las desigualdades encontradas. El trabajo con otras bases de datos que también recogen el recuerdo de notas, como la Encuesta de la Juventud Catalana (EJC), genera resultados muy similares a los aquí expuestos por una idéntica concentración de las respuestas en dos categorías.

La consideración de un indicador continuo en la base de datos PISA 2003, junto con un indicador de transición educativa que recoge la decisión anticipada de continuación de estudios y no la matriculación definitiva, elevan sustancialmente la impor-

tancia relativa de los efectos primarios. Al emplear la decisión anticipada, sabemos que estamos infraestimando los efectos secundarios, lo que nos permite interpretar los resultados ofrecidos por PISA 2003 como un límite inferior.

La comparación de ambas bases de datos nos ha permitido concluir que los efectos secundarios dan cuenta de entre un 40% y un 75% de la desigualdad en la transición a la educación posobligatoria. Sin duda, los intervalos ofrecidos son amplios, pero nos permiten hacer una matización muy importante de las conclusiones que alcanzaríamos recurriendo únicamente a la ECSES. Por un lado, reafirman el hecho de que los efectos secundarios dan cuenta de una parte importante de la desigualdad en la transición a la educación posobligatoria en España (algo en torno al 50%). Esa importancia de los efectos secundarios constituye una conclusión fundamental, ya que la mayor parte de la política educativa española se esfuerza por reducir o abordar los efectos primarios, esto es, por desarrollar programas de atención al bajo rendimiento dirigidos a la recuperación académica de aquellos alumnos que encuentran mayores dificultades durante la educación obligatoria. En la medida en que el fracaso escolar y, en general, el bajo rendimiento, constituyen situaciones más habituales entre los alumnos de extracción social baja, diseñar programas que se esfuercen por atender esas necesidades académicas es equivalente a tratar de reducir los efectos primarios del origen social.

El problema es que esa concentración de esfuerzos ha ido de la mano de una significativa desatención del proceso de toma de decisiones educativas, en general, y de las desigualdades asociadas a dicho proceso, en particular, lo que, dada la importancia aquí apuntada de los efectos secundarios, limita gravemente las posibilidades de reducir las desigualdades en la configuración de los itinerarios formativos del alumnado español. Como han mostrado distintos estudios inter-

nacionales (Dollmann, 2016; Neugebauer y Schindler, 2012), abordar los efectos secundarios en la primera gran transición de un sistema educativo es una forma eficaz de reducir la desigualdad en transiciones posteriores.

Por otro lado, los resultados aquí ofrecidos nos alejan de un escenario donde tres cuartas partes de la desigualdad en la transición a la educación posobligatoria se producen vía efectos secundarios, lo cual obliga a enfatizar la necesidad de mejorar la disponibilidad de información sobre trayectorias escolares a nivel nacional. Como escribieron Breen y Jonsson (2005: 235), «nuestro conocimiento sobre el mundo nunca es mejor que los datos sobre los que se basa». España necesita mejores bases de datos con las que estudiar la desigualdad en momentos de transición educativa, para así evaluar el efecto que las múltiples reformas educativas y los distintos programas de atención al bajo rendimiento puedan estar ejerciendo sobre la toma de decisión y las desigualdades que en tal proceso se generan.

BIBLIOGRAFÍA

- Bernardi, Fabrizio y Cebolla, Héctor (2014). «Clase social de origen y rendimiento escolar como predictores de las trayectorias educativas/Social Class and School Performance as Predictors of Educational Paths in Spain». *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 146: 3-22. doi: <https://doi.org/10.5477/cis/reis.146.3>
- Bernardi, Fabrizio y Requena, Miguel (2010). «Desigualdad y puntos de inflexión educativos: el caso de la educación post-obligatoria en España». *Revista de Educación, número extraordinario*: 93-118.
- Boudon, Raymond (1974). *Education, Opportunity, and Social Inequality: Changing Prospects in Western Society*. New York: Wiley.
- Bourdieu, Pierre y Passeron, Jean Claude (1998). *La Reproducción: elementos para una teoría del sistema de enseñanza*. México, D.F.: Fontamara.
- Breen, Richard y Goldthorpe, John H. (1997). «Explaining education differentials: towards a formal rational action theory». *Rationality and Society*, 9(3): 275-305. doi: 10.1177/104346397009003002

- Breen, Richard y Jonsson, Jan O. (2005). «Inequality of Opportunity in Comparative Perspective: Recent Research on Educational Attainment and Social Mobility». *Annual Review of Sociology*, 31: 223-243. doi: 10.1146/annurev.soc.31.041304.122232
- Büchner, Charlotte y Velden, Rolf van der (2013). «How Social Background Affects Educational Attainment over Time in the Netherlands». En: Jackson, Michelle (ed.). *Determined to Succeed? Performance vs Choice in Educational Attainment*. California: Stanford University Press.
- Cebolla, Héctor y Martínez de Lizarrondo, Antidio (2015). «Las expectativas educativas de la población inmigrante en Navarra. ¿Optimismo inmigrante o efectos de escuela?». *Revista Internacional de Sociología*, 73(1): 1-13. doi: 10.3989/ris.2013.02.22
- Contini, Dalit y Scagni, Andrea (2013). «Social-Origin Inequalities in Educational Careers in Italy». En: Jackson, Michelle (ed.). *Determined to Succeed? Performance vs Choice in Educational Attainment*. California: Stanford University Press.
- Daza Pérez, Lidia; Troiano, Helena y Elias Andreu, Marina (2019). «La transición a la universidad desde el bachillerato y desde el CFGS. La importancia de los factores socioeconómicos». *Papers. Revista de Sociología*, 1(1): 1-21. doi: 10.5565/rev/papers.2546
- Dollmann, Jörg (2016). «Less Choice, Less Inequality? A Natural Experiment on Social and Ethnic Differences in Educational Decision-Making». *European Sociological Review*, 32(2): 203-215. Disponible en: <https://doi.org/10.1093/esr/jcv082>
- Elias Andreu, Marina y Daza Pérez, Lidia (2017). «¿Cómo deciden los jóvenes la transición a la educación posobligatoria? Diferencias entre centros públicos y privados-concertados». *Revista de la Asociación de Sociología de la Educación*, 10(1): 5-22. doi: 10.7203/RASE.10.1.9135
- Erikson, Robert y Jonsson, Jan O. (1996). *Can education be equalized? The Swedish case in comparative perspective*. Boulder, Colorado: Westview Press.
- Erikson, Robert; Goldthorpe, John H.; Jackson, Michelle; Yaish, Meir y Cox, D. R. (2005). «On Class Differentials in Educational Attainment». *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 102(27): 9730-9733. doi: 10.1073/pnas.0502433102
- Erikson, Robert y Rudolphi, Frida (2010). «Change in Social Selection to Upper Secondary School - Primary and Secondary Effects in Sweden». *European Sociological Review*, 26(3): 291-305. doi: 10.1093/esr/jcp022
- Gambetta, Diego (1987). *Were they pushed or did they jump? Individual decision mechanisms in education*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Holm, Anders y Jaeger, Mads Meier (2013). «Dentist, Driver, or Dropout? Family Background and Secondary Education Choices in Denmark». En: Jackson, M. (ed.). *Determined to Succeed? Performance vs Choice in Educational Attainment*. California: Stanford University Press.
- Ichou, Mathieu y Vallet, Louis André (2013). «Academic Achievement, Tracking Decisions, and Their Relative Contribution to Educational Inequalities: Change over Four Decades in France». En: Jackson, M. (ed.). *Determined to Succeed? Performance vs Choice in Educational Attainment*. California: Stanford University Press.
- Jackson, Michelle (ed.) (2013). *Determined to succeed? Performance vs choice in educational attainment*. California: Stanford University Press.
- Jackson, Michelle; Erikson, Robert; Goldthorpe, John H. y Yaish, Meir (2007). «Primary and Secondary Effects in Class Differentials in Educational Attainment: The Transition to A-Level Courses in England and Wales». *Acta Sociologica*, 50(3): 211-29. doi: 10.1177/0001699307080926
- Jackson, Michelle y Jonsson, Jan O. (2013). «Why Does Inequality of Educational Opportunity Vary across Countries?». En: Jackson, M. (ed.). *Determined to Succeed? Performance vs Choice in Educational Attainment*. California: Stanford University Press.
- Jerrim, John; Chmielewski, Anna K. y Parker, Phil (2015). «Socioeconomic Inequality in Access to High-Status Colleges: A Cross-Country Comparison». *Research in Social Stratification and Mobility*, 42: 20-32. doi: 10.1016/j.rssm.2015.06.003
- Kloosterman, Rianne; Ruiters, Stijn; De Graaf, Paul M y Kraaykamp, Gerbert (2009). «Parental Education, Children's Performance and the Transition to Higher Secondary Education: Trends in Primary and Secondary Effects over Five Dutch School Cohorts (1965-99)». *The British Journal of Sociology*, 60(2): 377-98. doi: 10.1111/j.1468-4446.2009.01235.x

