

## ORIGEN SOCIAL Y OPORTUNIDADES EDUCATIVAS EN CASTILLA Y LEÓN. UN ANÁLISIS EMPÍRICO CON DATOS DE LA ENCUESTA SOCIODEMOGRÁFICA

JOSE SATURNINO MARTINEZ GARCIA<sup>1</sup>  
UNIVERSIDAD DE SALAMANCA

### RESUMEN

En este artículo se intenta dar cuenta de la desigualdad de oportunidades educativas en Castilla y León según el origen socioeconómico de los individuos. Para ello se recurre a datos de la Encuesta Sociodemográfica del INE (1991), estimando regresiones logísticas. Los resultados se intentan interpretar a la luz de algunas de las principales corrientes de sociología de la educación, como son las teorías de Bourdieu y de la elección racional, para concluir que parece que los individuos se comportan según elementos postulados por ambas teorías, pues es importante la reproducción cultural así como el nivel de recursos del hogar. En el caso de los varones estas desigualdades han permanecido bastante constantes a lo largo del siglo, al igual que en otros países industrializados. En el caso de las mujeres se observa mayor variabilidad, especialmente entre las hijas más jóvenes de las clases agrarias, con mayor propensión a estudiar.

**Palabras clave:** educación, desigualdad, Bourdieu, elección racional, Castilla y León.

### ABSTRACT

This article looks to explain the inequality of educational opportunities in Castile and Leon according to socio-economic origin of individuals. To this end, information from the Socio-demographic Survey by the INE (National Statistics Institute) (1991) is used, logistic regression being estimated. The results are interpreted in the light of the main trends in educational sociology, such as the theories of Bourdieu and of rational choice, and the conclusion is reached whereby individuals seem to behave in accordance with elements that are proposed by both theories, for cultural reproduction is as important as family possibilities. In the case of men, this inequality has remained quite constant throughout the century, as in other industrialised countries. In the case of women, a greater variability is observed, especially among the younger daughters of the farming classes, who are more inclined to study.

**Key words:** education, inequality, Bourdieu, rational choice, Castile and Leon.

### RÉSUMÉ

Cet article cherche à mettre en évidence l'inégalité des chances en matière d'éducation dans la région de Castilla-León, en fonction de l'origine socio-économique des individus. A cette intention ont été utilisées des données de l'Enquête socio-démographique de l'INE (1991) avec une estimation des régressions logistiques. On a essayé d'interpréter les résultats à la lumière de certains des principaux courants de sociologie de l'éducation, comme les théories de Bourdieu et du choix rationnel, pour conclure qu'il semblerait que le comportement des individus est lié à des éléments postulés par les deux théories: la reproduction culturelle est importante, au même titre que le niveau de ressources du foyer. Dans le cas des hommes, ces inégalités ont suivi une ligne plutôt constante au fil des siècles, à l'instar d'autres pays industrialisés. Chez les femmes, on observe une variabilité plus accentuée, spécialement parmi les plus jeunes filles des classes agraires, davantage enclines à faire des études.

**Mots-clés:** éducation, inégalité, Bourdieu, choix rationnel, Castilla-León.

---

He de agradecer a Modesto Escobar, Delia Langa, Carmen Pérez y Alberto Penadés comentarios a versiones previas a este artículo.

Esta investigación ha sido posible gracias a la financiación de la Consejería de Educación y Cultura de la Junta de Castilla y León, con la partida presupuestaria SA56/96.

<sup>1</sup> José Saturnino Martínez García, es Profesor de Universidad en el Departamento de Sociología, Facultad de Ciencias Sociales, Universidad de Salamanca, Edificio F.E.S. Campus Miguel de Unamuno, s/n, 37007- Salamanca. Teléfono 923 29 44 00 ext. 3118, Fax 923 29 47 13, (pepemart@gugu.usal.es)

*Revista de Investigación Económica y Social de Castilla y León*, nº 3, (2000). pp. 71-96

En este artículo presentaremos algunas de las teorías sociológicas actuales sobre las desigualdades sociales y el logro educativo, luego veremos los datos para los nacidos en Castilla y León a este respecto y concluiremos si se ajustan más o menos a alguna de esas teorías.

Nos vamos a centrar en dos de los marcos teóricos más relevantes actualmente en la explicación de las desigualdades educativas [Hatcher 1998]. Por un lado, los que provienen del individualismo metodológico [Boudon 1973] [Erikson y Jonson 1996], con derivas hacia la elección racional [Goldthorpe y Breen 1997]. Por otro lado, la teoría de la reproducción social, de Bourdieu [Bourdieu y Passeron 1964] [Bourdieu y Passeron 1973] [Bourdieu 1977]. Las hipótesis derivadas de estas teorías serán contrastadas con los datos de la Encuesta Sociodemográfica (ESD), procurando averiguar qué modelo explica mejor el origen socioeconómico de las desigualdades educativas en Castilla y León.

## I. MARCO TEÓRICO

### I.A Reproducción social y desigualdades educativas

Para los teóricos de la reproducción social [Bourdieu y Passeron 1964] [Bourdieu y Passeron 1970] [Bourdieu 1979], el sistema educativo impone como legítimo el sistema cultural de las clases dominantes, de tal forma que quienes provienen de otras clases sociales necesitan de más esfuerzo para aprender los conocimientos tácitos que supone el sistema educativo (en línea con las investigaciones de Bernstein (1977) sobre los códigos lingüísticos elaborado y restringido manejados en la escuela por las clases media y obrera respectivamente<sup>1</sup>). Este saber hacer tácito que facilita el paso por la escuela es un elemento más de una característica más amplia relacionada con la posición social: el "habitus" (Bourdieu 1980) (Martínez 1999), que podemos definir, simplídicamente, como un conjunto de esquemas mentales, de formas de pensar, obrar y sentir incorporadas a los agentes, de las cuales no suelen ser conscientes. De esta forma, las clases sociales consiguen reproducirse de hecho, bajo la apariencia de la meritocracia y sin necesidad de recurrir a

un sistema explícito de reproducción, como ocurre en las sociedades estamentales. El coste de este sistema está en que no todos los hijos de las clases altas consiguen alcanzar el estatus de sus padres, y algunos hijos de clase baja consiguen ascender socialmente. De ser cierta esta hipótesis, el peso del origen social debería ser más o menos constante a lo largo del siglo, y producirse especialmente por medio del capital cultural (nivel educativo) del hogar. Otra posible implicación de esta teoría es la siguiente: a medida que se generaliza la educación y es mayor la presencia de las clases bajas en los niveles educativos más bajos, la selección por origen social se incrementa en los niveles educativos mayores, con lo que las distancias relativas entre las clases sociales se mantienen.

### I.B Individualismo metodológico y desigualdades educativas

Según Boudon (1973) las desigualdades educativas se originan debido a las decisiones individuales de los agentes implicados, que valoran los costes y beneficios asociados a la posibilidad de estudiar. El argumento más general es desarrollado posteriormente por este mismo autor [Boudon 1996] y refinado formalmente para el caso de la educación por otros [Goldthorpe y Breen 1997]. Se apoya en tesis de la psicología cognitiva, según las cuales la utilidad esperada de una decisión y los valores esperados no coinciden, debido a marcos interpretativos que ponderan diferenciadamente las pérdidas, los costes y los beneficios [Kaneman y Tversky 1984]. Dado el mismo valor esperado a un par de estados, la decisión de optar por uno o por otro, varía dependiendo de la presentación de la información, siendo menos preferidas las pérdidas a los costes y éstos a los beneficios, debido a un sentido más o menos universal de aversión al riesgo, a las pérdidas y a los costes.

Desde esta perspectiva, la educación formal es entendida como un medio costoso de promoción social, es decir, se le atribuye principalmente un valor instrumental conocido por los agentes implicados. Dependiendo de la posición social, la percepción de pérdidas, costes y beneficios es diferencial, pues quienes están en las clases más bajas no pueden descender más (efecto suelo), y quienes están en las cla-

<sup>1</sup>La diferencia entre Bourdieu y Bernstein (que prácticamente no dialogan entre sí) podemos considerar que se debe a que, para Bourdieu, la diferencia entre el habla obrera y de clase media es pura arbitrariedad (habla de "violencia simbólica" para referirse a lo relacionado con este hecho), mientras que Bernstein señala que hay diferencias sustantivas, como que la una depende más del contexto, mientras que la otra es más universalista, lo cual conduce a un desempeño diferencial de roles.

ses altas, no pueden ascender más (efecto techo). Como resulta que la aversión a la pérdida es mayor que el interés por el beneficio, las clases altas invierten más en educación debido a un riesgo de descenso que no hay para las clases bajas. Con estas consideraciones, se establecen tres mecanismos para explicar las desigualdades educativas: aversión al riesgo común entre las clases, habilidades académicas medias diferenciadas por clase social, que sólo se hacen notar en los primeros niveles educativos (denominado efectos primarios de la clase social) y los costes de permanecer en el sistema educativo [Goldthorpe y Breen 1997]. Así se explica que por razones puramente individuales y entendida la posición social como sinónimo de recursos, sin necesidad de apelar a subculturas de clase, o explicaciones funcionales no conscientes para los agentes (como sucede con las teorías de la reproducción cultural), existan desigualdades de oportunidades educativas según origen social.

### **I.C Habitus y elección racional en las transmisiones educativas: ¿Explicaciones diferentes?**

En la exposición anterior de ambas teorías hemos intentado dejar constancia de las diferencias entre ambas, pero no quita que también se pueda hacer una lectura de las mismas que derive en predicciones empíricas similares. Ambos marcos teóricos son lo suficientemente indeterminados como para permitir la elaboración de hipótesis ad hoc, en la línea de los "cinturones defensivos" del núcleo de la teoría de la habla Lakatos. Bourdieu es lo suficientemente flexible en su conceptualización del habitus como para permitir por un lado, que haya habitus racionales, y por otro, que los habitus sean sensibles a variaciones en las condiciones objetivas en las que se toman las decisiones. Es más, podemos suponer que, a medida que se generaliza la industrialización en particular y la modernización económica en general, se incrementan los habitus más guiados por la

racionalidad puramente instrumental y economicista, debido a que es menos costoso saltarse ciertas normas sociales.

Por otra parte, en la propuesta de Boudon y de Goldthorpe/Breen se nos "cuela" la posición social. El individuo es siempre el mismo, la socialización no hace que modifique sus preferencias, pero sus decisiones varían según la posición social. La explicación de los fenómenos es distinta a la que se deduce del habitus. En el caso del habitus, la posición social está en el "cuerpo", en la mente, mientras que para estos autores está fuera del cuerpo, en los recursos y posiciones relativas del espacio social. Pero esta diferencia de énfasis no es tan relevante a la hora de explicar las decisiones educativas (que es precisamente lo que están discutiendo estos autores). Es decir, estas teorías polemizan sobre unos problemas sustantivos (la relación entre origen social y desigualdades educativas) en los cuales sus predicciones son las mismas, y no hay posibilidad de razonar cuál es mejor, sólo optar, bien por la más parsimoniosa, bien por la más acorde a los intereses del investigador, ya sean de tipo científico, académico, ideológico o incluso estético.

## **II. METODOLOGIA, HIPOTESIS, VARIABLES Y DATOS**

Para el estudio de las desigualdades educativas estimaremos modelos de logro educativo, tomando como variable dependiente las principales transiciones educativas, como podemos encontrar en Shavit y Blossfeld (1993) para trece países. Emplearemos, como ha propuesto Mare (1981), regresiones logísticas (o modelos logit) para las transiciones educativas<sup>1</sup>.

Estudiaremos las siguientes transiciones educativas: finalizar primaria, frente a no finalizarla o ni siquiera haberla empezado, comenzar secundaria tras finalizar primaria, frente a o comenzar universidad entre quienes comienzan secundaria frente a no comenzar universidad entre quienes comien-

<sup>1</sup>Hemos optado por estudiar transiciones educativas con regresiones logísticas debido a que las regresiones por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) sobre años de escolarización estiman parámetros que confunden la influencia de las variables independientes con cambios en la distribución de la variable dependiente, con lo cual, cuando se hacen estudios de cohortes, no se puede distinguir si la asociación entre origen social y logro educativo varía debido a que se modifica la distribución de la escolarización en la población (esto es, con la expansión educativa se incrementa el nivel medio), o debido a que varía propiamente la relación entre origen social y logro; Si no se considera la confusión en estos efectos y se mantiene constante la relación entre origen social y logro, al tiempo que se incrementan las tasas de escolarización, un modelo de MCO infraestima la relación entre origen social y logro en los periodos de expansión del sistema educativo, como el aquí analizado, efectos criticados de forma implícita por Boudon (1973). Todo ello nos lleva a que las hipótesis de nuestra investigación se contrastarán mucho mejor mediante estimaciones logit.

zan secundaria. Esta decisión no está exenta de problemas<sup>1</sup>, habiendo decidido por la simplicidad de estas transiciones para mantener la línea argumental del contraste teórico propuesto<sup>2</sup>. Finalizar primaria es la primera bifurcación del sistema educativo relevante en todas las cohortes analizadas (en las más viejas podría considerarse asistir a la escuela o incluso el estar alfabetizado) y a ella consideramos que se enfrenta toda la población. Su edad de finalización es lo suficientemente temprana como para que sea la transición en la que es más relevante la influencia de la familia, pues después de todo, no hay peor discriminación que quedar fuera del sistema educativo. Un estudio más detallado nos llevaría a separar opciones profesionales y académicas, pero esto plantea ciertos problemas al reducirse mucho la muestra con la que trabajamos. En cuanto a la última transición, comenzar en la Universidad, se supone que está en un punto donde los individuos son más autónomos con respecto a sus familias, y poseen un mejor conocimiento de sus capacidades individuales y de sus preferencias.

