

¿Influye la pobreza en la juventud en la pobreza en la etapa adulta? Un análisis para España

Does Poverty on Youth Affect Poverty in Adulthood? An Analysis for Spain

Begoña Cueto, Vanesa Rodríguez y Patricia Suárez

Palabras clave

- Edad adulta
- Encuesta de Condiciones de Vida
- Juventud
- Movilidad social
- Pobreza

Key words

- Adulthood
- Life Conditions Survey (LCS)
- Youth
- Social mobility
- Poverty

Resumen

La correlación de los logros económicos, sociales y educativos entre generaciones de la misma familia es una cuestión de gran interés para el análisis de la igualdad de oportunidades en la sociedad. Nuestro objetivo en este artículo es cuantificar la incidencia e intensidad de la transmisión intergeneracional de la pobreza en España. Con datos del módulo específico sobre transmisión intergeneracional de situaciones de dificultades económicas de la ECV 2011 se utiliza *el propensity score matching* para estudiar la relación entre las dificultades económicas de una generación y las de la siguiente. Los resultados muestran que haber tenido dificultades económicas durante la adolescencia aumenta la probabilidad de pobreza en la etapa adulta. Este impacto se ha reducido en las generaciones más jóvenes.

Abstract

The correlation of economic, social and educational achievements between generations of the same family is a matter of great interest for the analysis of equal opportunities in society. The aim of this article is to quantify the impact and extent of the intergenerational transmission of poverty in Spain. Using data from the specific module on the intergenerational transmission of economic disadvantage in the 2011 Life Conditions Survey, propensity score matching was used to study the relationship between the economic disadvantage of one generation and the next. The results show that having economic disadvantage during adolescence increases the probability of poverty in adulthood. This impact has been reduced in younger generations.

Cómo citar

Cueto, Begoña; Rodríguez, Vanesa y Suárez, Patricia (2017). «¿Influye la pobreza en la juventud en la pobreza en la etapa adulta? Un análisis para España». *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 160: 39-60. (<http://dx.doi.org/10.5477/cis/reis.160.39>)

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

Begoña Cueto: Universidad de Oviedo | bcueto@uniovi.es

Vanesa Rodríguez: Universidad de Oviedo | rodriguezvanesa@uniovi.es

Patricia Suárez: Universidad de Oviedo | suarezcpatricia@uniovi.es

INTRODUCCIÓN

La correlación de los logros económicos, sociales y educativos entre generaciones de la misma familia es un hecho bien conocido y documentado. Tanto la educación como la renta o la clase social actúan como canales de transmisión de dichos logros (Black y Devereux, 2011; Blau y Duncan, 1967). En el caso de familias pobres o con problemas económicos y/o sociales, dicha correlación implica un mayor riesgo en los hijos de experimentar la misma situación durante la etapa adulta.

La literatura sobre la transmisión intergeneracional de ingresos, educación o clase social se ha preocupado de calcular elasticidades de ingresos entre padres e hijos que han puesto de manifiesto la existencia de diferencias entre países (Corak, 2006, 2013). Existen limitaciones importantes para realizar una comparación apropiada de la elasticidad de ingresos entre padres e hijos debido a las dificultades para encontrar bases de datos adecuadas. No obstante, los países del sur de Europa suelen encontrarse entre aquellos con mayor persistencia de la pobreza entre generaciones, mientras que los del norte se encuentran en la situación contraria, lo que puede explicarse por el menor gasto educativo del primer grupo (Blanden, 2013). No obstante, el autor señala que debemos ser cautos a la hora de esperar que un incremento del gasto en educación dé lugar a un efecto positivo en la movilidad.

Por otra parte, la literatura también ha puesto de manifiesto la relevancia de ciertas políticas para facilitar la movilidad socioeconómica. El desarrollo del Estado de bienestar ha favorecido la redistribución de recursos, reduciéndose así los niveles de pobreza. Sin embargo, este efecto presenta magnitudes muy diferentes en función de los países, debido a la distinta configuración de las políticas sociales en los distintos modelos de bienestar (Paugam, 2007; Beller y Hout, 2006). En general, podemos afirmar que en los países que

destinan más recursos a las políticas sociales las tasas de pobreza son menores.

Nuestro objetivo en este artículo es cuantificar la incidencia e intensidad de la transmisión intergeneracional de la pobreza en España, con un especial énfasis en el análisis de la relación entre las dificultades económicas de una generación y de la siguiente. Los resultados sugieren que, una vez controlado el efecto de las características de los padres, la pobreza en el hogar explica una parte relevante de la probabilidad de pobreza en la etapa adulta. En un contexto como el actual, en el que las tasas de pobreza han crecido y el número de niños en hogares pobres es cada vez mayor, nuestros resultados son, si cabe, más relevantes para apoyar la puesta en marcha de políticas que traten de paliar los efectos de la recesión sobre los hogares con niños, puesto que sus efectos pueden ser tan importantes en el corto plazo como en el largo.