- Lucas, Samuel R. (2001). «Effectively Maintained Inequality: Education Transitions, Track Mobility, and Social Background Effects». *American Journal of Sociology*, 106(6): 1642-1690. doi: <https://doi.org/10.1086/321300>
- Mare, Robert D. (1980). «Social Background and School Continuation Decisions». *Journal of the American Statistical Association*, 75(370): 295-305. doi: 10.2307/2287448
- Mare, Robert D. (1981). «Change and Stability in Educational Stratification». *American Sociological Review*, 46(1): 72-87.
- Martínez García, José Saturnino (2007). «Clase social, género y desigualdad de oportunidades educativas». *Revista de Educación*, 342: 287-306.
- Martínez García, José Saturnino (2008). «Clase social, tipo de familia y logro educativo en Canarias». *Papers. Revista de Sociología*, 87: 77-100. doi: 10.5565/rev/papers/v87n0.790
- Martínez García, José Saturnino (2011). «Género y origen social: diferencias grandes en fracaso escolar administrativo y bajas en rendimiento educativo». *Revista de la Asociación de Sociología de la Educación*, 4(3): 270-85.
- Martínez García, José Saturnino (2014). «Clase obrera, género y éxito educativo: inteligencia, expectativas y didáctica». *Revista de la Asociación de Sociología de la Educación*, 7(2): 449-467.
- Morgan, Stephen L. (2012). «Models of College Entry in the United States and the Challenges of Estimating Primary and Secondary Effects». *Sociological Methods and Research*, 41(1): 17-56. doi: 10.1177/0049124112440797
- Neugebauer, Martin y Schindler, Steffen (2012). «Early Transitions and Tertiary Enrolment: The Cumulative Impact of Primary and Secondary Effects on Entering University in Germany». *Acta Sociologica*, 55(1): 19-36. doi: 10.1177/0001699311427747.
- Neugebauer, Martin; Reimer, David; Schindler, Steffen y Stocké, Volker (2013). «Inequality in Transitions to Secondary School and Tertiary Education in Germany». En: Jackson, M. (ed.). *Determined to Succeed? Performance vs Choice in Educational Attainment*. California: Stanford University Press.
- Tarabini, Aina y Curran, Marta (2015). «El efecto de la clase social en las decisiones educativas: un análisis de las oportunidades, creencias y deseos educativos de los jóvenes». *Revista de Investigación en Educación*, 13(1): 7-26.
- Willis, Paul (1981). *Learning to labor. How working class kids get working class jobs*. New York: Columbia University Press.

RECEPCIÓN: 06/09/2018

REVISIÓN: 18/12/2018

APROBACIÓN: 13/09/2019

Primary and Secondary Effects of Social Origin in the Transition to Post-Compulsory Education in Spain

Efectos primarios y secundarios del origen social en la transición a la educación posobligatoria en España

Manuel T. Valdés

Key words

Educational Inequality
 • Primary and Secondary Effects
 • Academic Performance
 • Educational Decision-Making

Palabras clave

Desigualdad educativa
 • Efectos primarios y secundarios
 • Rendimiento académico
 • Toma de decisiones educativas

Abstract

The inequality observed in educational decision-making may be broken down into the effect of social origin on academic performance (primary effect) and the educational decision-making process itself (secondary effect). Prior studies on enrollment decisions regarding post-secondary education in Spain have suggested that the relative importance of secondary effects may reach three-quarters of all inequality. However, the performance measure used may have led to an overestimation of these secondary effects. This work examines the potential overestimation using the Survey of Social Classes and Social Structure and the PISA study. It concludes that, while secondary effects explain a significant part of the inequality observed in the transition to post-compulsory education, they do not account for three-quarters of said inequality.

Resumen

La desigualdad observada en una decisión educativa puede descomponerse en el efecto que el origen social genera sobre el rendimiento académico (efecto primario) y sobre la propia toma de decisiones educativas (efecto secundario). Trabajos previos sobre la decisión de matriculación en la educación posobligatoria en España han estimado la importancia relativa de los efectos secundarios en tres cuartas partes de la desigualdad total. No obstante, el indicador de rendimiento empleado apunta a una sobreestimación de los efectos secundarios. El presente estudio ha puesto a prueba dicha estimación recurriendo a la Encuesta de Clases Sociales y Estructura Social y el estudio PISA, observando que, si bien los efectos secundarios representan una parte significativa de la desigualdad en la transición a la educación postobligatoria, no llegan a explicar tres cuartas partes de esa desigualdad.

Citation

Valdés, Manuel T. (2020). "Primary and Secondary Effects of Social Origin in the Transition to Post-Compulsory Education in Spain". *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 171: 125-144. (<http://dx.doi.org/10.5477/cis/reis.171.125>)

Manuel T. Valdés: Universidad Complutense de Madrid | manueltv@ucm.es

INTRODUCTION

Inequality in the decision to enrol in post-compulsory education has been widely studied in Spain. This study offers an analysis of the much less examined composition of this inequality, in an attempt to determine the relative importance of the channels through which it operates. It makes an initial distinction between primary and secondary effects of social origin, in which the inequality between social classes in a specific educational transition may be expressed as a combined action of the effect of social extraction on academic performance (primary effects) and the specific way in which each class makes educational decisions upon reaching a certain level of school performance (secondary effects).

Bernardi and Cebolla (2014) studied the distinction between primary and secondary effects in the transition to post-compulsory education using the Survey of Social Classes and Social Structure. They observed that three-fourths of total inequality were attributable to secondary effects. However, the characteristics of the database used suggest a potential overestimation of these effects. The objective of this work is to qualify those results, examining which effects are truly majoritarian in the decision to enrol in post-compulsory education. For this, the anticipated decision of continuation into post-compulsory education was used as expressed in the 2003 wave of PISA.

The article is structured as follows. The first section presents some theoretical approaches that have been used in the study of educational decision-making and the decomposition into primary and secondary effects of the inequality on said decisions. The second section explains the objectives and hypotheses of the study. The third section describes

the scarcity of data about educational transitions in the Spanish case and justifies the use of PISA. In the fourth and fifth sections, the variables are described along with the decomposition methodology used. The results are detailed in the sixth section and the final section offers the study's conclusions.

