

# 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*

Fabrizio Bernardi y Héctor Cebolla

## Palabras clave

Clase social  
 • Desigualdad educativa  
 • Efecto de compensación  
 • Rendimiento escolar  
 • Transiciones educativas

## Key words

Social Class  
 • Educational Inequality  
 • Compensation Effect  
 • School Performance  
 • Educational Transitions

## Resumen

En este artículo exploramos el impacto del rendimiento escolar (conocido como efectos primarios) y la estructura de costes y beneficios a los que se enfrentan los individuos de distinta clase social de origen (efectos secundarios) cuando afrontan la transición entre la educación obligatoria y no obligatoria en España. Ambos predictores de las trayectorias operan a través de un efecto de interacción contribuyendo a la reproducción de desigualdades educativas. Esta interacción parece sugerir que el rendimiento escolar no es interpretado de la misma forma por los individuos de distinto origen social. En concreto, existe un efecto de compensación por el que los estudiantes de clase alta tienen una probabilidad mayor de alcanzar estudios secundarios superiores o universitarios con respecto a los estudiantes de clase baja, cuando sus «notas» son malas. Por lo tanto, la desigualdad por clase social de origen es máxima entre los peores estudiantes.

## Abstract

This paper explores the impact of school performance (primary effects) and the structure of costs and benefits that individuals of different social class face (secondary effects) on the transition from compulsory to non-compulsory education in Spain. We find that both predictors of educational paths seem to operate through an interactive effect, which contributes to reproducing educational inequalities. This interaction suggests that school performance is not interpreted in the same way by individuals from different social classes. In concrete, the resources and social capital of upper class families provide compensation effects leading to a greater probability of students from upper classes with poor grades reaching post-compulsory secondary education and higher education in comparison to lower class students with the equivalent grades. Therefore, inequality by social class of origin is greatest among students with the lowest grades.

## Cómo citar

Bernardi, Fabrizio y Cebolla, Héctor (2014). «Clase social de origen y rendimiento escolar como predictores de las trayectorias educativas». *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 146: 3-22. (<http://dx.doi.org/10.5477/cis/reis.146.3>)

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

**Fabrizio Bernardi:** European University Institute | [fabrizio.bernardi@eui.eu](mailto:fabrizio.bernardi@eui.eu)

**Héctor Cebolla:** Universidad Nacional de Educación a Distancia | [hcebolla@ceacs.march.es](mailto:hcebolla@ceacs.march.es)

## INTRODUCCIÓN

La clase social de origen es un conocido determinante de las trayectorias educativas de los españoles (Martínez García, 2013; Fernández, Mena y Riviere, 2010; Carabaña, 2008). En 2006, el 88% de los españoles de entre 20 y 46 años, cuyos padres eran directivos o profesionales, había realizado con éxito la transición a la educación no obligatoria. Sin embargo, entre quienes provenían de la clase trabajadora esta cifra solo alcanzaba el 56%<sup>1</sup>. La sociología analítica ha elaborado complejas teorías para explicar este tipo de regularidades. De las muchas explicaciones que han alcanzado cierto nivel de predicamento en las últimas décadas, una de las más prometedoras es la que distingue entre los llamados efectos primarios y los efectos secundarios de la clase social de origen (Boudon, 1973). Los efectos primarios se refieren al impacto de la clase social en el *rendimiento escolar* de los estudiantes. Los secundarios, por el contrario, se refieren al efecto de la clase social en los *procesos de decisión* que determinan las trayectorias escolares.

Desde mediados de la década pasada han surgido algunos trabajos que tratan de cuantificar de forma objetiva la contribución de las desigualdades que tienen su origen en estos dos tipos de mecanismos (Erikson *et al.*, 2005; Erikson y Rudolphi, 2010). En todos estos trabajos, los efectos primarios se miden a través de algún indicador de rendimiento escolar, fundamentalmente de las notas registradas en exámenes estandarizados y, por tanto, comparables. En cambio, los efectos secundarios son medidos a través de los residuos que quedan sin explicar en los parámetros de clase social una vez descontado el efecto del rendimiento escolar previo. A partir de estos residuos no

explicados se infiere una diferente propensión de los individuos a continuar o abandonar el sistema educativo, dado un nivel de rendimiento previo (Van der Werforst y Hofstede, 2007).

En este trabajo nos proponemos hacer una aproximación a la medida de los efectos primarios y secundarios en España, uno de los países con un nivel de fracaso escolar más alto de la OCDE (véase Fernández Enguita, 2010). Aunque España es uno de los países europeos que cuenta con peores datos para la investigación cuantitativa de los procesos de estratificación educativa (Serra, 2010), el Centro de Investigaciones Sociológicas llevó a cabo en 2006 un estudio sobre los procesos de estratificación social en España que permite descomponer de forma aproximada los efectos primarios y secundarios sobre la transición a la educación secundaria no obligatoria. Aunque, como discutiremos más adelante, nuestras medidas son imperfectas, el valor de nuestro trabajo radica en la novedad del caso de estudio, ya que no existen trabajos anteriores que hayan abordado este asunto. Por otro lado, y como también señalaremos en su momento, profundizamos en la conceptualización de los efectos primarios y secundarios, superando su modelización tradicional como efectos aditivos. Así, en la parte empírica, reflexionamos sobre la existencia de efectos interactivos que producen que el efecto marginal de las notas cambie en función de la clase social de origen.

El resto del artículo se organiza de la siguiente manera. En primer lugar, hacemos una revisión de la teoría que informa nuestro trabajo. Seguidamente, describimos los datos que utilizamos en la parte empírica y presentamos una reflexión sobre la evolución del sistema educativo español. Finalmente, ofrecemos un contraste conjunto de nuestro argumento teórico, cuyas conclusiones son resumidas y discutidas en la sección final, que también hace una mención a sus implicaciones para la política educativa española.

<sup>1</sup> Encuesta de clases sociales y estructura social, Centro de Investigaciones Sociológicas (CIS 2634).

## LOS EFECTOS PRIMARIOS Y SECUNDARIOS EN LA TOMA DE DECISIONES EDUCATIVAS

El modelo de efectos primarios y secundarios y su influencia en la explicación de la desigualdad de oportunidades educativas fue popularizado por Robert Mare a principios de los años ochenta (1980; 1981) y está en la base de las sucesivas, y cada vez más sofisticadas, propuestas de formalización de los diferenciales de clase en educación, en particular del conocido modelo de aversión al riesgo de Breen y Goldthorpe (1997). En este modelo, el nivel educativo alcanzado por un individuo es el resultado de una secuencia de transiciones, en las que el estudiante podría optar por continuar o integrarse en el mercado laboral. La convención más frecuente adoptada por la literatura especializada define los efectos primarios como una función de los resultados previos,  $g(rE)$ , donde  $rE$  se refiere a las notas obtenidas en alguna prueba o examen de importancia significativa en el nivel educativo  $E$ . Cuanto mejores sean los resultados  $rE$ , mayor será la probabilidad completar  $E+1$  y, por tanto, de no abandonar el sistema educativo. Por otro lado, los efectos secundarios tienen que ver con la evaluación de la probabilidad de que se produzca movilidad social entre generaciones y, en particular, del riesgo de movilidad descendente asociada a los niveles educativos  $E$  y  $E+1$ . La idea crucial en este planteamiento es que el riesgo de movilidad descendente asociado a abandonar el sistema educativo en el nivel  $E$  diferirá de forma significativa entre clases sociales (Boudon, 1973). Así, el riesgo de movilidad descendente asociado a no realizar estudios universitarios será mayor en el caso de un estudiante cuyos padres pertenecen a la clase de directivos y profesionales que para un estudiante cuya familia de origen es de clase trabajadora. Cuanto mayor sea el riesgo de movilidad descendente, mayor es también la probabilidad de que se

complete la transición en  $E+1$ . En la práctica los efectos secundarios se suelen estimar de forma residual y se calculan a partir de la diferencia entre clases sociales que queda sin explicar en la propensión a hacer una u otra transición, condicional al rendimiento escolar previo.

Existen dos aproximaciones en la investigación sobre efectos primarios y secundarios. La primera utiliza la técnica de descomposición desarrollada por Erikson y Jonsson (1996), y replicada en Erikson *et al.* (2005), para cuantificar la importancia absoluta y relativa de los dos tipos de efectos. El segundo emplea modelos de regresión y estima los efectos secundarios como el efecto de la clase social de los padres, condicional al rendimiento escolar del individuo en un momento anterior. En la mayoría de las aplicaciones que abordan la descomposición se cuantifica un efecto secundario que se podría definir como «global», prestando escasa atención teórica o empírica a cómo las distintas clases sociales difieren en la propensión a realizar una determinada transición en función de los resultados escolares previos. El segundo planteamiento también se ha fundado en el presupuesto de que los efectos primarios y secundarios sean aditivos (Need y Jong, 2001; Pietsch y Stubbe, 2007; Nash, 2006 y 2003; Gabay-Egozi *et al.*, 2010; Stocké, 2007; Van de Werfhorst *et al.*, 2003).

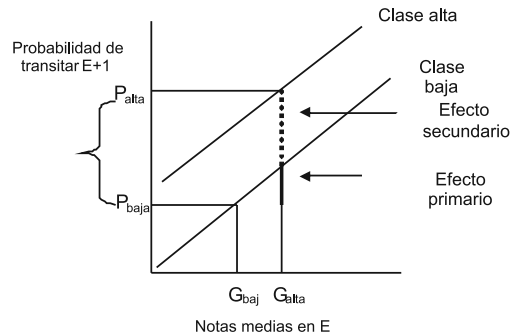
En las páginas que siguen cuestionamos el presupuesto de que los efectos primarios y secundarios operen aditivamente y centramos la discusión en el análisis de cómo el impacto desigualador de la familia de origen puede ser mayor o menor en función del rendimiento escolar previo del individuo.

### Mecanismos primarios y secundarios como efectos aditivos

El presupuesto de que los efectos primarios y secundarios operan de forma aditiva implica que la función  $g(rE)$  sea igual para todas las clases sociales. Esto quiere decir que,

empíricamente, el efecto de las notas sobre la probabilidad de transitar a E+1 está marcado para cada clase por funciones paralelas entre sí. Esto es lo que describimos en el gráfico 1. Supongamos que nos movemos en un escenario en el que sólo hay dos clases sociales, una clase alta y una baja, y que la función  $g$  es lineal<sup>2</sup>. El eje horizontal registra las notas en E, mientras que el vertical grafica los cambios en la probabilidad de transitar a E+1.  $P_{alta}$  y  $P_{baja}$  son las probabilidades de pasar de E a E+1 para la clase alta y baja. Las rectas que modelizan la propensión de los individuos de distinta clase de origen a la luz de sus resultados escolares en E son paralelas y tienen pendientes positivas. En ambos casos, cuanto más altas sean las notas, más alta será la probabilidad de transitar a E+1. Además, la recta correspondiente a la clase alta está situada por encima de la que corresponde a la clase baja. Esta mayor propensión de la clase alta a transitar correctamente se debe a la existencia de efectos secundarios positivos asociados a este origen familiar. La razón concreta por la que esto es así es que la pérdida de estatus que implica aceptar E como destino final de una trayectoria educativa que no continúa hasta E+1 es siempre mayor para la clase alta que para la baja. Así, las diferencias en la propensión de dos individuos a realizar un tipo de transición se deben a diferencias en su rendimiento previo ( $G_{alta} - G_{baja}$ ) y a la distancia entre ambas rectas. Como regla general se podría decir que cuanto mayor es la distancia que separa el rendimiento medio de los individuos de clase alta y baja ( $G_{alta} - G_{baja}$ ) y cuanto mayor es la pendiente de las rectas, más fuertes serán los efectos primarios. Cuanto más separadas estén entre sí las rectas correspondientes a cada clase, mayores serán los efectos secundarios.

**GRÁFICO 1.** *Concepción tradicional de los efectos primarios y secundarios*



### Efectos primarios y secundarios como interacciones

Pocos estudios han explorado la posibilidad de que el efecto marginal de las notas cambie en función de la clase de origen de los estudiantes. Los pocos trabajos que lo han hecho especulan sobre los mecanismos a través de los cuales operan los efectos primarios y los secundarios (Kloosterman *et al.*, 2011; Schindler y Lörz, 2011). Esta es precisamente nuestra contribución esperada.

Hay dos razones sustantivas para cuestionar el presupuesto de que las rectas antes descritas sean paralelas (Bernardi y Cebolla Boado, 2014). Ambas razones suponen que los padres pueden ajustar sus planes en función de las notas de forma distinta según la clase social a la que pertenecen (Kim y Schneider, 2005). Llamaremos a cada una de estas dos razones «efectos de compensación» e «información incompleta». En términos empíricos, ambos escenarios implican que existe una interacción entre los efectos primarios y los secundarios.

#### a) *Efectos de compensación*

Los efectos de compensación se producen cuando la mayor desigualdad por clase social de origen en la propensión a transitar al nivel E+1 se concentra entre los estudiantes que tienen peores notas (Bernardi, 2012). Múltiples razones explican esta posibilidad,

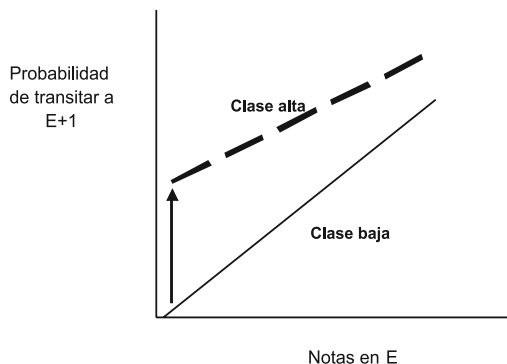
<sup>2</sup> Se podría, no obstante, sustituir la función  $g$  por una curva logística con los mismos resultados sustantivos.

en concreto, las diferencias económicas, culturales y los recursos sociales de que disponen las clases altas pueden invertirse para compensar el mal rendimiento obtenido en el nivel E y minimizar la perspectiva de fracaso en el siguiente nivel E+1. Cuando las familias se enfrentan al problema de un bajo rendimiento escolar de sus hijos, pueden poner en marcha una serie de recursos alternativos para neutralizar el mal pronóstico que deducen de sus bajas notas. Piénsese, por ejemplo, en la posibilidad de recurrir a clases de apoyo o, incluso, en la ayuda directa de los padres a los hijos con sus tareas escolares en casa. Además, el conocimiento del sistema educativo que tienen las clases altas y sus redes sociales también puede suponer una ayuda extra a la hora de identificar centros escolares más apropiados (por ejemplo, recurriendo a escuelas menos selectivas o con programas especiales). Todo ello puede hacer que el tránsito a E+1 esté mejor asegurado para los hijos de las clases altas incluso cuando tengan un bajo rendimiento escolar. Podríamos llamar a esto el efecto «George W. Bush», en atención al expresidente de los Estados Unidos de América cuyo mediocre rendimiento escolar no le impidió completar sus estudios en la Universidad de Yale<sup>3</sup>

El argumento de la compensación queda descrito en el gráfico 2, que presenta una interacción entre efectos primarios y secundarios haciendo la pendiente de la recta que corresponde a la clase alta más suave que la que corresponde a las clases bajas.