MOVILIDAD SOCIAL Y TRANSMISIÓN INTERGENERACIONAL DE LOGROS

El análisis de la movilidad social es un tema clave tanto desde un punto de vista sociológico como económico. Desde ambas perspectivas, parece deseable que la movilidad social no sea baja, pues ello reflejaría una sociedad en la que los logros de las personas sean reflejo de sus decisiones y esfuerzos y no el resultado de las características de sus familias. Los análisis de la movilidad social se han ocupado tanto de cuantificarla como de explicar sus causas y mecanismos de transmisión, así como de analizar las políticas que puedan afectar a dicha movilidad. No obstante, hay que destacar que su estudio no es sencillo por la necesidad de datos longitudinales de padres e hijos que, en muchos casos, no están disponibles o resultan difíciles de obtener.

Tal y como se ha mencionado previamente, la comparación entre países ha puesto de manifiesto la existencia de importantes dife-

rencias. De acuerdo con Corak (2013), la transmisión de estatus económico entre padres e hijos (medida a través de la elasticidad de ingresos entre generaciones) es débil en los países nórdicos, mientras que en Estados Unidos, Reino Unido e Italia es mucho más alta. En un análisis sobre fluidez social en cinco países europeos con datos de la Encuesta de Condiciones de Vida europea (SILC, *Survey on Income and Living Conditions*, por sus siglas en inglés) en su edición de 2005, Rodríguez Menés (2016) encuentra que Gran Bretaña presenta una mayor movilidad ocupacional, seguida de Alemania, Dinamarca, Noruega y España. En general, la conclusión de la mayor parte de los estudios es que la transmisión intergeneracional de la pobreza es mayor en los países del sur de Europa que en los del norte.

Tan relevante como la cuantificación de la elasticidad de ingresos entre generaciones es el estudio de los mecanismos que explican la asociación entre los ingresos de ambas generaciones. Raitano y Vona (2015b) utilizan los datos de la Encuesta de Condiciones de Vida (ECV) en su edición de 2005, para ocho países de la Unión Europea con el objetivo de analizar los efectos directos e indirectos de las características familiares sobre los salarios de los hijos. Sus resultados muestran que la asociación directa entre la ocupación de los padres y los ingresos de sus hijos desaparecen una vez que se tienen en cuenta la ocupación y el nivel educativo (los canales que transmiten la desigualdad) en los países nórdicos y centrales. En un análisis previo, Franzini y Raitano (2009) muestran que estas diferencias persisten en los países del sur, entre ellos España, lo que confirma el importante papel que juegan las circunstancias familiares sobre la trayectoria laboral de los jóvenes.

Por otra parte, distintos estudios han identificado una mayor movilidad social en las clases sociales intermedias que en las inferiores o superiores (Escribà, 2006; Hertel y Groh-Samberg, 2014, entre otros). Además,

análisis centrados en países como Suecia, Alemania o Estados Unidos ya hablan de transmisión intergeneracional entre abuelos y nietos, señalando que la falta de movilidad social no se da únicamente entre dos cohortes consecutivas, sino que se prolonga en el tiempo (Hällsten, 2014; Hertel y Groh-Samberg, 2014). También para el caso de Suecia, otros trabajos identifican que los niños que vivían con sus padres en vecindarios pobres tienen una mayor probabilidad de vivir en este tipo de vecindarios en la etapa adulta. Esta experiencia infantil tiene un efecto negativo en sus ingresos después de abandonar el hogar familiar (Ham *et al.*, 2012; Hedman *et al.*, 2015).

La educación es uno de los canales de transmisión de los logros entre generaciones y, a la vez, una forma de aumentar la movilidad social. Es decir, por una parte, existe una elevada asociación entre niveles educativos de padres e hijos (Gil Izquierdo *et al.*, 2010; Kraaykamp *et al.*, 2013; Moreno Mínguez, 2011) y, a la vez, políticas educativas adecuadas pueden contribuir a reducir el impacto negativo que el bajo nivel educativo de los padres pueda tener sobre el de los hijos.

Para el caso de Escocia, Iannelli y Paterson (2007) encuentran que, aunque las desigualdades de logro educativo se han reducido desde la década de los setenta, no se ha reflejado en igual medida en el aumento de la movilidad social. Relacionan este resultado con la utilización, por parte de las empresas, de nuevos métodos de selección de personal que buscan más allá del nivel educativo y se centran en una serie de habilidades interpersonales que pueden estar favoreciendo a la clase media. Estos autores concluyen que la educación no puede ser utilizada, por sí sola, para erradicar las desigualdades sociales, pues las clases más bajas carecen de ciertas redes que les permitan acceder a las mismas oportunidades.

En el mismo sentido apuntan los resultados obtenidos por van Houten *et al.* (2013)

para Holanda. Su análisis concluye que ser miembro de alguna asociación (tanto en el caso de los padres como de los hijos) tiene un efecto positivo en la transmisión intergeneracional de la ocupación para los nacidos a partir de 1948. Para el mismo país, Tolsma y Wolbers (2014) encuentran que, en las nuevas cohortes, la ocupación de los hijos en su primer empleo está menos condicionada por la ocupación del padre. Según los autores, las causas serían que la expansión educativa prolongó la trayectoria escolar de los individuos y aumentó la edad de acceso al mercado de trabajo, lo que reduce el control parental y conduce a una menor influencia de la situación de los padres.