INEQUALITY IN EDUCATIONAL DECISION-MAKING: PRIMARY AND SECONDARY EFFECTS OF SOCIAL ORIGIN

For decades now, the field of Sociology of Education has studied inequality in academic achievement. Part of that research has been dedicated to the study of the educational decision-making process, understood as the series of educational decisions that progressively make up the academic trajectory of the student.

Distinct theoretical approaches have considered this process. Using a rational action perspective, authors such as Breen and Goldthorpe (1997) and Erikson and Jonsson (1996) have examined how students make educational decisions by analyzing the structure of costs and benefits associated with the set of educational alternatives.

In contrast to these positions and based on the work of Bourdieu (1998), other authors have considered the notions of habitus and cultural capital to explain how the material conditions of existence in which students grow structure the mental schemes used to perceive the world and their possibilities within it. Authors such as Gambetta (1987) have preferred to contemplate a mixed option between both positions, proposing that students make rational decisions considering a range of alternatives restricted by structural constraints that affect each

social class differently. Gambetta (1987) proposed the hypothesis of the over-adaptation to the perceived structure of opportunities, where, faced with the same probability of success, students from the lower classes tend to be excessively cautious and those from the upper classes excessively daring in their educational decisions. More distanced from these positions, the so-called resistance theories have analyzed cultural productions of working-class students and how they include forms of resistance and opposition to the academic logic that conditions the educational decision-making process (Willis, 1981). In any event, all of these approaches coincide in suggesting that during this process, major inequalities operate that affect the academic achievement of the students.

Furthermore, the definition of academic achievement is problematic. For decades, student achievement was defined as the number of schooling years (Breen and Jonsson, 2005). However, as the educational expansion processes intensified and a more diversified education offering was created, new indicators of educational achievement became necessary (Martínez García, 2011). In order to offer an alternative, Mare (1980, 1981) proposed to describe the academic trajectory of the student as a succession of educational transitions, reaching an increasing level of achievement as those transitions were progressively completed. At each transition, the student faces two type of decisions: one of which is vertical, where they opt to remain in the education system or abandon it; and the other is horizontal, where they select a curricular path within the following level. In this way, it is possible to analyze not only the quantity of education received, but also the type of education received (Lucas, 2001).

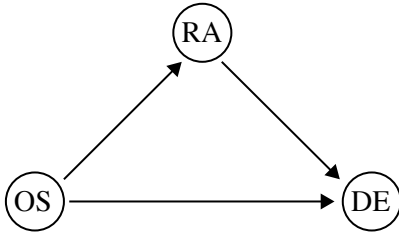
These decisions are conditioned by social origin, generating inequality be-

tween social classes in terms of probability of making a certain decision. From this inequality, three aspects may be analyzed: its magnitude at a certain moment in time, its evolution over a period of time or its composition, that is, the channels through which social origin operates when conditioning educational decisions.

In 1974, French sociologist Raymond Boudon popularized the most widespread form of conceptually breaking down inequality in educational decisions. On the one hand, there are the so-called primary effects of social origin, caused by the characteristic academic performance of students from different social classes. The resources available and the influences exercised in households that are more affluent promote better scholastic performance, thereby leading to increased educational and professional ambition and a higher probability of remaining in the educational system and opting for more demanding educational channels. These primary effects are described by the indirect effect relating social origin (SO) with the educational decision (ED) through academic performance (AP) in Figure 1.

However, when comparing two students having identical performance, but coming from distinct social classes, differences continue to be observed in the probability of opting for one alternative or the other. These differences are due to the specific way that individuals from distinct social classes resolve the educational decision-making process once reaching a certain level of performance. These are the so-called secondary effects. In other words, in addition to the previous indirect effect, there is a direct effect of social origin on the decision-making process, a social origin effect on the educational decision that goes beyond the control of academic performance.

FIGURE 1. Representation of the primary and secondary effects of social origin



All in all, students from the highest social classes are found to be more ambitious not only because they perform better (primary effects), but also because, at any performance level, they tend to prefer more demanding academic alternatives than their classmates from lower social classes (secondary effects). By relating both effects with total inequality, the relative importance of the primary and secondary effects of social origin on a specific decision is obtained.

OBJECTIVES

This work aims to decompose into primary and secondary effects the inequality observed in the decision to enrol in post-compulsory education. A number of studies have analyzed the action of primary and secondary effects in the Spanish case (Bernardi and Requena, 2010; Cebolla and Martínez de Lizarrondo, 2015; Daza Pérez *et al.*, 2019; Elias Andreu and Daza Pérez, 2017; Martínez García, 2007, 2008, 2014; Tarabini and Curran, 2015). However, the study of the relative importance of both effects is a type of research that has barely been developed in Spain, mainly due to the notable absence of suitable databases. In turn, there is a rich tradition of study on the relative importance of primary and sec-

ondary effects of social origin in countries with more suitable databases about educational transitions (Büchner and Van Velden, 2013; Contini and Scagni, 2013; Erikson and Rudolphi, 2010; Holm and Jæger, 2013; Ichou and Vallet, 2013; Jackson *et al.*, 2007; Jerrim *et al.*, 2015; Kloosterman *et al.*, 2009; Morgan, 2012; Neugebauer *et al.*, 2013; Neugebauer and Schindler, 2012).

Using a linear probability model based on the Survey of Social Classes and Social Structure (ECSES), Bernardi and Cebolla (2014) estimated that secondary effects were responsible for approximately three-fourths of the inequality observed in the transition to post-compulsory education in Spain for those born between 1960 and 1990. However, the measurement of academic performance based on recalled grades suggests an overestimation of secondary effects. The intention here is to use the information provided in the international PISA study to qualify those results, employing for that one of the most widespread procedures to decompose inequality into primary and secondary effects.

In terms of hypothesis, it is expected that secondary effects are overestimated by the ECSES, as it employs a categorical measure of academic performance based on the recall of grades that artificially homogenizes responses. A continuous performance indicator should reveal more marked differences between social classes, allowing for a greater relative importance of the primary effects.

Despite this, it is expected that secondary effects account for a significant amount of inequality in the transition to post-secondary education in Spain. It has been observed that the level of comprehensiveness of the education system and the level of selectivity of the transition un-

der consideration are key variables in the relative importance of primary and secondary effects (Jackson and Jonsson, 2013). The comprehensiveness of Compulsory Secondary Education (ESO) in Spain, where students follow a unified curriculum, and the low selectivity in the transition to Upper Secondary Education, without any external examinations that allow the transition or the access to certain educational alternatives, favors the existence of large secondary effects in the transition to post-compulsory education in Spain.

DATA

Bernardi and Cebolla (2014) examined the transition to post-compulsory education using the Survey of Social Class and Social Structure (ECSES) from 2006 carried out by the Spanish Sociological Research Center (CIS). However, there are several problems with the ECSES database. First, the survey is not restricted to a single age cohort that attended the education system under the same regulatory framework. Second, it is necessary to exclude those who were not born in Spain, since it is impossible to determine if they were educated in the Spanish education system or in their countries of origin. Third, the sample size of the database is not very large. Fourth, the ECSES was conducted only once, in 2006, making it impossible to perform comparisons over time. And fifth and most important, the performance indicator offered by the ECSES is a discreet variable consisting of the recollection of grades in only five categories (very poor grades, poor grades, average grades, good grades and very good grades). The homogenizing effect of recall leads to 75% of the responses being concentrated in the cat-

egories of Average and Good Grades. If academic performance varies slightly in the sample set, it will also vary slightly between social classes, being impossible that academic performance accounts for a significant part of the inequality observed in any transition. As a result, the work with the ECSES underestimates the relative importance of the primary effects, or complementarily, overestimates the relative importance of secondary effects.