De ser ciertas las teorías de la reproducción, la asociación entre escolarización y origen social debe permanecer más o menos constante, siendo más relevante el origen social en las últimas transiciones en la cohortes más jóvenes, especialmente el nivel cultural de los padres, así como cabe esperar encontrar algún efecto asociado con las clase social del padre, que debe poder interpretarse como una subcultura de clase. Por otra parte, los resultados que esperamos del enfoque del individualismo metodológico aquí presentado, suponen que el origen

social se hará notar especialmente en la primera transición educativa (efectos primarios) y no debemos encontrar efectos de la clase social. A medida que el desarrollo económico mejora el nivel de recursos de las familias y que la educación gratuita se generaliza, deberían descender los efectos del origen social sobre el logro educativo, ya que disminuyen sus costes. Esta última hipótesis podría matizarse añadiendo una condición más restrictiva: las posiciones relativas entre las clases sociales en lo referente a logro educativo se acortaran si disminuye la desigualdad social, o dicho de otra forma -en este contexto- las distancias medias entre clases.

Los datos con los que contamos son los de la Encuesta Sociodemográfica (ESD) del INE [INE, 1993]. Es una muestra de 157.100 españoles residentes en España mayores de 10 años, entrevistados en 1991. En el presente trabajo tomaremos a los mayores de 25 años, edad en la que en general se ha pasado ya por las tres transiciones educativas que vamos a estudiar. Nos centraremos en el estudio de los nacidos en las provincias que actualmente conforman Castilla y León, controlando por sexo y cohorte de nacimiento<sup>3</sup>. El sexo y la cohorte de nacimiento se toman en cuenta debido a que es conocida la existencia de las diferencias educativas entre varones y mujeres, así como entre las distintas cohortes de nacimiento.

Los resultados descriptivos de las variables empleadas pueden encontrarse en el anejo. Pasamos a continuación a explicar estas variables. Como nivel educativo de los progenitores hemos definido una variable de tipo de razón, que a cada nivel educativo de los padres le asigna

<sup>1</sup> Dos son los principales problemas: por un lado, son múltiples las transiciones en el sistema educativo, así como las opciones en cada una de ellas. Por un lado, las variaciones institucionales del sistema educativo español en 1955 y en 1973 hacen que las distintas generaciones no se enfrenten a las mismas transiciones, por lo que la posibilidad de comparación puede debilitarse. El primer problema se soluciona en parte por sí solo, pues algunas posibilidades de iure casi no se producen de facto, como por ejemplo empezar a estudiar BUP y pasarse a FP o acceder a la universidad por la vía de mayores de 25 años (datos de la propia ESD). Pero todavía quedan múltiples posibilidades, como diferenciar trayectorias académica y profesional, tanto en su comienzo como en su finalización, o considerar la finalización de cada nivel educativo entre quienes comienzan o entre toda la población (todos estos matices están recogidos en la ESD). Podríamos haber sido exhaustivos en la consideración de todas estas posibilidades, pero en aras de la simplicidad explicativa nos hemos limitado a observar lo ocurrido en tres puntos que consideramos especialmente relevantes. En cada punto hemos tomado sólo a quienes superan la transición anterior de las propuestas, para poder estimar un modelo secuencial (Ameniya (1975) en Maddala (1983)). En cuanto a las variaciones institucionales del sistema educativo español, en parte quedan controladas al diferenciar a la población por cohortes de nacimiento. Otro criterio de control que hemos empleado ha sido homogeneizar los niveles educativos a través de los criterios propuestos en el proyecto CASMIN (Comparative Analysis of Social Mobility in Industrial Nations) [Erikson y otros 1988], actualizados en Brauns y Steinmann (1999) para la comparación internacional. La adaptación española puede encontrarse en Martínez (1996a).

<sup>2</sup> Pruebas con otras transiciones nos hacen suponer que la interpretación general no varía.

<sup>3</sup> El lugar de nacimiento, obviamente, no tiene por qué coincidir ni con el lugar donde transcurren los estudios ni con el lugar de residencia actual.

na un valor mayor que el anterior, con un rango entre uno (analfabetos) y ocho (universitarios)<sup>1</sup>. Con estas dos variables pretendemos medir el nivel cultural del hogar. Para Bourdieu debe ser más influyente a medida que se expanda el sistema educativo, situación en la cual aumentará su peso en los tramos finales del mismo. Para Boudon su influencia se producirá principalmente en los primeros niveles educativos.

El prestigio ocupacional de los progenitores está medido según la escala de prestigio "Presca2" propuesta por Carabaña y Gómez (1996), adaptada para la ESD por Martínez (1999a). Para ser breves, nos limitaremos a decir que esta escala valora las ocupaciones mediante ciertas propiedades subyacentes a las mismas, y que básicamente son, a partes iguales, los ingresos y años de escolarización medios de quienes las ejercen, resultando un rango de puntuaciones que varía entre 45 y 300, aproximadamente. Para hacernos a una idea de este rango, el prestigio profesional de un albañil es de unos 80, mientras que el de un arquitecto es de 200; una de las ocupaciones más numerosas de menor prestigio es la de jornalero (unos 70), y el prestigio medio de la fuerza de trabajo ronda los 100 puntos<sup>2</sup>. En el caso de la madre hemos añadido como variable ficticia si está ocupada, debido a los efectos ambiguos de la participación laboral de la madre sobre el logro educativo de los hijos, pues por un lado, supone menos tiempo de atención a los hijos (ya que no es sustituida por el marido), pero por otro, supone más recursos para el hogar, por lo que ambos efectos pueden anularse.

En la medida que controlamos el nivel cultural con la inclusión del nivel educativo de los padres, el prestigio profesional debería reflejar otros recursos del hogar, especialmente los económicos [De Graaf y Ganzeboom 1993], por lo cual, las características de la posición social relacionadas con dichos recursos deberían quedar reflejadas en esta variable.

Para la definición de la clase social del padre hemos tomado el esquema neoweberiano de Goldthorpe [Goldthorpe y Erikson 1992], que puede considerarse un estándar de la comparación internacional. Hemos adaptado la operacio-

nalización de Ganzeboom [Ganzeboom, Luijck y Treiman 1989] a los datos de la ESD [Carabaña y Martínez 1996], agrupando los individuos en sólo cuatro clases: clase de servicio (profesionales y semiprofesionales liberales y grandes y medianos empresarios), clases intermedias (cuello blanco, capataces-supervisores y pequeña burguesía tradicional), clase obrera y clases agrícolas (agricultores y jornaleros).

Podríamos haber empleado un esquema más detallado, pero debido a lo reducido de la muestra para Castilla y León no lo consideramos conveniente. Con esta variable lo que intentaremos será captar posibles efectos de subcultura de clase. En la medida que el prestigio profesional y el nivel cultural del hogar posicionan socialmente al hogar, si a pesar de ello detectamos relaciones diferenciales por clase social, en principio parece que estaríamos ante una explicación más bien bourdiana, o boudoniana en caso contrario. De todas formas, desde una perspectiva boudoniana siempre podría argüirse lo siguiente: la relación entre logro educativo y las variables de origen no es lineal, y eso sería lo que quedaría reflejado en esta variable de clase social. Por tanto, para discriminar mejor entre ambas teorías, la significación de la variable ficticia para clase social debe ser bien consistente con un patrón difícil de relacionar con los recursos, lo cual se traduce en que desde una perspectiva bourdiana las clases intermedias "sobreinvierten" en educación (dedica a la educación más recursos que otras clases) o la clase obrera "infrainvierte". Si la significación solo se da para las clases de servicio o para agricultores, pueden confundirse los efectos propios de clase con economías de escalas de los recursos (debido a que son las clases con más y menos recursos, respectivamente), por lo que no es posible discernir entre ambas teorías.

El número de hermanos es una variable complicada, tanto para modelar estadísticamente como para interpretar teóricamente. En cuanto a la modelación estadística, diremos que puede interpretarse como una variable interviniente en la relación entre origen social y logro educativo, pues puede existir cierta asociación

<sup>1</sup> Esta forma de proceder recoge bastante bien la relación entre años de escolarización del entrevistado y nivel educativo del padre, como podrá observarse en unos datos próximos a ser publicados [Martínez 2000]. En estos datos puede apreciarse que la diferencia entre el coeficiente de determinación y el  $\eta^2$  [(ETA<sup>2</sup>)] de esta relación es prácticamente nula, una vez que se controlan cohortes de nacimiento del entrevistado y sexo. Esto puede interpretarse como que suponer que nuestra ordenación de los niveles educativos de los progenitores guarda una relación lineal con el nivel educativo de los entrevistados es una buena aproximación, en la que apenas se pierde información relevante.

<sup>2</sup> Esta media no se cumple con los datos analizados, ya que el prestigio no es de los entrevistados, sino de sus padres, por lo cual nos estamos refiriendo solo al prestigio profesional de aquellos que han tenido hijos que están vivos en el momento de la encuesta.

entre origen social y número de hermanos, debido a la fecundidad diferencial por clase social existente, o expresado de forma más simple, los mismos factores que determinan el logro educativo de los hijos, determinan su número (en la demanda de hijos, calidad y cantidad se determinan simultáneamente, desde una perspectiva beckeriana). Sin embargo, para el caso español la asociación entre número de hermanos y origen social es débil, según datos aquí no presentados [Martínez 2000], por lo cual no supondrá mayor problema si la consideramos como una variable independiente.

Teóricamente, el número de hermanos puede interpretarse desde la teoría del capital humano [Becker 1981], de la dilución de recursos [Blake 1989] o del modelo de confluencia (Zajonc (1975) como referencia seminal). Como acabamos de apuntar, si seguimos a Becker, podemos considerar que el número de hijos y el nivel educativo son variables determinadas simultáneamente por los mismos factores, ya que se decide conjuntamente sobre cantidad (número) y calidad (gasto en escolarización) de los hijos. La hipótesis de dilución de recursos es la siguiente: a más hermanos, menos recursos en el hogar y por tanto menos posibilidades de estudiar, por lo que no estaríamos ante un problema de "demanda" de hijos sino más bien ante un problema de restricciones presupuestarias. Según la hipótesis de confluencia, el orden de nacimiento entre los hermanos es relevante, en tanto que la inteligencia media del hogar se reduce a medida que hay más niños en el mismo, debido a la disminución de la edad mental media de la familia. Hay evidencia empírica (Martínez 2000) que permite descartar la hipótesis de confluencia para el caso español en concordancia con otras investigaciones (véase una revisión en Blake 1989), arrojando datos en favor tanto de la teoría del capital humano como de la dilución de recursos, pero sin permitirnos discriminar entre ellas. Un problema adicional del número de hermanos como variable se

refiere a que aquí simplemente recogemos su número, pero también puede ser importante su espaciamiento, ya que no compiten de la misma forma por los recursos del hogar según la distancia que haya entre ellos [Guo y Wey 1999]. Esto se puede complicar más si también se tienen en cuenta los momentos del ciclo vital en el que nacen cada uno de los hermanos, cuestiones éstas en las que no nos detendremos, pues, descartando la hipótesis de confluencia, tanto en un modelo de recursos (con todos los matices que se quiera) como en un modelo beckeriano, el número de hermanos puede interpretarse como una variable aproximada de los recursos per cápita del hogar.

De cara a los marcos teóricos que estamos contrastando, diríamos que desde una perspectiva del individualismo metodológico, parece que los hogares deberían ser más sensibles a la relación entre número de hermanos y nivel educativo, pues bien disminuyen los recursos del hogar, bien se demandan hijos más "baratos" o más "caros", mientras que un "mundo bourdiano", al ser más importante la reproducción cultural, el hogar no será tan sensible a las restricciones materiales.

El tamaño de municipio es una variable que intenta recoger información sobre las infraestructuras educativas [Blau y Duncan 1967], especialmente importante en este trabajo, debido a la mayor proporción de municipios pequeños en Castilla y León que en el resto de España. Obviamente, cuanto más grandes sean las ciudades, podremos encontrar más infraestructuras educativas y por tanto será más barato estudiar, en términos de costes de oportunidad. La importancia de esta variable como elemento de control se debe a que nos interesa separar los elementos propios de la clase social de los relacionados con otras oportunidades, y en el caso de las clases agrarias, debido a que residen en municipios pequeños normalmente, los dos efectos podrían confundirse.