<sup>3</sup> «A aquellos que han tenido honores, premios y distinciones, les digo enhorabuena. A los que han obtenido una C, les digo, vosotros también podéis ser presidentes de los EE.UU.» (George W. Bush, Discurso pronunciado en la Universidad de Yale 33 años después de su graduación) (citado de McNamee y Miller 2009). Las notas del expediente del expresidente estuvieron muy alejadas de la mediana de las de los estudiantes admitidos en su promoción. En Yale, sus notas estuvieron en el quintil más bajo.

**GRÁFICO 2.** Efectos de compensación: la desigualdad es máxima entre los estudiantes con peores notas

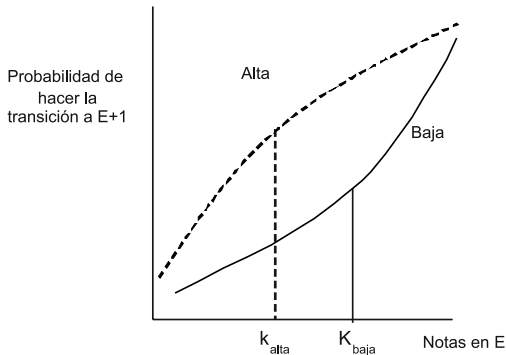


### b) Información incompleta

La segunda posibilidad es que los resultados escolares en E generen más desigualdad en función de la clase de origen cuando las notas son intermedias. Mientras que las notas buenas o malas son más fáciles de interpretar por la claridad del mensaje que envían a las familias, las notas en el medio de la distribución pueden ser mucho más difícilmente interpretables. Las familias en esta situación pueden interpretar el significado de las notas de forma diferente. Las clases bajas podrían sobrestimar el grado de selectividad de E+1 (o infraestimar el nivel de rendimiento de su hijo en un potencial tránsito a E+1), y por lo tanto pueden cortocircuitar la ambición de su hijo de transitar a E+1. En términos formales se puede definir un parámetro  $k$  que recoja el umbral de rendimiento que será imprescindible para triunfar en E+1. La probabilidad de realizar la transición a E+1 dependerá de cómo los resultados observados en E se aproximen a  $k$ . Y la percepción de dónde está  $k$  puede diferir entre clases sociales.

Asumamos que hay incertidumbre sobre la posición de  $k$ , y que las familias de clase alta son más capaces de situarlo de forma realista que las de clase baja. Es también razonable pensar que  $k$  se sitúa cerca del umbral de rendimiento medio de E. Si las familias de clase baja infraestiman la posición de

**GRÁFICO 3.** Información imperfecta. La desigualdad es máxima para las notas intermedias



$k$ , entonces las mayores desigualdades educativas se darán entre quienes se sitúan por encima del punto medio de la distribución de rendimiento en E. Si las familias de clase baja sobrestiman la posición de  $k$ , sucedería lo contrario y la mayor desigualdad se daría entre quienes están en posiciones intermedias en la distribución de rendimiento. Es difícil confirmar cuál de estos dos extremos se aplica con más frecuencia pero, si la autojustificación es la regla, es fácil pensar que  $k$  será sobrestimado como una forma de recurrir a una explicación del fracaso relacionada con el bajo rendimiento (Holland *et al.*, 2002).

En el gráfico 3,  $k_{baja}$  y  $k_{alta}$  se refieren a los umbrales de la clase baja y alta respectivamente. El gráfico representa el escenario en el que las familias de clase baja sobrestiman el umbral  $k$ .

Las familias de clase alta perciben que el umbral para las notas en E necesario para terminar con éxito E+1 ( $k_{alta}$ ) está por debajo del mismo umbral tal y como lo comprenden las clases bajas ( $k_{baja}$ ). Así, más miembros de la clase baja con notas intermedias (notas comprendida entre  $k_{baja}$  y  $k_{alta}$ ) no realizan la transición a E+1.

### Resumen de las hipótesis

Para terminar este apartado vamos a explicitar tres hipótesis sobre las interacciones posibles entre efectos primarios y secundarios:

1. Hipótesis 1: es la hipótesis nula según la cual no existe interacción entre los efectos primarios y secundarios. Según el gráfico 1, las rectas que representan la probabilidad de transitar a E+1 en función del rendimiento en E son líneas paralelas para las distintas clases sociales. Solo existe una diferencia en el intercepto de las rectas, que se debe puramente a la existencia de efectos secundarios entre clases.

2. La segunda de estas hipótesis es la de los efectos de compensación, es decir, que la desigualdad es máxima entre quienes obtienen notas bajas. Las familias de clase alta pueden dar segundas oportunidades a sus hijos cuando su nivel de rendimiento es más bajo, interpretando un mal rendimiento en E como algo que se puede recuperar y mejorar. Por lo tanto, la probabilidad de realizar la transición escolar depende menos del rendimiento escolar previo para las clases altas que para las clases bajas.

3. Hipótesis 3: este es el caso en el que la máxima desigualdad, por un problema de información imperfecta, se da entre quienes tienen notas intermedias. Esto es así porque las notas intermedias son más difíciles de interpretar que las más extremas y proporcionan señales menos claras sobre la probabilidad de tener éxito en E+1. Si las clases bajas tienden a sobrestimar el nivel de selectividad del siguiente tramo educativo, entonces la mayor desigualdad por clase social de origen se tendría que observar entre los estudiantes con notas intermedias.

## DATOS Y VARIABLES PRINCIPALES DE NUESTRO ANÁLISIS

Como ya hemos dicho, España carece de los datos necesarios para un contraste apropiado de la importancia relativa de los efectos primarios y secundarios. Mientras que la mayor parte de los países europeos producen microdatos que permiten evaluar los conocimientos o los resultados de los estudiantes al final de la educación secundaria obligatoria, y el tipo

de transición que hacen a la educación superior, las fuentes de evidencia empírica que están disponibles en España se limitan a datos de tipo estático (recogidos en un único momento del tiempo) y que, con la excepción de los datos PISA u otros estudios semejantes (TIMMS o PIRLS, etc.), no cuentan con medidas de rendimiento que neutralicen las distorsiones de los centros escolares a la hora de evaluar los conocimientos individuales. Los estudios de evaluación que las propias comunidades autónomas hacen de sus sistemas educativos son, como norma general, poco apropiados por la falta de diálogo entre las administraciones públicas y los investigadores a la hora de diseñar los cuestionarios, de forma que los indicadores disponibles para operacionalizar las variables dependientes e independientes son poco útiles. Por otro lado, no existe en España una tradición de transparencia que ponga a disposición de la investigación científica este tipo de datos, prevaleciendo para su explotación criterios oscuros de utilidad administrativa.

Estas importantes limitaciones explican por qué recurrimos a los datos de la *Encuesta de clases sociales y estructura social* del Centro de Investigaciones Sociológicas (CIS 2634), incluso aunque dista mucho del ideal para nuestros fines empíricos. El estudio se realizó en 2006 a una muestra representativa del conjunto de la población residente en España y mayor de 16 años. Nuestro análisis, no obstante, restringe la muestra a los nacidos con posterioridad a 1960. Esto deja una muestra analítica de unos 3.200 casos de individuos que han transitado por el sistema educativo español posterior a la reforma de 1970. Excluimos de nuestro análisis a los nacidos fuera de España.

La variable dependiente que hemos seleccionado es dicotómica con un valor de 1 si el individuo hizo una transición a la educación postobligatoria (incluida la formación profesional [FP1 y FP2]). La variable tiene un valor de 0 si el individuo abandona el sistema educativo al terminar la educación secundaria

obligatoria o antes. Así, nos fijamos en nuestro análisis en la forma en la que los individuos optan por continuar estudiando en la primera transición en la que la elección entre abandonar o continuar es posible, al final de la educación obligatoria a los 16 años.

Nuestra principal variable independiente es un registro subjetivo de las notas del encuestado a la edad de 16 años (o antes, si el abandono se produjo con anterioridad). La pregunta en el cuestionario es la siguiente: «Cuando tenía 16 años (o antes si no continué hasta esa edad) y en términos generales, ¿cómo eran sus notas en la escuela?». Las respuestas posibles son «muy buenas», «buenas», «no buenas», «malas» o «muy malas». Aunque esta pregunta es la mejor aproximación a los efectos primarios de que disponemos, su carácter retrospectivo y subjetivo plantea algunos problemas que discutimos a continuación. En primer lugar, los individuos pueden ajustar sus respuestas al nivel educativo que han alcanzado finalmente. Este sesgo en el recuerdo produciría una sobrestimación de los efectos primarios, aumentando artificialmente la correspondencia entre el registro de las notas y el nivel final alcanzado. Para explorar su impacto potencial hemos llevado a cabo un análisis discriminado de la muestra por cohortes de edad. Asimismo parece razonable esperar que un sesgo debido al recuerdo, si existe, aumente en función de la edad de los entrevistados. Por lo tanto, si las respuestas a la pregunta sobre las notas estuvieran sesgadas, se tendría que observar una asociación más intensa entre el recuerdo y el nivel educativo finalmente alcanzado en las cohortes de mayor edad. Sin embargo, en nuestro análisis de los datos no se observa una asociación más fuerte entre las cohortes más jóvenes, lo que rechaza la hipótesis de que exista un sesgo producido por el recuerdo. En cualquier caso, nuestro trabajo se limita a los nacidos después de 1960, lo que, a su vez, tendría que reducir aún más el riesgo de una distorsión producida por imprecisión en el recuerdo.

Un problema de mayor trascendencia para nuestro análisis es si el sesgo variará en función de las clases sociales, es decir, si algunas clases tuvieran un interés o una presión especial por declarar un determinado nivel de notas, o tenderían a corregir lo que se podría percibir como una inconsistencia entre sus notas a los 16 años y el nivel educativo que finalmente hayan alcanzado. Podría, por ejemplo, ocurrir que los entrevistados de clase alta tengan presiones para declarar en mayor medida notas buenas y/o que los de clase baja tendieran a ajustar sus respuestas (a la baja) en función del nivel educativo alcanzado. Desafortunadamente no podemos evaluar ni siquiera indirectamente el impacto de un sesgo diferencial de este tipo. Por lo que respecta a este trabajo, debería ser suficiente mencionar que la pregunta parece clara y es directa, lo que hace pensar que los entrevistados pueden haber contestado de forma razonablemente correcta. Suponer de entrada diferentes mecanismos de sesgo para las varias clases sociales parece más difícil de defender que trabajar bajo el supuesto de que todos los entrevistados acepten declarar si sus notas eran buenas o malas.

La clasificación de los encuestados en función de su clase de origen se construye a partir de la ocupación del cabeza de familia cuando el encuestado tenía 14 años. La clasificación se adapta a la propuesta por Erikson y Goldthorpe (1992), que distingue entre la clase de servicio (jefes y profesionales), trabajadores no manuales, empleadores, trabajadores de la agricultura, trabajadores manuales cualificados y, por último, no cualificados (categoría que incluye a los trabajadores de servicio no cualificados). Finalmente, los análisis que se presentan a continuación controlan por sexo y cohorte de nacimiento, distinguiendo entre los nacidos en 1960 y 1975 y los que lo hicieron entre 1976 y 1986. Nótese que los datos utilizados no permiten controlar por la calidad de los centros educativos a los que los encuestados hayan asistido (algo que, de existir ese indicador, sería complicado de vincular con las notas si se hu-

biera cambiado de centro educativo durante el periodo de escolarización obligatoria).

## Método

Estimamos modelos de probabilidad lineal (MPL) por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) para explorar el impacto de las notas autorreferidas sobre la probabilidad de hacer la transición al sistema educativo en su segmento no obligatorio. Aunque la práctica más habitual es la de estimar modelos de regresión logística para las variables dependientes dicotómicas, hay que decir que los coeficientes estimados por MPL están muy cerca de los efectos marginales de una regresión logística, y son mucho más fáciles de interpretar, especialmente cuando, como es nuestro caso, el interés se concentra en efectos interactivos (Angrist y Pischke, 2009: 106-107; Mood, 2010). Nuestros MPL están estimados con errores estándar robustos para corregir la heterocedasticidad (Cameron y Trivedi, 2009). Como un contraste adicional, se presentan también las probabilidades marginales computadas a partir de modelos convencionales de regresión logística binaria (Long y Freese, 2006).

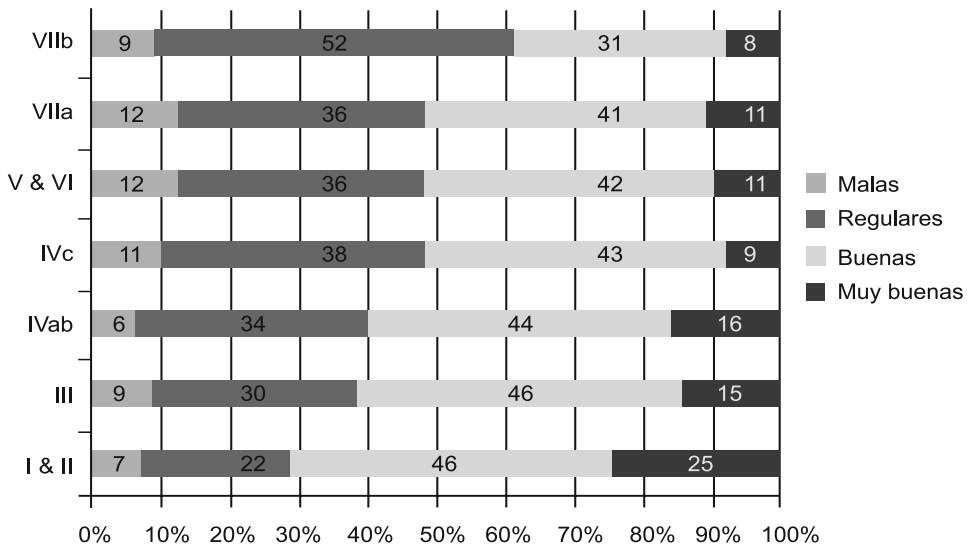
## RESULTADOS

El gráfico 4 presenta nuestro indicador de efectos primarios y su distribución entre los grupos de clase social de origen.