Quantifying such overestimation is complicated given the absence of a suitable national database with information on educational transitions. A number of databases offer only part of the minimum information necessary to decompose the inequality in the decision of enrolment in post-compulsory education. The Survey on Occupational Prestige and Social Structure (EPOES) carried out by the CIS in 2013 offers information on academic achievement and social origin, but does not include the question on the recollection of grades present in the ECSES, preventing the analysis that is to be carried out here. The Program for the International Assessment of Adult Competencies (PIAAC) offers information on academic achievement and social origin, but the indicator of performance is referred to the moment of the interview and not to the time of the educational transition analysed. Just like the ECSES, both surveys share the problem of including very distinct age cohorts without offering a large sample size.

An excellent candidate for this analysis is the Survey on Education-Training Transitions and Labor Insertion (ETEFIL) of the Spanish National Statistical Institute (INE), whose longitudinal nature ensures working with a unique age cohort. However, along with the failure to update the data, the ETEFIL from 2005 did not ask students about their grades

in compulsory education, making impossible to distinguish primary and secondary effects.

This scarcity of appropriate data forces us to develop some strategy to qualify the results obtained with the ECSES. This work intends to do that making use of the 2003 wave of the PISA study, which offers some major advantages compared to the ECSES. On the positive side, the PISA database offers a large sample for a single one cohort, includes a continuous performance indicator that thoroughly describes three relevant components of the dominant definition of academic ability in schools (reading, mathematics and science), offers very detailed information on the social origin of the student, is standardized at international level and permits temporal analysis since a new wave is carried out every three years.

However, there is a major limitation to the use of PISA. Students participating in the study are 15 years of age, and, unless having repeated some course, are still enrolled in their last year of compulsory education. Given that none of the participants have completed yet the transition to post-compulsory education, the use of PISA requires to employ the *expectation* of enrolment instead of actual enrolment. This is referred to as the anticipated decision of continuation into post-compulsory education, as the expectation of enrolling in university, for instance, implies that the student has decided at 15 years of age to continue after compulsory education. The main problem when working with this anticipated decision is that it overestimates the primary effects, since it includes students with poor academic performance who ultimately will not face the decision to continue with their education because they will not earn the ESO diploma. If we knew who these students were and did not include them

in the analysis, performance would vary less across the sample and between social classes, thereby reducing primary effects.

Therefore, the use of PISA overestimates the relative importance of primary effects, or complementarily, underestimates the relative importance of secondary effects. But given that the ECSES overestimates secondary effects, we may interpret the results obtained through both databases as the minimum and maximum limits of the secondary effects in the decision to continue into post-compulsory education, which, given the precarious state of the previously described data, implies a notable improvement in our understanding of the way in which inequality in the educational decision-making process is generated in Spain.

It should also be noted that the differences between the anticipated and the actual decision of enrolment in post-compulsory education may not be very different for two reasons. First, because the PISA study interviewed students aged 15 who, if not retained at any course, were in their last year of compulsory education. It's reasonable to think that the temporal proximity between the declaration of their anticipated decision and the completion of compulsory education prevents major changes. Second and most important, because the decision analyzed here is that of enrolling in post-compulsory education and not which track to enrol in. It is likely that some students wait for their ultimate results in ESO before choosing between Baccalaureate or Middle Vocational Education (Elias Andreu and Daza Pérez, 2017), but it is more difficult that the decision of enrolment in post-compulsory education changes even when failing to complete ESO during the academic year in which the student was surveyed.

In conclusion, we can compare the results offered by PISA and the ECSES to delimit an upper and lower bound for the relative importance of secondary effects. However, the ECSES surveyed individuals of very different ages. To ensure the comparability between both sources of information, it will be analysed the cohort of ECSES respondents born between 1980 and 1990, and the participants in the 2003 wave of PISA, born in 1987 and 1988.

VARIABLES

To break down the inequality in the transition to post-compulsory education in Spain, the following variables will be used:

Social origin. The ECSES does not have information on the social origin except for the parent's occupation when the surveyed individual was 16 years old. Although PISA collects much more information than that, the desire to compare both databases requires the same operationalization of social origin. Therefore, father's occupation is recoded distinguishing Skilled White-Collar workers (Upper Class), Unskilled White-Collar and Skilled Blue-Collar workers (Middle Class) and Unskilled Blue-Collar workers (Lower Class).

TABLE 1. *Distribution by social class*

Social class	ECSES (1980-1990)		PISA 2003	
	N	%	N	%
Lower class (Unskilled Blue Collar Worker)	250	21.0%	1,814	18.4%
Middle class (Skilled Blue Collar Workers + Unskilled Blue Collar Workers)	589	49.4%	4,967	50.3%
Upper Class (Skilled White Collar Workers)	353	29.6%	3,095	31.3%
Total	1,192		9,876	

Source: ECSES and PISA 2003.

Transition to Post-Compulsory Education. The ECSES asked about the maximum level of education in which the surveyed individuals had been enrolled. The transition is considered to have been successfully completed if the surveyed individual responded any post-compulsory level. Using PISA is more problematic, as participants have not completed yet compulsory education and only reported their anticipated decision of enrollment. It has been considered that the student had decided to enrol in post-compulsory education if they expected to complete Baccalaureate, Middle Vocational Education, Higher Vocational Education or university studies.

TABLE 2. *Distribution by performance*

Grade recall /Performance PISA	ECSES (1980-1990)		PISA 2003		
	N	%	N	Performance	%
Very poor/Quintile 1	21	1.8%	1,975	-1.4697	20.0%
Poor/Quintile 2	107	9.0%	1,975	-0.5025	20.0%
Average/Quintile 3	383	32.1%	1,975	0.0563	20.0%
Good/Quintile 4	510	42.8%	1,976	0.5944	20.0%
Very good/Quintile 5	171	14.3%	1,975	1.3217	20.0%
Total	1,192		9,876	0,0000	

Source: ECSES and PISA 2003.

Performance. The ECSES asked participants to recall their grades at the age of 16, being offered five possible responses: very poor, poor, average, good and very good. It has been noted how the use of a categorical variable based on recollection of grades artificially homogenized performance. On the other hand, the indicator of performance in PISA is based on three tests that assess mathematical, scientific and reading literacy. The scores have been averaged to obtain a single measure of performance and the quintiles have been computed for some of the following analysis.

TABLE 3. *Distribution by decision to continue education*

Transition to post-secondary education	ECSES (1980-1990)		PISA 2003	
	N	%	N	%
Yes	550	46.1%	1,395	14.1%
No	642	53.9%	8,481	85.9%
Total	1,192		9,876	

Source: ECSES and PISA 2003.

METHODOLOGY

With such information, the inequality in the decision to enrol in post-compulsory education will be decomposed into a primary and a secondary effect of social origin. For this, the procedure proposed by Erikson *et al.* (2005) will be used, computing counterfactual scenarios where we learn what the probability of transition will be if a student performs or decides as is common in his/her social class, but decides or performs, respectively, as is characteristic of another social class. Table 4 contains the six counterfactual scenarios resulting from crossing the decision-making and performance of lower, middle and upper classes (B, C, D, F, G and H). Three more factual scenarios exist where students make decisions and perform as is characteristic of their social class (A,E and I).

TABLE 4. *Factual and counterfactual scenarios*

	Decision lower class	Decision middle class	Decision upper class
Lower class performance	A	B	C
Middle class performance	D	E	F
Upper class performance	G	H	I

Note that performance remains constant between the scenarios contained in the same row in Table 4 (A-B-C, D-E-F, and G-H-I), and the only thing that changes among them is the decision-making. Therefore, all the inequality observed between scenarios in the same row is imputable to secondary effects. Similarly, comparing scenarios in the same column (A-D-G, B-E-H, and C-F-I) provides a measure of primary effects. Comparing both effects with total inequality, the relative importance of primary and secondary effects is obtained.

