

Mismos rendimientos, diferentes trayectorias. Estatus social, desempeño escolar y decisiones tras la educación obligatoria

Same performance, different paths. Social status, school performance and choices after compulsory education

<https://doi.org/10.4438/1988-592X-RE-2024-404-625>

Ildefonso Marqués-Perales

<https://orcid.org/0000-0002-3145-0480>

Universidad de Sevilla

Manuel Herrera-Usagre

<https://orcid.org/0000-0002-9538-1875>

Universidad de Sevilla

Resumen

La literatura sociológica ha desplegado grandes esfuerzos para esclarecer el efecto que tiene origen social en las trayectorias educativas. Esta influencia se ha analizado tanto de forma directa, a partir del impacto que tiene el origen social en las decisiones escolares, como indirecta, tomando en consideración el rendimiento escolar (Boudon, 1974). No obstante, hasta la fecha en España, el estudio de efectos primarios y secundarios se ha realizado tomando en consideración un escenario dual (bachillerato versus formación profesional). En consecuencia, no han sido considerados aquellos que, habiendo terminado la educación obligatoria, no alcanzan ningún título de educación postobligatoria. Esto supone dejar de analizar una parte importante de la población estudiantil pudiéndose generar un sesgo estadístico. El presente trabajo trata de dar cuenta del papel del origen social considerando el rendimiento educativo del alumnado en un contexto de elección múltiple (Abandono, Formación Profesional o

Bachillerato). Nuestro propósito radica en saber en qué medida el origen social actúa sobre las decisiones escolares cuando medimos a individuos que tienen el mismo rendimiento, medido a través de las puntuaciones en Lengua del último curso. Empleando un modelo de mediación (de probabilidad no lineal anidado, modelo KHB) con la encuesta longitudinal del *Panel de Educación y Transiciones al Mercado Laboral de Andalucía* (IECA, 2010 y 2018, n=1.502), nuestros resultados indican que el efecto directo del estatus socioeconómico explica hasta dos tercios en la variabilidad de las decisiones educativas tras la educación postobligatoria. Por otro lado, el efecto indirecto del origen social, es decir, su influencia en el rendimiento académico logra explicar hasta un tercio de la variabilidad de las decisiones educativas. Lejos de desaparecer, el estatus socioeconómico sigue condicionando las decisiones educativas incluso cuando se controla por rendimiento. Por último, estos resultados corroboran la existencia de un *efecto de compensación* en los estudiantes de alto estatus socioeconómico y bajo rendimiento.

Palabras clave: desigualdades educativas, origen social, desempeño escolar, decisiones educativas, estatus social, clases sociales, abandono escolar, efectos primarios y secundarios.

Abstract

The sociological literature has deployed great empirical effort in trying to clarify both the direct and indirect effects of social origin on educational and labor paths. So far, the measurement of these primary and secondary effects (Boudon, 1974) has offered sometimes contradictory results for Spain.

This paper attempts to account for the role of social origin by considering students' educational performance in a multiple-choice context (dropout, vocational training, or baccalaureate). Our purpose is to find out to what extent social origin plays a role when we measure individuals with the same performance. Using a nested nonlinear probability model (KHB model) with the Panel on Education and Transitions to the Labor Market in Andalusia (2010 & 2018; n=1,502), the results show that social origins act on educational choices when we jointly consider the role of academic performance, measured through the record of grades in Spanish Language in the last course. More specifically, they indicate that as the social status of families increases the probability of students to pursue baccalaureate rather than vocational training or to drop out increases even when controlling for performance.

Keywords: educational inequalities, social origin, school performance, educational decisions, social status, social classes, school drop-out, primary and secondary effects.

Introducción

Hace ya algunas décadas, diversos científicos sociales señalaron que el origen social, entendido como la posición más alta alcanzada por alguno de los padres en términos tanto de ingresos como de educación, tomaba dos cauces distintos cuando ejercía su influencia sobre las decisiones educativas (Boalt, 1947; Boudon, 1974; Girard & Bastide, 1963). Estas decisiones dirimían sobre si continuar o no los estudios tras finalizar una determinada etapa escolar.

El primero de estos cauces – denominado como *efectos primarios*– se centraba en la repercusión que los orígenes sociales tienen en las decisiones escolares. Es sabido que los y las estudiantes que provienen de clases populares obtienen peores resultados que aquellos y aquellas que provienen de las clases medias y altas (OECD, 2016). También obtienen un peor logro escolar (Erikson et al., 2005; Martínez-García, 2014; Treiman & Yip, 1989). Esta evidencia se encuentra en la mayor parte de países analizados hasta la fecha, aunque existen profundas brechas según se pasa de un conjunto de países a otros. Para examinar esta relación, las evaluaciones del *Programa internacional de evaluación de estudiantes* (PISA) crearon el *Estatus socioeconómico y cultural*, una medida que resumía los recursos económicos, sociales y culturales de las familias (Willms, 2006). La persistencia de este género de desigualdades educativas constituye la base sobre la que se ideó una de las corrientes sociológicas más populares de la segunda mitad del siglo XX: *la teoría de la reproducción social* (Baudelot & Establet, 1992; Bourdieu & Passeron, 2001; Bowles & Gintis, 2011).

La segunda manera en la que los orígenes sociales influyen en las decisiones educativas surge cuando se controla por el rendimiento del alumnado. Cuando bloqueamos su impacto y comparamos las decisiones escolares de aquellos alumnos y alumnas que tienen un mismo rendimiento escolar pero distinto origen social. Cuando se considera este último factor, lejos de desaparecer la influencia del origen social, éste continúa impactando en las decisiones educativas. Dicho de otra forma, a igual resultados educativos, alumnos con similares resultados escolares toman diferentes opciones educativas que varían de acuerdo a su origen social. Raymond Boudon (1974) llamó a este género de consecuencias como *efectos secundarios*. No cabe duda de que cuando teorizó sobre

estos, el sociólogo francés tenía una idea en mente. En primer lugar, intentaba explicar la desigualdad educativa a partir de constreñimientos materiales que fueran más allá de las influencias de tipo cultural. En segundo lugar, en lo tocante al plano de la justicia social, su análisis venía a demostrar que el papel de la escuela en la tarea de reparto de las posiciones sociales más deseadas está limitado por el potencial económico de las familias.

En este artículo, vamos a analizar el rol de los efectos secundarios en la educación postobligatoria en Andalucía. Los analizamos bajo un diseño multinomial que acoge las tres elecciones que alumnos y alumnas toman cuando terminan la educación obligatoria (elegir bachillerato, formación profesional o abandonar). Al menos en España, los estudios dedicados a esta temática se restringen al estudio de dos opciones (Bernardi & Cebolla, 2014; Valdés, 2020). Pensamos que restringir la población que termina secundaria a sólo dos opciones puede conducir a una infraestimación del impacto que tiene el origen social en las decisiones escolares ya que aquellos jóvenes que abandonan la trayectoria educativa y se incorporan, o no, al mercado laboral, son aquellos que provienen de los estatus socioeconómicos más bajos. Esta atrición de la muestra puede conducir a sesgos cuando se desea saber si existe un efecto de compensación social por el que las familias más aventajadas toman vías académicas con mayor probabilidad que las familias que lo son menos, aunque sus estudiantes obtengan notas medias más bajas o incluso mediocres.