Como se puede observar, el 61% de los encuestados que provienen de familias de jornaleros (clase VIIb) y el 48% de los que lo hacen de la clase trabajadora no cualificada (clase VIIa) afirman que sus notas eran regulares o malas. En cambio, entre los hijos de directivos y profesionales (la clase I y II), solo el 29% se identifica con esta situación. Entre estos, un cuarto de los encuestados recuerdan que sus notas eran muy buenas.

A continuación, vamos a revisar el funcionamiento de nuestra variable dependiente



**GRÁFICO 4.** Distribución de las notas en función de la clase social de origen

Clase I: Profesionales de nivel alto, directivos de la gran industria y grandes propietarios. Clase II: Profesionales del nivel bajo, administradores, técnicos de grado alto, jefes en industrias de tamaño pequeño, supervisores y empleados no manuales. Clase III: Empleados rutinarios no manuales. Clase IVab: Pequeños propietarios, artesanos y otros (con o sin empleados). Clase IVc: Granjeros y pequeños propietarios en el sector primario. Clase V: Técnicos de grado bajo. Clase VI: Trabajadores cualificados manuales. Clase VIIa: Trabajadores manuales de baja cualificación; Clase VIIb: Trabajadores en el sector primario.

Fuente: Elaboración propia a partir de CIS 2634.

entre clases sociales. El gráfico 5 muestra las proporciones de los que abandonaron o continuaron sus estudios al acabar la educación obligatoria por clase social de origen.

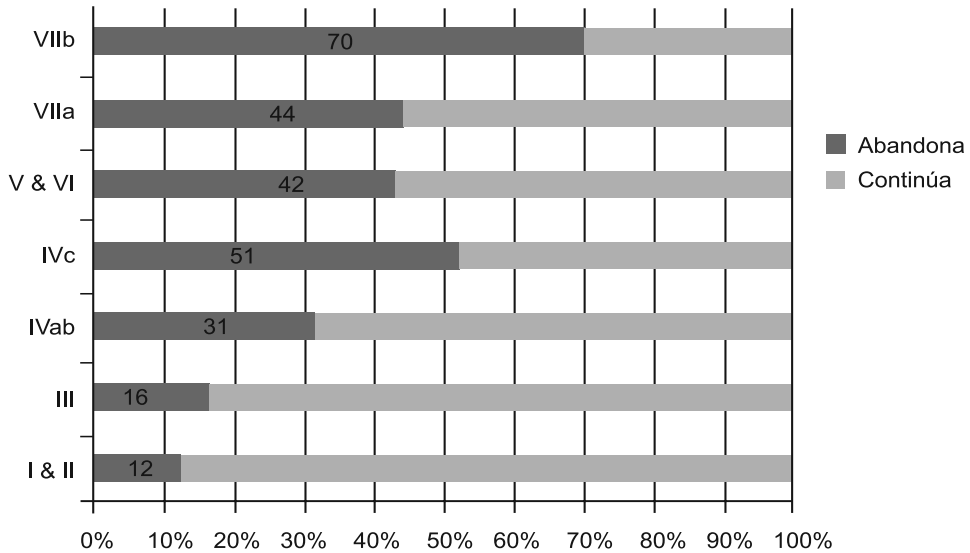
La imagen que nos ofrece este simple cruce entre nuestras categorías de clase de origen y el resultado de la transición es en sí misma una reveladora forma de describir la desigualdad en las trayectorias educativas en España. Mientras que la inmensa mayoría de los hijos de directivos y profesionales (clases I y II) continúan estudiando al acabar la secundaria inferior (en concreto, el 88%), el 70% de aquellos en los que el cabeza de familia era jornalero y el 44% de aquellos cuyos padres eran obreros no calificados abandonaron la escuela a la edad de 16 años. La clase de trabajadores de cuello blanco (III) se parece mucho en su comportamiento a la clase I y II.

En el resto de las categorías el abandono se sitúa entre un 30 y un 50% de los casos.

El contraste de nuestras hipótesis requiere una estimación conjunta del efecto de la clase social de origen y las notas sobre la probabilidad de hacer la transición a la educación postobligatoria. Presentamos este contraste empírico de dos formas. En primer lugar, el gráfico 6 muestra los resultados de una serie de tablas de contingencia en las que, para el nivel de recuerdo de notas, se ha hecho un cruce entre la clase social y el hecho de haber transitado o no a la secundaria superior. A continuación, los mismos resultados se exploran utilizando modelos de probabilidad lineal.

En el gráfico 6 podemos comprobar cómo las notas y la clase social tienen efectos independientes (siempre aditivos en este

**GRÁFICO 5.** Resultado de la transición entre educación obligatoria y postobligatoria en función de la clase social de origen



Clase I: Profesionales de nivel alto, directivos de la gran industria y grandes propietarios. Clase II: Profesionales del nivel bajo, administradores, técnicos de grado alto, jefes en industrias de tamaño pequeño, supervisores y empleados no manuales. Clase III: Empleados rutinarios no manuales. Clase IVab: Pequeños propietarios, artesanos y otros (con o sin empleados). Clase IVc: Granjeros y pequeños propietarios en el sector primario. Clase V: Técnicos de grado bajo. Clase VI: Trabajadores cualificados manuales. Clase VIIa: Trabajadores manuales de baja cualificación; Clase VIIb: Trabajadores en el sector primario

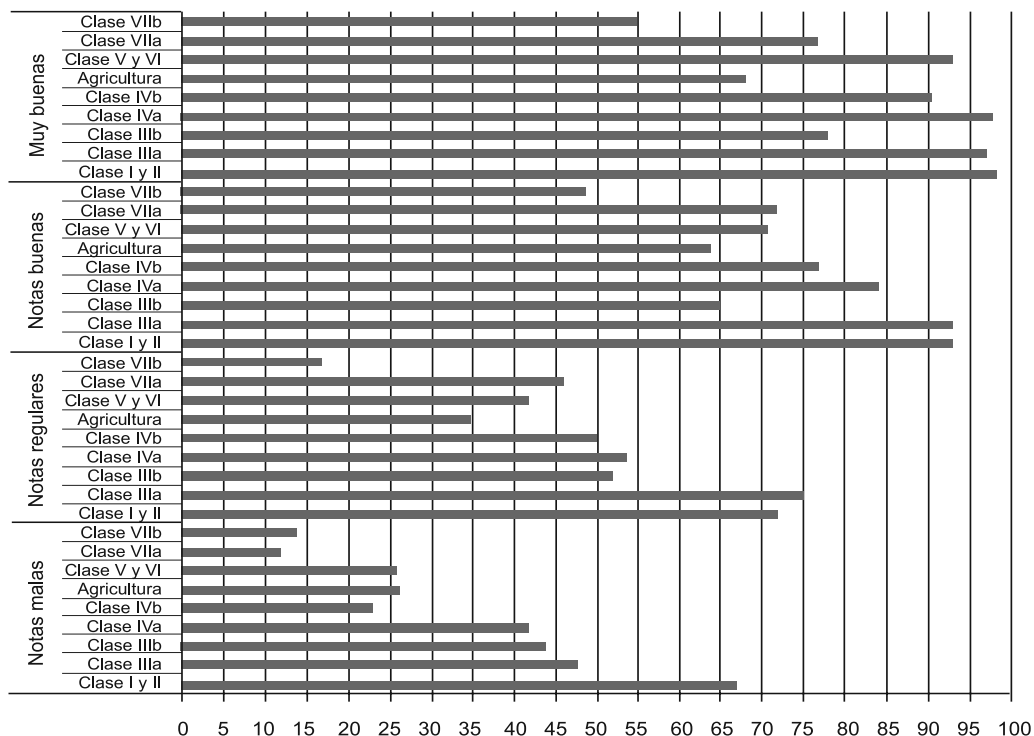
Fuente: Elaboración propia a partir de CIS 2634.

nivel descriptivo) sobre la probabilidad de transitar. Como se puede observar, para todas las clases sociales, los efectos primarios resultan determinantes, ya que comparando la probabilidad de transitar para cada uno de los colectivos seleccionados, los que recuerdan haber obtenido mejores notas tienen una probabilidad visiblemente mayor. A su vez, por el gráfico podemos ver cómo la probabilidad de transitar dentro de cada nivel de rendimiento es enormemente diferente entre clases sociales. Las mayores diferencias parecen, no obstante, darse entre quienes tienen notas malas. Así, la diferencia en la probabilidad de transitar entre la clase I y II (profesionales y directivos) y la clase VIIa (obreros no cualificados), por ejemplo, es de más de 55 puntos porcentuales. En cambio, entre las mismas clases, pero para los en-

cuestados que reportan notas muy buenas, la diferencia es de menos de 20 puntos. Esto sugiere la posibilidad de que, incluso en un nivel de análisis tan descriptivo como este, exista un cierto efecto de compensación entre los efectos primarios y los secundarios.

Para contrastar la validez de nuestra expectativa teórica, vamos a proceder a presentar los resultados de los modelos de probabilidad lineal que ya hemos anunciado (tabla 1). En el primer modelo se utiliza la clase social como predictor de la probabilidad de transitar, controlando por sexo y por el hecho de haber nacido con posterioridad a 1976 (control que se introduce para absorber varianza que pueda deberse a haber estudiado en el sistema que resultó de la reforma de la LOGSE). En el segundo modelo se controla además por las

**GRÁFICO 6.** Probabilidad de hacer la transición a la educación postobligatoria en función de la clase social de origen y de las notas



Estimado a partir de tablas de contingencia separadas para cada nivel de notas.

Fuente: Elaboración propia a partir de CIS 2634.

notas (introducida aquí como una variable continua). En el modelo 3, finalmente, se estiman efectos interactivos entre las categorías de clase de origen y las notas.

El modelo que estima el efecto no condicional de la clase social sobre la probabilidad de transitar a la educación no obligatoria proporciona coeficientes negativos utilizando la clase I y II como categoría de referencia (cuya probabilidad bruta de transitar es la constante, es decir, 84 puntos de probabilidad). Esto significa que todos los estudiantes de clase alta (I y II) tienen una probabilidad mayor de transitar a la educación no obligatoria con respecto a todas las demás clases sociales. Su ventaja es de 18 puntos en el caso de la clase IVab, hasta crecer hasta los 57 puntos en el caso de la clase VIIb.

El modelo 2 ya muestra el efecto de la clase social descontando el nivel de rendimiento recordado por los encuestados, es decir, es una medida aproximada de los efectos secundarios, habiendo considerado los primarios. Pasar de una categoría a otra de las notas implica que la probabilidad de realizar la transición educativa aumenta en 21 puntos. Asimismo, los efectos no condicionales de la clase social estimados en el modelo 1 se reducen confirmando la importancia directa de los efectos primarios (las notas) y secundarios (efectos residuales de la clase social de origen), que operan de forma independiente. El modelo 2 ofrece también una simple descomposición del efecto global de la clase en efectos primarios y secundarios. Se trata de calcular qué parte del

**TABLA 1.** Modelo de probabilidad lineal (MCO) de la probabilidad de hacer la transición a la educación post-obligatoria. Notas como variable continua

Variable (y categoría de ref.)		Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3
<b>Clase social de origen</b> (ref. clase I y II)	Clase IIIa	-0,04 (0,03)	0,01 (0,03)	-0,08 (0,08)
	Clase IVab	-0,18** (0,03)	-0,14** (0,02)	-0,33** (0,07)
	Clase IVc	-0,37** (0,03)	-0,29** (0,03)	-0,43** (0,08)
	Clase V y VI	-0,30** (0,02)	-0,22** (0,02)	-0,44** (0,06)
	Clase VIIa	-0,32** (0,03)	-0,23** (0,03)	-0,41** (0,06)
	Clase VIIb	-0,57** (0,03)	-0,47** (0,03)	-0,61** (0,07)
	<b>Recuerdo de las notas</b>			0,21** (0,01)
<b>Interacción notas continuas</b> (ref. clase I y II)	IIIa*notas			0,04 (0,04)
	IVab*notas			0,10** (0,03)
	IVc*notas			0,07+ (0,04)
	V y VI*notas			0,12** (0,03)
	VIIa*notas			0,10** (0,03)
	VIIb*notas			0,08+ (0,04)
<b>Constante</b>		0,84** (0,02)	0,47** (0,03)	0,63** (0,05)
	N	3.200	3.200	3.200
	aic	4.070,15	3.598,61	3.589,99
	bic	4.124,78	3.659,32	3.687,12

Errores estándar en paréntesis; +  $p < 0,10$ , \*  $p < 0,05$ , \*\*  $p < 0,01$

El modelo controla por sexo y por haber nacido después de 1976.

efecto de la clase social es debido a las notas. Por ejemplo, en el caso de la comparación entre la clase de los directivos y profesionales y la clase obrera, los efectos primarios contribuirían en un 28% a la desigualdad observada en el modelo 1  $(-32 - (-0,23) / -32 = 28)$ . El mismo cálculo para las otras clases sociales da una importancia re-

lativa de los efectos primarios de un 24%. En otras palabras, alrededor de la cuarta parte de las desigualdades en el riesgo de no alcanzar un nivel educativo postobligatorio en España se debe al rendimiento escolar previo. Esta estimación es inferior a las producidas para otros países que han cuantificado sus efectos primarios como determinantes

más decisivos de las trayectorias educativas, entre el 40 y el 60 % Erikson, 2007 y Erikson y Rudolphi, 2010; Kloosterman *et al.*, 2009; Schindler y Reimer, 2008)<sup>4</sup>.

Es posible que esta menor importancia de los efectos primarios en España sea, en parte, debida al hecho de que el rendimiento escolar esté en nuestro análisis medido con un indicador subjetivo y ordinal. Sin embargo, el sesgo debido al posible ajuste del recuerdo retrospectivo del rendimiento escolar y el nivel educativo finalmente alcanzado tendría que producir una sobrestimación de los efectos primarios. Por otro lado, a nivel más sustantivo cabe apuntar que en un sistema educativo de tipo comprensivo y poco selectivo como el español podría efectivamente otorgar una menor importancia al rendimiento frente a otros factores que guían las decisiones familiares.

Finalmente, el modelo 3 introduce una interacción entre las notas recordadas y las categorías de clase social de origen. Para todos los parámetros interactivos, la interacción es positiva, siendo la categoría de referencia la clase de directivos y profesionales (clase I y II). Las interacciones son todas significativas menos, una vez más, la que se refiere a los trabajadores de cuello blanco (clase IIIa). Se puede por lo tanto rechazar la hipótesis nula de que las rectas que describen la probabilidad de transitar sean paralelas entre clases sociales. El tamaño de las interacciones es más o menos estable entre categorías de clase, oscilando entre 0,08 y 0,12 puntos. Las interacciones positivas, además, sugieren que las diferencias entre clases sociales son menores en los tramos

superiores de las notas, es decir, que debemos decantarnos por la hipótesis de que existan efectos de compensación, es decir, que las diferencias mayores entre clases sociales se dan entre los que obtuvieron peores resultados escolares.