**cuadro 1**  
**variables consideradas y sus posibles efectos desde distintas perspectivas teóricas**

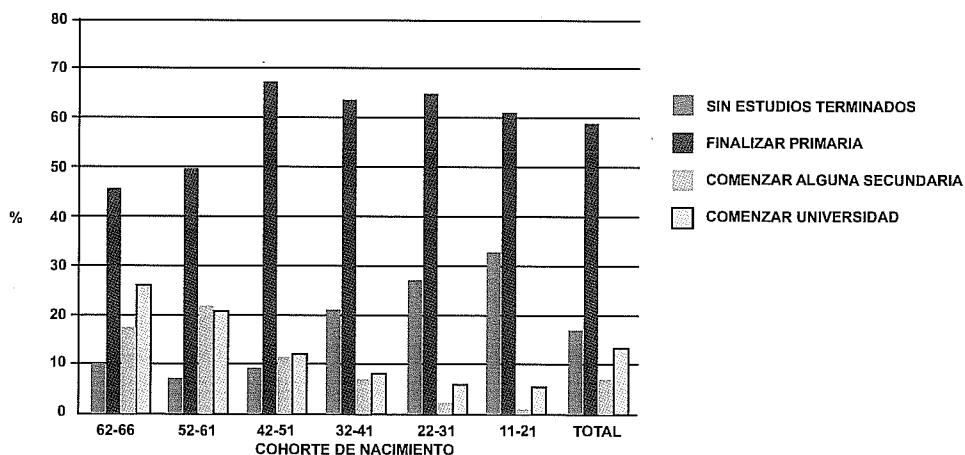
VARIABLES	EFECTO ESPERADO PARA BOURDIEU	EFECTO ESPERADO PARA BOUDON/GOLTDHORPE-BREEN
NIVEL EDUCATIVO DE LOS PROGENITORES	FUERTE, Y A MEDIDA QUE SE EXPANDE LA ESCOLARIZACIÓN, MÁS FUERTE EN LOS NIVELES SUPERIORES	FUERTE SOLO EN LOS NIVELES INFERIORES
PRESTIGIO DE PROGENITORES	EN LAS SUCESIVAS COHORTES DEBE PERDER FUERZA EN FAVOR DEL NIVEL EDUCATIVO DE LOS PROGENITORES	FUERTE EN LAS PRIMERAS TRANSICIONES, PUEDE CONTINUAR LUEGO
Nº DE HERMANOS	NO MUY FUERTE	FUERTE, ESPECIALMENTE EN LAS PRIMERAS TRANSICIONES
CLASE SOCIAL	SIGNIFICATIVA, ESPECIALMENTE VALOR POSITIVO PARA LAS CLASES INTERMEDIAS	EN CASO DE SER SIGNIFICATIVA, SOLO PARA LAS CLASES DE SERVICIO O/Y AGRÍCOLAS.
ACTIVIDAD ECONÓMICA DE LA MADRE, TAMAÑO DE MUNICIPIO, COHORTES DE NACIMIENTO	VARIABLES DE CONTROL	

En los gráficos 1 y 2 encontramos la distribución de la escolarización de las transiciones educativas consideradas para varones y mujeres -respectivamente-, en las distintas cohortes. En ambos gráficos resalta que la principal criba del sistema educativo es la transición que consiste en finalizar primaria, así como el incremento de quienes llegan a la Universidad. Para los varones, vemos que primero se incrementa la escolarización primaria, disminuyendo quienes no fi-

nalizan sus estudios. A partir de los nacidos en 1942 se estabiliza esta categoría en torno a un 10%, con un ligero incremento de la cohorte más joven, debido a que con la Ley General de Educación es más difícil finalizar primaria. Luego, en la siguiente cohorte (1952-61) aumentan tanto quienes comienzan estudios secundarios como quienes comienzan universitarios, aumentando mucho más los universitarios en la última cohorte y disminuyendo quienes sólo finalizan primaria.

**gráfico 1**  
**mayor transición educativa alcanzada. Varones**

MAYOR TRANSICIÓN ALCANZADA. VARONES. FUENTE: ESD, INE (1991)

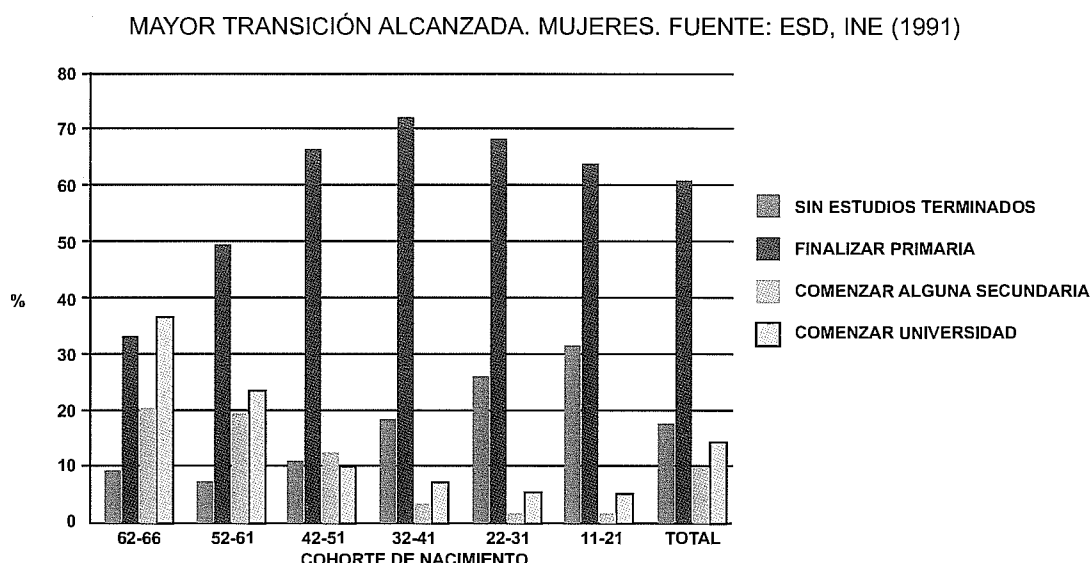


Fuente: Encuesta Sociodemográfica (INE), 1991.

En el caso de las mujeres (gráfico 2), la proporción de quienes no terminan ningún tipo de estudios también disminuye acusadamente en las nacidas en el periodo 1911-51, hasta caer por debajo del 10% en las nacidas después de 1951, y con cierta tendencia a incrementarse en la cohorte más joven, como ya vimos en el caso de los varones. El descenso de quienes no finalizan primaria se prolonga más que en el caso

de los varones (llega hasta la cohorte 1942-51), comenzando el aumento de quienes comienzan secundaria más tarde (1942-51). A diferencia del caso de los varones, en la cohorte 1952-61 la proporción de quienes comienzan universidad supera a la de quienes comienzan secundaria, siendo mayor la proporción de mujeres en la universidad en las dos cohortes más jóvenes.

**gráfico 2**  
**mayor transición educativa alcanzada. Mujeres**



Fuente: Encuesta Sociodemográfica (INE), 1991.

En la tabla 1 encontramos la distribución de las variables dependientes para hombres y mujeres en las distintas cohortes (nótese que a diferencia de los gráficos anteriores, los porcentajes se calculan sobre quienes han superado con éxito la transición anterior, no sobre toda la población). Apreciamos que, a medida que se expande la escolarización (mayor proporción de personas que finalizan primaria), disminuye la probabilidad de comenzar a estudiar en los siguientes

niveles educativos, excepto en la última cohorte para los varones y en las dos últimas para las mujeres, aunque sin llegar a alcanzar en dichas cohortes los niveles de principios de siglo. Esto es fácil de explicar: a medida que se expande primaria, debido tanto a la mayor presión legal para que los niños estudien, así como por el incremento de la oferta educativa, quienes superan este nivel están menos "filtrados" y "caen" más en las sucesivas transiciones.



**tabla1**  
**variable dependiente: transiciones educativas (una vez superada la transición anterior)**

BASE: NACIDOS EN CASTILLA Y LEÓN

sexo mujer		COHORTE DE NACIMIENTO						TOTAL	
		62-66 %	52-61 %	42-51 %	32-41 %	22-31 %	11-21 %	%	CASOS
TERMINAR PRIMARIA	NO TERMINAR TERMINAR	9,1% 90,9%	7,3% 92,7%	11,2% 88,8%	18,3% 81,7%	25,5% 74,5%	31,0% 69,0%	17,0% 83,0%	636 3101
COMIENZA SECUNDARIA PROFESIONAL O SUPERIOR CON PRIMARIA TERMINADA	NO COMIENZA COMIENZA	27,6% 72,4%	46,7% 53,3%	71,3% 28,7%	87,1% 12,9%	89,6% 10,4%	91,3% 8,7%	68,7% 31,3%	2132 970
COMIENZA UNIVERSIDAD TRAS COMENZAR SECUNDARIA	NO COMIENZA COMIENZA	11,8% 88,2%	33,2% 66,8%	53,3% 46,7%	25,3% 74,7%	12,1% 87,9%	9,4% 90,6%	28,7% 71,3%	204 507
sexo varón		COHORTE DE NACIMIENTO						TOTAL	
		62-66 %	52-61 %	42-51 %	32-41 %	22-31 %	11-21 %	%	CASOS
TERMINAR PRIMARIA	NO TERMINAR TERMINAR	10,0% 90,0%	7,4% 92,6%	9,3% 90,7%	21,1% 78,9%	27,5% 72,5%	32,8% 67,2%	17,0% 83,0%	626 3058
COMIENZA SECUNDARIA PROFESIONAL O SUPERIOR CON PRIMARIA TERMINADA	NO COMIENZA COMIENZA	38,6% 61,4%	47,5% 52,5%	69,6% 30,4%	78,3% 21,7%	87,0% 13,0%	89,7% 10,3%	66,0% 34,0%	2018 1040
COMIENZA UNIVERSIDAD TRAS COMENZAR SECUNDARIA	NO COMIENZA COMIENZA	20,5% 79,5%	39,1% 60,9%	35,7% 64,3%	31,0% 69,0%	16,2% 83,8%	10,4% 89,6%	30,8% 69,2%	218 489

Fuente: Encuesta Sociodemográfica (INE), 1991.

Las mujeres han igualado a los varones para luego superarlos en las distintas transiciones: las nacidas 1922-31 en primaria, las nacidas en 1942-51 en secundaria y las nacidas en 1952-61 en universidad (prácticamente). Por tanto, al igual que en los países industrializados, la escolarización de las mujeres ha crecido en mayor medida que la de los varones, incluso es mayor en la cohorte más joven. Esta evolución diferente de la escolarización para varones y mujeres se resume para toda España [Carabaña, 1997], y en otros países [Shavit y Blossfeld, 1996], afirmando, por un lado, que persisten las desigualdades educativas entre los varones, y que en las mujeres el incremento de la escolarización se debe básicamente al incremento de las hijas de clases de servicio e intermedias

hasta igualar o superar en la escolarización a sus "hermanos", pues entre las hijas de obreros las distancias con respecto a los hijos varones no son muy grandes en ninguna cohorte (se puede ver en las tablas A.1 A.3 de los Anejos).

Son varias las hipótesis que se manejan para explicar el incremento de la escolarización de las mujeres. Una de ellas parte de la afirmación de Parsons (1964), según la cual la socialización diferencial de hombres y mujeres hace que los varones prefieran identificarse con el "niño malo" para romper con la imagen de la madre. Esta rebeldía producida socialmente explicaría que las niñas fuesen más disciplinadas en el colegio que los niños, y por tanto lograsen mejores notas, una vez que comien-

zan las políticas de coeducación. Fdez. Enguita (1997) afirma que el éxito de la integración femenina en la escuela se debe a que las mujeres en relación con los varones, a diferencia de lo que ocurre entre las clases sociales o entre los grupos étnicos, comporten toda una serie de valores en común con quienes son "iguales" a ellas en todo "excepto" en el sexo, es decir, con sus hermanos. Las diferencias entre hombres y mujeres son principalmente de roles; debido a la feminización de la profesión docente y a las políticas de coeducación se consiguió que la escuela fuese un espacio más igualitario para las mujeres que la familia o el mercado de trabajo, pudiendo no sólo demostrar sus iguales capacidades a las de los varones, sino que además consiguieron mejor rendimiento educativo.

Este mejor rendimiento no se explicaría tanto por una mejor adecuación entre el rol pasivo que se enseña a las niñas frente al más rebelde de los niños, sino más bien por las decisiones de invertir en educación bien para el mercado de trabajo (en realidad, sobreinvertir, para poder competir frente a los varones), bien para el matrimonio. Shavit y Blossfeld (1996), entre otros, argumentan que esta igualación se debe a que la industrialización y la modernización incrementan los empleos típicamente femeninos ("cuellos rosa", como administrativas, dependientas, algunas actividades relacionadas con el cuidado de las personas), con lo cual la inversión en capital humano de sus familias en ellas es más rentable que en periodos anteriores<sup>1</sup>. Otra posible explicación puede estar en ciertas condiciones objetivas que facilitan la estancia de la mujer en la escuela: los cambios tecnológicos acaecidos en la producción doméstica han hecho que sea menos intensiva en trabajo y más en capital (piénsese en el tiempo que puede ahorrar el

agua corriente, una lavadora o la libertad que da una nevera a la hora de asignar tiempo a comprar), por lo que el tiempo de trabajo necesario que aportaban las hijas al hogar ha disminuido, no suponiendo ningún trastorno para la economía familiar su mayor estancia en la escuela. A ello quizá haya que sumar cambios de mentalidad que han calado más en las mujeres (más sensibles a los estilos de vida urbanos) que en los varones [Fuente 1987]. Esta realidad es mucho más patente entre los agricultores que en otras clases sociales, especialmente en el caso de Castilla y León [González 1994], por lo cual podríamos esperar que las mujeres hijas de agricultores estudiaran más, y en tanto que esa es la clase social de origen mayoritaria en el periodo analizado (véase en el anejo Tabla A.1) los efectos sobre el total se harían notar.

Desgraciadamente, con los datos aquí manejados, sólo nos podemos acercar a contrastar de forma indirecta la última de las hipótesis, sin poder comprobar el resto. Este contraste supone que en las cohortes más jóvenes de mujeres (periodo de modernización de la vida rural) las mujeres hijas de clases campesinas estudiarán más que el resto de mujeres y que sus hermanos.

### III. PRINCIPALES RESULTADOS

Los modelos estimados consideran todas las variables presentes en el cuadro 1, así como las interacciones con cohortes de nacimiento para cada una de ellas. Las estimaciones se presentan diferenciadas para varones y mujeres<sup>2</sup>.

Los datos que se presentan en el Panel III.A y en el III.B son las estimaciones de las regresiones logísticas de los modelos para varones y mujeres, respectivamente, en los cuales se incluyen las variables independientes con sus correspon-

<sup>1</sup> Es un argumento que también puede plantearse al revés: a medida que las mujeres incrementan su escolarización, participan más en el mercado de trabajo ("la oferta crea la demanda"), en cuyo caso seguiríamos sin dar cuenta del fenómeno; para discriminar entre ambos planteamientos sería necesario considerar qué variable antecede en el tiempo ¿el incremento de las ocupaciones típicamente femeninas o el de la oferta de trabajo de mujeres cualificadas? Pero esto es algo que queda fuera de la presente investigación.