En definitiva, los padres transmiten a sus hijos sus circunstancias económicas en diferente medida. Esta influencia se puede ver matizada por distintas políticas, en particular las educativas, que pueden contribuir a mitigar los efectos de las desventajas asociadas a los hogares más pobres. En este sentido, nuestro objetivo en este artículo es analizar el efecto que la pobreza en la juventud pueda tener sobre la pobreza en la etapa adulta, una vez que se tienen en cuenta otras circunstancias familiares como son el nivel educativo de los padres o su situación laboral.

TRANSMISIÓN INTERGENERACIONAL DE LA POBREZA EN ESPAÑA

En el caso de España, los estudios sobre movilidad intergeneracional son relativamente recientes. Podemos citar a Carabaña (1999), que analizaba la movilidad ocupacional, mientras que otros autores han analizado la transmisión entre generaciones del nivel educativo (Gil Izquierdo *et al.*, 2010; Moreno Mínguez, 2011; Pascual, 2009), de la clase social (Marqués Perales y Herrera-Usagre, 2010) o de los ingresos (Cervini-Plá, 2015; Pascual, 2009).

Probablemente el estudio más detallado sobre movilidad sea el llevado a cabo por

Carabaña (1999). Con datos de la Encuesta Sociodemográfica, concluye la existencia de tres etapas diferentes en la movilidad ocupacional. Solamente en una (1932-1946) las tasas de movilidad relativa cambian, mientras que en las otras dos (1907-1931 y 1947-1961) permanecen estables. Más recientemente, Marqués Perales y Herrera-Usagre (2010) utilizan la información de la ECV correspondiente a 2005 y concluyen nuevamente que la inmovilidad es alta, es decir, las oportunidades para el intercambio no se observan entre niveles de manera que los hijos toman mayoritariamente la clase de sus padres.

En el ámbito educativo, Moreno Mínguez (2011), utilizando una encuesta realizada por el Instituto de la Juventud de 2008 y el módulo con datos de transmisión intergeneracional de situaciones de dificultades económicas de la ECV de 2005, identifica una tendencia a la reproducción de las desigualdades educativas en función del nivel educativo, del estatus ocupacional de los padres y del grado de eficiencia de los sistemas educativos y de las políticas educativas. Sus resultados señalan que la ocupación del padre incide de forma significativa en los estudios cursados por los hijos, lo que pone en entredicho, por una parte, la igualdad de oportunidades a pesar del cambio en las últimas décadas, y, por otro lado, la capacidad de la política educativa desarrollada para contrarrestar la inercia en la transmisión de los niveles educativos y de la clase social.

Gil Izquierdo *et al.* (2010) encuentran una mayor probabilidad de que los hijos superen el nivel educativo de sus padres. No obstante, el hecho de que los padres tengan estudios superiores determina en gran medida que sus hijos también los tengan. Los mayores niveles educativos de los padres influyen positivamente en la probabilidad de que los hijos alcancen mayores niveles educativos. También señalan que más de la mitad de los hijos de padres con estudios superiores completan este nivel educativo, si bien iden-

tifican un descenso llamativo hacia niveles de secundaria (tanto de primera como de segunda etapa). En el resto de niveles educativos se encuentran grandes probabilidades de ascenso, principalmente hacia la educación superior. La mayor movilidad intergeneracional se da en el caso de la educación primaria. Como conclusión final indican que sigue siendo más probable la movilidad ascendente que la descendente.

Respecto a la transmisión intergeneracional de los ingresos, a pesar de la importancia del tema, pocos análisis se han dedicado a su cuantificación. Pascual (2009) analiza la movilidad intergeneracional del ingreso en España a partir de datos sobre las personas y los hogares con el Panel de Hogares de la Unión Europea (PHOGUE, 1994-2001). Los resultados muestran que la elasticidad intergeneracional del ingreso (es decir, la proporción de ingresos que se transmite entre generaciones) en España entre los padres y el hijo es de alrededor de 0,30. Este resultado entre madres e hijas es ligeramente superior mientras que los resultados no son significativos entre padres e hijas y madres e hijos. Esto último se debe tanto al *gap* existente en términos de renta entre hombres y mujeres como al tradicional rol de cabeza de familia que ostentan los hombres en España. Los resultados subrayan, nuevamente, cómo las políticas educativas pueden romper los ciclos intergeneracionales y aumentar la movilidad de los ingresos.

Cervini-Plá (2015) ha realizado una exhaustiva revisión de la literatura sobre la movilidad del ingreso intergeneracional centrada en la ausencia de estudios españoles que tengan información a largo plazo sobre los ingresos de padres e hijos. Sus estimaciones muestran elasticidades de alrededor de 0,40 para los hijos. Para las hijas, esas elasticidades son bastante similares. La misma autora señala que la movilidad económica intergeneracional obtenida en España es similar a la movilidad en Francia, más baja que en los países nórdicos y el Reino Unido y más alta

que en Italia. Los resultados de Cervini-Plá (2013) sugieren que el componente más importante de la fuente de ingresos es la ocupación y la educación del padre. Esta influencia es especialmente importante cuando nos movemos en la cola inferior de la distribución de ingresos. Así, alrededor del 30% de los niños permanecen en el quintil inferior (superior) de la distribución de los ingresos, si su padre pertenece a ese quintil.