Aunque los modelos de probabilidad lineal resulten más intuitivos para su interpretación y, en opinión de muchos, incluso más correctos que los modelos de regresión logística cuando se pretende comparar coeficientes entre modelos con distinta especificación, la robustez de nuestros resultados se puede verificar empleando también una regresión logística. En la tabla 2 presentamos las probabilidades predichas a partir de un modelo de regresión logística con el fin de describir las probabilidades de transición de la clase de servicio y las tres clases menos favorecidas para cada nivel de rendimiento.

Como podemos observar, la probabilidad que tiene un estudiante cuyos padres estaban en la clase de servicio de realizar la transición educativa cuando sus notas eran malas es del 56% frente al 20% de los hijos de hogares en los que el cabeza de familia era un trabajador no cualificado. La diferencia entre la clase más favorecida y las que lo son menos es muy consistente y se sitúa en torno a 36 puntos porcentuales. Las diferencias se acortan enormemente si nos concentramos en lo que sucede entre quienes tienen las mejores notas. Aquí la distancia entre la clase de servicio y los hijos de trabajadores cualificados o no cualificados es de menos de 10 puntos. En general, la desigualdad disminuye gradualmente, pasando de las notas peores a las mejores. Asimismo no se aprecia una mayor desigualdad para las notas intermedias, como predice la que hemos denominado hipótesis de la información imperfecta. La mayor desigualdad entre los encuestados con peores notas confirma de forma contundente la hipótesis de un efecto compensación.

---

<sup>4</sup> Aunque los estudios citados utilizan métodos de descomposición diferentes del utilizado aquí, la estimación inferior para España no parece imputable al método elegido. Un estudio para Francia muestra que los resultados de diferentes métodos de descomposición, entre los que se encuentra el de los coeficientes parciales empleado en el texto para comparar el modelo 2 y el modelo 1, son sustancialmente idénticos (Ichou y Vallet, 2013).

**TABLA 2.** Probabilidades predichas de hacer la transición a la educación secundaria no obligatoria a partir de regresión logística

Clase social de origen	Recuerdo de las notas			
	Malas	Regulares	Buenas	Muy buenas
Clase de servicio	0,56	0,80	0,92	0,97
Trabajadores cualificados	0,21	0,45	0,72	0,89
Trabajadores no cualificados	0,20	0,43	0,70	0,88

Probabilidades estimadas a partir de los siguientes estimadores de regresión logística

Transición=0,31-0,13\*sexo-0,19\*ClaseIIa-1,16\*ClaseIVab-1,95\*ClaseIVc-1,57\*ClaseV&VI-1,64\*ClaseVIIa-2,76\*ClaseVIIb+1,12\*notas

Pseudo R<sup>2</sup>: 0,19; Wald Chi<sup>2</sup> = 572,7; N: 3.200.

En el apéndice se profundiza en el contraste de las dos hipótesis descritas al inicio de este artículo. En la tabla A.1 la variable de las notas se descompone en categorías para analizar el efecto condicional de la clase social de origen sobre cada una de ellas y confirmar si la mayor desigualdad se observa también así cuando las notas hubieran sido regulares o buenas. Aunque, como se puede observar en esa tabla, las interacciones ofrecen una imagen menos precisa que la que acabamos de discutir a partir de la tabla 1, las mayores diferencias siguen dándose entre quienes han obtenido peores notas (las interacciones positivas con un mayor coeficiente son las que corresponden a quienes tienen mejores notas). En otras palabras, la hipótesis de la información imperfecta que sugiere una mayor desigualdad para las notas intermedias parece ajustarse peor a la realidad que la que aboga por la existencia de un efecto de compensación por clase social de origen.

## CONCLUSIÓN Y DISCUSIÓN DE LOS RESULTADOS

Nuestro trabajo contribuye al conocimiento de las trayectorias escolares en España de varias formas significativas. En primer lugar, y aunque nuestra medida de rendimiento es-

colar previo no sea la óptima, hemos demostrado cómo las notas son solo una parte de la información que las familias de distinta clase social toman en cuenta a la hora de decidir cómo sus hijos deben hacer la transición que cierra el periodo de educación obligatoria y abre el de la secundaria posterior. Es, por lo tanto, posible decir que, de acuerdo con las teorías más citadas, las familias influyen en el rendimiento escolar de sus hijos y consecuentemente en su probabilidad de progresar en su trayectoria escolar. Los efectos primarios determinan alrededor de una cuarta parte de la desigualdad observada entre clases sociales. Nuestro trabajo posiblemente infraestima el efecto real del rendimiento escolar debido a las limitaciones del indicador utilizado, que, entre otros problemas, es ordinal y tiene poca variación. Por otro lado, la menor relevancia de los efectos primarios (notas) frente a los secundarios (decisiones de las familias) en España es coherente con algunas de las características más importantes de su sistema educativo, que carece de una clara distinción entre itinerarios (*tracking*).

En este trabajo también hemos reflexionado sobre la existencia de efectos de interacción entre los mecanismos primarios y secundarios de reproducción de la desigual-

dad educativa en España. Aunque la práctica más habitual es la de modelizar el efecto del rendimiento y la posición social como efectos aditivos, consideramos que existe espacio para la conceptualización de mecanismos que supongan una interacción entre ambos. Se ha discutido aquí cómo la clase social podría determinar la forma en la que las familias entienden e interpretan la señal que el rendimiento escolar de sus hijos les envía. En concreto, la evidencia empírica que se ha presentado sugiere que existe lo que hemos llamado efectos de compensación, esto es, el escenario en el que las diferencias se dan sobre todo entre los estudiantes que peor rendimiento tienen en función de su clase social. Esto implica que los estudiantes de clase alta tienen una probabilidad mayor de continuar estudiando cuando alcanzan los 16 años de lo que cabría esperar si la relación entre notas y clase social fuera lineal para todas las familias. Por lo tanto, la desigualdad por clase social de origen es máxima entre los peores estudiantes. Por la diferencia de recursos económicos, culturales o por el mayor capital social de las familias de clase alta, sus hijos son más capaces que los de clase baja de superar el obstáculo que supone un mal rendimiento académico. Esta concentración de la desigualdad en los peores estudiantes es algo poco discutido en la literatura española, y nos atrevemos a decir que también en la literatura extranjera.

Consideramos asimismo que los resultados de este trabajo pueden dar algunas indicaciones útiles para la reflexión sobre el abandono temprano del sistema educativo y la desigualdad en España. En primer lugar, estos dos fenómenos, abandono temprano y desigualdad, están estrechamente interconectados. La tabla 2 sugiere que el problema del fracaso escolar es en gran medida un problema de los estudiantes de clases bajas con peores notas. Entre los menos favorecidos socialmente con notas regulares, solo el 43% sigue los estudios después de los 16 años. Asimismo extraemos del gráfico 5 que

la proporción de estudiantes de clases bajas con notas regulares es considerable (uno de cada tres) y claramente mayor que la de los estudiantes de clases altas. Para resumir: muchos estudiantes de clase baja tienen notas regulares y la mayoría de ellos no sigue estudiando después de los 16 años. Atajar el problema del abandono escolar requiere abordar el problema de reducir la desigualdad por clase de origen en el rendimiento escolar.

En segundo lugar, la distinción entre efectos primarios y secundarios sugiere dos niveles de intervención distintos. Las políticas educativas pueden concentrarse en mejorar el rendimiento escolar de los estudiantes y/o en intervenir en la forma en que se producen las decisiones de las familias.

Se podría pensar, por ejemplo, en reforzar las becas para los estudiantes de clase baja con buenas notas. La tabla 2, sin embargo, muestra que ya casi el 90% de ellos hace la transición, lo que sugiere que no hay mucho margen para aumentarlo más. Alternativamente, se podría hacer un esfuerzo para mejorar el rendimiento de los estudiantes con peores notas, en la cola izquierda de la distribución (nótese que son apenas un 10% según el gráfico 5). Pero incluso en el caso de que se consiguiera hacerles mejorar hasta el nivel de «notas regulares», la probabilidad de que siguieran estudiando, sobre todo en el caso de los de clases bajas, no sería muy alta. La ganancia, tanto en términos de reducción de la desigualdad como de reducción del fracaso escolar, sería muy limitada. En este planteamiento lo más eficiente sería centrarse en la parte central de la distribución, donde se encuentra la gran mayoría de estudiantes. La mayor ganancia para la reducción del abandono escolar y de equidad consistiría en conseguir que los estudiantes de clase baja con notas regulares mejoraran hasta tener notas buenas. La conclusión de este breve ejercicio de ingeniería social es que más que políticas que miran a los extremos de la distribución (es decir, los

estudiantes malos o los estudiantes brillantes) se necesitarían prioritariamente políticas de apoyo para mejorar los resultados escolares de los estudiantes de clase baja que están justo por debajo del aprobado (los que declaran notas regulares en la encuesta del CIS)<sup>5</sup>. Esto no excluye la oportunidad de otros programas especiales destinados a los estudiantes con notas muy malas, o de becas para los estudiantes de clases bajas con buenas notas. Sin embargo, la esencia del problema del abandono escolar y de la desigualdad parece encontrarse en la parte medio-baja de la distribución, es decir, en la zona del suspenso que no queda demasiado lejos del aprobado.

La gran limitación de esta investigación radica en los datos empleados para medir el rendimiento escolar. Por desgracia, España vive una especie de subdesarrollo estadístico en materia educativa que impide descomponer con precisión la contribución de los efectos primarios y secundarios en las trayectorias educativas. Es sorprendente que en España no exista una base de microdatos longitudinales con medidas de rendimiento objetivo e información sobre la forma en que los estudiantes transitan a lo largo del sistema educativo. Este tipo de datos, que existen en la mayoría de los países europeos, sería aún más necesario en España, un país que encabeza la clasificación de la OCDE por sus altas tasas de fracaso escolar. Nuestro trabajo pone de manifiesto este problema y esperamos que contribuya de alguna manera a mitigarlo.

<sup>5</sup> Nuestro trabajo ignora también la existencia de efectos de escuela relacionados con la calidad del aprendizaje de los estudiantes, lo que puede afectar de forma diferente a los estudiantes en función de su clase social de origen, dada la existencia de intensos procesos de segregación escolar por estatus socioeconómico. Además, la encuesta utilizada no cuenta con indicadores creíbles de calidad de los centros escolares a los que asistieron los encuestados. Sin embargo, incluso aunque existieran, el indicador de notas sería difícilmente vinculable a efectos de escuela para quienes hubieran cambiado de centro durante su etapa de escolarización obligatoria.

## BIBLIOGRAFÍA

- Angrist, Joshua D. y Pischke, Jurn Steven (2009). *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricists Companion*. Princeton: Princeton University Press.
- Bernardi, Fabrizio (2012). «Unequal Transitions: Selection Bias and the Compensatory Effect of Social Background in Educational Careers». *Research in Social Stratification and Mobility*, 30(2): 159-174.
- y Cebolla Boado, Héctor (2014). «Previous School Results and Social Background: Compensation and Imperfect Information in Educational Transitions». *European Sociological Review* (en prensa).
- Boudon, Raymond (1973). *Education, Opportunity, and Social Inequality; Changing Prospects in Western Society*. New York: Wiley.
- Breen, Richard (1999). «Beliefs, Rational Choice and Bayesian Learning». *Rationality and Society*, 11: 463-480.
- y Goldthorpe, John H. (1997). «Explaining Educational Differentials: Towards a Formal Rational Action Theory». *Rationality and Society*, 9: 275-305.
- y Luijkx, Ruud (2004). «Social Mobility in Europe between 1970 and 2000». En: Breen, R. (ed.). *Social Mobility in Europe*. Oxford: Oxford University Press.
- Cameron, Colin y Trivedi, Pravin (2009). *Microeconomics using STATA*. New York: Stata University Press.
- Carabaña, Julio (2008). *Las diferencias entre regiones y países en las pruebas PISA*. Publicación electrónica, Madrid: Colegio Libre de Eméritos.
- Erikson, Robert (2007). «Social Selection in Stockholm Schools: Primary and Secondary Effects on the Transition to Upper Secondary Education». En: Scherer, S.; Pollak, R.; Otte, G. y Gangl, M. (eds.). *From Origin to Destination: Trends and Mechanisms in Social Stratification Research*. Frankfurt: Campus Verlag.
- ; Goldthorpe, John H.; Jackson, Michelle; Meir, Yaish y Cox, David R. (2005). «On Class Differentials in Educational Attainment». *PNAS*, 102: 9730-9733.
- y Jonsson, Jane O. (1996). «The Swedish Context». En: Erikson, R. y Jonsson, J. (eds.). *Can Education Be Equalised?* Oxford: Westview Press.