<sup>2</sup> El proceso de estimación de los modelos ha sido el siguiente: en sucesivos pasos se han ido incluyendo las variables en este orden: nivel educativo de los progenitores, su prestigio profesional, número de hermanos, tamaño de municipio, cohortes, e interacciones de las variables anteriores con cohortes. Esta forma de proceder en principio "favorece" la significación de las variables que primero se introducen en el modelo, sesgo que ha intentado evitarse estudiando las variaciones de los parámetros en cada paso. Los modelos aquí presentados son los más parsimoniosos atendiendo a la significación estadística de las variables en el primer paso que se incorporan. Si no eliminamos las variables no significativas, las estimaciones resultan tan poco eficientes que ningún parámetro es significativo.

<sup>3</sup> Se hace notar que  $P = 1 / (1 + e^{-z})$  donde  $z = a + \beta'x_i + u_i$ , siendo  $\beta$  el vector de parámetros y  $x_i$  el vector de las características del individuo cuya probabilidad estimamos y  $u_i$  una perturbación aleatoria distribuida normalmente, de media cero, homocedástica y no correlacionada con las variables independientes. Hemos optado por considerar la probabilidad del individuo medio al que se le incrementa en una unidad cada una de las variables independientes. En el caso de que las mujeres, que las interacciones son significativas, debe tenerse en cuenta que  $\beta_j^* = \beta_j + \beta_j^i$ , donde  $\beta_j^i$  es el parámetro para la interacción con la característica individual  $i$  y que  $\beta_j^*$  es el parámetro final para dicha característica. En estos casos las características del individuo son las medias de su cohorte correspondiente (valores que pueden observarse en las tablas A.4, A.5 y A.6 del anejo) más su variable ficticia. En el caso de las interacciones para clase social se han tenido en cuenta los valores medios de la clase en cada cohorte (no presentados).

dientes interacciones con cohortes de nacimiento (excepto para tamaño de municipio). En el Panel III.A.2 y en el III.B.2 se muestran las probabilidades a partir de los modelos estimados<sup>3</sup>.

### III.A. Varones

En el Panel III.A.1 vemos los modelos estimados, apareciendo vacías las casillas en las que los parámetros no son significativos en las sucesivas transiciones, mientras que en el Panel III.A.2 aparecen las probabilidades estimadas a partir de estos modelos, y en cursivas se señalan las casillas en las cuales la probabilidad estimada coincide con la del individuo de referencia, debido a que los parámetros no son estadísticamente significativos. Tomamos de referencia el individuo medio, de clase obrera y modal en el resto de características nominales, es decir, aquel con valores medios en todas las variables o con las categorías más frecuentes de cada variable, resultando un varón nacido en Castilla y León con un padre de clase obrera con una escolarización media de 3,2 y prestigio de 87, una madre con una escolarización de 3 que en caso de trabajar desempeña una ocupación con un prestigio de 84, nacido en un municipio de más de 50.000 habitantes en 1942-51 (tablas A.1 y A.4 de los anejos). La probabilidad de este individuo de finalizar primaria es de 0,94 (columna A del panel III.A.2), de comenzar alguna secundaria es de 0,26 (columna B idem anterior), y de 0,28 entre aquellos que finalizaron primaria (columna B/A). Su probabilidad de comenzar en la universidad es de 0,24 (columna C), y la probabilidad de comenzar en la universidad tras finalizar secundaria es de 0,92 (columna C/B).

El primer dato que cabe resaltar es que, al igual que en muchos países desarrollados, con algunas excepciones Suecia y Holanda [Shavit y Blossfeld 1993], el incremento de oferta de plazas en el sistema educativo, así como el mayor desarrollo económico que se manifiesta en una mejora de las condiciones socioeconómicas de los hogares (es decir, mejoran las características que facilitan el logro educativo) han aumentado la escolarización media de la

población (como observamos en las variables ficticias para las cohortes de nacimiento), pero a lo largo del siglo no ha variado la influencia de la posición social sobre el éxito educativo de los varones (como observamos en la ausencia de significación de las interacciones entre cohortes y el resto de variables independientes). En otras palabras, la expansión del sistema educativo (la variación de la distribución marginal de la educación) y el desarrollo económico (variación de la distribución marginal de las variables independientes) no modifican la dependencia entre el origen socioeconómico y las oportunidades educativas. Por lo visto en los casos holandés y sueco, esta dependencia disminuye cuando disminuye sustancialmente la desigualdad social, no cuando se reforma el sistema educativo (Shavit y Blossfeld 1993, y un planteamiento más matizado en Erikson y Jonsson (1996), que sí atribuyen cierta relevancia -empíricamente contrastable- a las reformas comprensivas). En el caso español existe además una peculiaridad: en la cohorte más joven, escolarizada bajo la Ley General de Educación de 1970, este incremento secular de éxito en primaria disminuye (en el gráfico 1 se puede apreciar la desaceleración del incremento de la escolarización para los varones en esta cohorte), debido a los requisitos más exigentes académicamente para obtener el Graduado Escolar<sup>1</sup>, "filtrando" mejor a los estudiantes, siendo más exitosa su entrada en secundaria (es la cohorte con mayor entrada en secundaria) y también en la universidad.

Podemos observar que el incremento secular del nivel educativo medio se debe principalmente al aumento de entrada en secundaria, pues es en este nivel donde se produce una evolución más intensa (de una probabilidad de entrada del 0,09 para los nacidos en 1912-21 hasta una de 0,49 para los nacidos en 1962-66, columna B del Panel III.A.2), variando ligeramente en primaria y siguiendo una evolución más irregular en universidad, debido a que el éxito en secundaria funciona en parte como filtro de la llegada a la universidad.

En cuanto a la interpretación de los paráme-

<sup>1</sup> En consonancia con los criterios funcionales de la clasificación CASMIN de los niveles educativos, hemos homologado al graduado escolar con la primaria anterior, debido a los años que dista de la universidad (antiguamente con bachiller elemental se podía acceder a titulaciones que actualmente se han homologado con diplomaturas) como debido a los puestos de trabajo para los que habilita en el mercado de trabajo (el certificado de escolaridad, al otorgarse ha toda la población, carece de valor discriminante). Esta decisión ha sido argumentada por Carabaña (1997 y 1999) y criticada por no atenerse ni a la edad en la que se finalizan teóricamente los estudios ni a los puestos de trabajo a los que habilita en la Administración Estatal. Debido a que estos criterios son más bien puramente formales, frente a los más sustantivos propuestos en el proyecto CASMIN, no los hemos considerado.

tros (Panel III.A.1), comencemos por los de control. Los parámetros para los municipios pequeños son negativos, tal como predice la hipótesis de infraestructuras educativas, aunque hay diferencias entre los municipios más pequeños (de 5.000 habitantes o menos) y los pequeños (de 5001 a 50.000 habitantes). Esta restricción no opera por igual en todas las transiciones: para los municipios más pequeños, los parámetros para terminar primaria y comenzar secundaria son más o menos parecidos (próximos a -0,05), no produciendo efectos en el acceso a la universidad. Los municipios entre 5.001 y 50.000 habitantes suponen limitaciones parecidas en terminar primaria y en comenzar en la universidad (parámetros en torno a -0,65), pero no afectan a comenzar secundaria. Dada la importancia de esta transición, el resultado final de superar con éxito las tres transiciones, como podemos observar en la columna C del Panel III.A.2, es peor para quienes nacen en municipios más pequeños (probabilidad de llegar a la universidad de 0,18), y ligeramente mejor para quienes nacen en municipios medianos (0,21 idem), frente al 0,24 estimado para quienes nacen en municipios mayores.

Ahora veamos si la relación entre origen social y oportunidades educativas se ajusta mejor a la línea argumental de Bourdieu o de Boudon/Goldthorpe-Breen. En principio, la ausencia de variaciones entre origen social y probabilidades de éxito a lo largo del siglo parece ir en contra de los argumentos de ambas teorías, pues no se incrementa la relación con el capital cultural en los niveles superiores, como cabría esperar según la teoría de la reproducción, ni se ha debilitado la relación, como cabría esperar según elección racional. Por tanto, pasamos a establecer una comparación puramente estática de la relación estudiada. Un dato parece claramente favorable a la hipótesis de la reproducción cultural: la influencia del nivel educa-

tivo del progenitor no sólo es relativamente fuerte en cada nivel educativo (véanse tanto B como  $R_s^1$  en el Panel III.A.1) sino que además son más o menos parecidas<sup>2</sup>, lo cual claramente contradice la hipótesis originaria de Boudon sobre los efectos primarios de la educación. Otro parámetro puede interpretarse también como apoyo a la teoría de Bourdieu: el hallado para las clases intermedias en terminar primaria, pues puede interpretarse como que estudian más de lo que les correspondería dado el nivel medio de instrucción y prestigio de sus padres. También parece favorecer la interpretación bourdiana el parámetro positivo para las clases agrarias en comenzar la universidad tras terminar secundaria, mientras que la estimación para la clase de servicio tanto en esta transición como en la de comenzar secundaria es neutral entre ambas teorías, pues puede interpretarse bien como una mayor tendencia a estudiar, bien como una mayor influencia de sus elevados recursos medios.

Un modelo de individualismo metodológico resulta apoyado por la importancia del número de hermanos en todas las transiciones, máxime cuando tenemos en cuenta que su fuerza relativa ( $R_s$ ) iguala e incluso supera (como en secundaria) al resto de variables independientes. Por tanto, los hogares son sensibles, bien a la restricción de recursos que supone el tamaño de familia, bien a las condiciones que afectan a la demanda de hijos (cantidad/calidad).

Un parámetro difícil de casar con ambas interpretaciones es el prestigio ocupacional. Según lo que cabe deducir de Bourdieu, debería ser relevante en la primera transición, pero no tanto en las demás, y por lo que podemos apreciar, su fuerza relativa es mayor en la segunda transición, lo cual también contradice la hipótesis de los efectos primarios de Boudon. Por otra parte, en la última transición no es significativo

<sup>1</sup> No podemos comparar las magnitudes de los parámetros B ni las probabilidades estimadas que resultan de variaciones en los mismos, en tanto que las distribuciones de las variables sean diferentes. Por tanto empleamos un pseudo-coeficiente de correlación ( $R_s$ ), pues es ordinal, e indica la asociación entre la variable dependiente y la independiente. Su fórmula es:

$R_s = (Wald - 2K) / -2L(L_0)^{1/2}$ , donde Wald es el estadístico de significación del parámetro (que sigue una distribución ji-cuadrado) y K los grados de libertad de la estimación. En caso de Wald sea menor que K, el coeficiente es 0.  $-2L(L_0)$  es menos dos veces el logaritmo de la función de verosimilitud cuando en el modelo no hay variables independientes, solo la constante. En el caso de las interacciones tiende a ser muy bajo, debido a que sólo afectan a una parte de la muestra, es decir, para la mayor parte de la muestra la variable es constante e igual a 0. No podemos comparar las magnitudes de los parámetros B ni las probabilidades estimadas que resultan de variaciones en los mismos, en tanto que las distribuciones de las variables sean diferentes.

<sup>2</sup> Téngase en cuenta que es una estimación por intervalos, por lo que debemos interpretar el parámetro en su intervalo de confianza, que con un margen de error al 95,5% se define como  $\pm 2 * E.T.$  (error típico).

el prestigio para el padre, pero sí para la madre (y tal como preveíamos, la actividad económica de la madre). Este dato tampoco casa con ninguna de las dos teorías, pero además parece contradecir la idea de que la atención materna (debilitada por el trabajo extradoméstico) es más influyente en las etapas iniciales del desarrollo de los hijos. Puede que parte de esta contradicción se deba a que esta información está

tomada a los 16 años de edad del entrevistado, y por tanto, no sabemos si la madre también trabajaba cuando era menor, pero sí sabemos que lo hace en la edad próxima a entrar en la universidad. Por otro lado, la fuerza del parámetro para la actividad económica de la madre puede estar relacionado con otras características adversas del hogar que no hemos considerado<sup>1</sup>.