Nuestro propósito radica en saber en qué medida el origen social actúa cuando comparamos a individuos que tienen un mismo rendimiento. Los resultados mostraron que los orígenes sociales actúan en las decisiones educativas incluso cuando consideramos el papel del rendimiento académico. Más concretamente, indicaron que a medida que se incrementa el estatus social de las familias la probabilidad de los estudiantes de realizar bachillerato en lugar de realizar estudios profesionales o de abandonar los estudios aumenta incluso cuando se controla por rendimiento. De hecho, en cada una de las opciones que hemos contemplado, el estatus socioeconómico representa entre un 60 y un 70% de la variabilidad en la decisión. Encontramos asimismo un claro efecto de compensación cuando se calculan las probabilidades de optar por bachillerato frente al abandono.

En términos de mecanismos sociales, retomamos la idea de Gambetta (2019) de la *sobreadaptación*. Según esta, las decisiones que toman los y las estudiantes se hallan fuertemente condicionadas por los contextos en los que se generan. Nos servimos de esta idea, pero la actualizamos en un escenario contemporáneo de mayor expansión educativa. Por último, indicamos cómo podría esta investigación aprovecharse en términos de políticas públicas.

Teoría y Revisión Bibliográfica

Efectos Primarios y Secundarios

La conceptualización sobre los efectos primarios y secundarios se la debemos al sociólogo francés Raymond Boudon (1974) si bien había sido previamente esbozada por otros autores (Boalt, 1947; Girard & Bastide, 1963). Esta distinción teórica se produjo en la década de los setenta, en un contexto epistemológico dominado por las explicaciones de carácter culturalista. En su famosa obra *La Reproduction* [1972], Pierre Bourdieu y Jean-Claude Passeron (2001) arguyeron que el grueso de la explicación sobre las desigualdades escolares residía en las diferencias de tipo cultural. Los y las estudiantes provenientes de distintas clases sociales accedían a la escuela con un bagaje cultural inicial muy desigual. Sin embargo, la escuela, en lugar de comportarse como una institución neutral -valorando de la misma forma todas las manifestaciones culturales- apreciaba de forma positiva la cultura de aquellos alumnos y alumnas que provenían de las clases medias y altas e infravaloraba aquellas otras expresiones culturales que provenían de las clases populares. O, dicho de otra forma, empleando la terminología de Bourdieu y Passeron (2001 [1972]): la escuela recompensaba aquellos *habitus* que habían sido forjados en contacto con la alta cultura -o *haute culture*- ya sea esta literaria, musical o/y artística y tildada de ordinarios, vulgares y/o corrientes aquellos otros que eran consecuencia del roce con la cultura popular. Así lo que el profesorado entiende que es una muestra de la brillantez del alumno o alumna, no es más que el resultado de una exposición temprana a unos estímulos intelectuales y artísticos determinados por parte de sus congéneres. Era,

entonces, bajo esta lógica institucional como las expresiones simbólicas de las clases medias se convertían en un bien o, más concretamente, en materia de lo que pasó a denominarse *capital cultural*. Así, la escuela hacía legítimas las diferencias sociales transformando éstas en diferencias personales resultado del talento individual.

Al contrario que Bourdieu y Passeron, Boudon (1974) va a considerar las decisiones que toman los y las estudiantes y sus familias como actos racionales sometidos a constreñimientos conocidos, en gran medida, por los actores. Su trabajo tomaba como referencia el trabajo previo de Keller y Zavalloni (1964) sobre clase social y ambición. En este trabajo, se postulaba que la distancia relativa a un bien generaba diferencias en la probabilidad de ambicionarlo. O, dicho de otra forma, a medida que podemos satisfacer un bien, aumenta también su deseo. Boudon intentaba así explicar la mecánica de las desigualdades escolares atendiendo a la decisión que tomaban a nivel *micro* los individuos y sus familias prescindiendo de cualquier lógica funcional atribuida al funcionamiento latente de las instituciones sociales. Lo primordial eran los recursos económicos diferenciales que tenían los y las estudiantes de las distintas clases sociales y no la cultura que traían a clase.

El impacto de la clase social en las decisiones escolares se dejaba, entonces, sentir de dos formas diferentes. Por un lado, los *efectos primarios* se refieren, al impacto indirecto que la clase social de origen ejerce sobre el rendimiento educativo de su descendencia. Es decir, cómo los recursos, enseñanzas, habilidades y estímulos labrados en el entorno familiar pueden tener un rédito en el mejoramiento de las habilidades cognitivas y en las habilidades específicas que se requieren para un buen desempeño escolar. Y esto, a su vez, tendrá como resultado optar por una de las elecciones educativas más deseadas, aquellas para las que se requiere una mayor ambición: el bachillerato. Tres mecanismos principales, según Jackson (2013), – más allá de los estrictamente congénitos¹– explican el impacto indirecto del entorno familiar en las desigualdades de oportunidades educativas:

¹ Numerosos estudios llevan abordando la compleja investigación sobre el efecto combinado entre los aspectos genéticos heredados y los puramente ambientales. Tras el famoso estudio de la Campana de Bell que inició estas aproximaciones, la sociología abandonó esta vía de investigación por considerarla no sociológica sin tener en cuenta que los factores ambientales pueden afectar también a los genéticos. Para más detalles sobre los modelos de “*genetics endowments*” o el estudio de los “*polygenic scores*” y su relación con las desigualdades educativas véase (Barth et al., 2020; Papageorge & Thom, 2020).

En primer lugar, se hallarían el ambiente familiar y los recursos económicos, culturales y sociales que las familias proveen a su descendencia. Multitud de investigaciones han mostrado de qué forma una mayor disponibilidad de recursos económicos ayuda a una mejora del aprendizaje. Estos pueden traducirse en la matriculación en academias de idiomas, la contratación de un profesor particular o la compra de material didáctico (Luo & Ka Yuk Chan, 2022; Runte-Geidel & Marzo, 2015; Sikora et al., 2018). En segundo lugar, se halla el capital cultural que puede tener un efecto positivo directo e indirecto sobre el logro y el rendimiento educativo (De Graaf et al., 2000; Jæger, 2011; Silva et al., 2009). Finalmente, otros estudios ofrecen luz sobre cómo el capital social puede tener un efecto tanto en el logro educativo como de clase (Chetty et al., 2022; Coleman, 1988).