- 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.
- Fernández Enguita, Mariano; Mena Martínez, Luis y Riviere Gómez, Jaime (2010). *El fracaso escolar en España*. Colección Estudios Sociales, 29. Barcelona: Fundación La Caixa.
- Gabay-Egozi, Limor; Shavit, Yossi y Yaish, Meir (2010). «Curricular Choice: A Test of a Rational Choice Model of Education». *European Sociological Review*, 26: 447-463.
- Halsey, Chelly; Heath, Anthony y Ridge, John (1980). *Origins and Destinations: Family, Class, and Education in Modern Britain*. Oxford: Oxford University Press.
- Holland, Rob; Meertens, Ree y Van-Vugt, Mark (2002). «Dissonance on the Road: Self Esteem as a Moderator of Internal and External Self-justification Strategies». *Personality and Social Psychology Bulletin*, 28(12): 1713-1724.
- Iatridis, Tilemachos y Kyriadi, Fousani (2009). «Effects of Status and Outcome on Attributions and Just-world Beliefs: How the Social Distribution of Success and Failure May Be Rationalized». *Journal of Experimental Social Psychology*, 45(2): 415-420.
- Ichou, Michel y Vallet, Louis-André (2013). «The Relative Importance of Achievement and Tracking Decisions in Creating Educational Inequalities: Change over Four Decades in France». En: Jackson, M. (ed.). *Determined to Succeed. Performance, Choice and Education*. Palo Alto: Stanford University Press.
- Jackson, Michelle (2013). *Determined to Succeed? Performance, Choice and Education*. Palo Alto: Stanford University Press.
- Keller, Suzanne y Zavalloni, Marisa (1964). «Ambition and Social Class: A Respecification». *Social Forces*, 43(1): 58-70.
- Kim, Doo Hwan y Schneider, Barbara L. (2005). «Social Capital in Action: Aligment of Parental Support in Adolescents' Transition to Postsecondary Education». *Social Forces*, 84(2): 1181-1206.
- Kloosterman, Rianne; Graaf, Paul 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». *British Journal of Sociology*, 60(2): 377-398.
- ; Notten, Natasha; Tolsma, Jochem y Kraaykamp, Gerbert (2011). «The Effects of Parental Reading Socialization and Early School Involvement on Children's Academic Performance: A Panel Study of Primary School Pupils in the Netherlands». *European Sociological Review*, 27(3): 291-306.
- Long, John. S y Freese, Jeremy (2006). *Regression Models for Categorical Dependent Variables Using Stata*. College Station: Stata Press.
- Mare, Robert (1980) «Social Background and School Cordination decisions» *American Statistical Associations* 75: 293-305.
- (1981) «Change and Stability in Educational Stratification» *American Sociological Review* 46(1): 72-87.
- Martínez García, José S. (2013). *Estructura social y desigualdad en España*. Madrid: La Catarata.
- McNamee, Stephen y Miller, Robert (2009). *The Meritocracy Myth*. Lahnam: Rowman and Littlefield Publishers.
- Mood, Carina (2009). «Logistic Regression: Why we Cannot Do what we Think we Can Do, and what we Can Do about it». *European Sociological Review*, 26: 67-82.
- (2010). «Logistic Regression: Why we Cannot Do what we Think we Can Do, and what we Can Do about». *European Sociological Review*, 26: 67-82.
- Nash, Roy (2003). «Inequality/difference in Education: Is a Real Explanation of Primary and Secondary Effects Possible?». *British Journal of Sociology*, 54(4): 433-451.
- (2006). «Controlling for 'Ability': A Conceptual and Empirical Study of Primary and Secondary Effects». *British Journal of Sociology of Education*, 27: 157-172.
- Need, Arianne y Jong, Uulke (2001). «Educational Differentials in the Netherlands: Testing Rational Action Theory». *Rationality and Society*, 13: 71-98.
- Pietsch, Marcus y Stubbe, Tobias (2007). «Inequality in the Transition from Primary to Secondary School: School Choices and Educational Disparities in Germany». *European Educational Research Journal*, 6(4): 424-445.
- Schindler, Steffen y Lörz, Markus (2012). «Mechanisms of Social Inequality Development: Primary and Secondary Effects in the Transition to Tertiary Education between 1976 and 2005». *European Sociological Review*, 28 (5): 647-660.

- y Reimer, David (2008). «Primary and Secondary Effects in Class Differentials: The Transition to Tertiary Education in Germany». *EQUALSOC Midterm Conference*, Berlin.
- Serra, Carles (2010). «Política a ciegas. Déficit de atención en el seguimiento de las trayectorias académicas del alumnado inmigrante en el paso de los estudios obligatorios a los postobligatorios». En: *Familias, niños, niñas y jóvenes migrantes. Rompiendo estereotipos*. Madrid: IEPALA.
- Stocké, Volker (2007). «Explaining Educational Decision and Effects of Families's Social Class Position: An Empirical Test of the Breen-Goldthorpe Model of Educational Attainment». *European Sociological Review*, 23(4): 505-519.
- Van de Werfhorst, Herman; Sullivan, Alice y Cheung, Sin Yi (2003). «Social Class, Ability and Choice of Subject in Secondary and Tertiary Education in Britain». *British Educational Research Journal*, 29(1): 41-62.
- y Hofstede S. (2007) «Cultural capital or relative risk aversion?» *British Journal of Sociology* 58: 391-415.

**RECEPCIÓN:** 21/11/2012

**REVISIÓN:** 25/11/2013

**APROBACIÓN:** 13/01/2014

## APÉNDICE

**TABLA A.1.** Modelo de probabilidad lineal (MCO) de la probabilidad de hacer la transición a la educación post-obligatoria. Notas descompuestas en variable dicotómicas (regulares, buenas y muy buenas)

Variable (y categoría de ref.)	Categorías	Modelo 1	Modelo 3	Modelo 3.1	
<b>Clase social de origen</b> (ref. clase I y II)	Clase IIIa	-0,04 (0,03)	0,00 (0,03)	-0,20 (0,14)	
	Clase IVab	-0,18** (0,03)	-0,14** (0,02)	-0,37** (0,12)	
	Clase IVc	-0,37** (0,03)	-0,30** (0,03)	-0,41** (0,12)	
	Clases V y VI	-0,30** (0,02)	-0,23** (0,02)	-0,41** (0,10)	
	Clase VIIa	-0,32** (0,03)	-0,24** (0,03)	-0,50** (0,10)	
	Clase VIIb	-0,57** (0,03)	-0,46** (0,03)	-0,52** (0,11)	
	<b>Recuerdo de las notas</b> (ref. malas o muy malas)	Regulares		0,18** (0,03)	0,06 (0,10)
Buenas			0,46** (0,03)	0,26** (0,09)	
Muy buenas			0,56** (0,03)	0,32** (0,09)	
<b>Interacción con notas dicot.</b> (ref. clase I y II)	IIIa notas*regulares			0,21 (0,15)	
	IIIa* buenas			0,20 (0,14)	
	IIIa*muy buenas			0,19 (0,14)	
	IVab*regulares			0,17 (0,13)	
	IVab*buenas			0,26* (0,12)	
	IVab*muy buenas			0,32** (0,12)	
	IVc*regular			0,04 (0,13)	
	IVc*buenas			0,15 (0,13)	
	IVc*muy buenas			0,10 (0,15)	
	V y VI*regular			0,11 (0,11)	
	V y VI*buenas			0,20* (0,10)	
	V y VI*muy buenas			0,35** (0,10)	
	VIIa*regular			0,24* (0,11)	
	VIIa*buenas			0,29** (0,10)	
	VIIa*muy buenas			0,29* (0,11)	
	VIIb*regular			-0,02 (0,13)	
	VIIb*buenas			0,10 (0,13)	
	VIIb*muy buenas			0,10 (0,16)	
	Constante		0,84** (0,02)	0,48** (0,03)	0,65** (0,09)
		N	3.200	3.200	3.200
	aic	4.070,15	3.576,17	3.582,26	
	bic	4.124,78	3.649,02	3.764,39	

Errores estándar entre paréntesis +  $p < 0,10$ , \*  $p < 0,05$ , \*\*  $p < 0,01$ .

El modelo controla por sexo y por haber nacido después de 1976.



# 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*

**Fabrizio Bernardi and Héctor Cebolla**

## Key words

Social Class  
 • Educational Inequality  
 • Compensation Effect  
 • School Performance  
 • Educational Transitions

## Palabras clave

Clase social  
 • Desigualdad educativa  
 • Efecto de compensación  
 • Rendimiento escolar  
 • Transiciones educativas

## Abstract

This paper explores the impact of school performance (primary effects) and the structure of costs and benefits that individuals of different social class face (secondary effects) on the transition from compulsory to non-compulsory education in Spain. We find that both predictors of educational paths seem to operate through an interactive effect, which contributes to reproducing educational inequalities. This interaction suggests that school performance is not interpreted in the same way by individuals from different social classes. In concrete, the resources and social capital of upper class families provide compensation effects leading to a greater probability of students from upper classes with poor grades reaching post-compulsory secondary education and higher education in comparison to lower class students with the equivalent grades. Therefore, inequality by social class of origin is greatest among students with the lowest grades.

## Resumen

En este trabajo exploramos el impacto del rendimiento escolar (conocido como efectos primarios) y la estructura de costes y beneficios a los que se enfrentan los individuos de distinta clase social de origen (efectos secundarios) cuando afrontan la transición entre la educación obligatoria y no obligatoria en España. Ambos predictores de las trayectorias parecen operar a través de un efecto de interacción contribuyendo a la reproducción de desigualdades educativas. Esta interacción parece sugerir que el rendimiento escolar no es interpretado de la misma forma por los individuos de distinto origen social. En concreto, existe un efecto de compensación por el que los estudiantes de clase alta tienen una probabilidad mayor de alcanzar estudios secundarios superiores o universitarios con respecto a los estudiantes de clase baja, cuando sus «notas» son malas. Por lo tanto, la desigualdad por clase social de origen es máxima entre los peores estudiantes.

## Citation

Bernardi, Fabrizio and Cebolla, Héctor (2014). «Social Class and School Performance as Predictors of Educational Paths in Spain». *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 146: 3-22. (<http://dx.doi.org/10.5477/cis/reis.146.3>)

**Fabrizio Bernardi:** European University Institute | [fabrizio.bernardi@eui.eu](mailto:fabrizio.bernardi@eui.eu)

**Héctor Cebolla:** Universidad Nacional de Educación a Distancia | [hcebolla@ceacs.march.es](mailto:hcebolla@ceacs.march.es)

## INTRODUCTION

Social class of origin is a well-recognised determinant of educational paths in Spain (Martínez García, 2013, Fernández, Mena and Riviere; 2010 Carabaña, 2008). In 2006, 88 percent of Spanish adults between 20 and 46 years of age whose parents were in management positions or were professionals had education levels beyond compulsory education, while among those who came from working class families, this figure was only 56 percent<sup>1</sup>. Analytical sociology has developed complex theories to explain these types of regularities. Among the explanations that have gained a certain standing in the last few decades, one of the most promising is that which distinguishes between so-called primary and secondary effects of social class origin (Boudon, 1973). Primary effects refer to the impact of social class on students' *academic performance*, while secondary effects, in contrast, refer to the effect of social class on the *decision making process* determining educational paths.

Since the middle of the last decade studies have emerged which have attempted to objectively measure the contribution these two mechanisms make to educational inequalities (Erikson *et al* 2005; Erikson and Rudolphi 2010). In all of these studies, primary effects are measured through indicators of school performance, most commonly results on standardized exams, which therefore make comparisons possible. In contrast, secondary effects are measured through remaining residual factors within the parameters of social class after discounting for the effect of prior school performance. Based on these unexplained residual factors we can derive the propensities of individuals from different social classes to continue in or abandon

the education system given their level of prior performance (Van der Werfost and Hofstede, 2007).

In this paper our aim is to measure the primary and secondary effects in Spain, one of the countries with the highest school failure rates in the OECD (see Fernández Enguita, 2010). Although Spain is far behind most European countries regarding the collection and availability of data for quantitative research on processes of educational stratification (Serra, 2010), in 2006 the Centro de Investigaciones Sociológicas [Centre for Sociological Research] produced a study on the processes of social stratification in Spain that permits an approximate breakdown of primary and secondary effects on the transition to non-compulsory secondary education. Though our measurements have their limitations, as we will discuss, the value of our research lies in the novelty of this case study, as there has been no prior research on this issue. In addition, we also provide a deeper conceptualization of primary and secondary effects, going beyond the traditional model of additive effects. Thus, in the empirical part of our study, we examine the existence of interactive effects that cause the marginal effect of grades to change based on social class origin.

The rest of the paper is organized in the following way. First, we review the theory on which our research is based. Next, we describe the data we have used in the empirical part, and we present some thoughts on the evolution of the Spanish education system. Finally we offer a joint contrast of our theoretical argument, whose conclusions are summarized and discussed in the final section, which also discusses the implications for education policy in Spain.

## PRIMARY AND SECONDARY EFFECTS IN EDUCATIONAL DECISION MAKING

The model of primary and secondary effects and its influence on explaining unequal edu-

<sup>1</sup> Survey on Social Classes and Social Structure, Centro de Investigaciones Sociológicas [Center for Sociological Research] (CIS 2634)

cational opportunities was popularized by Robert Mare in the beginning of the 1980s (1980; 1981) and is the basis of successive and increasingly more sophisticated approaches to explaining class differentials in education, particularly Breen and Goldthorpe's well-known model of risk aversion (1997). In this model the education level attained is the result of a sequence of transitions, in each of which the student can opt for continuing school or entering the labour market. The most frequently adopted convention in the literature is to define primary effects as a function of prior results,  $g(rE)$  where  $rE$  refers to the grades obtained on a test or exam of significant importance in education level  $E$ ; the higher the results,  $rE$ , the greater the likelihood of finishing  $E+1$  and, therefore, of not dropping out of the education system. In contrast, secondary effects have to do with the assessment of the likelihood of social mobility between generations occurring and, in particular, the risk of downward mobility associated with education levels  $E$  and  $E+1$ . The key idea in this conceptualization is that the risk of downward mobility associated with dropping out of school in level  $E$  differs significantly between social classes (Boudon, 1973). Thus, the risk of downward mobility associated with not going to university will be greater in the case of a student whose parents belong to the managerial and professional class than for a student whose family of origin is working class. The greater the risk of downward mobility, the greater is the likelihood of completing the transition to  $E+1$ . In practice, secondary effects are usually estimated as a residual and are calculated based on the difference between social classes that remains unexplained in the propensity to make one or another transition, conditioned by prior school performance.

There are two approaches in the research on primary and secondary effects. The first uses the decomposition technique developed by Erikson and Jonsson (1996) and re-

plicated in Erikson *et al.* (2005) to quantify the absolute and relative importance of the two types of effects. The second employs regression models and estimates secondary effects as the effect of parents' social class, conditioned by the school performance of the individual at an earlier time. Regarding the first, the majority of applications that address decomposition, define secondary effects paying little theoretical or empirical attention to how social classes differ in their propensity to successfully make a specific transition in function of prior educational results. The second approach is also based on the supposition that primary and secondary effects are additive (Need and Jong, 2001; Pietsch and Stubbe, 2007; Nash, 2006 and 2003; Gabay-Egozi *et al.*, 2010; Stockè, 2007; Van de Werfhorst, *et al.*, 2003).

In the following pages, we question the supposition that primary and secondary effects are additive and focus our discussion on the analysis of how the unequal impact of family of origin may be greater or lesser depending on the prior school performance of the individual.

### **Primary and secondary effects as additive processes**

The assumption that primary and secondary effects are additive implies that the function  $g(rE)$  is the same for all social classes. This means that, empirically, the effect of grades on the likelihood of transitioning to  $E+1$  is marked by parallel functions for each social class. This is what we describe in graph 1. We assume that we are in a scenario in which there are only two social classes, an upper class and a lower class, and the function  $g$  is linear<sup>2</sup>. The horizontal axis records the grades in  $E$ , while the vertical axis shows the changes in the likelihood of moving to  $E+1$ .  $P_{upper}$  and  $P_{lower}$  represent the probabilities

<sup>2</sup> The function  $g$  could, however, be substituted for a logistic curve with the same substantive results.