En un artículo complementario, Cervini-Plá y Ramos (2013) analizan la movilidad económica intergeneracional en España incorporando la importancia que tiene el emparejamiento selectivo en este proceso. La principal conclusión es la clara relación entre los ingresos de una familia y los ingresos de la familia con la que el hijo o hija se ha emparejado. La inercia en la transmisión de ingresos debida al emparejamiento selectivo en España es similar a la encontrada en países incluso con mayor movilidad intergeneracional, como Alemania y el Reino Unido.

En definitiva, los estudios existentes muestran que, en nuestro país, existe baja movilidad intergeneracional. Renta, nivel educativo y situación laboral de los padres contribuyen a explicar dicho resultado. Nuestro objetivo es tratar de aportar evidencia sobre la relevancia de cada uno de estos factores en la transmisión intergeneracional de la pobreza.

DATOS E HIPÓTESIS

Como se indicaba previamente, la literatura sobre movilidad intergeneracional es relativamente reciente y también escasa. Una de las razones que puede explicar esta escasez está relacionada con las limitaciones de los datos, dado que se necesita información de padres e hijos durante su etapa adulta, lo que resulta complicado si ambos no viven en el mismo hogar.

La fuente de información que se utiliza en este artículo es la Encuesta de Condiciones

CUADRO 1. Tasa de riesgo de pobreza

| | 2008 | 2009 | 2010 | 2011 | 2012 | 2013 | 2014 | 2015 |
|--------------------|------|------|------|------|------|------|------|------|
| Total | 19,8 | 20,4 | 20,7 | 20,6 | 20,8 | 20,4 | 22,2 | 22,1 |
| Menores de 16 años | 26,8 | 28,9 | 28,8 | 27,2 | 26,9 | 26,7 | 30,1 | 28,8 |
| De 18 a 64 años | 16,5 | 17,2 | 18,1 | 19 | 20,4 | 20,4 | 22,9 | 22,8 |

Fuente: Encuesta de Condiciones de Vida (INE).

de Vida (ECV) que, en su edición de 2011, incluye un módulo específico para el estudio de la transmisión intergeneracional de situaciones de dificultades económicas. Estos módulos permiten disponer de información sobre la situación socioeconómica de la familia durante la adolescencia de la persona entrevistada (en concreto, a los 14 años), de manera que es posible relacionar esta situación con las circunstancias en la etapa adulta. En concreto, se dispone de información sobre la situación económica del hogar, el nivel educativo y la situación laboral de los padres. Estas preguntas se realizan a los individuos con edades comprendidas entre los 25 y los 59 años.

Por otra parte, la ECV también dispone de información sobre los ingresos del hogar y el número de miembros del mismo, de tal forma que es posible calcular la renta per cápita disponible en el hogar y, tomando como referencia el 60% de la renta mediana del país, estimar el porcentaje de personas en riesgo de pobreza. Así, el 18,8% de las per-

sonas que forman parte de la muestra del módulo se encuentran en una situación de riesgo de pobreza.

Los datos publicados por el INE con la información de la Encuesta de Condiciones de Vida muestran una tasa de riesgo de pobreza del 19% en 2011 para las personas entre 18 y 64 años, porcentaje que no ha dejado de crecer desde 2008 hasta 2014, habiéndose reducido en una décima en 2015, tal y como se puede observar en el cuadro 1.

Se ha calculado la tasa de pobreza en función de distintas características del hogar durante la adolescencia. Aunque no tenemos datos de la renta del hogar en dicho momento, en el caso de la ECV correspondiente al año 2011, sí se realizan dos preguntas que permiten aproximarla. La primera de ellas se refiere a la situación financiera del hogar y la segunda a la existencia de dificultades para llegar a fin de mes. En ambos casos, las respuestas toman valores de 1 a 6. La situación financiera del hogar puede calificarse desde

CUADRO 2. Distribución de las personas en la muestra según la situación del hogar en la juventud

| Situación económica del hogar | | Dificultades para llegar a fin de mes | |
|-------------------------------|------|---------------------------------------|------|
| Muy mala | 2,7 | Con mucha dificultad | 4,8 |
| Mala | 7,6 | Con dificultad | 10,8 |
| Moderadamente mala | 16,9 | Con cierta dificultad | 22,8 |
| Moderadamente buena | 41,2 | Con cierta facilidad | 37,9 |
| Buena | 29,6 | Con facilidad | 22,1 |
| Muy buena | 1,7 | Con mucha facilidad | 1,4 |

Fuente: Elaboración propia a partir de la ECV-2011.