To estimate the probability of transition to post-compulsory education in each of those scenarios, Erikson *et al.* (2005) proposed to use the following model:

$$P_{jk}(EPO) = \int \left(\frac{1}{\sigma_j \sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(x-\mu_j)^2}{2\sigma_j^2}} \right) \left(\frac{e^{a_k+b_kx}}{1+e^{a_k+b_kx}} \right) dx \quad [1]$$

The first term of the integral captures the performance (x) distribution of social class j, assuming that it follows a normal distribution with mean μ_j and standard deviation σ_j . The second term describes the decision-making of class k using a logistic model that regresses the decision of enrolment in post-compulsory ed-

ucation on performance. Parameters a_k and b_k are the coefficients of that model. When j and k refer to the same social class, expression [1] estimates the probability of transition for one of the three factual scenarios in Table 4. In turn, if j and k refer to different social classes, one of the six counterfactual scenarios is obtained.

Knowing the probabilities corresponding to each scenario, it is possible to obtain the *odds ratio*, Q_{jk} , dividing the probability of transition by the probability of no transition:

$$Q_{jk} = \frac{P_{jk}}{1-P_{jk}} \quad [2]$$

The *odds ratio* expresses how much more probable it is that a student, in a specific scenario, decides to continue his/her studies than to abandon them. Calculating the *odds ratio* quotient of distinct scenarios, the *synthesized odds ratio* is obtained, which reports how much more likely it is that a student decides to continue than not in one scenario than in other. Therefore, inequality between classes is captured by the *synthesized odds ratios* that compare the factual scenarios with one another. For example, the *synthesized odds ratio* Q_{LL-UU} captures the inequality existing between the upper and lower classes, and can be broken down in the following two forms:

$$Q_{LL \cdot UU} = \frac{Q_{LL}}{Q_{UU}} = \frac{\frac{P_{LL}}{1-P_{LL}}}{\frac{P_{UU}}{1-P_{UU}}} = \frac{\frac{P_{LU}}{1-P_{LU}}}{\frac{P_{UU}}{1-P_{UU}}} \times \frac{\frac{P_{LL}}{1-P_{LL}}}{\frac{P_{LU}}{1-P_{LU}}} = Q_{LU \cdot UU} \times Q_{LL \cdot LU} \quad [3]$$

$$Q_{LL \cdot UU} = \frac{Q_{LL}}{Q_{UU}} = \frac{\frac{P_{LL}}{1-P_{LL}}}{\frac{P_{UU}}{1-P_{UU}}} = \frac{\frac{P_{LL}}{1-P_{LL}}}{\frac{P_{UL}}{1-P_{UL}}} \times \frac{\frac{P_{UL}}{1-P_{UL}}}{\frac{P_{UU}}{1-P_{UU}}} = Q_{LL \cdot UL} \times Q_{UL \cdot UU} \quad [4]$$

Using logarithms on both sides of the expressions [3] and [4], $L_{jk} = \ln(Q_{jk})$, the previous products are converted into sums, and the total effect of social origin is expressed as the aggregate action of a primary and a secondary effect.

$$L_{LL \cdot UU} = L_{LU \cdot UU} + L_{LL \cdot LU} \quad [5]$$

$$L_{LL \cdot UU} = L_{LL \cdot UL} + L_{UL \cdot UU} \quad [6]$$

However, expressions [5] and [6] may offer distinct results, with the calculation of the mean being typically used to obtain a definitive measure of the primary and secondary effects of social origin:

$$PE = \frac{L_{LU \cdot UU} + L_{LL \cdot LU}}{2} \quad [7]$$

$$SE = \frac{L_{LL \cdot LU} + L_{UL \cdot UU}}{2} \quad [8]$$

Finally, the relative importance of primary and secondary effects is obtained by computing the proportion they represent with respect to $L_{LL \cdot UU}$.

RESULTS

Inequality in the decision to continue into post-compulsory education

Tables 5 and 6 report the decision of enrolment in post-compulsory education disaggregated by social origin and performance for each database. The sample quintiles of performance have been calculated for PISA 2003 to homogenize the presentation of the results. In the following section, we will recover the continuous form of the indicator for the calculation of the relative importance of primary and secondary effects.

Observe in the first place that there is a notable difference between the decision to enrol in post-compulsory education in the ECSES (54% of participants born between 1980 and 1990) and the anticipated decision of enrolment manifested in PISA 2003 (86% of participants). As expected, there are a number of participants in PISA who ultimately did not continue their studies, although, at the time of the survey, declared their desire to do so. For this reason, we treat the relative importance of the secondary effects found in PISA 2003 as a minimum limit. Note, however, that the further the anticipated decision is from the

actual enrolment rate, the larger the underestimation of the secondary effects of social origin.

Secondly, both databases report large inequalities in the decision to enrol in post-compulsory education. In the ECSES, 20 percentage points separate the decision of participants whose father was a skilled white-collar worker from those whose father was an unskilled blue-collar worker. The difference in PISA 2003 is somewhat lower, situated at 14 percentage points. This is the inequality that we are attempting to decompose in terms of primary and secondary effects of social origin.

Part of such inequalities in the decision to enroll in post-compulsory education will be accounted for primary effects, that is, to the differences in performance between social classes. We can observe these effects on the horizontal percentages shown in the rows of totals in Tables 5 and 6, which reflect the distribution of performance in each social class. In the ECSES, 67% of upper-class participants recalled to have obtained good and very good grades at age 16, while only 54% of lower-class participants declared that. In PISA 2003, these differences are more pronounced: while 55% of upper-class students are concentrated in the top two performance quintiles in PISA, among lower-class students this figure drops to 30%.

Additionally, both tables show that, for all social classes, the decision to enrol in post-compulsory education is more common the higher is the level of performance. Therefore, the previously described inequalities in academic performance will translate into inequalities in the transition to post-compulsory education. We named this as primary effects.

Note also that the variance of performance in PISA 2003 is larger than

in the ECSES, where 75% of total responses are concentrated in the average and good grades categories. If performance varies little in the total sample, it will be unable to account for the differences between social classes in the decision to enrol in post-compulsory education. As a result, working with the ECSES overestimates the relative importance of the secondary effects and we should interpret these results as an upper bound.

On the other hand, Tables 5 and 6 also report the action of secondary effects. Remember that these effects do not imply just that upper class students are more ambitious than their lower class counterparts in their decisions. This may be simply due to their better past performance, that is, primary effects. The action of the secondary effects implies that, at the same level of performance, students from higher classes are still more ambitious than their colleagues from lower classes. Therefore, to identify the secondary effects we need to compare students with the same level of performance.

Observe, for example, the category good notes in Table 5: while 70% of the upper-class participants enrolled in post-secondary education, only 58% of lower-class participants did the same, a difference of 12 percentage points between students who recall having obtained the same academic grades. We can repeat this same exercise for PISA 2003: 67% of the upper-class students situated in the first quintile of performance had decided to enroll in post-compulsory education, while this percentage reduces to 54% for lower-class students. Once again, 13 points of difference between students from distinct social classes with the same past academic performance.