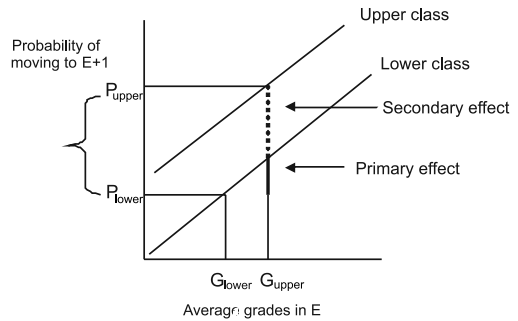
of passing from E to E+1 for the upper and lower classes. The lines that model the propensity of individuals from different classes of origin to pass to E+1 in light of their school performance in E are parallel and have positive slopes. In both cases, the higher the grades, the greater is the likelihood of moving to E+1. In addition, the line corresponding to the upper class is located above that of the lower class. This greater propensity of the upper class to make the transition is due to the existence of positive secondary effects associated with upper class family origin. More concretely, the loss of status that is implied by accepting E as the end of the educational path and not continuing on to E+1 is always greater for the upper class than for the lower. Thus, the differences in propensity of two individuals to make this transition are due to differences in their prior performance ( $G_{upper} - G_{lower}$ ) and the distance between both lines. As a general rule, the greater the distance separating the average performance of upper and lower class individuals ( $G_{upper} - G_{lower}$ ) and the greater the slope of the lines, the stronger the primary effects will be. The more separated are the lines corresponding to each class, the greater the secondary effects will be.

### Primary and secondary effects as interactions

Few studies have explored the possibility that the marginal effect of grades changes in function of students' class origin. The few that have done so have speculated on the mechanisms by which primary and secondary effects operate (Kloosterman et al., 2011; Schindler and Lörz, 2011). Our hope is to specifically contribute to understanding these mechanisms.

There are two substantive reasons to question the assumption that the lines described above would be parallel (Bernardi and Cebolla Boado, 2014). Both reasons assume that parents can adjust their plans in function

**GRAPH 1.** *Traditional concept of primary and secondary effects*



of their children's grades in different ways depending on the social class they belong to (Kim and Schneider 2005). We will refer to these two reasons as "compensation effects" and "incomplete information". In empirical terms, both scenarios imply that there is an interaction between primary and secondary effects.

#### a) Compensation effects

Compensation effects occur when the greater inequality of social class origin in the propensity to move to E+1 is concentrated among students with poor grades (Bernardi 2012). There are many reasons to explain this possibility, concretely, economic and cultural differences and differences in social resources upper classes have at their disposal in order to compensate for poor academic performance obtained in level E and to minimize the chance of failure at the next level, E+1. When upper class families face the problem of their children's poor school performance, they can turn to a series of alternative resources to reverse the poor prognosis implied by low grades. Consider, for example, the possibility of turning to outside tutoring or parents helping their children with homework. In addition, the upper class's understanding of the education system and its social networks may also be an extra support when identifying the most appropriate schools for



their children (for example, turning to less selective schools or those offering special programmes). All of this can mean that the transition to E+1 is more likely for upper class children even when their academic performance is poor. We could label this effect “George W. Bush” former president of the USA whose poor scholastic performance did not prevent him from completing his tertiary education in Yale<sup>3</sup>.

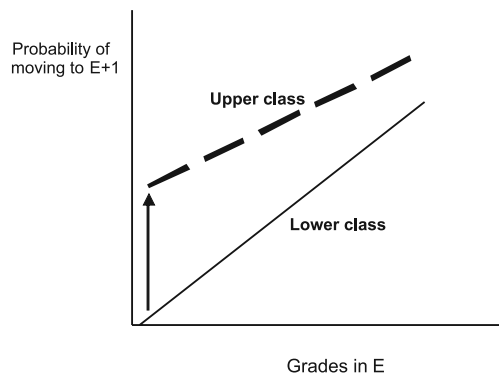
The compensation argument is pictured in graph 2, which shows an interaction between primary and secondary effects, resulting in the slope of the line corresponding to the upper class being more gradual than that corresponding to the lower class.

#### b) *Incomplete information*

The second possibility is that school performance in E creates more inequality in function of class origin when students have fair grades. While good or bad grades are easier to interpret by the clarity of the message they send to the family, fair grades can be much more difficult to interpret. Families in this situation may interpret the meaning of the grades in different ways. Lower classes could overestimate the degree of selectivity of E+1 (or underestimate the level of their child’s performance in a potential transition to E+1) and, therefore, they may short-circuit the child’s ambition to move up to E+1. In formal terms, we can define a parameter  $k$  that marks the performance threshold required to succeed in E+1. The probability of making the transition to E+1 will depend on how close the results observed in E approach  $k$ . The argument is that the perception of the location of  $k$  can differ between social classes.

<sup>3</sup> “To those who passed with honors and distinctions, I say wellcome. To those who got C, I tell them, you can also be the president of the United States of America” (George W. Bush, during a speech given at the University of Yale, 33 years after his graduation)(quoted from McNamee and Miller, 2009). Bush’s grades were in the lowest quintile during his years in Yale.

**GRAPH 2.** *Compensation effects: inequality is the highest among students with lower grades*

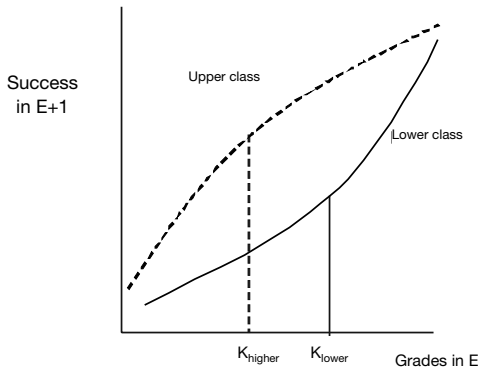


Assume that there is uncertainty regarding the position of  $k$  and that upper class families are more able to realistically locate it than lower class families. It is also reasonable to think that  $k$  would fall near the threshold of average performance in E. If lower class families underestimate the location of  $k$ , then the greatest educational inequalities will occur among those who place it above the midpoint of the performance distribution in E. If lower class families overestimate the position of  $k$ , the opposite will occur, and the greatest inequality will occur among those who are in intermediate positions in the performance distribution. It is difficult to ascertain which of these two scenarios happens more often, but if self-justification is the norm, it is easy to think that  $k$  will be overestimated as an explanation for failure related to poor performance (Holland et al. 2002).

In graph 3,  $k_{\text{lower}}$  and  $k_{\text{upper}}$  refer to the thresholds of the lower and upper class respectively. The graph represents the scenario in which lower class families overestimate the  $k$  threshold.

Upper class families’ perception of the threshold for grades needed in E in order to pass to E+1 ( $k_{\text{higher}}$ ) is below the threshold lower classes families perceive as necessary ( $k_{\text{lower}}$ ). Hence, more members of the lower

**GRAPH 3.** *Imperfect information: Inequality is the greatest for intermediate grades*



class with fair grades (grades between  $k_{\text{lower}}$  and  $k_{\text{higher}}$ ) do not make the transition to E+1.

### Our hypotheses

To conclude this section we present three hypotheses regarding the possible interactions between primary and secondary effects:

**Hypothesis 1:** This is the null hypothesis, according to which there is no interaction between primary and secondary effects. According to graph 1, the lines that represent the likelihood of passing to E+1 based on performance in E are parallel lines for the different social classes. There is only a difference in the intercept of the lines, which is purely due to the existence of secondary effects between classes.

**Hypothesis 2:** This is the compensation effects hypothesis, that is, inequality is expected to be highest among those with the lowest grades. Upper class families can give their children a second chance when their performance is lower; low performance in E is understood to be something that students can recover from and improve on. Therefore, the probability of making the transition to E+1 depends less on prior school performance for the upper classes than for the lower classes.

**Hypothesis 3:** This is the case in which the greatest inequality occurs among those who have fair grades due to a problem of incomplete information. This is because fair grades are more difficult to interpret than good or poor grades and they provide less clear signs of the likelihood of success in E+1. If lower classes tend to overestimate the level of selectivity required for the next educational level, then greater inequality by social class origin will tend to be observed among students with fair grades.

## DATA AND MAIN VARIABLES IN OUR ANALYSIS

As we have already mentioned, Spain lacks the data needed to adequately compare the relative importance of primary and secondary effects. The majority of European countries produce micro-data allowing them to assess students' knowledge or results at the end of compulsory secondary education, as well as their transition to higher education, while the sources of empirical evidence available in Spain are limited to static data (gathered at one point in time). Furthermore, with the exception of PISA data or other similar studies (TIMSS or PIRLS, etc), the data do not include performance measures to neutralize *school effects* when assessing individual knowledge. The assessment studies carried out by Spain's autonomous regions to assess their own education systems are in general ill-suited for this purpose due to the lack of dialogue between public administrations and researchers in designing the questionnaires. As a result, the indicators available to operationalize the dependent and independent variables are of little use. In addition, in Spain there is no tradition of transparency to make data for scientific research available, hidden criteria of administrative use prevailing.

These significant limitations explain why we have turned to the Survey on Social Class and Social Structure of the Centro de Inves-

tigaciones Sociológicas [Center for Sociological Research] (CIS Survey 2634), even though it is far from ideal for out empirical purposes. The survey was carried out in 2006 on a representative sample of the whole population over 16 residing in Spain. Our analysis, however, is restricted to those born after 1960. This leaves an analytic sample of 3,200 cases of individuals who have gone through the Spanish education system since the 1970 reform. We have excluded those born outside Spain from our analysis .

The dependent variable we have selected is dichotomous with a value of 1 if the individual made the transition to post-compulsory education (including vocational training). The variable has a value of 0 if the individual left school after finishing compulsory secondary education or before. Thus, we have focused our analysis on the way in which individuals face the transition from compulsory to post-compulsory education, where they can opt for continuing in or abandoning the education system.

Our main independent variable is a subjective record of the respondent's grades at the age of 16 (or before, if he or she left school before that age). The survey question in the questionnaire is: "When you were 16 years old (or before if you were not in school until that age) and in general, how were your grades in school?" The possible answers are: "excellent", "good", "not good", "poor" or "very poor". Although this question is the best approximation of primary effects we have, its retrospective or subjective nature raises certain problems. First of all, respondents may adjust their answers to the education level they finally attained. This bias in memory would produce an overestimation of the primary effects, artificially increasing the correspondence between the grades reported and the final level attained. To explore this potential impact we have carried out an analysis differentiating the sample by age cohorts. It seems reasonable to expect that if there is memory bias, it would increase as

the age of respondents increases. Therefore, if the responses to the survey question were biased there would tend to be a stronger association between memory and the education level finally reached in the older age cohorts. However, in our analysis of the data we do not find a stronger association among the older age cohorts, which suggests we reject the hypothesis that there is a bias produced by memory. In any case, our analysis is limited to those born after 1960 which would also tend to reduce even more the risk of distortion caused by faulty memory.

A problem of greater importance for our analysis is if the bias varies based on social class; that is, if individuals in certain classes have an interest in or face particular pressure to state that they had a particular level of grades, or if they would tend to correct what could be perceived as an inconsistency between their grades at 16 and the education level they finally reached. It might be, for example, that upper class respondents face greater pressures to state that they had higher grades and/or that lower class respondents tend to adjust their answers (downward) based on the education level they reached.

Unfortunately, we are unable, even indirectly, to assess the impact of a differential bias of this type. Regarding this paper, it should be enough to mention that the survey question seems clear and direct, which would lead one to conclude that respondents were likely to have provided reasonably accurate answers. Assuming from the start different bias mechanisms for the various social classes seems more difficult to defend than working under the assumption that all of the respondents stated as best they could whether their grades were good or bad.

We have classified respondents according to their class of origin based on the occupation of the head of the family when the respondent was 14 years of age. The classification follows the approach of Erikson and Goldthorpe (1992), which distin-

guishes between the service class (managers and professionals), non-manual workers, employers, agricultural workers, skilled manual workers, and finally, unskilled workers (a category that includes unskilled service workers). Lastly, the analysis presented below controls for sex and birth cohort, distinguishing between those born between 1960 and 1975 and those born between 1976 and 1986. Note that the data used do not allow us to control for the quality of the schools the respondents attended. (Note that if this indicator existed, it would be difficult to link it to grades if respondents had changed schools during the period of compulsory education.)

### Methodology

We estimate linear probability models (LPM) using Ordinary Least Squares (OLS) to explore the impact of self-reported grades on the probability of making the transition to non-compulsory education. Although the most common practice is that of estimating logistic regression models for dichotomous dependent variables, it must be said that the coefficients estimated by LPMs are very close to the marginal effects of logistic regression and are much easier to interpret, especially when, as in our case, interest is focused on interactive effects (Angrist and Pischke 2009, 106-107; Mood 2010). Our LPMs are estimated with standard robust errors to correct heteroskedasticity (Cameron and Trivedi 2009). As an additional contrast, we also present marginal probabilities computed using conventional models of binary logistic regression (Long and Freese 2006).

## RESULTS

Graph 4 presents our indicator of primary effects and its distribution according to social class of origin.

As can be seen, 61 percent of respondents who come from families where the

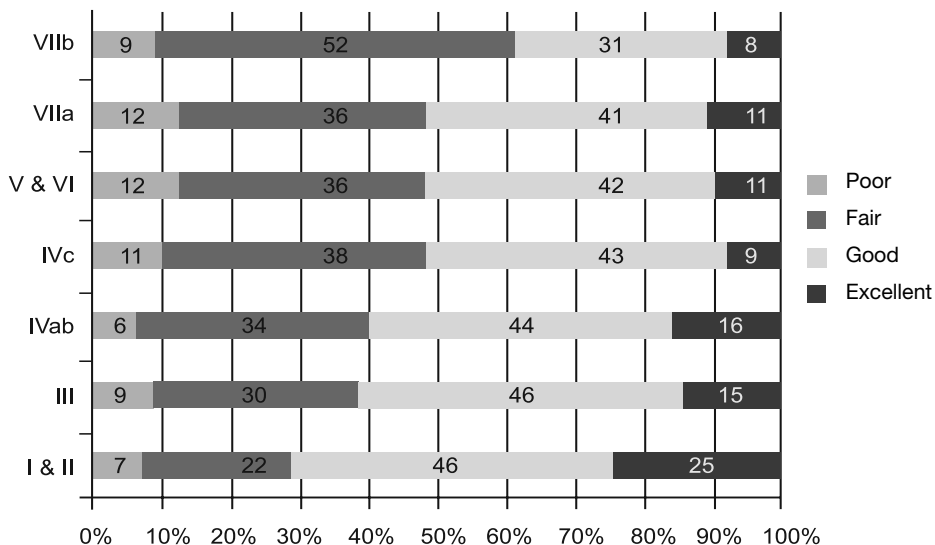
head of household is a primary sector worker (class VIIb) and 48 percent of those who come from the non-skilled working class (class VIIa) say that their grades were fair or poor. In contrast, among children of managers and professionals (classes I and II), only 29 percent state they had fair or poor grades. Among these groups, one-fourth of respondents recall having excellent grades.