CUADRO 3. Tasa de riesgo de pobreza según características del hogar durante la adolescencia

| | | Todos | Hombres | Mujeres |
|----------------------------------------------|-------------------|-------------|-------------|-------------|
| Total | | 15,9 | 15,6 | 16,3 |
| Situación financiera del hogar | Buena | 13,3 | 12,8 | 13,8 |
| | Mala | 22,9 | 22,8 | 23,0 |
| | Estadístico gamma | 0,271** | 0,285** | 0,259** |
| Dificultades para llegar a fin de mes | No | 13,1 | 12,7 | 13,6 |
| | Sí | 20,4 | 20,2 | 20,7 |
| | Estadístico gamma | 0,226** | 0,234** | 0,220** |

*: significativo al 10% (** al 5%; *** al 1%).

Fuente: Elaboración propia a partir de la ECV-2011.

muy mala (valor 1) a muy buena (valor 6), mientras que las respuestas sobre la capacidad para llegar a fin de mes pueden variar desde con mucha dificultad (valor 1) a muy fácilmente (valor 6).

Finalmente, debemos señalar que, con el fin de eliminar heterogeneidad de la muestra, el análisis se realizará para las personas españolas nacidas en España. Es decir, se incluye exclusivamente a las personas que han pasado la juventud en España. La muestra final se compone de 10.139 personas. Para este grupo, la tasa de pobreza se sitúa en un 15,9%.

En ambas preguntas, pocas personas se sitúan en los valores extremos. Si agregamos, podemos señalar que un 27,2% califica su situación en la adolescencia como mala en algún grado y un 38,4% indica algún grado de dificultad para llegar a fin de mes. La asociación entre ambas variables es muy elevada (0,925 de acuerdo con el estadístico gamma). No obstante, podemos señalar que la proporción de personas que indica dificultades para llegar a fin de mes es mayor que el porcentaje de individuos que indica una mala situación económica del hogar.

Nuestro objetivo es estudiar la posibilidad de que exista relación entre las dificultades económicas en la juventud y la pobreza en la etapa adulta. En el cuadro 3 podemos observar que la tasa de pobreza es mucho más elevada si la situación financiera del hogar era «mala». De hecho, casi duplica dicha

probabilidad respecto a si la situación financiera era «buena». Tenemos el mismo resultado si consideramos la existencia de dificultades para llegar a fin de mes. Si no había dificultades, la probabilidad de pobreza asciende a un 13,1%, mientras que alcanza un 20,4% cuando sí las había. Es decir, las dificultades económicas durante la juventud están asociadas a una mayor probabilidad de pobreza durante la etapa adulta. Además, dicha asociación se observa tanto para hombres como para mujeres. Utilizando la medida de asociación gamma de Goodman y Kruskal, se obtienen asociaciones positivas y significativas entre las variables, tal y como se puede observar en el cuadro 3.

Como se indicaba previamente, las características de los padres también están altamente asociadas con la probabilidad de pobreza. En el cuadro 4 se muestran las tasas de pobreza en función del nivel educativo y su situación laboral¹. Se puede observar que nos encontramos con diferencias sustanciales. Si los padres son analfabetos, la

¹ El nivel de estudios de los padres se codifica en cuatro categorías: analfabetos, nivel bajo (educación secundaria de primera etapa o inferior), nivel medio (educación secundaria de segunda etapa) y nivel alto (educación superior). En cuanto a la situación laboral, la variable original recoge seis posibles respuestas que se han recodificado en tres: ocupación (asalariado y empleador, empresario sin asalariados o trabajador independiente), desempleo (parado) e inactividad (jubilación, labores del hogar u otras clases de inactividad económica).

CUADRO 4. Tasa de riesgo de pobreza según características de los padres

| | Todos | Hombres | Mujeres | |
|--------------------------------------|-------------------|----------|----------|----------|
| Nivel educativo del padre | Analfabeto | 32,3 | 31,6 | 32,8 |
| | Nivel bajo | 16,4 | 16,2 | 16,5 |
| | Nivel medio | 11,5 | 11,8 | 11,2 |
| | Nivel alto | 6,7 | 4,9 | 8,6 |
| | Estadístico gamma | -0,359** | -0,397** | -0,327** |
| Nivel educativo de la madre | Analfabeto | 31,8 | 30,8 | 32,8 |
| | Nivel bajo | 15,5 | 15,4 | 15,6 |
| | Nivel medio | 8,9 | 6,9 | 11,0 |
| | Nivel alto | 5,2 | 4,2 | 6,2 |
| | Estadístico gamma | -0,355** | -0,347* | -0,363** |
| Situación laboral del padre | Ocupación | 15,7 | 15,5 | 16,1 |
| | Desempleo | 33,8 | 39,9 | 29,2 |
| | Inactividad | 18,8 | 16,3 | 20,3 |
| | Estadístico gamma | 0,255* | 0,243* | 0,260* |
| Situación laboral de la madre | Ocupación | 14,2 | 12,9 | 15,5 |
| | Desempleo | 48,2 | 31,9 | 74,9 |
| | Inactividad | 16,4 | 16,3 | 16,4 |
| | Estadístico gamma | 0,030** | 0,038** | 0,025** |

*: significativo al 10% (** al 5%; *** al 1%).