Boudon planteó su modelo como un modelo diacrónico de procesos de decisión en el que el alumnado y sus familias realizaban una estimación de cuáles eran las opciones que les reportarían mayores beneficios futuros dados unos costes específicos, tanto directos como indirectos (Barone et al., 2018). Más concretamente, aquello que se pretendía explicar era por qué mientras los alumnos y alumnas de clase obrera abandonaban en cuanto el fracaso llamaba a sus puertas, sus compañeros y compañeras provenientes de las clases medias persistían una y otra vez en la continuación de sus estudios, pese a su escaso rendimiento. Este procedimiento se conceptualizaba en *efectos secundarios*.

Boudon (1974) desarrolló estos argumentos basándose en datos simulados, no reales. Será el sociólogo norteamericano Robert Mare (1980, 1981) quién realice un análisis de las transiciones educativas como un conjunto sucesivo y discreto de eventos a la manera en la que lo hizo Boudon pero con datos reales. A medida que se va progresando en cada uno de estos años, la proporción de alumnos y alumnas con estatus social medio y alto va creciendo dado que aquellos y aquellas con menor estatus van abandonando. Así, los alumnos y alumnas con menos recursos tienen menos probabilidades de tomar la decisión de continuar hasta las etapas más avanzadas. Para llevar a buen puerto esta idea, Mare empleó un conjunto de regresiones logísticas binomiales. Posteriormente, estos modelos fueron reelaborados teniendo en cuenta la falta de representatividad de las muestras conforme los alumnos de estatus socioeconómico dejaban de estar incluidos en las etapas escolares

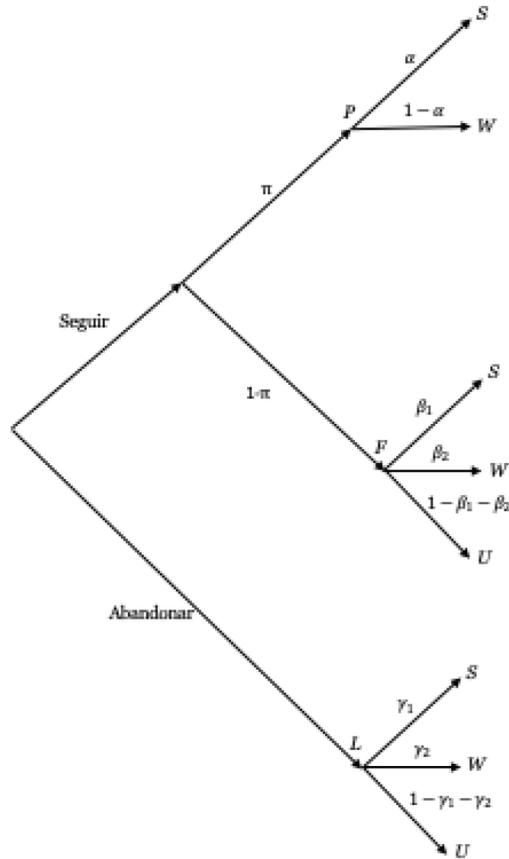
superiores. Es lo que se conoce como sesgo por atricción de la muestra (*sample attricction bias*) (Winship & Mare, 1992).

A este respecto no debe olvidarse mencionar el trabajo iniciado por Gambetta quien en 1983 publicará una obra en sintonía con las anteriormente mencionadas (Gambetta, 2019). En su búsqueda de los mecanismos implicados en las sucesivas decisiones educativas, el sociólogo italiano encontró, más que una adaptación a las circunstancias del entorno vivido, una *sobreadaptación* a éste. Los alumnos y alumnas de estatus bajo tendían a infraestimar sus probabilidades de éxito con cierta independencia de su rendimiento. Por el contrario, los y las estudiantes provenientes de los estatus de mayor privilegio tendían a sobreestimar sus probabilidades de éxito tomando incluso las decisiones más arriesgadas aún con un pobre rendimiento escolar.

Más adelante, el esquema propuesto por Robert Mare adquirirá su plasmación micro-económica en el trabajo de modelización matemática emprendido por Richard Breen y John H. Goldthorpe (1997). Estos propusieron un modelo de ordenación de probabilidades en la cual los efectos secundarios se derivaban de la cantidad de aversión relativa al riesgo mostrada por los alumnos y sus familias. En la Figura I, se expone la construcción del árbol de decisión creado por ambos autores. Estos asumían que todas las familias evitaban que sus hijos cayeran más debajo de su posición social evitando siempre la movilidad de tipo descendente (Goldthorpe & Breen, 2010). Su teoría se basaba en una función de utilidad en la se computaban costes, beneficios y probabilidades subjetivas de éxito. Según estos autores, todos los estudiantes y sus familias aspiraban a llegar lo más lejos posible en el sistema educativo ya que con ello aumentaba las probabilidades de evitar la movilidad descendente y, en consecuencia, no difieren en sus actitudes hacia la escuela. Ahora bien, sí difieren en sus recursos y su rendimiento, de ahí, que sus elecciones en el terreno educativo fueran distintas. Los alumnos y alumnas que poseían escasos recursos consideraban más arriesgada la vía universitaria mostrando así una mayor aversión relativa al riesgo que las clases más privilegiadas.

Las asunciones de este modelo fueron posteriormente relajadas por diversos autores sustituyendo la aversión al riesgo por la aversión a la pérdida. Según, Breen y Yaish (2006), como advierte la *teoría prospectiva* (Kahneman & Tversky, 1979) las pérdidas pesan mucho más que las

FIGURA I. Árbol de decisión simple



Fuente: Adaptación de Goldthorpe y Breen (2010, p. 210).

ganancias. Trasladándonos al campo de la educación esto significa que el estudiantado y sus familias encuentran una mayor utilidad en la evitación de la movilidad descendente que en el logro de la movilidad ascendente. Dicho de otro modo, las clases menos aventajadas tomarán los estudios vocacionales con mayor propensión que la vía académica dado que garantiza el mantenimiento de clase y minimiza los costes y riesgos que la otra vía -bachillerato- conlleva.

Investigación Previa en España

Uno de los primeros estudios que en España se propusieron desentrañar la influencia de los efectos primarios y secundarios de clases sobre las decisiones educativas fue el llevado a cabo por Bernardi y Cebolla (2014). Este trabajo es de interés especial dado que evalúa el llamado *efecto de compensación*. Según este, los efectos secundarios no tendrían una forma aditiva sino interactiva ya que las calificaciones y la clase social no aumentan al mismo ritmo. Cuando las notas son bajas, los padres de mayor posición social empujan a sus hijos hacia el bachillerato en mayor medida que los padres de menor posición social. Sin embargo, dos trabajos posteriores llevados a cabo por Troiano, Torrents and Daza (2019) y Merino-Pareja, Martínez-García y Valls (2020) no encontraron evidencias que apuntaran, al menos, en la etapa secundaria, a una presencia del efecto de compensación.