**panel III.A.1**  
**principales estadísticos de los modelos de transición educativa estimados**  
**Varones**

VARONES	TERMINAR PRIMARIA					TRAS TERMINAR PRIMARIA COMENZAR SECUNDARIA					TRAS TERMINAR SECUNDARIA COMENZAR UNIVERSIDAD				
	B	E.T.	Sig	R <sub>s</sub>	e <sup>b</sup>	B	E.T.	Sig	R <sub>s</sub>	e <sup>b</sup>	B	E.T.	Sig	R <sub>s</sub>	e <sup>b</sup>
EDUCACIÓN, PADRE	0,30	0,08	0,00	0,06	1,35	0,26	0,07	0,00	0,05	1,30	0,32	0,08	0,00	0,13	1,37
EDUCACIÓN, MADRE	0,33	0,08	0,00	0,07	1,39	0,25	0,08	0,00	0,05	1,28					
PRSTG. PADRE*10	0,12	0,03	0,00	0,06	1,12	0,17	0,03	0,00	0,08	1,18					
PRSTG. MADRE*10											0,23	0,10	0,02	0,06	1,26
ACTIVIDAD ECO. DE LA MADRE											-2,50	1,02	0,01	-0,07	0,08
Nº DE HERMANOS	-0,07	0,02	0,00	-0,05	0,93	-0,12	0,02	0,00	-0,08	0,89	-0,10	0,05	0,02	-0,06	0,90
MUN. DE - 5 000 HB.	-0,33	0,14	0,02	-0,03	0,72	-0,39	0,10	0,00	-0,06	0,68					
MUN. DE 5.001- 50 000 HB	-0,71	0,19	0,00	-0,06	0,49						-0,61	0,30	0,04	-0,05	0,54
CLASE DE SERVICIO						0,85	0,37	0,02	0,03	2,33	0,75	0,37	0,04	0,05	2,11
CLASES INTERMEDIAS	0,28	0,15	0,06	0,02	1,33	0,62	0,13	0,00	0,07	1,85					
CLASES AGRARIAS											0,37	0,21	0,07	0,04	2,25
1902-05	-0,47	0,19	0,01	-0,04	0,62	1,11	0,15	0,00	0,12	3,04	0,81	0,23	0,00	0,11	2,25
1952-61						0,98	0,13	0,00	0,12	2,67					
1932-41	-0,82	0,14	0,00	-0,10	0,44	-0,30	0,16	0,05	-0,02	0,74					
1922-31	-1,08	0,13	0,00	-0,14	0,34	-0,96	0,18	0,00	-0,08	0,38	1,11	0,41	0,01	0,08	3,05
1912-21	-1,19	0,15	0,00	-0,13	0,30	-1,19	0,26	0,00	-0,07	0,31	1,89	0,73	0,01	0,07	6,07
Constant	0,07	0,33	0,84			-3,60	0,33	0,00			-0,53	0,33	0,11		
-2L <sub>0</sub>	3360					3921					874				
-2L <sub>1</sub>	2873					2860					778				
CASOS	4060					3315					745				

Fuente: Elaboración propia a partir de la Encuesta Sociodemográfica ESD (INE), 1991

Como balance final para los varones podemos decir que los resultados son ambiguos y nos hacen suponer que los individuos empíricos se comportan mediante una combinación de lo predicho por ambas teorías. Por un lado, existe reproducción cultural, de forma que un incremento en un nivel educativo del padre sobre la media de escolarización de los padres de los entrevistados supone un 6% de probabilidad adicional de llegar a la universidad, y un

5% en caso de la madre<sup>2</sup> (Panel III.A.2, columna C). Pero esta reproducción cultural no hace familias insensibles a sus restricciones de recursos, como nos indica la fuerza del número de hermanos del entrevistado y predicen las teorías derivadas del individualismo metodológico. En este caso, la probabilidad estimada cuando se tiene un hermano por encima de la media disminuye en un 2% la probabilidad de llegar a la universidad.

<sup>1</sup> Hemos comprobado que el 14% de las madres de quienes residían con sus padre y madre biológicos a los 16 años eran activas, frente a un 19% de quienes sólo vivían con la madre biológica. Si nos limitamos al caso de los varones con secundaria empezada, se mantiene el porcentaje para quienes residen con ambos progenitores biológicos, y aumenta a un 23% para quienes solo viven con la madre biológica. Por tanto, puede existir una confusión de efectos entre actividad de la madre y tipo de familia, que en esta ocasión no estamos controlando.

<sup>2</sup> Los efectos de las variables independientes sobre la dependiente se pueden considerar aproximadamente lineales para probabilidades entre 0,2 y 0,8 [Long 1997], pero este no es el caso, pues la probabilidad de superar primaria es de 0,94, y de empezar la universidad tras comenzar secundaria es de 0,92.

**panel III.A.2****probabilidades estimadas de superar las transiciones a partir de los modelos anteriores. Varones**

probabilidades estimadas de transición (a cada variable se le añade una unidad)

VARONES	PRIMARIA		SECUNDARIA		UNIVERSIDAD	
	A	B	B/A	C	C/B	
INDIVIDUO MEDIO	<b>0,94</b>	<b>0,26</b>	<b>0,28</b>	<b>0,24</b>	<b>0,92</b>	
EDUCACIÓN , PADRE	0,96	0,32	0,34	0,30	0,94	
EDUCACIÓN , MADRE	0,96	0,32	0,33	0,29	0,92	
PRSTG. PADRE*10	0,95	0,30	0,32	0,27	0,92	
PRSTG. MADRE*10	<b>0,94</b>	0,26	<b>0,28</b>	0,25	0,93	
ACTIVIDAD ECO. DE LA MADRE	<b>0,94</b>	0,26	<b>0,28</b>	0,13	0,47	
Nº DE HERMANOS	0,94	0,24	0,26	0,22	0,91	
MUN. DE - 5.000 HB.	0,92	0,19	0,21	0,18	0,92	
MUN. DE 5.001- 50.000 HB.	0,89	0,25	<b>0,28</b>	0,21	0,86	
CLASE DE SERVICIO	<b>0,94</b>	0,45	0,48	0,43	0,96	
CLASES INTERMEDIAS	0,95	0,40	0,42	0,37	0,92	
CLASES AGRARIAS	<b>0,94</b>	0,26	<b>0,28</b>	0,26	0,96	
1962-66	0,91	0,49	0,54	0,47	0,96	
1952-61	<b>0,94</b>	0,48	0,51	0,44	0,92	
1932-41	0,88	0,20	0,22	0,19	0,97	
1922-31	0,84	0,11	0,13	0,11	0,99	
1912-21	0,83	0,09	0,11	0,08	0,92	

Nota: Estimación en medias en todas las variables de razón, o en las ficticias y+1 en las variables consideradas. En cursiva se señalan las variables que no son estadísticamente significativas (N.S.=10%)

Fuente: Elaboración propia a partir de la Encuesta Sociodemográfica ESD (INE), 1991

**III.B.Mujeres**

A la hora de dar cuenta de la desigualdad de oportunidades de logro educativo entre las mujeres no debemos olvidar que, a la desigualdad de clase que venimos analizando, se cruza la desigualdad de género, como ya hemos señalado. Lo primero que cabe destacar en las estimaciones para las mujeres es que sí hay variaciones significativas entre origen social y logro educativo a lo largo del tiempo (téngase en cuenta que la cohorte de referencia es la nacida en 1942-51), en terminar primaria y en comenzar secundaria, no así en comenzar universidad<sup>1</sup>. Por tanto, para estimar las probabilidades tomaremos como individuo medio o de referencia a una mujer representativa (esto es, con sus valores en medias para las variables de razón y de clase obrera) de cada cohorte (los valores pueden observarse en las tablas de los anejos). Si empezamos por el nivel educativo de los progenitores, vemos que el parámetro ha incrementado su valor a lo largo del periodo analizado, para luego disminuir en la cohorte más joven

hasta el mismo valor que a comienzos de siglo, en el que es parecido a la estimación correspondiente para los varones en general (a la estimación de 0,9 para las mujeres debemos restar la interacción de 0,6, resultando un parámetro próximo al 0,3 de los varones). Esto probablemente se deba a que a comienzos de siglo la desigualdad educativa entre las mujeres era baja, ya que pocas cursaban estudios medios o superiores (véase tabla II.1), y a medida que han ido accediendo a la educación, estas desigualdades se han incrementado, pues ese acceso ha sido diferencial por origen social (véanse tablas A.1 a A.3 en el anejo, y con más detalle Carabaña (1997)) para luego disminuir e igualarse con el de sus hermanos. Una pauta como esta es coherente con procesos de rápido crecimiento, ya sean naturales o sociales, en los que primero se incrementa la desigualdad de la distribución, reduciéndose luego, aunque esta reducción, como pasamos a ver a continuación, se ve "compensada" en parte por una mayor importancia del nivel educativo de la madre.

<sup>1</sup> Téngase en cuenta que en las cohortes más viejas son pocas las mujeres universitarias, por lo que puede que esta constancia se deba simplemente a que pesan poco en la muestra. Además, hay que ser muy cautos al comparar parámetros estimados a partir de muestras de distinto tamaño, como es el caso.

En cuanto a la importancia del nivel educativo de la madre, diremos que ha ido disminuyendo sucesivamente a lo largo del siglo en la primera transición, pero se ha incrementado en la última cohorte en comenzar secundaria, dando la sensación de que la selección social se ha desplazado de primaria a secundaria cuando

se generaliza la educación primaria y a medida que se ha incrementado la escolarización de las mujeres. Pero estas variaciones prácticamente se limitan a finalizar primaria, pues en lo relativo a empezar secundaria, el nivel de estudios de la madre sólo es más fuerte en la cohorte 1922-31.

**panel III.B.1**  
**principales estadísticos de los modelos de transición educativa estimados.**  
**Mujeres**

MUJERES	TERMINAR PRIMARIA					TRAS TERMINAR PRIMARIA COMENZAR SECUNDARIA					TRAS TERMINAR SECUNDARIA COMENZAR UNIVERSIDAD				
	B	E.T.	Sig.	R <sub>s</sub>	e <sup>2</sup>	B	E.T.	Sig.	R <sub>s</sub>	e <sup>2</sup>	B	E.T.	Sig.	R <sub>s</sub>	e <sup>2</sup>
ESTUDIOS, PADRE	0,93	0,12	0,00	0,13	2,53	0,45	0,05	0,00	0,15	1,57	0,24	0,08	0,00	0,09	1,27
ESTUDIOS, MADRE	0,19	0,10	0,06	0,02	1,21						0,18	0,11	0,11	0,02	1,19
PRESTIGIO, PADRE	0,12	0,03	0,00	0,05	1,12	0,10	0,02	0,00	0,06	1,11					
Nº DE HERMANOS	-0,12	0,03	0,00	-0,07	0,89	-0,14	0,03	0,00	-0,08	0,87	-0,08	0,05	0,08	-0,04	0,92
MUN. -5.000 HB.	0,34	0,11	0,00	0,05	1,41	-0,70	0,11	0,00	-0,10	0,50	0,35	0,19	0,06	0,04	1,42
CLASES AGRARIAS						-1,22	0,18	0,00	-0,11	0,29					
1962-66	3,08	0,72	0,00	0,07	22						1,96	0,30	0,00	0,22	7,09
1952-61	-1,48	0,51	0,00	-0,04	0,23						0,72	0,23	0,00	0,10	2,06
1932-41						-2,93	0,53	0,00	-0,09	0,05	1,23	0,35	0,00	0,11	3,41
1922-31						-2,66	0,57	0,00	-0,07	0,07	2,08	0,51	0,00	0,13	8,00
1912-21											2,63	0,71	0,00	0,12	14
CONSTANTE	-1,78	0,32	0,00			-1,83	0,28	0,00			-1,55	0,39	0,00		
<b>INTERACCIONES</b>															
1961-66															
ESTUDIOS, PADRE	-0,67	0,19	0,00	-0,05	0,51										
ESTUDIOS, MADRE	-0,35	0,09	0,00	-0,06	0,71	0,20	0,04	0,00	0,07	1,22					
CLASES AGRARIAS						1,73	0,28	0,00	0,10	5,65					
1952-61															
PRESTIGIO, PADRE	0,24	0,06	0,00	0,06	1,27										
CLASES AGRARIAS						1,72	0,20	0,00	0,13	5,57					
1932-41															
ESTUDIOS, PADRE	-0,48	0,12	0,00	-0,06	0,62										
PRESTIGIO, PADRE	0,17	0,05	0,00	0,06	1,19										
CLASE DE SERV.	-3,17	0,88	0,00	-0,06	0,04	3,23	0,87	0,00	0,06	25					
CLASES INTERMD.	-0,83	0,42	0,05	-0,02	0,43	1,85	0,58	0,00	0,05	6,37					
CLASES AGRARIAS	-0,59	0,29	0,04	-0,02	0,56	2,30	0,60	0,00	0,06	9,93					
1922-31															
ESTUDIOS, PADRE	-0,77	0,15	0,00	-0,08	0,46										
ESTUDIOS, MADRE	0,35	0,15	0,02	0,03	1,42	0,32	0,16	0,04	0,02	1,38					
PRESTIGIO, MADRE						0,33	0,19	0,09	0,01	1,39					
ACTIVIDAD, MADRE						-3,25	2,04	0,11	-0,01	0,04					
Nº DE HERMANOS	0,09	0,04	0,04	0,03	1,09										
1912-21															
ESTUDIOS, PADRE	-0,67	0,17	0,00	-0,06	0,51										
ESTUDIOS, MADRE	0,33	0,17	0,06	0,02	1,39										
PRESTIGIO, MADRE						0,39	0,27	0,14	0,01	1,48					
ACTIVIDAD, MADRE						-4,71	2,93	0,11	-0,01	0,01					
Nº DE HERMANOS						-0,25	0,06	0,00	-0,06	0,78					
-2L <sub>1</sub>	3410					3853					852				
-2L <sub>2</sub>	2799					2610					734				
CASOS	4203					807					761				

Fuente: Elaboración propia a partir de la Encuesta Sociodemográfica ESD (INE), 1991

**Panel III.B.2****Probabilidades estimadas de superar las transiciones a partir de los modelos anteriores. Mujeres**

probabilidades estimadas de transición (a cada variable de le añade una unidad)

MUJERES	PRIMARIA	SECUNDARIA	UIVERSIDAD		
	A	B	B/A	C	C/B
INDIVIDUO MEDIO	0,91	0,48	0,53	0,22	0,45
ESTUDIOS, PADRE	0,96	0,61	0,64	0,31	0,51
ESTUDIOS, MADRE	0,94	0,49	0,53	0,25	0,50
PRESTIGIO, PADRE	0,92	0,51	0,55	0,23	0,45
Nº DE HERMANOS	0,90	0,45	0,49	0,19	0,43
MUN.-5.000 HB	0,94	0,33	0,36	0,18	0,54
CLASES AGRARIAS	0,91	0,23	0,25	0,10	0,45
1962-66	0,94	0,49	0,53	0,42	0,85
1952-61	0,97	0,51	0,53	0,32	0,63
1932-41	0,89	0,05	0,06	0,04	0,74
1922-31	0,77	0,11	0,14	0,10	0,87
1912-21	0,77	0,41	0,53	0,37	0,92

MUJERES	PRIMARIA	SECUNDARIA	UIVERSIDAD		
	A	B	B/A	C	C/B
<b>INTERACCIONES</b>					
<b>1961-66</b>					
ESTUDIOS, PADRE	0,95	0,50	0,53	0,43	0,85
ESTUDIOS, MADRE	0,94	0,81	0,86	0,69	0,85
CLASES AGRARIAS	0,77	0,73	0,94	0,62	0,85
<b>1952-61</b>					
PRESTIGIO, PADRE	0,98	0,51	0,53	0,32	0,63
CLASES AGRARIAS	0,97	0,83	0,86	0,52	0,63
<b>1932-41</b>					
ESTUDIOS, PADRE	0,94	0,05	0,06	0,03	0,63
PRESTIGIO, PADRE	0,92	0,05	0,06	0,03	0,63
CLASES DE SERV.	0,93	0,89	0,97	0,56	0,63
CLASES INTERMED.	0,88	0,77	0,88	0,49	0,63
CLASES AGRARIAS	0,79	0,72	0,92	0,46	0,63
<b>1922-31</b>					
ESTUDIOS, PADRE	0,76	0,59	0,77	0,51	0,87
ESTUDIOS, MADRE	0,85	0,10	0,12	0,09	0,87
PRESTIGIO, MADRE	0,77	0,09	0,12	0,08	0,87
ACTIVIDAD, MADRE	0,77	0,09	0,12	0,08	0,87
Nº DE HERMANOS	0,69	0,10	0,14	0,09	0,87
<b>1912-21</b>					
ESTUDIOS, PADRE	0,81	0,43	0,53	0,39	0,92
ESTUDIOS, MADRE	0,84	0,44	0,53	0,41	0,92
PRESTIGIO, MADRE	0,77	0,14	0,18	0,13	0,92
ACTIVIDAD, MADRE	0,77	0,26	0,34	0,24	0,92
Nº DE HERMANOS	0,77	0,14	0,18	0,13	0,92

Nota: Estimación en medias en todas las variables de razón, 0 en las ficticias y +1 en las variables consideradas en cursiva se señalan las variables que no son estadísticamente significativas (N.S.=10%). Las cohortes de nacimiento así como sus interreacciones se evalúan en sus medias, así como las clases sociales.