TABLE 5. Breakdown of the decision to continue one's studies following mandatory education based on social origin and past performance

		ECSES (1980-1990)					
		Recall of secondary education grades					
	Enrollment in post-secondary education	Very poor grades	Poor grades	Average	Good grades	Very good grades	Total
Lower class	Yes	0	8	24	64	19	115
		0%	28%	29%	58%	76%	46%
	No	3	21	59	46	6	135
		100%	72%	71%	42%	24%	54%
Total	3	29	83	110	25	250	
		1%	12%	33%	44%	10%	100%
Middle class	Yes	1	10	78	146	58	293
		8%	18%	37%	62%	81%	50%
	No	11	47	133	91	14	296
		92%	82%	63%	38%	19%	50%
Total	12	57	211	237	72	589	
		2%	10%	36%	40%	12%	100%
Upper class	Yes	1	10	47	114	62	234
		17%	48%	53%	70%	84%	66%
	No	5	11	42	49	12	119
		83%	52%	47%	30%	16%	34%
Total	6	21	89	163	74	353	
		2%	6%	25%	46%	21%	100%
Total	Yes	2	28	149	324	139	642
		10%	26%	39%	64%	81%	54%
	No	19	79	234	186	32	550
		90%	74%	61%	36%	19%	46%
Total	21	107	383	510	171	1192	
		2%	9%	32%	43%	14%	100%

Source: Author's own creation based on the ECSES.

TABLE 6. Breakdown of the decision to continue education following post-secondary studies based on social origin and past performance

		PISA 2003					
Enrollment in post-secondary education		Recall of secondary education grades					Total
		Quintile 1	Quintile 2	Quintile 3	Quintile 4	Quintile 5	
Lower class	Yes	254	327	331	295	250	1,456
		54%	77%	90%	99%	99%	80%
	No	217	97	38	4	2	358
46%		23%	10%	1%	1%	20%	
Total		471	424	369	299	252	1,814
		26%	23%	20%	16%	14%	100%
Middle class	Yes	620	851	932	920	807	4,131
		55%	80%	91%	97%	99%	83%
	No	501	216	87	25	8	836
45%		20%	9%	3%	1%	17%	
Total		1,121	1,067	1,019	945	815	4,967
		23%	21%	21%	19%	16%	100%
Upper class	Yes	201	412	572	748	962	2,894
		67%	86%	96%	99%	99%	94%
	No	99	68	25	4	4	201
33%		14%	4%	1%	0%	6%	
Total		300	480	597	752	967	3,095
		10%	16%	19%	24%	31%	100%
Total	Yes	1,074	1,590	1,835	1,963	2,019	8,481
		57%	81%	92%	98%	99%	86%
	No	817	381	149	33	14	1,395
43%		19%	8%	2%	1%	14%	
Total		1,892	1,971	1,984	1,996	2,033	9,876
		19%	20%	20%	20%	21%	100%

Source: Author's own creation based on the PISA 2003.

Relative importance of primary and secondary effects

Therefore, Tables 5 and 6 make it clear that both primary and secondary effects were in action in the generation of inequality in the decision to enroll in post-compulsory education in Spain. However, we do not know yet the relative importance of both sources of inequality. For that, the model described in expression [1] is ap-

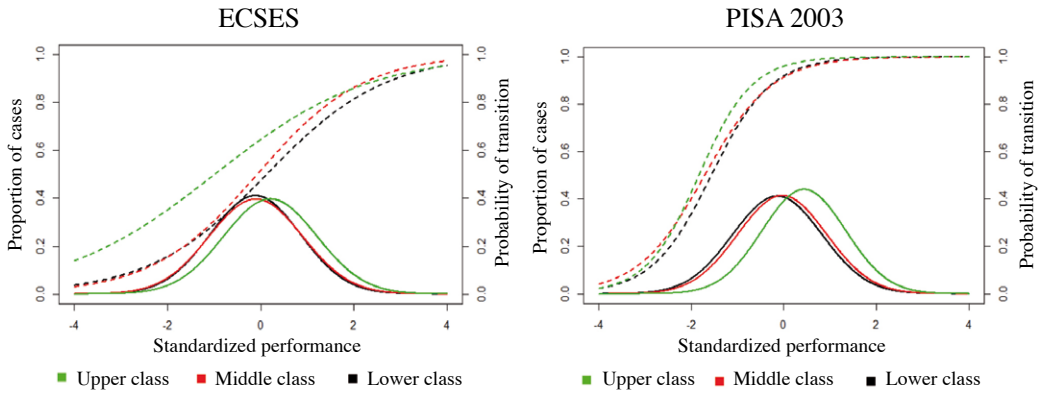
plied. Its implementation requires the calculation of four parameters in each social class: the mean (μ_j) and the standard deviation (σ_j) of performance and the coefficients of the logistic model (a_k and b_k) that regress the decision to enroll in post-compulsory education on performance. Table 7 includes these parameters and Graph 1 shows the representation of the performance distributions and logistic curves of each social class in each database.

TABLE 7. Parameters of the performance distribution and decision to enroll in post-secondary education for each social class

		μ_j	σ_j	a_k	b_k
ECSES	Lower class	-0.1148	0.9720	-0.1010	0.7920
	Middle class	-0.1044	1.0064	0.0670	0.8870
	Upper class	0.2064	1.0054	0.6000	0.6070
PISA 2003	Lower class	-0.2398	0.9760	2.3310	1.5580
	Middle class	-0.1329	0.9960	2.3000	1.3770
	Upper class	0.3538	0.9241	3.0650	1.6900

Source: Author's own creation based on the ECSES and PISA 2003.

GRAPH 1. Performance distribution and logistics curves of each social class



Source: Author's own creation based on ECSES and PISA 2003.

Combining the parameters as it is required in each factual and counterfactual scenario and solving numerically the integral, we obtain the estimated probabilities of deciding to enrol in post-compulsory education and the corresponding *odds ratio* values (Tables 8 and 9)¹. A simple means of analyzing the accuracy of model [1] is to compare the results obtained in the factual scenarios (A, E, I) with the proportion of participants that had decided to continue in post-compulsory education in each so-

cial class reported in Tables 5 and 6. Those differences never exceed three tenths of a percentage point, indicating that the model predicts accurately the probability of deciding to enrol in post-compulsory education.

Table 8 and 9 report such probabilities for the factual and counterfactual scenarios of both databases. The interpretation is simple. Observe, for example, the results obtained for the ECSES, where the probability of enrolment in post-compulsory education for lower-class participants was 45.6%. Table 8 reveals that if these lower-class participants would have performed as expected, but would have

¹ According to Erikson *et al.* (2005), integration limits have been established at -4 and 4.

made decisions like individuals from the middle class, this probability would reach up to 49.3%, and would reach 62% in the case of making decisions like upper-class individuals. On the other hand, if this typical low class participant had decided as is characteristic of their social class, but had performed as is characteristic of the middle class, the probability would increase

to 46% and to 51.4% in the case of performing like a surveyed individual from the upper class. In other words, making decisions or performing as characteristic of a higher social class always increases the probability of having decided to enroll in post-compulsory education. The same is observed for the results obtained in the PISA 2003.

TABLE 8. *Estimated probability of enrollment in post-secondary education and odds value ratio associated with each factual and counterfactual scenario*

		Decision making		
		Lower class	Middle class	Upper class
Probability of continued education				
Performance	Lower class	45.8%	49.2%	62.0%
	Middle class	46.0%	49.5%	62.1%
	Upper class	51.4%	55.3%	66.1%
Odds ratio				
Performance	Lower class	0.8440	0.9704	1.6343
	Middle class	0.8511	0.9783	1.6398
	Upper class	1.0560	1.2376	1.9523

Source: Author's own creation based on the ECSES.