Bernardi y Cebolla (2014) estimaron que los efectos secundarios suponían tres cuartas partes de la desigualdad educativa total. Valdés (2020), por su parte, consideró que estos efectos no son tan altos. Esto puede deberse a que la variable escogida para dar cuenta del rendimiento, el recuerdo de notas, apenas presenta variabilidad. Un indicador de rendimiento continuo debería hacer aflorar diferencias más marcadas entre clases sociales que permitan una mayor importancia relativa de los efectos primarios (Valdés, 2020). En su investigación, basada en expectativas de elección con el estudio PISA en su oleada de 2003, Valdés apunta a un menor efecto de los efectos secundarios en la desigualdad total.

Al contrario de cada una de las investigaciones que se han realizado previamente en nuestro país, nosotros vamos a analizar cada una de las opciones que los y las jóvenes pueden tomar tras completar la educación secundaria obligatoria, a saber, el bachillerato, la formación profesional o el abandono escolar. Concentrar en dos vías (Bachillerato, Formación Profesional) el análisis de los efectos secundarios implica omitir del análisis a la población sujeta a mayor abandono escolar². Quizás por esta razón no se observe el efecto de compensación en los estudios arriba bosquejados (Merino-Pareja et al., 2020; Troiano et al., 2019). De hecho, se excluyen sujetos provenientes de estratos socioeconómicos

² No pasa lo mismo con las tasas de fracaso escolar ya que la población afectada es mucho menor en número.

inferiores de una elección que, si bien no han tomado, puesto que han abandonado, sí han podido tomar al menos eventualmente (puesto que han terminado la educación obligatoria pero han decidido no continuar estudiando). Además, dado el amplio efecto del abandono, en el peor de los casos, esta exclusión puede conducir a un sesgo de selección ya que la muestra seleccionada va perdiendo representatividad a medida que se suceden las etapas educativas (*panel attrition*). En términos teóricos, nuestra investigación se diferencia de las anteriores en que analizamos la transición educativa que toma el alumnado al terminar secundaria *per se*, tomando como objeto de análisis toda la muestra (salvo aquellos que no tienen educación obligatoria). El resto de las investigaciones toman la misma transición educativa siempre con vistas a los estudios más avanzados. Lo que se conoce como población de riesgo no está, en nuestro caso, compuesta por aquellos que pueden pasar a los estudios universitarios o la formación profesional de Grado Superior sino, exclusivamente, a aquellos y aquellas que han tenido las oportunidades de terminar el bachillerato o la formación profesional de grado medio.

Método

Muestra

Los datos de este artículo proceden de *El Panel de Educación y Transiciones al Mercado Laboral en Andalucía* (2010 y 2018, n=1.502). Esta encuesta de carácter longitudinal interroga las trayectorias de una misma muestra representativa de individuos residentes en Andalucía cuando tenían 16 y 24 años. Fue realizada por el *Instituto Andaluz de Estadística y Cartografía* (IECA).

Variables

Las variables que fueron seleccionadas son las siguientes: el estatus socioeconómico más alto del hogar - ya sea este del padre o de la madre-, las notas obtenidas de lengua justo antes que el alumno/a terminara la ESO (no fue posible recoger otro tipo de asignatura dada la alta tasa de no respuesta), y el género. Nuestra variable dependiente es la elección tras

la educación obligatoria: bachillerato, formación profesional o abandono de la vía educativa.

El estatus socioeconómico fue codificado de acuerdo al esquema *International Socio-Economic Index* (ISEI) creado por Ganzeboom et al. (1992). Expresa una puntuación por ocupación que es una función de una media ponderada de ingresos y años de educación. Ese índice sintético codificaba mejor la posición social que la educación en exclusiva. Al incorporar los ingresos (pero junto con la educación) obtenemos una medida que nos permite analizar los constreñimientos que son resultado de la escasez de recursos, tanto materiales y económicos como culturales. Las notas obtenidas en lengua fueron recogidas con puntuaciones de 1 a 10 y reescaladas en 4 cuartiles (sólo para el análisis de la compensación) (Tabla I).

TABLA I. Estadísticos descriptivos de la muestra

	FRECUENCIA	MEDIA	DESVIACIÓN TÍPICA	VALOR MÍNIMO	VALOR MÁXIMO
Estatus Socioeconómico (ISEI)	1.501	41,17	12,92	20	70
Calificación Lengua último curso	1.502	6,52	2,12	0	10
Cuartil de Calificación en Lengua	1.502	2,21	1,04	1	4
	FRECUENCIA	PORCENTAJE			
Género					
Hombres	720	47,94%			
Mujeres	782	52,06%			
DECISIONES EDUCATIVAS					
Abandono	298	21,55%			
Formación Profesional	464	33,55%			
Bachillerato	621	44,90%			

Fuente: Panel de Educación y Transiciones al Mercado Laboral en Andalucía (2010 y 2018).

Procedimiento

La sociología ha empleado diferentes aproximaciones metodológicas a la hora de indagar la importancia de los efectos primarios y secundarios del origen social en las decisiones educativas. Todas ellas parten del siguiente modelo: se ha de tener en cuenta que el origen social (O) puede afectar a las decisiones educativas (E) tanto indirectamente, a través de los efectos primarios que inciden de un modo u otro en el rendimiento académico de los estudiantes (A), como directamente, a través de su influencia en las decisiones educativas (efectos secundarios) (Erikson et al., 1996, 2005; Hu, 2017).

En el presente estudio, empleamos el modelo de mediación denominado KHB (Karlson et al., 2012). Esta es una técnica similar al producto de los coeficientes en las ecuaciones estructurales pero que tiene como virtud separar los cambios en los coeficientes debido al re-escalamiento de aquellos otros cambios verdaderos que resultan de añadir más valores. Para su ejecución, se realizan dos modelos lineales latentes cuya única diferencia se halla en que, el primero contiene un mediador (rendimiento en nuestro caso) y el segundo no lo contiene. A este modelo se le denomina Completo y al otro Reducido.

$$Y^* = \beta_0 + \beta_{1x} + \beta_{2.z} + \varepsilon \text{ (Modelo Completo)} \quad (1)$$

$$Y^* = \gamma_0 + \gamma_{1x} + v \text{ (Modelo Reducido)} \quad (2)$$

Y^* se corresponde con una variable continua no observada, x es el origen social y z la variable mediadora. ε es el error independiente de x y z , en cambio, se asume que v es sólo dependiente de x . Para poder comparar los coeficientes de los dos modelos, se transforma en su expresión binaria la variable dependiente que representa la propensión de pasar a la transición estudiada.

El modelo Completo (βx) se resta, entonces, al Reducido ($\beta x \mid z$) para captar el valor verdadero del confusor.