Fuente: Elaboración propia a partir de la Encuesta Sociodemográfica ESD (INE), 1991



En relación con el prestigio profesional paterno, diremos que su influencia es mayor en las cohortes nacidas en 1932-41 y en 1952-61 en la transición de finalizar primaria, no siendo relevante las diferencias entre cohortes en secundaria, y deja de influir en comenzar en la universidad. Vemos que en la cohorte 1932-41 todos los parámetros de clase salen negativos, precisamente en un caso en el que el prestigio del padre<sup>1</sup> es más fuerte que en el resto de cohortes (excepto entre las más jóvenes). Si nos fijamos en la probabilidad estimada para estos parámetros en el Panel III.B.2 (columna A) resulta que para la clase obrera (clase de referencia) evaluada en sus medias es de 0,88 (no se presenta este resultado en la tabla, pero es prácticamente el valor de la variable de su cohorte, 0,89), igual a la estimación para las clases intermedias y por encima de las clases agrarias (0,79), por lo que en esta cohorte encontramos un resultado que en principio parece falsar ambas teorías: las hijas de los obreros parecen cursar estudios primarios con más probabilidad de lo que cabría esperar en caso de que los estudios fuesen una función lineal de los recursos de la clase. Pero luego, sus probabilidades de comenzar los estudios secundarios disminuyen; es decir, el "exceso" de éxito en primaria se "compensa" con un mayor "cribado" en secundaria. Por otra parte, en las clases agrarias el parámetro de secundaria es negativo para las cohortes más viejas (1912-31) y para la cohorte de referencia (1942-51), siendo positivo para las más jóvenes (1952-66) y para la cohorte 1932-41. También es positivo para todas las cohortes en comenzar en la universidad. Es razonable que estos datos estén estrechamente relacionados con el celibato relativamente reciente de los varones campesinos en Castilla y León, ya que este mayor nivel educativo que sus hermanos les lleva a buscar pareja en ambientes no rurales [Fuente 1987]. Como vimos en los varones, el efecto positivo de las clases agrarias solo se hace notar en comenzar en la universidad (y con menor fuerza), llegando menos personas que a comenzar secundaria. Las hijas de clases agrarias, una vez que superan primaria como el resto de mujeres, se esfuerzan mucho más que sus hermanos o/ y sus familias "apuestan" mucho más por ellas que

por los varones, más vinculados a las actividades agrícolas. Como vemos, esto parece apoyar las hipótesis sobre la inversión diferencial de los agricultores en sus hijas y en sus hijos, que incluso parece reforzarse en cohortes más jóvenes que las aquí estudiadas (Martínez (1996b) con datos para toda España]. En cuanto a sus hijos, vimos que sus oportunidades de superar primaria y comenzar secundaria son las que les corresponden según su nivel de recursos, mientras que, una vez que han pasado estos procesos de selección, sus oportunidades de entrar en la universidad son mayores que otras clases en relación con sus recursos. En el caso de las hijas apreciamos el incremento de sus oportunidades a lo largo del tiempo.

El número de hermanos es relevante en todas las cohortes, con una influencia mucho más débil en la cohorte 1922-31 (considerando su parámetro de más 0,08 y el -0,11 para toda la población, sería de -0,03) y más fuerte en la transición de secundaria de la cohorte 1912-21. Al igual que en los varones, es relevante en todas las transiciones, y mayor en la universidad, siendo el valor estimado más o menos parecido (en torno a -0,1), mayor en la cohorte 1912-21 en la transición de secundaria (0,21 por debajo del valor de -0,14 para toda la población). Por tanto, la evidencia parece favorable a la sensibilidad de las familias ante las restricciones de recursos que supone un miembro adicional.

#### IV. RESUMEN Y CONCLUSIONES

Hemos analizado la desigualdad de oportunidades en Castilla y León según el origen social, tomando como sus indicadores el nivel educativo de los progenitores, su prestigio profesional, la clase social, controlando el número de hermanos y el tamaño del municipio de nacimiento. Hemos modelado de tal forma estas variables y nuestras estimaciones como para poder contrastar algunas de las teorías más relevantes actualmente en sociología de la educación.

Nuestros resultados son los siguientes: Entre los varones nacidos en Castilla y León, al igual que en la mayoría de los países indus-

<sup>1</sup> Las variables ficticias de clase social deben interpretarse conjuntamente con el prestigio profesional, pues como ya señalamos, están reflejando algún tipo de relación no lineal entre recursos y logro educativo. Por ello, para evaluar las probabilidades de estas variables ficticias hemos considerado al resto de variables de razón en medias. Si no, no se pueden entender los signos negativos para las clases altas, que se interpretan como que la probabilidad que les corresponde de seguir estudiando según sus recursos es tan alta (próxima a 1) que se ve rebajada para que el modelo tenga sentido

trializados sobre los que hay evidencia empírica, los patrones de desigualdad de oportunidades educativas permanecen constantes a lo largo de un amplio periodo del siglo XX, a pesar de las reformas educativas. Esto hace suponer que las desigualdades educativas debidas al origen socioeconómico deben interpretarse más bien como un efecto que como una causa de otras desigualdades sociales, por lo que las políticas educativas que actúan sólo sobre el sistema educativo, sin simultanearse con otras medidas de política social, son poco efectivas. En el caso de las mujeres, la relación ha sido más variable, probablemente debido a que parten de una relación de gran igualdad a la "baja", pues en las cohortes más viejas la escolarización media era muy baja, independientemente del origen social. El que la expansión educativa haya sido mayor para las mujeres puede explicar la evolución de "U invertida" del parámetro correspondiente al nivel educativo del progenitor (aunque esta disminución para el nivel educativo del padre se ve compensada en parte con un incremento del nivel educativo de la madre).

En la determinación de las oportunidades educativas cuentan tanto elementos propios de la reproducción cultural (el nivel educativo de los progenitores interviene en la probabilidad de continuar en todas las transiciones), como algunos elementos específicos de las clases sociales, entre los que caben destacar la mayor probabilidad de terminar prima-

ria entre los hijos de clases intermedias que de lo que les correspondería por su posición social media, y más oportunidades de continuar en secundaria y en la universidad en las cohortes más jóvenes para las hijas de los agricultores.

Los resultados nos hacen suponer que los individuos empíricos se comportan "mezclando" las dos teorías aquí contrastadas. Por un lado, se ve claramente la importancia del capital cultural en todas las transiciones educativas, en línea con lo propuesto por Bourdieu. Por otro, el número de hermanos, como indicador de los recursos del hogar, también es relevante. Estos resultados podrían compaginarse con la investigación aplicada de Gambetta (1987), que concluye afirmando que los individuos se comportan racionalmente, siendo bastante sensibles a los entornos en que toman sus decisiones (en contra de Bourdieu), pero con unas preferencias de intensidad diferenciada hacia la educación según su posición social, y no solo por una percepción de diferencial de beneficios, costes y pérdidas (en contra de Boudon-Goldthorpe/Breen).

Por último señalar que estos datos forman parte de una investigación más amplia, aún inconclusa, que desarrolla estas cuestiones para toda España, por lo que será de sumo interés, cuando haya finalizado, detectar las especificidad de esta región en comparación con otras, si las hubiera.

**ANEJO**

**tabla A.1**  
**porcentaje que comienza secundaria. Base: nacidos en Castilla y León**  
TERMINAR PRIMARIA TERMINAR %

**COHORTE DE NACIMIENTO**

**62 - 66      52 - 61      42 - 51      32 - 41      22 - 31      11 - 21**

	62 - 66		52 - 61		42 - 51		32 - 41		22 - 31		11 - 21		TOTAL						
	VARON	MUJER	VARON	MUJER	VARON	MUJER	VARON	MUJER	VARON	MUJER	VARON	MUJER							
RELACION DE LA MADRE	90,4%	90,3%	90,4%	92,5%	91,1%	87,3%	89,2%	77,2%	79,8%	72,6%	74,1%	73,4%	66,1%	68,5%	67,4%	82,5%			
CON LA ACTIVIDAD	87,0%	94,1%	91,1%	93,0%	94,7%	93,8%	88,6%	97,8%	93,4%	90,3%	92,1%	91,3%	77,0%	74,5%	71,1%	72,4%	86,3%		
<b>TOTAL</b>	90,0%	90,9%	90,5%	92,6%	92,7%	92,7%	90,7%	88,8%	89,8%	78,9%	81,7%	80,3%	74,5%	67,2%	69,0%	68,2%	83,0%		
1º MUNICIPIO DE RESIDENCIA	86,9%	88,8%	87,7%	93,0%	87,7%	89,4%	91,4%	90,4%	77,5%	81,1%	79,4%	71,0%	74,2%	67,3%	68,5%	68,0%	81,4%		
5.001 A 20.000 HB	83,4%	91,3%	87,4%	90,0%	85,5%	87,6%	87,3%	87,4%	67,0%	78,8%	73,3%	58,4%	65,5%	61,6%	67,5%	69,4%	68,6%	79,0%	
20.001 A 100.000	97,9%	99,7%	98,8%	93,7%	94,3%	94,0%	94,8%	76,0%	86,0%	80,1%	80,0%	83,0%	81,4%	70,8%	75,6%	66,6%	66,5%		
MAS DE 100.000 HB	96,1%	89,3%	92,8%	92,0%	88,2%	90,2%	94,3%	87,2%	90,8%	89,8%	89,5%	89,7%	91,7%	82,0%	86,0%	60,3%	75,1%	69,2%	
<b>TOTAL</b>	90,2%	90,6%	90,4%	92,6%	92,7%	90,7%	88,7%	89,7%	79,0%	81,7%	80,4%	72,4%	74,3%	66,9%	68,8%	68,0%	82,9%		
CLASE SOCIAL DEL PADRE	98,6%	98,9%	98,8%	99,2%	100,0%	99,5%	92,8%	97,9%	95,4%	100,0%	88,9%	94,3%	98,5%	93,4%	95,0%	86,6%	87,3%	96,1%	
CLASES INTERMEDIAS	97,0%	96,6%	96,8%	96,0%	97,7%	96,8%	93,0%	94,1%	93,1%	85,5%	89,0%	80,7%	73,5%	77,2%	68,1%	82,8%	76,2%	90,0%	
CLASE OBRERA	86,9%	87,6%	87,3%	91,3%	92,5%	91,9%	88,7%	83,2%	85,7%	69,3%	87,9%	79,1%	75,7%	77,8%	76,9%	56,2%	70,9%	65,2%	84,7%
CLASES AGRARIAS	84,4%	87,1%	85,6%	90,1%	93,5%	91,6%	88,8%	77,6%	79,0%	67,6%	78,3%	70,1%	67,0%	64,7%	65,8%	78,5%	78,5%	78,5%	
<b>TOTAL</b>	90,2%	91,0%	90,6%	92,3%	94,4%	93,3%	90,7%	88,4%	89,6%	79,7%	82,0%	80,9%	72,3%	74,9%	73,6%	67,1%	68,5%	67,9%	83,1%