TABLE 9. *Estimated probability of anticipated enrollment in post-mandatory education and odds value ratio associated with each factual and counterfactual scenario*

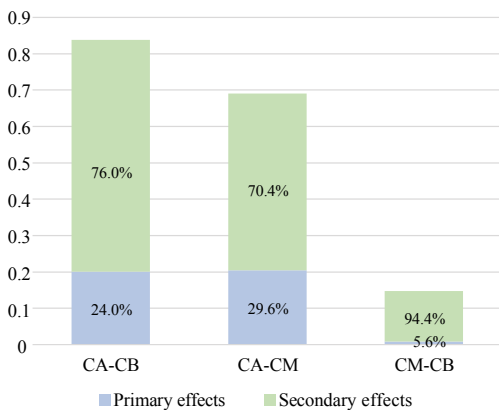
		Decision making		
		Lower class	Middle class	Clase alta
Probability of continued education				
Performance	Lower class	80.3%	81.7%	86.6%
	Middle class	82.0%	83.2%	87.9%
	Upper class	89.9%	90.2%	93.9%
Odds ratio				
Performance	Lower class	4.0878	4.4787	6.4876
	Middle class	4.5662	4.9680	7.2845
	Upper class	8.8552	9.1727	15.3897

Source: Author's own creation based on the PISA 2003.

Knowing the probabilities of transition in the factual and counterfactual scenarios of both databases, we can calculate the relative importance of the primary and secondary effects. The results are shown in Graphs 2 and 3, expressing the inequality in *log odds* and representing the relative importance in percentage terms with respect to total inequality.

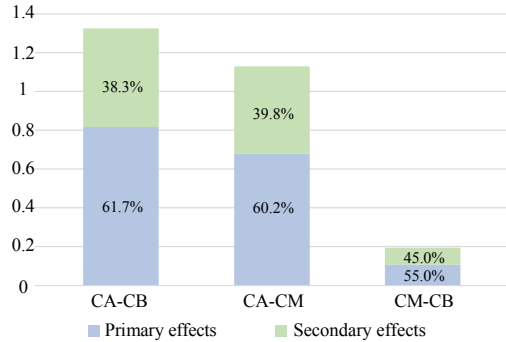
The ECSES offers results that reproduce those of Bernardi and Cebolla (2014), in which approximately 75% of the inequality between the upper and lower classes and between the upper and middle classes is attributable to secondary effects. This percentage increases to 94% in the comparison between middle and lower classes. Since the difference in performance between both classes is minimal, there is no space for the primary effects to act. Also, note that the inequality observed between the middle and lower classes is much smaller than that inequality observed between the middle and upper classes, indicating that the main differences arise between those households in which the parent is a skilled white collar worker and the rest.

GRAPH 2. *Composition of inequality in the decision to enroll in post-mandatory education*



Source: Author's own test based on the ECSES.

GRAPH 3. *Composition of inequality in the anticipated decision to enroll in post-secondary education*



Source: Author's own creation based on the PISA 2003.

Therefore, the ECSES lead us to the conclusion that there is an overwhelming predominance of secondary effects. This relative importance is far larger than the results found in other western countries comparable to the Spanish case (Jackson, 2013). It is reasonable to assume that the recollection of grades in a categorical variable artificially homogenizes performance, overestimating the relative importance of secondary effects. The results from PISA 2003 allow us to qualify these findings.

The panorama described in PISA 2003 is similar in certain aspects to the previous one and notably different in others. As in the ECSES, the inequality between middle and lower classes is smaller than the inequality between the middle and upper classes, once again indicating that the main inequalities revolve around the fact that the father was employed as a white-collar worker or not. Also as the previous case, the largest relative importance of secondary effects is found in the comparison between the middle and lower classes. However, PISA 2003 reports that primary effects are prevalent in all comparisons between classes, with secondary effects

ranging between 38% and 45% of the observed inequality. The continuous performance indicator, together with the consideration of the anticipated decision to enroll in post-compulsory education, cause this substantial change in composition of the inequality.

All together, we can conclude that the secondary effects represent between 38% and 76% of the inequality between the upper and lower classes; between 40% and 70% of the inequality between the upper and middle classes; and between 45% and 94% of the inequality between the middle and lower classes.

CONCLUSIONS

This work has analyzed the composition of inequality in the transition to post-compulsory education in Spain. To do so, it was necessary to deal with the desert in terms of longitudinal information on school trajectories in the Spanish case. Given the lack of such databases, the development of research strategies such as the one implemented here are necessary in order to offer a more precise understanding of the ways in which educational inequality is generated in this country.

Using the Survey of Social Classes and Social Structure and the PISA study, it has been possible to verify that, in line with past studies (Bernardi and Requena, 2010; Elias Andreu and Daza Pérez, 2017; Tarabini and Curran, 2015), there is substantial inequality in the decision to enroll in post-compulsory education in Spain, with 20 percentage points separating the upper and lower classes in the ECSES and 14 points in PISA 2003.

This inequality is generated through the action of primary effects — the differences in performance among social classes — and secondary effects — the specific way

in which each social class makes decisions at each level of performance. Prior studies had estimated the relative importance of the secondary effects in Spain at approximately 75% (Bernardi and Cebolla, 2014), results quite larger than those found in homologous transitions in other countries (Jackson, 2013).

The comprehensive nature of the Spanish education system up to end of the compulsory stage and the low selectivity of the transition to post-compulsory education should increase secondary effects at this educational decision. However, a relative importance of approximately 75% is excessive. As we have seen, the predominance of secondary effects in the ECSES is due to an artificially homogenous performance indicator unable to explain a significant part of the inequality found in the decision to enroll in post-compulsory education. Other databases that also include grade recollection, such as the Survey of Catalan Youth (EJC), offer very similar results.

Using the continuous indicator of performance in PISA 2003, together with the anticipated decision of enrolment in post-compulsory education, substantially increases the relative importance of primary effects. By using the anticipated decision, we know that we are underestimating the relative importance of secondary effects, which allows us to interpret the results offered by PISA 2003 as a lower bound.

The comparison of both databases has allowed us to conclude that the secondary effects account for 40% to 75% of the inequality observed in the decision to enroll in post-compulsory education in Spain. Clearly, the intervals offered are broad, but they permit us to qualify the results obtained by only using the ECSES. On the one hand, secondary effects indeed account for a significant part of the inequality in the transition to post-compulsory educa-

tion in Spain. This is an important conclusion since most of the educational policy in the country aimed to reduce inequality attempts to mitigate the differences in performance between social classes, that is, primary effects.

The problem is that these efforts have gone hand in hand with significant lack of attention to the educational decision-making process in general, and to the inequalities generated in this process in particular, which, given the importance of the secondary effects observed here, seriously limits the possibilities of reducing inequality in the educational trajectories of the Spanish student body. As many international studies have revealed (Dollmann, 2016; Neugebauer and Schindler, 2012), addressing the secondary effects in the first major transition of an educational system is an effective way to reduce inequality in subsequent transitions.

On the other hand, the results presented here take us away from a scenario in which three-quarters of the inequality in the decision of enrollment in post-compulsory education are accounted for secondary effects. So, we must emphasize the need to improve the availability of information on educational trajectories on a national level. As Breen and Jonsson (2005, p. 235) stated, "our knowledge of the world is never better than the data on which it is based". Spain needs better databases to study inequality during educational transitions.