Este modelo emplea los residuos (R) del rendimiento y/o motivación sobre el rendimiento académico (x)

$$R = z - (a + bx)$$

Empleamos R en lugar de z en el modelo reducido.

$$Y^* = \tilde{\alpha} + \tilde{\beta}X + \tilde{\delta}_R C + \varepsilon \quad (4)$$

Puesto que lo que distingue a los residuos (no explica el rendimiento sobre el origen social) del mediador (rendimiento) es solamente el componente relacionado con el origen social, el modelo completo es más predictivo que el modelo reducido. O, dicho de otra forma, los residuos están constituidos por aquello que no explica el rendimiento en el origen social. Además, los residuos tienen la misma desviación estándar ($\sigma_R = \sigma_F$). Estos dos parámetros de escala dependen a su vez de la variable residual de las regresiones lineales del modelo Reducido y Completo. Cada modelo se escala de acuerdo con la varianza residual del modelo subyacente (Valdés, 2020).

Además, ya que $\tilde{\beta}_R = \beta_R$, la diferencia que se obtiene de la regresión estimada entre (β_R) y (β_F) se escribe:

$$\frac{\tilde{\beta}_R}{\beta_F} = \frac{\frac{\beta_R}{\sigma_R}}{\frac{\beta_F}{\sigma_F}} = \frac{\beta_R}{\beta_F} \quad (5)$$

Asimismo, para comprobar si existe un efecto de compensación, lo que hacemos simplemente es modelar una regresión log-aditiva y log-multiplicativa. La primera de estas regresiones se compone del intercepto, el estatus socioeconómico ($\beta_1 X_1$), las calificaciones académicas ($\beta_2 X_2$), el género ($\beta_3 X_3$) y el error (ε). La segunda añade la interacción de estatus socioeconómico con las calificaciones ($\beta_4 X_1 X_2$):

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3 + \varepsilon \quad (6)$$

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3 + \beta_4 X_1 X_2 + \varepsilon \quad (7)$$

Como estadístico de contraste, empleamos el χ^2 y el *Bayesian Information Criterion* (BIC) pero dándole una mayor preponderancia al primero de estos dado que el modelo que tratamos de estimar es un modelo parsimonioso con escasos parámetros. También, presentamos,

como suele ser frecuente en estos casos, el *Akaike Information Criterion* (AIC).

Hipótesis

Nuestras hipótesis amplían los estudios precedentes (Bernardi & Cebolla, 2014; Merino-Pareja et al., 2020; Troiano et al., 2019; Valdés, 2020) extendiendo todos nuestros análisis a tres opciones.

En la primera de nuestras hipótesis comprobamos el alcance de los efectos secundarios preguntándonos cuál es la influencia que ejerce el estatus socioeconómico en cada una de las decisiones educativas que se pueden tomar cuando se acaba la educación obligatoria, independientemente del rendimiento.

- **H1.** *El estatus social controlado por el rendimiento tiene un fuerte impacto sobre todo el conjunto de las decisiones educativas (incluso a la hora de escoger formación profesional versus abandono escolar).*

Nuestra segunda hipótesis postula que existe un efecto de compensación (Bernardi & Cebolla, 2014) que se deja sentir también en cada una de las opciones contrastadas. Cuando las calificaciones son altas o media-altas, la diferencia entre estatus se estrecha y cuando son bajas o medias-bajas, la misma diferencia se ensancha.

- **H2.** *La influencia que ejerce el estatus en las elecciones educativas varía de forma interactiva de acuerdo con el rendimiento.*

Resultados

En esta sección, se presentan los resultados de los modelos que hemos empleado para analizar los efectos primarios y secundarios. No obstante, antes de profundizar, con el propósito de ilustrar la enorme fuerza que tienen los efectos secundarios, hemos agrupado el estatus social en dos categorías: alto y bajo. Hemos dejando a un lado el rendimiento educativo en sus valores medios (tertil central que se corresponde con los valores 7 y 8 de las notas en lengua). Los resultados se muestran en la Tabla II.

TABLA II. Estatus social y decisión tras la educación obligatoria (Valores Centrales)

	Bachillerato	Abandono	F. Profesional
Estatus Altos	61,5%	9,9%	28,4%
Estatus Bajo	45,8%	16,6%	37,5%

Fuente: Panel de Educación y Transiciones al Mercado Laboral en Andalucía (2010 y 2018).

Como se podrá apreciar, con un rendimiento medio, un 61,5% de los y las estudiantes provenientes de estatus alto realizan los estudios de bachillerato, mientras que sólo un 45,8% de aquellos y aquellas de estatus bajo lo hacen. Las cifras se invierten cuando contemplamos el abandono: sólo un 9,9% abandona entre aquellos y aquellas de estatus alto frente a un 16,6% por parte de los y las estudiantes provenientes de estatus bajo. En lo que respecta a la formación profesional, son los y las estudiantes provenientes de estatus bajo los más propensos a optar por esta vía (37,5% versus 28,4%).

Mediante una simple tabla de contingencia comprobamos de qué forma, a igual resultado, las decisiones que se toman en función del estatus del que se proviene, son muy distintas, incluso cuando los estudiantes demuestran un nivel de desempeño escolar similar. Las opciones de aquellos y aquellas alumnas que provienen de un estatus más bajo son mucho más conservadoras. De hecho, como hemos visto, más de un 50% de los estudiantes opta por la suma de Formación Profesional y abandono mientras que, con la misma calificación, esta cifra misma cifra baja a menos de un 40% para aquellos y aquellas de estatus más altos.

Veamos los resultados de los modelos de descomposición KHB integrando ya toda la muestra. Como hemos visto más arriba, este modelo analiza el efecto del estatus social en la decisión de continuar los estudios tras la educación obligatoria controlado por género y mediando por el rendimiento. En la Tabla III, se aprecian sus resultados. El primero de los modelos, el total, retiene el impacto del estatus socioeconómico conjuntamente con el rendimiento. Se comprueba que por cada aumento en la escala de estatus social se incrementa en un 0,055 la log-odds de realizar bachillerato en lugar de abandonar. Dicho con un ejemplo, la hija de una profesora de educación primaria (69) tiene un 20% más de probabilidades de ir a bachillerato que la hija de un mecánico de coches (31) y una camarera (30). Asimismo, el estatus incrementa la

probabilidad de realizar formación profesional en lugar de abandonar en la mitad (0,022). Hay que recordar que esta elección (Abandono vs Formación Profesional) apenas ha sido analizada en investigaciones previas. Cuando contemplamos la opción Bachillerato vs Formación Profesional, el estatus social ahora aumenta un 0,033 la log-odds de la primera de estas opciones. Estos resultados del modelo total recogen una evidencia muy conocida por la comunidad educativa y científica: el estatus social y el rendimiento predicen con acierto la finalización y el tipo de estudios elegido tras la educación secundaria.