Fuente: ESD (1991) INE

**tabla A.2**  
**porcentaje que comienza secundaria. Base: nacidos en Castilla y León con primaria terminada**

COMIENZA SECUNDARIA PROFESIONAL  
O SUPERIOR COMIENZA %

**COHORTE DE NACIMIENTO**

**62 - 66      52 - 61      42 - 51      32 - 41      22 - 31      11 - 21**

	62 - 66		52 - 61		42 - 51		32 - 41		22 - 31		11 - 21		TOTAL							
	VARON	MUJER	VARON	MUJER	VARON	MUJER	VARON	MUJER	VARON	MUJER	VARON	MUJER	VARON	MUJER	TOTAL					
RELACION DE LA MADRE CON LA ACTIVIDAD	60,0%	72,3%	65,7%	53,8%	54,6%	54,1%	30,4%	27,7%	29,1%	22,2%	13,0%	17,5%	13,9%	11,0%	12,4%	9,6%	9,5%	9,6%	33,1%	
ACTIVA	72,9%	73,0%	73,0%	43,1%	44,7%	43,9%	30,6%	33,7%	32,3%	19,1%	12,6%	15,6%	7,0%	7,2%	7,1%	14,7%	4,7%	4,7%	8,6%	29,6%
TOTAL	61,4%	72,4%	66,7%	52,5%	53,3%	52,9%	30,4%	28,7%	29,6%	21,7%	12,9%	17,2%	13,0%	10,4%	11,7%	10,3%	8,7%	8,7%	9,4%	32,6%
1 <sup>er</sup> MUNICIPIO DE RESIDENCIA	50,7%	67,5%	58,5%	47,9%	47,2%	47,6%	24,8%	20,0%	22,4%	14,1%	7,7%	10,7%	6,6%	2,9%	4,6%	4,6%	6,4%	6,4%	5,6%	23,4%
MENOS DE 5.000 HB	66,8%	80,7%	74,2%	48,0%	56,1%	52,3%	25,2%	33,9%	29,0%	21,8%	22,2%	22,0%	16,7%	24,1%	20,3%	33,7%	2,9%	2,9%	16,8%	39,2%
5.001 A 20.000 HB	55,4%	80,9%	67,6%	62,8%	59,8%	61,3%	39,8%	41,7%	40,6%	43,8%	23,5%	33,7%	29,0%	33,1%	31,1%	32,4%	17,4%	17,4%	23,2%	47,9%
20.001 A 100.000	80,2%	70,3%	75,6%	61,9%	66,2%	64,0%	41,6%	47,3%	44,3%	41,7%	30,3%	36,7%	42,4%	36,3%	39,0%	30,7%	19,7%	19,7%	23,6%	53,7%
MAS DE 100.000 HB	60,6%	71,1%	65,9%	52,4%	53,5%	52,9%	29,8%	28,1%	29,0%	21,7%	12,9%	17,2%	12,9%	10,5%	11,6%	9,6%	8,0%	8,0%	9,7%	32,3%
TOTAL	97,0%	94,3%	95,6%	83,1%	89,7%	85,8%	75,9%	70,3%	72,9%	72,5%	85,9%	79,0%	74,2%	47,1%	56,1%	91,2%	61,8%	61,8%	77,9%	78,4%
CLASE SOCIAL DEL PADRE	72,4%	84,05	77,5%	71,9%	66,0%	69,1%	49,1%	42,4%	45,8%	38,9%	26,3%	32,4%	24,9%	21,5%	23,4%	15,4%	20,3%	20,3%	18,3%	50,1%
CLASE DE SERVICIO	52,6%	65,4%	59,3%	47,6%	47,4%	47,5%	21,8%	33,8%	28,2%	19,9%	2,9%	10,0%	12,6%	11,4%	11,9%	3,6%	4,2%	4,2%	4,0%	34,9%
CLASES INTERMEDIAS	45,1%	60,4%	52,0%	40,5%	47,6%	43,8%	20,8%	14,7%	18,0%	12,2%	7,1%	9,6%	3,6%	2,3%	2,9%	3,8%	3,8%	3,8%	3,8%	18,4%
CLASE OBRERA	60,9%	72,4%	66,3%	52,4%	53,7%	53,1%	30,3%	29,3%	29,8%	21,3%	13,3%	17,1%	12,7%	10,6%	11,6%	10,0%	8,6%	8,6%	9,2%	32,6%
CLASES AGRARIAS																				
TOTAL																				

Fuente: ESD (1991) INE

**tabla A.3**  
**porcentaje que comienza secundaria. Base: nacidos en Castilla y León con secundaria terminada**  
 COMIENZA SECUNDARIA PROFESIONAL  
 O SUPERIOR %

**COHORTE DE NACIMIENTO**

**62 - 66      52 - 61      42 - 51      32 - 41      22 - 31      11 - 21**

	62 - 66		52 - 61		42 - 51		32 - 41		22 - 31		11 - 21								
	VARON	MUJER	VARON	MUJER	VARON	MUJER	VARON	MUJER	VARON	MUJER	VARON	MUJER							
SEXO	TOTAL	SEXO	TOTAL	SEXO	TOTAL	SEXO	TOTAL	SEXO	TOTAL	SEXO	TOTAL	SEXO	TOTAL						
RELACION DE LA MADRE CON LA ACTIVIDAD	80,4%	86,5%	83,5%	61,7%	65,8%	63,7%	66,1%	47,1%	56,6%	65,2%	78,7%	70,9%	84,3%	86,7%	86,3%	87,4%	89,9%	88,8%	70,2%
ACTIVA	73,0%	95,7%	87,8%	54,2%	76,3%	65,0%	51,6%	45,2%	47,5%	90,9%	57,9%	74,5%	77,3%	82,4%	80,3%	96,9%	97,3%	97,0%	70,8%
TOTAL	79,5%	88,2%	84,2%	60,9%	66,8%	63,8%	64,3%	46,7%	55,1%	69,0%	74,7%	71,5%	83,8%	87,9%	85,7%	89,6%	90,6%	90,1%	70,2%
1º MUNICIPIO DE RESIDENCIA	79,3%	88,9%	84,8%	57,8%	64,1%	60,8%	62,6%	53,3%	58,0%	60,5%	92,9%	74,1%	79,8%	95,8%	83,8%	100,0%	90,5%	94,0%	68,7%
MENOS DE 5.000 HB	49,5%	95,2%	76,0%	44,6%	72,7%	60,8%	43,7%	63,1%	53,8%	85,6%	45,8%	62,1%	94,7%	100,0%	97,3%	95,7%	100,0%	96,3%	67,2%
5.001 A 20.000 HB	90,8%	89,1%	89,7%	63,3%	74,0%	68,5%	76,6%	39,9%	61,0%	72,5%	88,1%	79,3%	92,6%	78,3%	83,6%	78,0%	100,0%	87,4%	75,2%
20.001 A 100.000 HB	81,7%	88,3%	84,5%	70,8%	65,9%	68,3%	65,5%	37,9%	48,5%	75,1%	55,7%	67,5%	88,3%	87,8%	88,0%	67,9%	91,6%	80,7%	71,2%
MÁS DE 100.000 HB	78,8%	89,5%	84,5%	60,7%	66,8%	63,7%	64,1%	47,4%	55,4%	69,0%	74,7%	71,5%	86,0%	87,7%	86,8%	88,4%	92,4%	90,5%	70,3%
TOTAL	94,5%	98,2%	96,6%	88,1%	66,0%	77,6%	76,9%	83,0%	80,4%	88,3%	76,8%	82,2%	100,0%	97,5%	98,5%	82,2%	100,0%	89,0%	86,9%
CLASE SOCIAL DEL PADRE	68,0%	83,5%	75,0%	63,1%	73,5%	68,1%	71,1%	54,5%	63,0%	64,7%	67,4%	65,7%	76,8%	87,6%	80,3%	96,4%	88,1%	91,0%	70,2%
CLASE OBRERA	87,1%	89,8%	88,7%	43,0%	72,8%	57,7%	54,6%	14,5%	28,3%	86,3%	64,5%	80,0%	80,5%	68,9%	72,9%	,0%	,0%	,0%	61,1%
CLASES AGRARIAS	97,2%	86,2%	90,9%	61,8%	56,6%	59,2%	53,1%	46,1%	49,7%	60,5%	79,7%	69,4%	73,7%	89,3%	80,8%	94,6%	100,0%	97,4%	67,3%
TOTAL	80,8%	88,3%	84,7%	60,2%	67,4%	63,7%	64,5%	47,7%	55,5%	70,2%	74,3%	72,0%	82,6%	87,6%	85,0%	89,1%	93,0%	91,1%	70,4%

Fuente: ESD (1991) INE

**tabla A.4**  
**nacidos en Castilla y León**

SEXO	COHORTE DE NACIMIENTO	ESTUDIOS, PADRE	ESTUDIOS, MADRE	PRESTIGIO PATERNO (/10)	PRESTIGIO MATERNO (/10)	Nº DE HERMANOS NACIDOS VIVOS
VARON	62-66					
	Media	3,7	3,5	9,24	9,44	2,99
	N	478	479	478	52	484
	Desv.Típica	1,3	1,1	2,98	2,96	2,12
	Asimetría	,94	,58	2,30	1,42	1,13
	52-61					
	Media	3,5	3,3	8,87	8,85	3,03
	N	783	781	774	94	785
	Desv.Típica	1,2	1,0	2,68	2,16	2,05
	Asimetría	1,17	,32	2,24	1,10	,99
	42-51					
	Media	3,2	3,1	8,71	8,69	3,29
	N	656	668	653	91	673
	Desv.Típica	1,2	1,0	2,51	2,24	2,22
	Asimetría	,98	,53	1,92	1,41	,76
	32-41					
	Media	2,9	2,8	8,40	8,48	3,75
	N	640	650	626	88	651
	Desv.Típica	1,2	1,0	2,27	1,82	2,15
Asimetría	1,02	,31	2,62	1,90	,49	
22-31						
Media	2,8	2,6	8,29	7,82	4,01	
N	688	692	680	96	695	
Desv.Típica	1,1	1,1	2,26	,79	2,07	
Asimetría	1,15	,42	2,74	6,01	,29	
11-21						
Media	2,6	2,4	8,18	8,44	4,21	
N	395	396	387	59	397	
Desv.Típica	1,2	1,0	2,59	2,13	2,25	
Asimetría	1,57	,38	2,84	2,78	,39	
Media	3,2	3,0	8,63	8,56	3,51	
N	3639	3665	3598	479	3685	
Desv.Típica	1,2	1,1	2,56	2,07	2,18	
Asimetría	1,05	,40	2,41	2,00	,65	
MUJER	62-66					
	Media	3,8	3,6	9,47	9,36	3,00
	N	436	437	428	71	438
	Desv.Típica	1,4	1,2	2,94	2,77	1,94
	Asimetría	1,08	,77	1,55	1,47	,89
	52-61					
	Media	3,4	3,3	8,89	8,27	3,09
	N	717	718	704	96	723
	Desv.Típica	1,2	1,0	2,49	1,98	2,16
	Asimetría	,93	,19	2,13	3,68	,76
	42-51					
	Media	3,2	3,0	8,94	8,24	3,19
	N	635	630	635	98	643
	Desv.Típica	1,2	1,1	2,75	2,46	2,18
	Asimetría	1,37	,44	2,11	3,98	,72
	32-41					
	Media	3,0	2,8	8,53	8,02	3,73
	N	661	665	653	105	675
	Desv.Típica	1,2	1,1	2,33	1,14	2,24
Asimetría	1,25	,36	2,32	3,41	,53	
22-31						
Media	3,0	2,7	8,65	8,20	4,06	
N	751	754	738	110	760	
Desv.Típica	1,4	1,1	2,78	1,56	2,23	
Asimetría	1,50	,49	2,45	2,54	,32	
11-21						
Media	2,7	2,4	8,24	8,10	4,00	
N	493	495	481	80	499	
Desv.Típica	1,2	1,1	2,14	1,43	2,22	
Asimetría	1,53	,49	2,70	3,15	,34	
Media	3,2	2,9	8,77	8,32	3,53	
N	3694	3700	3639	560	3737	
Desv.Típica	1,3	1,1	2,61	1,96	2,22	
Asimetría	1,19	,43	2,21	3,30	,56	
Totalfinal						
Media	3,2	3,0	8,70	8,43	3,52	
N	7333	7365	7236	1039	7422	
Desv.Típica	1,3	1,1	2,58	2,01	2,20	
Asimetría	1,13	,41	2,30	2,65	,60	

FUENTE:ESD(INE)1991

**tabla A.5**  
**nacidos en Castilla y León con primaria terminada**

SEXO	COHORTE DE NACIMIENTO	ESTUDIOS, PADRE	ESTUDIOS, MADRE	PRESTIGIO PATERNO (/10)	PRESTIGIO MATERNO (/10)	Nº DE HERMANOS NACIDOS VIVOS
VARON	62-66					
	Media	3,8	3,6	9,40	9,45	2,93
	N	431	434	431	45	435
	Desv.Típica	1,4	1,1	3,04	3,03	2,09
	Asimetría	,95	,61	2,28	1,49	1,21
	52-61					
	Media	3,5	3,4	8,95	8,96	2,98
	N	725	723	716	87	727
	Desv.Típica	1,2	1,0	2,74	2,19	2,01
	Asimetría	1,16	,40	2,19	1,03	1,06
	42-51					
	Media	3,2	3,1	8,77	8,81	3,23
	N	594	605	592	80	611
	Desv.Típica	1,2	1,0	2,57	2,35	2,20
	Asimetría	1,01	,60	1,90	1,25	,78
	32-41					
	Media	3,1	3,0	8,57	8,58	3,69
	N	507	513	502	78	514
	Desv.Típica	1,2	1,0	2,43	1,91	2,20
Asimetría	1,06	,38	2,51	1,71	,50	
22-31						
Media	3,0	2,8	8,49	7,85	3,93	
N	499	501	492	70	504	
Desv.Típica	1,2	1,1	2,49	,92	2,10	
Asimetría	1,23	,44	2,66	5,24	,31	
11-21						
Media	2,9	2,6	8,30	8,13	4,12	
N	265	266	261	45	267	
Desv.Típica	1,3	1,0	2,92	1,51	2,18	
Asimetría	1,56	,30	2,68	2,95	,39	
Media	3,3	3,1	8,79	8,62	3,40	
N	3021	3042	2993	406	3058	
Desv.Típica	1,3	1,1	2,70	2,10	2,16	
Asimetría	1,08	,44	2,32	1,82	,71	
MUJER	62-66					
	Media	3,9	3,7	9,62	9,30	2,81
	N	397	397	390	67	398
	Desv.Típica	1,4	1,2	3,00	2,79	1,79
	Asimetría	1,12	,95	1,50	1,56	,87
	52-61					
	Media	3,5	3,3	8,95	8,33	3,01
	N	668	668	661	91	670
	Desv.Típica	1,1	1,0	2,53	2,01	2,11
	Asimetría	,97	,19	2,12	3,63	,81
	42-51					
	Media	3,3	3,1	9,07	8,25	3,07
	N	563	559	563	96	571
	Desv.Típica	1,2	1,0	2,84	2,48	2,15
	Asimetría	1,43	,47	2,06	3,93	,80
	32-41					
	Media	3,2	2,8	8,66	8,04	3,67
	N	538	544	536	97	551
	Desv.Típica	1,2	1,1	2,41	1,15	2,16
Asimetría	1,34	,19	2,42	3,53	,54	
22-31						
Media	3,2	2,8	8,83	8,22	3,98	
N	559	562	548	83	566	
Desv.Típica	1,4	1,1	2,91	1,52	2,21	
Asimetría	1,46	,47	2,45	2,68	,40	
11-21						
Media	2,9	2,7	8,46	8,15	3,92	
N	341	342	330	55	344	
Desv.Típica	1,2	1,0	2,25	1,47	2,24	
Asimetría	1,52	,27	2,89	3,16	,41	
Media	3,3	3,1	8,93	8,35	3,39	
N	3065	3071	3029	490	3101	
Desv.Típica	1,3	1,1	2,69	2,01	2,17	
Asimetría	1,24	,41	2,19	3,34	,64	
Total final						
Media	3,3	3,1	8,86	8,48	3,39	
N	6086	6113	6022	896	6159	
Desv.Típica	1,3	1,1	2,70	2,06	2,17	
Asimetría	1,17	,43	2,25	2,59	,67	