Fuente: Elaboración propia a partir de la ECV-2011.

tasa de pobreza supera el 30%, mientras que no llega al 10% si son universitarios. De la misma forma, el desempleo de los padres también aumenta la probabilidad de ser pobre durante la etapa adulta, mientras que esta es más baja si los padres están ocupados. En ambos casos, se encuentran fuertes asociaciones entre las variables que reflejan los resultados esperados. Así, la asociación es negativa entre nivel educativo de los padres y la tasa de pobreza, es decir, a mayor nivel educativo, menor probabilidad de pobreza. En cambio, el signo es positivo si se relaciona con la situación profesional, lo que muestra que si los padres están ocupados, la tasa de pobreza es menor.

Las tres variables consideradas —dificultades económicas, nivel educativo y situación laboral— están altamente relacionadas. Un mayor nivel educativo aumenta la proba-

bilidad de acceso al empleo y este el logro de un mayor nivel de renta, que a su vez reduce la probabilidad de pobreza. Por ello, nuestro objetivo en este artículo es ir más allá de la asociación entre las variables, tratando de establecer la importancia de cada uno de esos factores. Es decir, queremos estudiar si la pobreza durante la etapa adulta responde al hecho de haber vivido una situación de pobreza en la juventud o si se debe a factores de las familias de origen, como puede ser el nivel educativo de los padres o su situación laboral.

Las características ambientales y circunstancias tales como el nivel educativo de los padres, su situación laboral, la ausencia de padre en el hogar, el número de hermanos con los que convivía el adulto durante su infancia, etc., pueden ser muy relevantes, hasta el punto de reducir y llegar a anular la sig-

nificatividad de la relación entre pobreza en la infancia y pobreza en la vida adulta (Blanden y Gregg, 2004). En el apartado siguiente utilizaremos el *propensity score matching* para realizar el análisis de la relación entre pobreza durante la niñez y pobreza en la etapa adulta.

Hipótesis

La revisión de la literatura ha mostrado la baja movilidad existente en nuestro país, tanto en términos de clase social, nivel educativo o de ingresos. Se ha puesto de manifiesto que las características de las familias determinan, en gran medida, los logros tanto en la etapa educativa como en el mercado de trabajo. Por tanto, la primera hipótesis es la siguiente:

1. Los adultos que vivieron en hogares con una mala situación financiera durante la adolescencia tienen una mayor probabilidad de ser pobres en la etapa adulta.

La existencia de correlación entre los logros de generaciones sucesivas es un hecho bien documentado y probado (Blau y Duncan, 1967; Raitano y Vona, 2015b; Rodríguez Menés, 2016). Sin embargo, la existencia de causalidad resulta más difícil de probar dado que nivel educativo, situación laboral y dificultades financieras son variables altamente correlacionadas. En este artículo se propone el uso de una metodología de evaluación, como es el *propensity score matching*, para la estimación del efecto de las dificultades financieras durante la adolescencia sobre la probabilidad de ser pobre en la etapa adulta. Las limitaciones tanto de los datos como de la técnica no permiten una interpretación causal, pero sí tener en cuenta el efecto de otras variables, de forma que se pueda probar la asociación entre pobreza en la etapa infantil y pobreza en la etapa adulta, una vez considerado el efecto de educación y situación laboral de los padres. Así, nuestra segunda hipótesis es:

2. Una vez que se tienen en cuenta los efectos de las características de los padres (nivel educativo, situación laboral), la pobreza en el hogar durante la juventud sigue estando asociada a menores ingresos en la etapa adulta.

Por otra parte, no podemos dejar de tener en cuenta que la sociedad española ha experimentado fuertes transformaciones en los últimos años. Las generaciones más jóvenes han tenido acceso a un Estado de bienestar en el que la educación obligatoria se ha ampliado hasta los 16 años y donde el acceso a niveles educativos más elevados se ha extendido. Así, es posible que el contexto socioeconómico en el que han vivido las generaciones más jóvenes, así como las políticas desarrolladas en el marco de nuestro Estado de bienestar, hayan contribuido a mitigar los efectos negativos que las dificultades económicas en el hogar tienen sobre los logros de los hijos. De esta forma, la tercera hipótesis a contrastar es:

3. La transmisión intergeneracional de la pobreza es menor entre las cohortes más jóvenes que entre las de más edad.

ANÁLISIS EMPÍRICO

Para estudiar el impacto de la pobreza en la juventud sobre la probabilidad de pobreza en la etapa adulta se propone utilizar como método el *Propensity Score Matching* (PSM). Se trata de una técnica ampliamente utilizada en la evaluación de políticas², pero que apenas ha sido empleada en estudios similares al aquí propuesto, pudiendo citarse el caso de Bellani y Bia (2017), que lo em-

² Para el caso de las políticas de mercado de trabajo, Card *et al.* (2010) realizan una revisión de las evaluaciones de este tipo de políticas en la que se puede concluir el uso habitual del *propensity score matching* como técnica de evaluación. Se obtiene el mismo resultado si se revisan las evaluaciones para el caso español (Malo y Cueto, 2015).

plean con datos para el conjunto de la Unión Europea.