BIBLIOGRAPHY

- Bernardi, Fabrizio and Cebolla, Héctor (2014). "Social Class and School Performance as Predictors of Educational Paths in Spain/Clase social de origen y rendimiento escolar como predictores de las trayectorias educativas". *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 146: 3-22. Available at: doi: <https://doi.org/10.5477/cis/reis.146.3>
- Bernardi, Fabrizio and Requena, Miguel (2010). "Desigualdad y puntos de inflexión educativos: el caso de la educación post-obligatoria en España". *Revista de Educación*, (special edition): 93-118.
- Boudon, Raymond (1974). *Education, Opportunity, and Social Inequality: Changing Prospects in Western Society*. New York: Wiley.
- Bourdieu, Pierre and Passeron, Jean Claude (1998). *La Reproducción: elementos para una teoría del sistema de enseñanza*. México, D.F.: Fontamara.
- Breen, Richard and Goldthorpe, John H. (1997). "Explaining education differentials: towards a formal rational action theory". *Rationality and Society*, 9(3): 275-305. doi: 10.1177/104346397009003002
- Breen, Richard and Jonsson, Jan O. (2005). "Inequality of Opportunity in Comparative Perspective: Recent Research on Educational Attainment and Social Mobility". *Annual Review of Sociology*, 31: 223-243. doi: 10.1146/annurev.soc.31.041304.122232.
- Büchner, Charlotte and Velden, Rolf van der (2013). "How Social Background Affects Educational Attainment over Time in the Netherlands". In: Jackson, Michelle (ed.). *Determined to Succeed? Performance vs Choice in Educational Attainment*. California: Stanford University Press.
- Cebolla, Héctor and Martínez de Lizarrondo, Antidio (2015). "Las expectativas educativas de la población inmigrante en Navarra. ¿Optimismo inmigrante o efectos de escuela?". *Revista Internacional de Sociología*, 73(1): 1-13. doi: 10.3989/ris.2013.02.22
- Contini, Dalit and Scagni, Andrea (2013). "Social-Origin Inequalities in Educational Careers in Italy". In: Jackson, Michelle (ed.). *Determined to Succeed? Performance vs Choice in Educational Attainment*. California: Stanford University Press.
- Daza Pérez, Lidia, Troiano, Helena and Elias Andreu, Marina (2019). "La transición a la universidad desde el bachillerato y desde el CFGS. La importancia de los factores socioeconómicos". *Papers. Revista de Sociología*, 1(1): 1-21. doi: 10.5565/rev/papers.2546
- Dollmann, Jörg (2016). "Less Choice, Less Inequality? A Natural Experiment on Social and Ethnic Differences in Educational Decision-Making". *European Sociological Review*, 32(2): 203-215. Available at: <https://doi.org/10.1093/esr/jcv082>

- Elias Andreu, Marina and Daza Pérez, Lidia (2017). "¿Cómo deciden los jóvenes la transición a la educación postobligatoria? Diferencias entre centros públicos y privados-concertados". *Revista de la Asociación de Sociología de la Educación*, 10(1): 5-22. doi: 10.7203/RASE.10.1.9135.
- Erikson, Robert; Goldthorpe, John H.; Jackson, Michelle; Yaish, Meir and Cox, D. R. (2005). "On Class Differentials in Educational Attainment". *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 102(27): 9730-9733. doi: 10.1073/pnas.0502433102.
- Erikson, Robert and Jonsson, Jan O. (1996). *Can education be equalized? the Swedish case in comparative perspective*. Boulder, Colorado: Westview Press.
- Erikson, Robert and Rudolph, Frida (2010). "Change in Social Selection to Upper Secondary School - Primary and Secondary Effects in Sweden". *European Sociological Review*, 26(3): 291-305. doi: 10.1093/esr/jcp022.
- Gambetta, Diego (1987). *Were they pushed or did they jump? Individual decision mechanisms in education*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Holm, Anders and Jaeger, Mads Meier (2013). "Dentist, Driver, or Dropout? Family Background and Secondary Education Choices in Denmark". In: Jackson, Michelle (ed.). *Determined to Succeed? Performance vs Choice in Educational Attainment*. California: Stanford University Press.
- Ichou, Mathieu and Vallet, Louis André (2013). "Academic Achievement, Tracking Decisions, and Their Relative Contribution to Educational Inequalities: Change over Four Decades in France". In: Jackson, Michelle (ed.). *Determined to Succeed? Performance vs Choice in Educational Attainment*. California: Stanford University Press.
- Jackson, Michelle (ed.). (2013). *Determined to succeed? Performance vs choice in educational attainment*. California: Stanford University Press.
- Jackson, Michelle; Erikson, Robert; Goldthorpe, John H. and Yaish, Meir (2007). "Primary and Secondary Effects in Class Differentials in Educational Attainment: The Transition to A-Level Courses in England and Wales". *Acta Sociologica*, 50(3): 211-29. doi: 10.1177/0001699307080926.
- Jackson, Michelle and Jonsson, Jan O. (2013). "Why Does Inequality of Educational Opportunity Vary across Countries?" In: Jackson, Michelle (ed.). *Determined to Succeed? Performance vs Choice in Educational Attainment*. California: Stanford University Press.
- Jerrim, John, Chmielewski, Anna K. and Parker, Phil (2015). "Socioeconomic Inequality in Access to High-Status Colleges: A Cross-Country Comparison". *Research in Social Stratification and Mobility*, 42: 20-32. doi: 10.1016/j.rssm.2015.06.003.
- Kloosterman, Rianne; Ruiter, Stijn; De Graaf, Paul M. and Kraaykamp, Gerbert (2009). "Parental Education, Children's Performance and the Transition to Higher Secondary Education: Trends in Primary and Secondary Effects over Five Dutch School Cohorts (1965-99)". *The British Journal of Sociology*, 60(2): 377-98. doi:10.1111/j.1468-4446-2009.01235.x.
- Lucas, Samuel R. (2001). "Effectively Maintained Inequality: Education Transitions, Track Mobility, and Social Background Effects". *American Journal of Sociology*, 106(6): 1642-1690. Available at: <https://doi.org/10.1086/321300>
- Mare, Robert D. (1980). "Social Background and School Continuation Decisions". *Journal of the American Statistical Association*, 75(370): 295-305. doi: 10.2307/2287448.
- Mare, Robert D. (1981). "Change and Stability in Educational Stratification". *American Sociological Review*, 46(1): 72-87.
- Martínez García, José Saturnino (2007). "Clase social, género y desigualdad de oportunidades educativas". *Revista de Educación*, 342: 287-306.
- Martínez García, José Saturnino (2008). "Clase social, tipo de familia y logro educativo en Canarias". *Papers. Revista de Sociología*, 87: 77-100. doi: 10.5565/rev/papers/v87n0.790
- Martínez García, José Saturnino (2011). "Género y origen social: diferencias grandes en fracaso escolar administrativo y bajas en rendimiento educativo". *Revista de la Asociación de Sociología de la Educación*, 4(3): 270-85.
- Martínez García, José Saturnino (2014). "Clase obrera, género y éxito educativo: inteligencia, expectativas y didáctica". *Revista de la Asociación de Sociología de la Educación*, 7(2): 449-467.
- Morgan, Stephen L. (2012). "Models of College Entry in the United States and the Challenges of Estimating Primary and Secondary Effects". *Sociological Methods and Research*, 41(1): 17-56. doi: 10.1177/0049124112440797.
- Neugebauer, Martin; Reimer, David; Schindler, Steffen and Stocké, Volker (2013). "Inequality in Transitions to Secondary School and Tertiary Education in Germany". In: Jackson, Michelle (ed.). *Determined to Succeed? Performance vs Choice in Educational Attainment*. California: Stanford University Press.

Neugebauer, Martin and Schindler, Steffen (2012).

“Early Transitions and Tertiary Enrolment: The Cumulative Impact of Primary and Secondary Effects on Entering University in Germany”. *Acta Sociologica*, 55(1): 19-36. doi: 10.1177/0001699311427747.

Tarabini, Aina and Curran, Marta (2015). “El efecto de la clase social en las decisiones educativas:

un análisis de las oportunidades, creencias y deseos educativos de los jóvenes”. *Revista de Investigación en Educación*, 13(1): 7-26.

Willis, Paul (1981). *Learning to labor. How working class kids get working class jobs*. New York: Columbia University Press.

RECEPTION: September 6, 2018

REVIEW: December 18, 2018

ACCEPTANCE: September 13, 2019