FUENTE:ESD(INE)1991

**tabla A.6**  
**nacidos en Castilla y León con secundaria terminada**

SEXO	COHORTE DE NACIMIENTO	ESTUDIOS, PADRE	ESTUDIOS, MADRE	PRESTIGIO PATERNO (/10)	PRESTIGIO MATERNO (/10)	Nº DE HERMANOS NACIDOS VIVOS
VARON	62-66					
	Media	4,1	3,9	10,16	10,07	2,69
	N	266	267	264	32	267
	Desv.Típic	1,4	1,1	3,49	3,30	1,80
	Asimetría	1,00	,85	1,89	1,08	,85
	52-61					
	Media	3,9	3,6	9,63	9,33	2,62
	N	381	380	375	36	382
	Desv.Típic	1,3	1,0	3,08	2,36	1,81
	Asimetría	1,10	,64	1,93	,76	1,30
	42-51					
	Media	3,7	3,5	9,94	10,71	2,73
	N	184	183	179	25	186
	Desv.Típic	1,4	1,2	3,39	2,87	2,10
	Asimetría	1,15	,93	1,40	-,04	1,14
32-41						
Media	3,8	3,2	10,46	11,20	3,54	
N	111	112	107	14	112	
Desv.Típic	1,6	1,0	3,76	2,48	2,26	
Asimetría	,96	,77	1,43	-,72	,44	
22-31						
Media	4,2	3,6	11,36	9,40	3,20	
N	66	66	62	5	66	
Desv.Típic	1,6	1,2	4,25	3,14	2,09	
Asimetría	,93	,98	1,13	1,20	,67	
11-21						
Media	4,7	3,1	13,50	10,25	4,53	
N	28	28	27	6	28	
Desv.Típic	2,3	1,3	5,58	3,12	2,11	
Asimetría	,37	1,10	,22	,24	-,05	
Media	3,9	3,6	10,12	10,09	2,84	
N	1034	1036	1015	117	1040	
Desv.Típica	1,5	1,1	3,54	2,85	1,98	
Asimetría	1,04	,79	1,66	,58	,98	
MUJER	62-66					
	Media	4,1	3,9	10,15	9,84	2,60
	N	288	288	283	49	288
	Desv.Típic	1,4	1,2	3,20	3,04	1,72
	Asimetría	,95	1,13	1,29	1,19	,82
	52-61					
	Media	3,8	3,6	9,46	8,83	2,65
	N	357	356	354	41	357
	Desv.Típic	1,3	1,0	2,97	2,77	1,91
	Asimetría	,99	,36	1,95	2,62	,95
	42-51					
	Media	3,9	3,3	10,49	8,93	2,87
	N	162	162	163	34	164
	Desv.Típic	1,5	1,1	3,74	3,64	1,90
	Asimetría	1,28	1,53	1,40	2,86	,71
32-41						
Media	4,2	3,4	11,38	8,67	3,05	
N	71	71	71	12	71	
Desv.Típic	1,9	1,2	4,00	1,87	2,43	
Asimetría	,84	,93	,72	2,35	,88	
22-31						
Media	4,9	3,8	12,27	10,86	3,58	
N	58	58	59	6	59	
Desv.Típic	2,0	1,3	4,33	2,68	2,51	
Asimetría	,41	1,06	,82	-,22	,76	
11-21						
Media	4,1	3,1	11,33	12,08	3,76	
N	30	30	28	3	30	
Desv.Típic	2,1	1,4	4,32	3,05	2,51	
Asimetría	,71	,91	1,36	-3,02	,48	
Media	4,0	3,6	10,21	9,33	2,79	
N	966	966	959	145	970	
Desv.Típica	1,5	1,1	3,48	3,06	1,98	
Asimetría	1,04	,91	1,45	1,97	,93	
Totalfinal						
Media	4,0	3,6	10,16	9,67	2,82	
N	2000	2001	1974	262	2010	
Desv.Típica	1,5	1,1	3,51	2,99	1,98	
Asimetría	1,04	,85	1,56	1,36	,95	

FUENTE:ESD(INE)1991



## BIBLIOGRAFÍA

- Ameniya, T. (1975): "Qualitative Models" *Annals of Economic and Social Measurement* 4:363-72
- Becker, Gary (1981): *Tratado de la familia*. Alianza Universidad, Madrid; 1987.
- Bernstein, Basil (1977): *Clase, código y control*. Akal, Barcelona: 1986.
- Blake, Judith (1989): *Family Size and Achievement*. University California Press. Los Angeles.
- Blau y Duncan (1967): *The American Occupational Structure*. John Wiley and Sons, Inc, New York.
- Boudon, Raymond (1973): *La desigualdad de oportunidades*. Laia, Barcelona (1983).
- Boudon, Raymond (1996): "The 'Cognitive Model'. A Generalized 'Rational-Choice Model' " *Rationality and Society* 8(2): 123-150
- Bourdieu, Pierre (1979): *La distinción*. Taurus, Madrid; 1991.
- Bourdieu, Pierre (1980): *El sentido práctico*. Taurus, Madrid; 1991.
- Bourdieu, Pierre; Passeron, Jean-Claude (1964): *Los estudiantes y la cultura*. Labor. Barcelona: 1973.
- Pierre; Passeron, Jean-Claude (1970): *La reproducción*. Laia. Barcelona, 1974.
- Brauns, Hildegard; steinmann, Sussane (1999): "Educational Reform in France, West-Germany and the United Kingdom: Updating the CASMIN Educational Classification" *Suma-Nachrichten* 44 Jg. 23 Mai: S. 7-44.
- Carabaña Morales, Julio (1997): "De como la Ley General de Educación encogió el sistema educativo", *VI Conferencia de Sociología de la Educación*, Ramón GARCÉS CAMPOS (coordinador). Informes, nº 46 Universidad de Zaragoza; Zaragoza, 1998.
- Carabaña Morales, Julio (1999): *Dos estudios sobre movilidad ocupacional*. Fundación Argentaria-Visor Distribuciones, Madrid.
- Carabaña Morales, Julio y Gómez Bueno, Carmen (1996): *Escalas de prestigio profesional*. Centro de Investigaciones Sociológicas, Madrid.
- Carabaña Morales, Julio y Martínez García, José Saturnino (1996) "Un análisis de la movilidad de clases con datos de la Encuesta Sociodemográfica", *Documentos de Trabajo del Instituto de Estudios Sociales Avanzados del Consejo Superior de Investigaciones Científicas*, nº 96-03.
- Erikson, Robert; König, W.; Lüttinger, P.; Müller, W (1988): *CASMIN International Mobility Suprefile: Documentation*. Mannheim: Institut für Sozialwissenschaften, Universität Mannheim.
- Erikson, Robert; Goldthorpe, John H. (1992): *The Constant Flux*. New York, Clarendon Press Oxford.
- Erikson, Robert; Jonsson, Jan O. (1996): *Can Education Be Equalized? The Sweddisch Case in Compartive Perspective*. Westveiv Press, Oxford.
- Fernández Enguita, Mariano (1997): "Los desiguales resultados de las políticas igualitarias: clase, género y etnia en la educación" en *Sociología de las instituciones de educación secundaria*, Fdez. Enguita (ed.) Horsori; Barcelona.
- Fuente Blanco, Gloria de la (1987): "Los jóvenes rurales en la encrucijada del cambio (el caso castellano)" *Agricultura y Sociedad*, 42: 47-72.
- Gambetta, Diego (1987): *They Push or They Jump?*. Oxford University Press.
- Ganzeboom, Harry; Ruud Luijx, Ruud; Treiman, Donald J. (1989) "Intergenerational Class Mobility in Comparative Perspective". Pp. 3-84 en Arne Kalleberg (Ed.), *Research in Social Stratification and Mobility*:8, Greenwich, Conn.: JAI Press.
- Goldthorpe, John H.; Breen, Richard (1997): "Explaining Educational Differentials. Towards a Formal Rational Action Theory", *Rationality & Society* 9(3): 275-306.
- González Rodríguez, Juan Jesús (1994): "Efectos perversos de las estrategias familia-

- res en la agricultura" en *Estrategias familiares*, Luis Garrido y Enrique Gil. Alianza Universidad, Madrid.
- De Graf, Paul M.; Ganzeboom, Harry B.G. (1993): "Family Background and Educational Attainment in the Netherlands for the 1891-1960 Birth Cohorts" en SHAVIT, y Blossfeld (ed.) *Persisting Inequality. Changing Educational Attainment in Thirteen Countries*. Westview, Oxford.
- Guo, Guang; Van Wey, Leath K.: (1999): "Shibship Size and Intellectual Development: Is the Relationship Causal?" *American Sociological Review* 64(Apr.): 169-87.
- Hatcher, Richard (1998): "Class Differentiation in Education: rational choices?" *British Journal of Sociology of Education* 19(1): 5-24
- INE (Instituto Nacional de Estadística) (1993): *Encuesta Sociodemográfica*. INE, Madrid.
- Kahneman, Daniel; Tversky, Amos (1984): "Choices, Values, and Frames" *American Psychologist* 39 (4): 341-50.
- König, W.; Lütinger, P.; Müller, W. (1988): "A Comparative Analysis of the Development and Structure of Educational Systems: Metodological Foundations and the construction of a Comparative Educational Scale" *Casmin Working Paper* No. 12, University of Mannheim.
- Long, J. Scott (1997): *Regression Models for Categorical and Limited Dependent Variables*. Sage, London.
- Maddala, G. S. (1983): *Limited-dependent and Qualitative Variables in Econometrics*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Mare, R. D. (1981): "Change and Stability in Educational Stratification", *American Sociological Review*, 46:72-87.
- Martínez García, José Saturnino (1996a): "Construcción de las variables referentes a estudios académicos terminados en la Encuesta Sociodemográfica", *Documento de Trabajo del Departamento de Sociología de la Universidad de Salamanca, Serie materiales*, nº 004. (Se puede consultar en URL: <http://sociologia.usal.es/mfe/content/Documentos/Materiales.htm>)
- Martínez García, José Saturnino (1996b): ""Demanda de educación secundaria en España. Un análisis de los determinantes socioeconómicos de la demanda de BUP y COU en España, con datos de la Encuesta de Presupuestos Familiares 1990-1991, *Documento de Trabajo del Departamento de Sociología de la Universidad de Salamanca, Serie análisis*, nº 001. (Se puede consultar en URL: <http://sociologia.usal.es/mfe/content/Documentos/Materiales.htm>)
- Martínez García, José Saturnino (1999a): "La clasificación ocupacional de Zárraga y la escala de prestigio PRESCA-2", en *Dos estudios de movilidad Social*, J. Carabaña. Fundación Argentaria y Visor distribuciones.
- Martínez García, José Saturnino (1999b): "Inculcación de habitus y desigualdad educativa" comunicación presentada en la *VII Conferencia de Sociología de la Educación*, La Manga del Mar Menor (Murcia).
- Martínez García, José Saturnino (2000): *¿Habitus o calculus? Un intento de explicación de las desigualdades educativas según Bourdieu y Becker*. Tesis doctoral a defender en breve en el Departamento de Antropología y Sociología de la Universidad Autónoma de Madrid.
- Milne, Ann M. y otros (1986): "Single Parentes, Wording Mothers, and the Educational Achievement of School Children" *Sociology of Education* 59 (july): 125-39.
- Parsons, Talcott (1964): "La estructura social de la familia", comp. Ruth Nanda Anshen *Sociología de la familia*. Ediciones península, 1970.
- Shavit, Yossi; Blossfeld, Hans-Peter (ed.) (1993): *Persisting Inequality. Changing Educational Attainment in Thirteen Countries*. Westview, Oxford.
- Shavit, Yossi and Blossfeld, Hans-Peter (1996): "Equalizing Educational Opportunity: Do Gender and Class Compete" en Erikson, Robert; Jonsson, Jan O. (1996): *Can Education Be Equalized? The Sweddis Case in Comparative Perspective*. Westveiw Press, Oxford.
- Zajonc, Robert B. (1975): "Birth Order and Intelligence: Dumber by the Dozen" *Psychology Today* 8.