El objetivo del *propensity score matching* es la estimación del efecto causal derivado de un tratamiento (programa o política) sobre un grupo, reduciendo el sesgo basado en variables observables, por lo que es necesaria una fuente de datos que disponga de información extensa sobre la población a estudiar. La estimación se lleva a cabo en dos etapas. En primer lugar, se estima la probabilidad de que una persona pertenezca al grupo de tratamiento frente a la alternativa de estar en el grupo de control (*propensity score*). Mediante la estimación de modelos logit o probit se obtiene una probabilidad estimada para cada persona (*propensity score*). En segundo lugar, se compara la media de las diferencias entre los resultados de las observaciones del grupo de tratamiento y del grupo de control que tengan la misma probabilidad de tratamiento.

En este trabajo, nuestra variable resultado es el riesgo de pobreza en la etapa adulta y nuestra variable tratamiento es haber experimentado pobreza en la infancia (vivir en un hogar pobre). Las variables independientes a incluir en el modelo para la estimación del *propensity score* son aquellas que tengan efecto sobre la variable dependiente tales como el nivel educativo y la ocupación de los padres, la ausencia de padres en el hogar y la edad de la madre en el momento del nacimiento. Debemos señalar que las variables incluidas deben ser previas al tratamiento, por lo que no es posible incluir información relativa al nivel educativo o situación laboral de la persona en la etapa adulta.

Como se ha expuesto en los primeros apartados del artículo, la transmisión intergeneracional de la pobreza es un proceso complejo que se ve afectado por variables muy relacionadas entre sí, como son situación económica del hogar, nivel educativo y situación laboral de los padres. Por ello, a pesar de que el *propensity score matching* trata de

estimar un efecto causal, resulta difícil asumir esta causalidad en el tema propuesto. No obstante, como se verá a continuación, los resultados obtenidos muestran que, una vez tenidas en cuenta variables relativas a educación y situación laboral de los padres, la situación de pobreza del hogar sigue resultando relevante para explicar la pobreza adulta, lo que debería ser tenido en cuenta a la hora de diseñar políticas que traten de reducir el impacto de las desventajas asociadas al hogar sobre la trayectoria vital de las personas.

Propensity score matching

Nuestro objetivo es calcular el efecto medio del tratamiento (ser pobre en la adolescencia) sobre los tratados (*average treatment effect, ATT*), una vez descontado el sesgo de selección basado en las diferentes características de los grupos de tratamiento y de control, para lo que utilizaremos como técnica de análisis el método de emparejamiento basado en la probabilidad de asignación (*propensity score matching*).

Como hemos señalado, los métodos *matching* o de emparejamiento son métodos no experimentales de evaluación en los que se trata de reproducir las condiciones de un análisis experimental. El objetivo es restablecer las condiciones de un experimento construyendo un grupo de comparación adecuado al grupo de tratamiento, siendo ambos grupos lo más similares posible en términos de sus características observables. La hipótesis básica es que el sesgo de selección se elimina si se condiciona en las variables observables (Heckman *et al.*, 1998).

De forma muy sencilla se puede decir que este método consiste en hacer pares (*matches*) de unidades del grupo de tratamiento y del grupo de control que tengan las mismas características, de modo que se asigne a cada observación del grupo de tratamiento el resultado de una observación con las mismas características pero que pertenece al

grupo de control. El efecto medio del tratamiento sobre los tratados se estima como la media de las diferencias entre los resultados de las observaciones del grupo de tratamiento y del grupo de control de los pares realizados.

El método *matching* o de emparejamiento puede ser difícil de llevar a cabo si se condiciona en muchas variables, ya que implicaría encontrar pareja para todos los participantes entre los no participantes con las mismas características (sexo, edad, nivel de estudios, entre otras). Para evitar este problema derivado de la dimensionalidad, Rosenbaum y Rubin (1983) propusieron condicionar en la probabilidad de asignación (*propensity score*). El principal supuesto es la hipótesis de independencia condicionada que significa que, una vez que se ha estimado la probabilidad de asignación, la participación en el programa es independiente del resultado en caso de no participación. Esto requiere que todas las variables que afectan a la participación y al resultado en caso de no participación estén incluidas en la estimación de la probabilidad de asignación (Smith, 2000).

Esta hipótesis no se puede verificar. En cambio, sí es posible argumentar que disponemos de una serie de variables que permiten controlar las características de las personas del grupo de tratamiento y que la base de datos utilizada contiene información valiosa sobre diversos aspectos que pueden influir en la probabilidad de haber experimentado pobreza en la adolescencia: características personales (sexo, año de nacimiento) y variables relacionadas con la situación familiar durante la adolescencia (características socioeconómicas de los padres y del hogar).