In the next section we are going to look at the behaviour of our dependent variable among different social classes. Graph 5 shows the percentages of those who left school or continued their education after finishing compulsory education by social class of origin.

The image presented in this graph showing the relationship between class origin and the results of the transition from compulsory education is a revealing way of describing the inequality in education paths in Spain. While the vast majority of the children of managers and professionals (classes I and II) continued studying after finishing compulsory education (specifically, 88 percent), 70 percent of those in families where the head of household was a day labourer and 44 percent of those where the head of household was an unskilled worker left school at 16 years of age. The children of white-collar workers (III) seem to be very similar to children in classes I and II in their behaviour. Among the rest of the classes, between 30 and 50 percent leave school at the age of 16.

The contrast between our hypotheses requires a joint estimation of the effect of social class of origin and grades on the probability of making the transition to post-compulsory education. We present this empirical contrast in two ways. First of all, graph 6 shows the results of a series of contingency tables in which, for the level of grades recalled, we did a cross tabulation between social class and the fact of having made the transition or not to higher secondary education. Afterwards, the same results are explored using linear probability models.

**GRAPH 4.** *Distribution of grades by social class of origin*



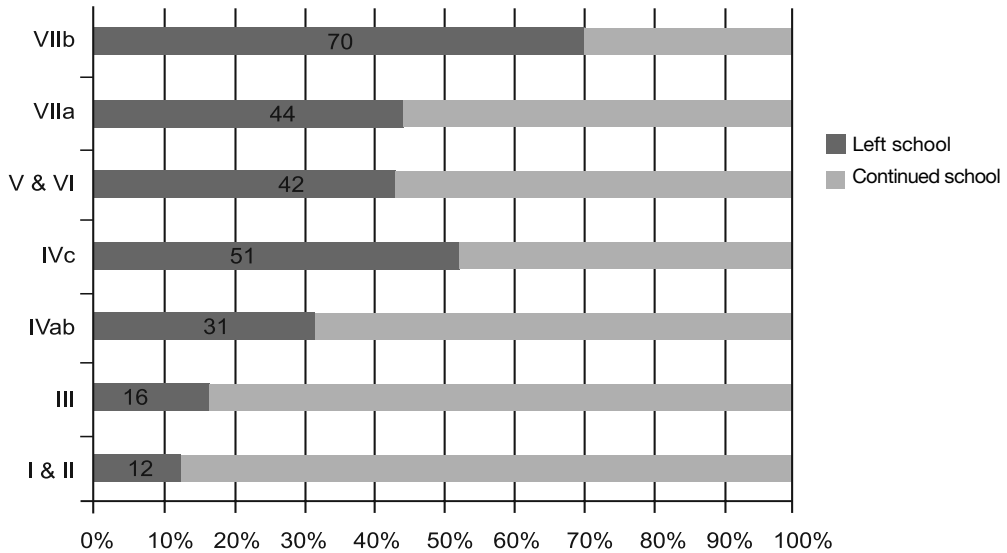
Source: By authors based on CIS Survey 2634

Class I: Senior level professionals, managers of large industry and large property owners; Class II: Low-level professionals, administrators, high-level technicians, small business managers, supervisors and non-manual workers; Class III: Routine non-manual workers; Class IV ab: Small property owners, artisans and others (with or without employees); Class IV c: Farmers and small property owners in the primary sector. Class V: Low-level technicians; Class VI: Skilled manual workers; Class VII a: low-skilled manual workers; Class VIIb: primary sector workers

In graph 6 we see that grades and social class have independent effects (always additive at this descriptive level) on the probability of making this transition. As can be seen, the primary effects are determinant for all social classes, as comparing the probability of making the transition for each of the selected groups reveals that those who recall having obtained better grades have a visibly higher probability. However, the graph also shows the probability of making the transition within each performance level is very different among social classes. The largest differences seem to arise among those with poor grades. Thus, the difference in probability of making the transition between classes I and II (professional and managers) and class VIIa (unskilled workers), for example, is

more than 55 percentage points. In contrast, between the same classes but for respondents who report having excellent grades, the difference is less than 20 points. This suggests that even in a level of analysis as descriptive as this, there could exist a certain compensation effect between primary and secondary effects.

To test the validity of our theoretical expectations we present the results of the linear probability models (Table 1). In the first model social class is used as a predictor of the probability of making the transition to post-compulsory education, controlling for sex and birth after 1976 (this control was introduced to absorb the variance that could be due to having studied in the education system after the passage in 1990 of the systematic LOGSE

**GRAPH 5.** Results of the transition from compulsory to post-compulsory education by social class of origin

Source: By author based on CIS Survey 2634

Class I: Senior level professionals, managers of large industry and large property owners; Class II: Low-level professionals, administrators, high-level technicians, small business managers, supervisors and non-manual workers; Class III: Routine non-manual workers; Class IV ab: Small property owners, artisans and others (with or without employees); Class V c: Farmers and small property owners in the primary sector. Class V: Low-level technicians; Class VI: Skilled manual workers; Class VII a: low-skilled manual workers; Class VIIb: primary sector workers

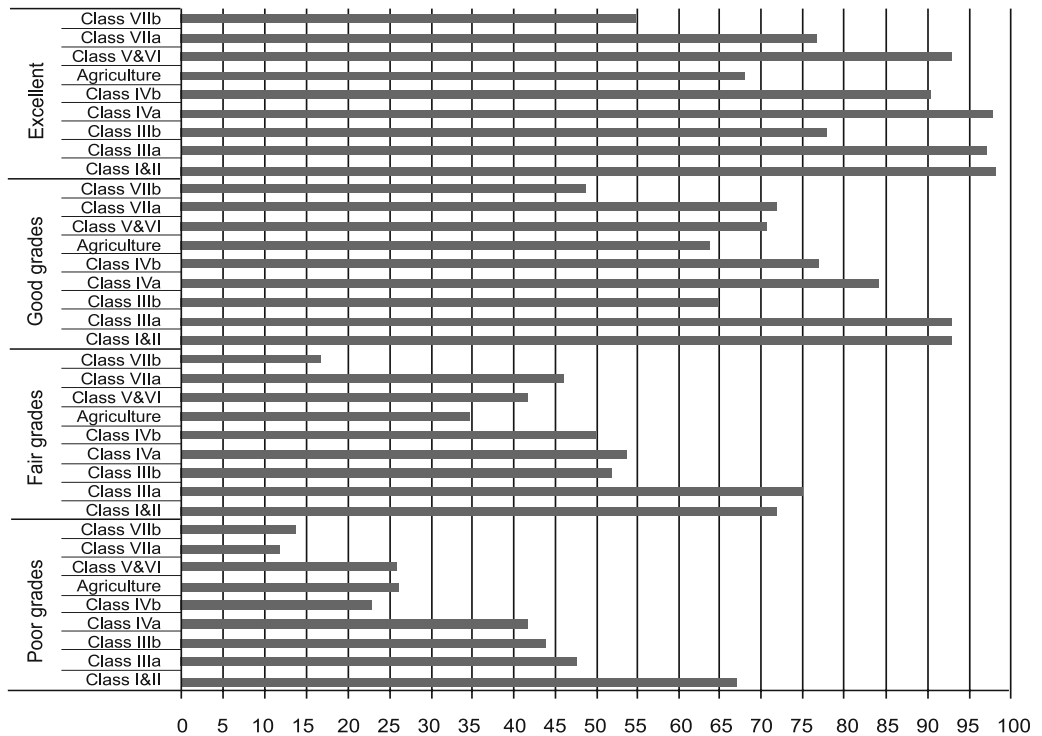
reform). The second model also controls for grades (introduced here as a continuous variable). Lastly, in model 3 the interactive effects between the categories of class origin and grades are estimated.

The model that estimates the uncontrolled effect of social class on the probability of making the transition to post-compulsory education provides negative coefficients using class I and II as reference categories (whose total probability of making the transition is the constant; that is, 84 percent probability). This means that all of the students of the upper class (I and II) have a greater probability of making the transition to post-compulsory education in comparison to all the other classes. Their advantage is 18 points in the case

of class IVab and increases to 57 points in the case of class VIIb.

Model II shows the effect of social class discounting school performance as recalled by the respondents; that is, it is an approximate measure of the secondary effects, after having considered the primary effects. Moving upward from one category to another in grades increases the probability of making the education transition by 21 points. In addition, the uncontrolled effects of social class estimated in Model 1 are reduced, confirming the direct importance of primary effects (grades) and secondary effects (residual effects of social class of origin), and which, in this model, operate independently. Model 2 also offers a simple decomposition of the

**GRAPH 6.** Probability of making the transition to post-compulsory education by social class of origin and grades



Source: By author based on CIS Survey 2634

Legend: Estimated based on contingency tables separated for each level of grades

overall effect of class on primary and secondary effects. This is to calculate how much of the effect of social class is due to grades. For example, in comparing managers and professionals with the working class, the primary effects would contribute 28 percent to the inequality observed in model 1  $(-32 - (-.23) / -32 = 28)$ . The same calculation for the other social classes shows a relative importance of primary effects of 24 percent. In other words, model 2 indicates that approximately a quarter of the inequalities in the risk of not reaching post-compulsory education in Spain are due to prior school performance. This estimation is below that of other countries that have quantified their primary effects as more decisive determinants of educational paths, accounting for between 40 and 60

percent of inequalities (Erikson, 2007 and Erikson and Rudolphi, 2010; Kloosterman *et al.*, 2009; Schindler and Reimer, 2008)<sup>4</sup>.

It is possible that the lesser importance of primary effects in Spain is in part due to the fact that school performance is in our analysis measured with a subjective and ordinal indicator. However, the bias due to the possible adjustment of retrospective recollection of school performance to the educa-

<sup>4</sup> Although the studies cited use decomposition methods that are different from those used here, the lower estimation for Spain does not seem to be attributable to the method chosen. One study of France shows that the results of different decomposition methods, among them that of partial coefficients employed in the text to compare model 2 and model 1, are substantially the same (Ichou and Vallet, 2013).

**TABLE 1.** Linear probability model (OLS) of the probability of making the transition to post-compulsory education, grades as continuous variable

Variable (and reference category)		Model 1	Model 2	Model 3
<b>Social class of origin</b> (reference Class I & II)	Class IIIa	-0.04 (0.03)	0.01 (0.03)	-0.08 (0.08)
	Class IVab	-0.18** (0.03)	-0.14** (0.02)	-0.33** (0.07)
	Class IVc	-0.37** (0.03)	-0.29** (0.03)	-0.43** (0.08)
	Class V and VI	-0.30** (0.02)	-0.22** (0.02)	-0.44** (0.06)
	Class VIIa	-0.32** (0.03)	-0.23** (0.03)	-0.41** (0.06)
	Class VIIb	-0.57** (0.03)	-0.47** (0.03)	-0.61** (0.07)
	Recall of grades		0.21** (0.01)	0.12** (0.02)
<b>Interaction continuous grades</b> (Reference Class I & II)	IIIa*grades			0.04 (0.04)
	IVab* grades			0.10** (0.03)
	IVc* grades			0.07+ (0.04)
	V&VI* grades			0.12** (0.03)
	VIIa* grades			0.10** (0.03)
	VIIb* grades			0.08+ (0.04)
Constant	0.84** (0.02)	0.47** (0.03)	0.63** (0.05)	
	N	3200	3200	3200
	aic	4070.15	3598.61	3589.99
	bic	4124.78	3659.32	3687.12

Standard errors in parentheses; +  $p < 0.10$ , \*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$

The model controls for sex and for having been born after 1976.

tion level finally attained would tend to produce an overestimation of primary effects. Moreover, on a more substantive level, it is necessary to point out that in a comprehensive educational system such as the Spanish system, which is not very selective, less im-

portance may be given to performance in comparison to other factors guiding family decisions.

Lastly, model 3 introduces an interaction between recollected grades and social class. For all of the interactive parameters, the inte-



reaction is positive with the reference category being the managerial and professional class (class I and II). The interactions are all significant except, once again, for the one that refers to white collar workers (class IIIa). We can, therefore, reject the null hypothesis that the lines that describe the likelihood of making the transition are parallel between social classes. The size of the interactions is more or less stable between categories of class, ranging between 0.08 and 0.12 points. Positive interactions suggest, in addition, that the differences between social classes are smaller among those with higher grades; that is, we must opt for the hypothesis that there are compensation effects, as the greatest differences between social classes are found among those who obtained the poorest academic results.

Although the linear probability models are more intuitive in their interpretation and, in the opinion of many, more accurate than logistic regression models when the aim is to compare coefficients between models with different specifications, the robustness of our results can also be verified using logistic regression. In table 2, we present the predicted probabilities from a logistic regression model in order to describe the likelihood of transition for the service class and the three lower classes for every level of school performance.

As can be seen, the probability of a student whose parents were in the service class of making the educational transition when their grades were poor is 56% compared to 20% for the children of households in which the head of family was an unskilled worker. The difference between the higher class and those that are lower is very consistent and is around 36 points. The differences become much smaller if we focus on what happens among those with the best grades. Here the distance between the service class and the children of skilled or unskilled workers is less than 10 points. In general, inequality gradually decreases as we go from the worst grades

to the best grades. In addition, we do not find greater inequality for fair grades as predicted by the hypothesis regarding the impact of incomplete information. Instead, the greater inequality among respondents with the poorest grades emphatically confirms the compensation effect hypothesis.

In the appendix we explore in-depth the contrast between hypotheses 2 and 3 (positing compensation effects and incomplete information, respectively), described at the beginning of this article. In Table A.1 the grade variable is broken down into categories to analyse the conditional effect of social class of origin on each category and to confirm if greater inequality is also observed when the grades have been fair or good. Although, as can be seen in this table, the interactions offer a less precise image than what we have just discussed based on table 1, the greatest differences continue to be found among those who have obtained poorer grades (the positive interactions with a higher coefficient are the ones that correspond to those who have better grades). In other words, the hypothesis of imperfect information that suggests greater inequality among students with fair grades does not seem as good a fit for the reality as the hypothesis of the existence of a compensation effect by social class of origin.