TABLA III. El efectos primarios y secundarios de la educación del padre en transición obligatoria

	Bachillerato vs Abandono	Formación Profesional vs Abandono	Bachillerato vs Formación Profesional
Total	0,055*** (0,006)	0,022*** (0,006)	0,033*** (0,005)
Directo	0,043*** (0,006)	0,017*** (0,006)	0,025*** (0,005)
Indirecto	0,012*** (0,002)	0,04*** (0,001)	0,07*** (0,001)
Rendimiento	36,80%	21,94%	22,39%
R-Cuadrado	0,13	0,13	0,13
Casos	1383	1383	1383

Control: Género *<0.05 **<0.01 <***0.001 (nivel de significación estadística)
Fuente: Panel de Educación y Transiciones al Mercado Laboral en Andalucía (2010 y 2018).

Cuando se controla por el rendimiento (modelo directo), estos mismos log-odds bajan a un 0,043; 0,017 y 0,025 (pero alcanzando todos, la máxima significación estadística). Explicado con el ejemplo anterior: Teniendo las mismas notas en Lengua, la hija de la profesora de primaria tiene un 16,7% más que la hija del mecánico, pero tendría un solo un 6,5% más de probabilidades de decidirse por formación profesional frente a abandonar toda formación reglada. Cuando comparamos alumnos y alumnas con el mismo rendimiento, el estatus socioeconómico tiene un efecto menor. ¿Pero cuánto, entonces, explica el rendimiento por sí sólo en la decisión de realizar el bachillerato, la formación profesional o abandonar los estudios secundarios?

Como refleja el modelo indirecto, este alcanza a explicar un 36,8% de toda la variabilidad. Cae a un 22% en la segunda comparación (Formación

Profesional vs Abandono) y a casi la misma cantidad en la tercera (Bachillerato vs Formación Profesional). Como era de esperar, tiene un menor efecto cuando se contrastan la opción más académica con la que menos.

Una vez realizada la descomposición mediante el modelo KHB, podríamos preguntarnos si existe un efecto de compensación bosquejado ya en la literatura previa. Dos modelos son aquí contrastados: un modelo log-aditivo y un modelo log-multiplicativo. Este último contiene la interacción estatus socioeconómico rendimiento ($\beta_4 X_1 X_2$). Un mejor ajuste del primero justificaría el rechazo al efecto de compensación mientras que un peor ajuste implicaría la necesidad de incluir dicha interacción.

En la Tabla IV, se exponen los resultados obtenidos por en cada uno de los modelos. El primero de ellos es el modelo de aditivo en el que se permite que el estatus social y las calificaciones varíen conjuntamente de forma monótona. El segundo de ellos admite que estas dos dimensiones varíen libremente en su impacto en las decisiones educativas. En la columna final aparece la diferencia entre ambos modelos.

TABLA IV. Contrastes de los modelos aditivos e interactivos para cada una de las decisiones educativas tomadas tras la educación obligatoria

DECISIONES EDUCATIVAS	ADITIVO	INTERACTIVO	DIFERENCIA
Bachillerato vs Abandono			
BIC	890,8	1018,12	127,31
AIC	871,5	872,13	0,62
Chi-Cuadrado	863,5	810,13	53,37 (0,00)*
Grados de libertad	4	32	28
Bachillerato vs Formación Profesional			
BIC	1361,86	1563,12	201,26
AIC	1237	1279	0,04
Chi-Cuadrado	1333,9	1311,61	22,29 (0,89)*
Grados de libertad	4	32	28
Abandono vs Formación Profesional			
BIC	970,07	987,08	17
AIC	1273	1334	0,06
Chi-Cuadrado	962,07	923,08	38,99 (0,008)*
Grados de libertad	4	32	28

Fuente: Panel de Educación y Transiciones al Mercado Laboral en Andalucía (2010 y 2018).

* (nivel de significación estadística)

Los resultados obtenidos nos permiten observar empíricamente la existencia del efecto de compensación. Este es claro cuando analizamos la decisión de realizar Bachillerato vs Abandono. Cuando las calificaciones son altas o media-altas, la diferencia entre estatus se estrecha y cuando son bajas o medias-bajas, la misma diferencia se ensancha. Es probable que este efecto también se produzca entre la disyuntiva Formación Profesional vs Abandono. Sin embargo, no se produce cuando la decisión que toman los y las estudiantes y sus familias se halla en la decisión de escoger entre el Bachillerato versus la Formación Profesional, como les sucede tanto a Troiano, Torrents y Daza (2019) como a Merino-Pareja, Martínez-García y Valls (2020). Resumiendo, cuando los alumnos y alumnas que abandonan –aquellos/as que suelen tener un origen social más bajo – son considerados en cada una de las opciones, sí parece existir un efecto de compensación. No obstante, cuando estos son excluidos de alguna elección (no son población de riesgo en términos estadísticos) encontramos que el efecto del estatus socioeconómico y las calificaciones varían conjuntamente de una misma forma. Por población de riesgo entiéndase la población que abandona y es excluida cuando se analiza el efecto del origen social en los alumnos y alumnas de Bachillerato vs Formación Profesional.

Conclusiones

Las evidencias recogidas en este estudio respaldan las conclusiones obtenidas en otros anteriores: los efectos secundarios refuerzan el impacto de los efectos primarios (Jackson, 2013). O, dicho de otro modo, el estatus socioeconómico se deja sentir en la toma de decisiones educativas a través de los dos cauces establecidos en la literatura previa: de forma directa y de forma indirecta mediando por la habilidad académica.

Hemos empleado *El Panel de Educación y Transiciones al Mercado Laboral en Andalucía* (2010 y 2018). Esta encuesta de carácter longitudinal recoge las trayectorias de una misma muestra representativa de individuos residentes en Andalucía cuando tenían 16 y 24 años. Hemos recogido las notas en lengua como *proxy* de la habilidad académica.

Nuestros resultados muestran que a medida que se incrementa el estatus social la probabilidad de realizar bachillerato en lugar de abandonar los estudios post-obligatorios aumenta incluso cuando se controla por rendimiento (H1). En cada una de las opciones que hemos

contemplado, el estatus socioeconómico representa un tercio del total. El papel del rendimiento es menor y alcanza un 36,8% de toda la variabilidad en la primera de las opciones. Cae a un 22% en la segunda y a casi la misma cantidad en la tercera. Como era de esperar, el rendimiento tiene un menor efecto cuando se contrastan la opción más académica con la que menos. La intensidad de los efectos secundarios aumenta según nos deslicemos desde las opciones más académicas a las que menos, es decir, es más fuerte en las elecciones Bachillerato vs Abandono y Bachillerato vs Formación Profesional que en Formación Profesional vs Abandono.

Del mismo modelo, como se contemplaba en la H2, se deduce que *la influencia que ejerce el estatus en las elecciones educativas varía de forma interactiva de acuerdo con el rendimiento.*

Hay que señalar que los estudios precedentes no han empleado a las personas que abandonaron. Hasta donde sabemos, éste es el primer estudio que lo incluye en España. No incluirlo en sus muestras como población de riesgo –todos aquellos sujetos que pueden optar eventualmente por alguna vía postobligatoria dado que tienen el título de secundaria– tiene como consecuencia la infra-estimación de los efectos, en especial, el efecto de compensación.

Discusión Pública

Quando el sociólogo italiano Diego Gambetta escribió su obra *Were They Pushed or Did They Jump?: Individual Decision Mechanisms in Education* (2019)[1987], la magnitud y alcance de la expansión educativa era mucho menor que la de nuestros días. Desde que se publicó esta obra, los años medios de formación de la población italiana han aumentado cuatro años. Según las estimaciones Barro y Lee (2013), estos pasaron de seis a diez años. Una cifra muy similar fue la recorrida por la población española.

Si comparáramos el tipo de decisiones que tomaban los alumnos en la época de la publicación del libro de Gambetta, casi cuarenta años atrás, con aquellas otras decisiones que se toman hoy en día, descubriremos un cambio fundamental. En la actualidad, el alumnado de estatus bajo y medio-bajo que alcanzan altas calificaciones no parece presentar ningún género de sobreadaptación. A medida que sus calificaciones suben, menos se diferencian de aquellos otros alumnos y alumnas que

tienen un estatus más alto. O, dicho de otra forma, una vez que se dan buenos resultados escolares, los alumnos y alumnas de bajo status socioeconómico no infraestiman sus probabilidades, tomando así la decisión más arriesgada y costosa. Esto es así porque confían que sus probabilidades de éxito, π , superen a sus probabilidades de fracaso, $1-\pi$, dado su buen rendimiento hasta ahora (Figura I). Si extraemos de la literatura previa las causas de semejante cambio encontramos dos causas fundamentales: las reformas educativas que tuvieron un carácter más inclusivo y las mejoras económicas, que redujeron considerablemente los costes de oportunidad de las familias (Breen et al., 2009). No hay que olvidar tampoco el empuje creciente del cambio tecnológico. La educación se ha constituido en un bien posicional (Hirsch, 2005; Salata, 2019). Todo parece indicar que a nivel de mecanismos sociales, este cambio de circunstancias condujo a una menor aversión al riesgo pues las ganancias pesaron más que las pérdidas (Breen & Yaish, 2006).

Por el contrario, sus homólogos con malas notas abandonan cuando las malas calificaciones emergen. En cambio, sí que parece que las familias con estatus medios y altos intentan promocionar por las vías más deseadas del sistema educativo a su descendencia. Este efecto de compensación emerge empíricamente siempre que no se reduzcan las muestras representativas de las encuestas analizadas.

En todo caso, hay que estar de acuerdo con Michelle Jackson cuando señala que, el hecho de que los efectos secundarios sean más fuertes que los primarios no es una mala noticia (2013). En efecto, es mucho más fácil influir e intentar generar algún cambio sobre los efectos secundarios que sobre los efectos primarios. Es menos complicado tratar de mostrarles a los padres y madres por medio de la orientación escolar que la mejor decisión que puede tomar su hijo/a es realizar bachillerato, que tratar de inculcarles prácticas culturales que les resultan ajenas. Más difícil es aún transformar la calidad, estabilidad y dotación de sus empleos.

Referencias bibliográficas

- Barone, C., Assirelli, G., Abbiati, G., Argentin, G., & De Luca, D. (2018). Social origins, relative risk aversion and track choice: A field experiment on the role of information biases. *Acta Sociologica*, 61(4), 441-459. <https://doi.org/10.1177/0001699317729872>

- Barro, R. J., & Lee, J. W. (2013). A new data set of educational attainment in the world, 1950–2010. *Journal of Development Economics*, 104, 184–198. <https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2012.10.001>
- Barth, D., Papageorge, N. W., & Thom, K. (2020). Genetic Endowments and Wealth Inequality. *The Journal of Political Economy*, 128(4), 1474–1522. <https://doi.org/10.1086/705415>
- Baudelot, C., & Establet, R. (1992). *Allez les filles! L'Épreuve des Faits*.
- Bernardi, F., & Cebolla, H. (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. <https://doi.org/10.5477/cis/reis.146.3>
- Boalt, G. (1947). *Skolutbildning och skolresultat för barn ur olika samhällsgrupper i Stockholm* [Stockholm College]. <http://urn.kb.se/resolve?urn=urn:nbn:se:su:diva-74426>
- Boudon, R. (1974). *Education, opportunity, and social inequality: Changing prospects in Western society*. Wiley.
- Bourdieu, P., & Passeron, J. C. (2001). *La reproducción: Elementos para una teoría del sistema de enseñanza*. Editorial Popular.
- Bowles, S., & Gintis, H. (2011). *Schooling in capitalist America: Educational reform and the contradictions of economic life*. Haymarket Books.
- Breen, R., & Goldthorpe, J. H. (1997). Explaining Educational Differentials: Towards a formal rational action theory. *Rationality and Society*, 9(3), 275–305. <https://doi.org/10.1177/104346397009003002>
- Breen, R., Luijkx, R., Müller, W., & Pollak, R. (2009). Nonpersistent inequality in educational attainment: Evidence from eight European countries. *AJS; American Journal of Sociology*, 114(5), 1475–1521. <https://doi.org/10.1086/595951>
- Breen, R., & Yaish, M. (2006). Testing the Breen-Goldthorpe model of educational decision making. En S. L. Morgan, D. B. Grusky, & G. S. Fields (Eds.), *Mobility and inequality: Frontiers of research from sociology and economics*. Stanford University Press.
- Chetty, R., Jackson, M. O., Kuchler, T., Stroebel, J., Hendren, N., Fluegge, R. B., Gong, S., Gonzalez, F., Grondin, A., Jacob, M., Johnston, D., Koenen, M., Laguna-Muggenburg, E., Mudekereza, F., Rutter, T., Thor, N., Townsend, W., Zhang, R., Bailey, M., ... Wernerfelt, N. (2022). Social capital I: Measurement and associations with economic mobility. *Nature*, 608(7921), Article 7921. <https://doi.org/10.1038/s41586-022-04996-4>