## CONCLUSION AND DISCUSSION OF RESULTS

Our research contributes to the understanding of educational paths in Spain in significant ways. First of all, and although our measure of prior school performance is not optimal, we have demonstrated that grades are only a part of the information that families of different social classes take into account when deciding what path their children should take after compulsory education. It is therefore possible to state, in agreement with the most commonly cited theories, that families have influence on their children's acade-

**TABLE 2.** Predicted probabilities of making the transition to post-compulsory education based on logistic regression

Social class of origin	Recollection of grades			
	Poor	Fair	Good	Excellent
Service class	0.56	0.80	0.92	0.97
Skilled workers	0.21	0.45	0.72	0.89
Unskilled workers	0.20	0.43	0.70	0.88

Probabilities estimated based on the following logistic regression estimators

**Transition**= $0.31 - 0.13 \cdot \text{sex} - 0.19 \cdot \text{ClassIIIa} - 1.16 \cdot \text{ClassIVab} - 1.95 \cdot \text{ClassIVc} - 1.57 \cdot \text{ClassV\&VI} - 1.64 \cdot \text{ClassVIIa} - 2.76 \cdot \text{ClassVIIb} + 1.12 \cdot \text{grades}$

Pseudo R<sup>2</sup>:0.19; Wald Chi<sup>2</sup>=572,7; N: 3200

mic performance and in this way on their probability of advancing in their educational career. Primary effects determine approximately a quarter of the inequality observed between social classes. It is possible that our research underestimates the real effect of academic performance due to the limitations of the indicator used, which among other problems, is ordinal and has little variation. Moreover, the lesser importance of primary effects (grades) in comparison to secondary effects (family decisions) in Spain is consistent with certain characteristics of the Spanish educational system, for example, it does not track students.

In this paper we have also looked at the existence of interaction effects between the primary and secondary mechanisms that reproduce educational inequality in Spain. Although the most common practice is to model school performance and social position as additive effects, we think that there is room for a conceptualization that assumes an interaction between them. We have discussed how social class could determine the way in which families understand and interpret the message that academic performance sends them. Concretely, the empirical evidence presented suggests the existence

of what we have called compensation effects; that is, the greatest differences among social classes occur among students with the poorest grades because of differences in economic and cultural resources and because of the greater social capital of families of the upper classes. As a result, children of upper class families are better able to overcome the obstacle of poor academic performance than are the children of lower class families. This implies that students from upper classes have a greater likelihood of continuing their education upon reaching 16 years of age than would be expected if the relationship between grades and social class were linear for all families. As a result, inequality by social class is greatest among the poorest students. The concentration of inequality among these students has hardly been discussed in the Spanish literature, or, dare we say, in the foreign literature either.

We also think that our findings provide useful insight into early school leaving and inequality in Spain. First, these phenomena are closely interconnected. The results in Table 2 suggest that the problem of school failure is largely a problem of students from the lower classes with low grades. Among the lower classes with fair grades, only 43% continue their education after 16 years of

age. We also know from graph 5 that the proportion of students from lower classes with fair grades is significant (one out of three) and clearly higher than that of students from upper classes. In short, many lower class students have fair grades and the majority of them do not continue studying after 16 years of age. Tackling the problem of early school leaving requires that we reduce inequality in school performance by social class.

Secondly, the difference between primary and secondary effects suggests two distinct levels for social intervention. Educational policy could be focused on improving students' academic performance and/or on intervening in the ways families make decisions regarding their children's education.

One might think for example, that increasing scholarships for lower class students with good grades would be a good policy. Table 2, however, demonstrates that nearly 90% of these students already make the transition to post-compulsory education, which suggests that there is not much room for a further increase. Alternatively, effort could be made to improve the performance of students with poorer grades, the left side of the distribution (note that they represent barely 10% according to graph 5). But even in the case of helping them to be able to attain fair grades, the probability of them continuing to study, especially for the lower classes, would still not be very high. The benefits in terms of reducing both inequality and early school leaving would be very limited. In this approach what would be most effective would be to focus on the centre part of the distribution where the majority of students fall. What would achieve the greatest results in reducing early school leaving and inequality would be to help lower class students with fair grades to improve their performance in school. The conclusion we arrive at from this brief exercise in social engineering is that more than policies that focus on the

extremes of the distribution (that is, the worst students or the most successful) we need to prioritize policies that support lower class students who have just above passing grades to improve their academic performance (those who said they their grades were fair in the CIS survey)<sup>5</sup>. This does not exclude having other special programmes designed for students with very poor grades or for offering scholarships to students from lower classes with good grades. However, the essence of the problem of early school leaving and inequality seems to be found in the middle and lower part of the distribution, that is, in the area of failure and among those that barely pass.

The major limitation of this study lies in the data used to measure academic performance. Unfortunately, Spain is underdeveloped in terms of education statistics, impeding a precise breakdown of the contribution of primary and secondary effects on educational pathways. It is surprising that in Spain there is no longitudinal micro database with objective performance measures and information on students' transitions through the education system. This type of data, which exists in most European countries, is even more important in Spain, a country at the top of the OECD list for levels of school failure. Our research has highlighted this problem, and we hope that it can contribute in some way to resolving it.

---

<sup>5</sup> Our study also ignores the existence of school effects related to the quality of student learning, which can affect students in different manners depending on their social class of origin, given the existence of powerful processes of school segregation by socioeconomic status. In addition, the survey we used does not include credible indicators regarding the quality of the schools of the survey participants. However, if such indicators existed, the grade indicator would be difficult to link to school effects for those who changed schools during their compulsory education.

## BIBLIOGRAPHY

- Angrist, Joshua D. and Pischke, Jörn Steven (2009). *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricists Companion*. Princeton: Princeton University Press.
- Bernardi, Fabrizio (2012). "Unequal Transitions: Selection Bias and the Compensatory Effect of Social Background in Educational Careers". *Research in Social Stratification and Mobility*, 30(2): 159-174.
- and Cebolla Boado, Héctor (2014). "Previous School Results and Social Background: Compensation and Imperfect Information in Educational Transitions". *European Sociological Review* (en prensa).
- Boudon, Raymond (1973). *Education, Opportunity, and Social Inequality; Changing Prospects in Western Society*. New York: Wiley.
- Breen, Richard (1999). "Beliefs, Rational Choice and Bayesian Learning". *Rationality and Society*, 11: 463-480.
- and Goldthorpe, John H. (1997). "Explaining Educational Differentials: Towards a Formal Rational Action Theory". *Rationality and Society*, 9: 275-305.
- and Luijckx, Ruud (2004). "Social Mobility in Europe between 1970 and 2000". In: Breen, R. (ed.). *Social Mobility in Europe*. Oxford: Oxford University Press.
- Cameron, Colin and Trivedi, Pravin (2009). *Microeconomics using STATA*. New York: Stata University Press.
- Carabaña, Julio (2008). *Las diferencias entre regiones y países en las pruebas PISA*. Publicación electrónica, Madrid: Colegio Libre de Eméritos.
- Erikson, Robert (2007). "Social Selection in Stockholm Schools: Primary and Secondary Effects on the Transition to Upper Secondary Education". In: Scherer, S.; Pollak, R.; Otte, G. and Gangl, M. (eds.). *From Origin to Destination: Trends and Mechanisms in Social Stratification Research*. Frankfurt: Campus Verlag.
- ; Goldthorpe, John H.; Jackson, Michelle; Meir, Yaish and Cox, David R. (2005). "On Class Differentials in Educational Attainment". *PNAS*, 102: 9730-9733.
- and Jonsson, Jane O. (1996). "The Swedish Context". In: Erikson, R. and Jonsson, J. (eds.). *Can Education Be Equalised?* Oxford: Westview Press.
- and Rudolphi, Frida (2010). "Change in Social Selection to Upper Secondary School Primary and Secondary Effects in Sweden". *European Sociological Review*, 26(3): 291-305.
- Fernández Enguita, Mariano; Mena Martínez, Luis and Riviere Gómez, Jaime (2010). *El fracaso escolar en España*. Colección Estudios Sociales, 29. Barcelona: Fundación La Caixa.
- Gabay-Egozi, Limor; Shavit, Yossi and Yaish, Meir (2010). "Curricular Choice: A Test of a Rational Choice Model of Education". *European Sociological Review*, 26: 447-463.
- Halsey, Chelley; Heath, Anthony and Ridge, John (1980). *Origins and Destinations: Family, Class, and Education in Modern Britain*. Oxford: Oxford University Press.
- Holland, Rob; Meertens, Ree and Van-Vugt, Mark (2002). "Dissonance on the Road: Self Esteem as a Moderator of Internal and External Self-justification Strategies". *Personality and Social Psychology Bulletin*, 28(12): 1713-1724.
- Iatridis, Tilemachos and Kyriadi, Fousani (2009). "Effects of Status and Outcome on Attributions and Just-world Beliefs: How the Social Distribution of Success and Failure May Be Rationalized". *Journal of Experimental Social Psychology*, 45(2): 415-420.
- Ichou, Mathieu and Vallet, Louis-André (2013). "The Relative Importance of Achievement and Tracking Decisions in Creating Educational Inequalities: Change over Four Decades in France". In: Jackson, M. (ed.). *Determined to Succeed. Performance, Choice and Education*. Palo Alto: Stanford University Press.
- Jackson, Michelle (2013). *Determined to Succeed? Performance, Choice and Education*. Palo Alto: Stanford University Press.
- Keller, Suzanne and Zavalloni, Marisa (1964). "Ambition and Social Class: A Respecification". *Social Forces*, 43(1): 58-70.
- Kim, Doo Hwan and Schneider, Barbara L. (2005). "Social Capital in Action: Alignment of Parental Support in Adolescents' Transition to Postsecondary Education". *Social Forces*, 84(2): 1181-1206.
- Kloosterman, Rianne; Graaf, Paul 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". *British Journal of Sociology*, 60(2): 377-398.

- ; Notten, Natasha; Tolsma, Jochem and Kraaykamp, Gerbert (2011). "The Effects of Parental Reading Socialization and Early School Involvement on Children's Academic Performance: A Panel Study of Primary School Pupils in the Netherlands". *European Sociological Review*, 27(3): 291-306.
- Long, John. S and Freese, Jeremy (2006). *Regression Models for Categorical Dependent Variables Using Stata*. College Station: Stata Press.
- Mare, Robert (1980) "Social Background and School Coordination decisions" *American Statistical Associations* 75: 293-305.
- (1981) "Change and Stability in Educational Stratification" *American Sociological Review* 46(1): 72-87.
- Martínez García, José S. (2013). *Estructura social y desigualdad en España*. Madrid: La Catarata.
- McNamee, Stephen and Miller, Robert (2009). *The Meritocracy Myth*. Lahnam: Rowman and Littlefield Publishers.
- Mood, Carina (2009). "Logistic Regression: Why we Cannot Do what we Think we Can Do, and what we Can Do about it". *European Sociological Review*, 26: 67-82.
- (2010). "Logistic Regression: Why we Cannot Do what we Think we Can Do, and what we Can Do about". *European Sociological Review*, 26: 67-82.
- Nash, Roy (2003). "Inequality/difference in Education: Is a Real Explanation of Primary and Secondary Effects Possible?". *British Journal of Sociology*, 54(4): 433-451.
- (2006). "Controlling for 'Ability': A Conceptual and Empirical Study of Primary and Secondary Effects". *British Journal of Sociology of Education*, 27: 157-172.
- Need, Arianne and Jong, Uulkje (2001). "Educational Differentials in the Netherlands: Testing Rational Action Theory". *Rationality and Society*, 13: 71-98.
- Pietsch, Marcus and Stubbe, Tobias (2007). "Inequality in the Transition from Primary to Secondary School: School Choices and Educational Disparities in Germany". *European Educational Research Journal*, 6(4): 424-445.
- Schindler, Steffen and Lörz, Markus (2012). "Mechanisms of Social Inequality Development: Primary and Secondary Effects in the Transition to Tertiary Education between 1976 and 2005". *European Sociological Review*, 28 (5): 647-660.
- and Reimer, David (2008). "Primary and Secondary Effects in Class Differentials: The Transition to Tertiary Education in Germany". *EQUALSOC Midterm Conference*, Berlin.
- Serra, Carles (2010). "Política a ciegas. Déficit de atención en el seguimiento de las trayectorias académicas del alumnado inmigrante en el paso de los estudios obligatorios a los postobligatorios". In: *Familias, niños, niñas y jóvenes migrantes. Rompiendo estereotipos*. Madrid: IEPALA.
- Stocké, Volker (2007). "Explaining Educational Decision and Effects of Families's Social Class Position: An Empirical Test of the Breen-Goldthorpe Model of Educational Attainment". *European Sociological Review*, 23(4): 505-519.
- Van de Werfhorst, Herman; Sullivan, Alice and Cheung, Sin Yi (2003). "Social Class, Ability and Choice of Subject in Secondary and Tertiary Education in Britain". *British Educational Research Journal*, 29(1): 41-62.
- and Hofstede S. (2007) "Cultural capital or relative risk aversion?" *British Journal of Sociology* 58: 391-415.

**RECEPTION:** November 21, 2012

**REVIEW:** November 25, 2013

**ACCEPTANCE:** January 13, 2014



## APPENDIX

**TABLE A.1:** *Linear probability model (OLM) of the probability of making the transition to post-compulsory education. Grades broken down to dichotomous variables (fair, good and excellent)*

Variable (and ref. category)	Categories	Model 1	Model 3	Model 3.1
<b>Social class of origin</b> (ref. class I & II)	class IIIa	-0.04 (0.03)	0.00 (0.03)	-0.20 (0.14)
	class IVab	-0.18** (0.03)	-0.14** (0.02)	-0.37** (0.12)
	class IVc	-0.37** (0.03)	-0.30** (0.03)	-0.41** (0.12)
	class V and VI	-0.30** (0.02)	-0.23** (0.02)	-0.41** (0.10)
	class VIIa	-0.32** (0.03)	-0.24** (0.03)	-0.50** (0.10)
	class VIIb	-0.57** (0.03)	-0.46** (0.03)	-0.52** (0.11)
	Recall of grades (ref. poor or very poor)	fair		0.18** (0.03)
good			0.46** (0.03)	0.26** (0.09)
excellent			0.56** (0.03)	0.32** (0.09)
<b>Interaction with dichotomous grades</b> (ref. class I and II)	IIIa grades*fair			0.21 (0.15)
	IIIa* good			0.20 (0.14)
	IIIa*excellent			0.19 (0.14)
	IVab*fair			0.17 (0.13)
	IVab*good			0.26* (0.12)
	IVab*excellent			0.32** (0.12)
	IVc*fair			0.04 (0.13)
	IVc*good			0.15 (0.13)
	IVc*excellent			0.10 (0.15)
	V&VI*fair			0.11 (0.11)
	V&VI*good			0.20* (0.10)
	V&VI*excellent			0.35** (0.10)
	VIIa*fair			0.24* (0.11)
	VIIa*good			0.29** (0.10)
	VIIa*excellent			0.29* (0.11)
VIIb*fair			-0.02 (0.13)	
VIIb*good			0.10 (0.13)	
VIIb*excellent			0.10 (0.16)	
Constant		0.84** (0.02)	0.48** (0.03)	0.65** (0.09)
	N	3200	3200	3200
	aic	4070.15	3576.17	3582.26
	bic	4124.78	3649.02	3764.39

Standard errors between parentheses +  $p < 0.10$ , \*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ 

The model controls for sex and birth after 1976