- Coleman, J. S. (1988). Social Capital in the Creation of Human Capital. *American Journal of Sociology*, 94, S95-S120. <https://www.jstor.org/stable/2780243>
- De Graaf, N. D., De Graaf, P. M., & Kraaykamp, G. (2000). Parental Cultural Capital and Educational Attainment in the Netherlands: A Refinement of the Cultural Capital Perspective. *Sociology of Education*, 73(2), 92-111. JSTOR. <https://doi.org/10.2307/2673239>
- Erikson, R., Goldthorpe, J. H., Jackson, M., Yaish, M., & Cox, D. R. (2005). On class differentials in educational attainment. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 102(27), 9730-9733. <https://doi.org/10.1073/pnas.0502433102>
- Erikson, R., Jonsson, J., & others. (1996). *Can education be equalized?: The Swedish case in comparative perspective*. Westview Press.
- Gambetta, D. (2019). *Were they pushed or did they jump?: Individual decision mechanisms in education*. Routledge.
- Ganzeboom, H. B. G., De Graaf, P. M., & Treiman, D. J. (1992). A standard international socio-economic index of occupational status. *Social Science Research*, 21(1), 1-56. [https://doi.org/10.1016/0049-089X\(92\)90017-B](https://doi.org/10.1016/0049-089X(92)90017-B)
- Girard, A., & Bastide, H. (1963). La stratification sociale et la démocratisation de l'enseignement. *Population (French Edition)*, 18(3), 435-472. <https://doi.org/10.2307/1526719>
- Goldthorpe, J. H., & Breen, R. (2010). Explicación de los diferenciales educativos. Hacia una teoría formal de la acción racional. En J. H. Goldthorpe (Ed.), *De la sociología: Números, narrativas e integración de la investigación y la teoría*. Centro de Investigaciones Sociológicas: Boletín Oficial del Estado.
- Hirsch, F. (2005). *Social Limits to Growth*. Routledge.
- Hu, A. (2017). Using a discretized measure of academic performance to approximate primary and secondary effects in inequality of educational opportunity. *Quality & Quantity*, 51(4), 1627-1643. <https://doi.org/10.1007/s11135-016-0356-8>
- Jackson, M. (2013). Introduction How Is Inequality of Educational Opportunity Generated? The Case for Primary and Secondary Effects. En M. Jackson, *Determined to Succeed?: Performance versus Choice in Educational Attainment*. Stanford University Press.
- Jæger, M. M. (2011). Does Cultural Capital Really Affect Academic Achievement? New Evidence from Combined Sibling and Panel Data. *Sociology of Education*, 84(4), 281-298. <https://doi.org/10/czkjhw>

- Kahneman, D., & Tversky, A. (1979). Prospect Theory: An Analysis of Decision under Risk. *Econometrica*, 47(2), 263-291. <https://doi.org/10.2307/1914185>
- Karlson, K. B., Holm, A., & Breen, R. (2012). Comparing Regression Coefficients Between Same-sample Nested Models Using Logit and Probit: A New Method. *Sociological Methodology*, 42(1), 286-313. <https://doi.org/10.1177/0081175012444861>
- Keller, S., & Zavalloni, M. (1964). Ambition and Social Class: A Respecification*. *Social Forces*, 43(1), 58-70. <https://doi.org/10.1093/sf/43.1.58>
- Luo, J., & Ka Yuk Chan, C. (2022). Influences of shadow education on the ecology of education – A review of the literature. *Educational Research Review*, 36, 100450. <https://doi.org/10.1016/j.edurev.2022.100450>
- Mare, R. D. (1980). Social Background and School Continuation Decisions. *Journal of the American Statistical Association*, 75(370), 295-305. <https://doi.org/10.1080/01621459.1980.10477466>
- Mare, R. D. (1981). Change and Stability in Educational Stratification. *American Sociological Review*, 46(1), 72-87. JSTOR. <https://doi.org/10.2307/2095027>
- Martínez-García, J. S. M. (2014). Clase obrera, género y éxito educativo: Inteligencia, expectativas y didáctica. *Revista de Sociología de la Educación-RASE*, 7(2), 449-467. <https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=5144529>
- Merino-Pareja, R., Martínez-García, J. S., & Valls, O. (2020). Efectos secundarios y motivaciones de las personas jóvenes para escoger Formación Profesional. *Papers. Revista de Sociología*, 105(2), Article 2. <https://doi.org/10.5565/rev/papers.2776>
- OECD. (2016). *PISA 2015 Results (Volume I): Excellence and Equity in Education*. OECD. <https://doi.org/10.1787/9789264266490-en>
- Papageorge, N. W., & Thom, K. (2020). Genes, Education, and Labor Market Outcomes: Evidence from the Health and Retirement Study. *Journal of the European Economic Association*, 18(3), 1351-1399. <https://doi.org/10.1093/jeea/jvz072>
- Runte-Geidel, A., & Marzo, P. F. (2015). Shadow Education in Spain: Examining Social Inequalities Through the Analysis of PISA Results. *European Education*, 47(2), 117-136. <https://doi.org/10.1080/10564934.2015.1033667>

- Salata, A. (2019). Schooling as a positional good: The Brazilian metropolitan regions in recent decades. *British Journal of Sociology of Education*, 40(3), 410-429. <https://doi.org/10.1080/01425692.2018.1552846>
- Sikora, J., Evans, M. D. R., & Kelley, J. (2018). Scholarly culture: How books in adolescence enhance adult literacy, numeracy and technology skills in 31 societies. *Social Science Research*, 77, 1-15. <https://doi.org/10.1016/j.ssresearch.2018.10.003>
- Silva, E., Warde, A., & Wright, D. (2009). Using Mixed Methods for Analysing Culture: The Cultural Capital and Social Exclusion Project. *Cultural Sociology*, 3(2), 299-316. <https://doi.org/10.1177/1749975509105536>
- Treiman, D. J., & Yip, K. (1989). Educational and occupational attainment in 21 countries. En M. Kohn (Ed.), *Cross National Research in Sociology* (pp. 373-394). SAGE Publications, Inc.
- Troiano, H., Torrents, D., & Daza, L. (2019). Compensation for poor performance through social background in tertiary education choices. *Studies in Higher Education*, 46(6), 1225-1240. <https://doi.org/10.1080/03075079.2019.1666262>
- Valdés, M. T. (2020). Principales procedimientos metodológicos para el análisis de la composición de la desigualdad educativa. *Empiria. Revista de metodología de ciencias sociales*, 48, Article 48. <https://doi.org/10.5944/empiria.48.2020.28073>
- Willms, J. D. (2006). *Learning Divides: Ten Policy Questions About the Performance and Equity of Schools and Schooling Systems*. UNESCO Institute of Statistics. <http://www.uis.unesco.org>.
- Winship, C., & Mare, R. D. (1992). Models for Sample Selection Bias. *Annual Review of Sociology*, 18(1), 327-350. <https://doi.org/10.1146/annurev.so.18.080192.001551>

Información de contacto: Manuel Herrera-Usagre. Facultad de Ciencias de la Universidad de Sevilla, Facultad de Ciencias de la Educación, Departamento de Sociología. C/ Pirotecnia s/n. 41013. Sevilla. E-mail: mherrera3@us.es