Resultados

Con la base de datos utilizada, se puede aproximar la pobreza en la juventud a través de dos variables: la situación económica del

hogar y la existencia de dificultades para llegar a fin de mes. Tanto una como otra han sido utilizadas como proxy en distintos estudios³ y, como hemos visto previamente, ambas variables nos aportan información sobre la situación económica de la familia durante la adolescencia y están altamente correlacionadas. Ninguna de ellas es una medida objetiva de la situación económica del hogar puesto que no se dispone de datos de renta, pero ambas constituyen proxys de dicha situación. En nuestra opinión, la segunda puede tener un mayor componente subjetivo que la primera, puesto que es posible tener dificultades para llegar a fin de mes aun disponiendo de un elevado nivel de ingresos, si los gastos son también elevados. De hecho, como se veía previamente, el porcentaje de personas que indica dificultades para llegar a fin de mes es mayor que la proporción de individuos que declara una mala situación económica en el hogar. Por ello, aunque en el análisis que se realiza a continuación se utilizan ambas variables, la mayor parte de los comentarios se refieren a los efectos estimados tomando como variable de tratamiento la situación económica del hogar.

En resumen, el grupo de tratamiento está formado por los adultos cuya situación financiera durante la adolescencia era mala (tuvieron dificultades para llegar a fin de mes), mientras que el grupo de control está constituido por aquellas personas cuya situación financiera no era mala en esa etapa (no tuvieron dificultades para llegar a fin de mes).

La primera etapa del método consiste en la estimación del *propensity score*, para lo cual utilizamos un modelo *logit* cuya variable dependiente toma valor 1 si la persona vivió en un hogar que tenía una mala situación financiera durante la adolescencia y 0 en el caso opuesto. Los resultados se muestran

³ Por ejemplo, Raitano (2015) utiliza las dificultades para llegar a fin de mes mientras que Franzini y Raitano (2009) emplean la situación financiera del hogar.

CUADRO 5. Probabilidad de haber tenido dificultades económicas durante la juventud

| | | Todos | | Hombres | | Mujeres | |
|--------------------------------------------------------------------|------------------------|--------|-------------|---------|-------------|---------|-------------|
| | | Coef. | S.E. | Coef. | S.E. | Coef. | S.E. |
| Sexo (ref.: mujer) | hombre | 0,043 | 0,028 | | | | |
| | 30-34 | 0,042 | 0,070 | 0,022 | 0,098 | 0,074 | 0,100 |
| | 35-39 | -0,080 | 0,076 | -0,064 | 0,105 | -0,077 | 0,110 |
| | 40-44 | -0,098 | 0,082 | -0,142 | 0,115 | -0,040 | 0,119 |
| | 45-49 | 0,036 | 0,087 | -0,046 | 0,122 | 0,136 | 0,126 |
| | 50-54 | 0,139 | 0,092 | 0,044 | 0,128 | 0,256 | 0,133 * |
| Edad (ref.: 25-29) | 55-59 | 0,192 | 0,097 ** | 0,086 | 0,136 | 0,320 | 0,140 ** |
| | Nivel bajo | -0,252 | 0,080 *** | -0,219 | 0,118 * | -0,278 | 0,110 ** |
| Nivel educativo del padre (ref.: analfabeto) | Nivel medio | -0,788 | 0,104 *** | -0,761 | 0,153 *** | -0,817 | 0,143 *** |
| | Nivel alto | -1,068 | 0,109 *** | -1,027 | 0,157 *** | -1,121 | 0,154 *** |
| | Nivel bajo | -0,351 | 0,065 *** | -0,366 | 0,097 *** | -0,344 | 0,087 *** |
| Nivel educativo de la madre (ref.: analfabeto) | Nivel medio | -0,696 | 0,110 *** | -0,659 | 0,157 *** | -0,737 | 0,157 *** |
| | Nivel alto | -0,655 | 0,126 *** | -0,827 | 0,183 *** | -0,507 | 0,176 *** |
| Situación laboral del padre (ref.: ocupación) | Desempleo | 0,962 | 0,221 *** | 1,854 | 0,452 *** | 0,581 | 0,274 ** |
| | Inactividad | 0,633 | 0,089 *** | 0,591 | 0,150 *** | 0,668 | 0,112 *** |
| Situación laboral de la madre (ref.: ocupación) | Desempleo | 0,507 | 0,315 | 0,611 | 0,432 | 0,405 | 0,465 |
| | Inactividad | 0,030 | 0,035 | 0,045 | 0,052 | 0,022 | 0,048 |
| Padre español nacido en España (ref.: otros) | | -0,066 | 0,125 | 0,085 | 0,183 | -0,197 | 0,171 |
| Madre española nacida en España (ref.: otros) | < 1930 | 0,229 | 0,177 | 0,365 | 0,246 | 0,067 | 0,260 |
| | 1930-1939 | 0,188 | 0,170 | 0,244 | 0,235 | 0,105 | 0,250 |
| | 1940-1949 | 0,167 | 0,161 | 0,182 | 0,222 | 0,127 | 0,238 |
| Año de nacimiento del padre (ref.: 1960 o posterior) | 1950-1959 | 0,098 | 0,146 | 0,041 | 0,202 | 0,132 | 0,216 |
| | < 1930 | -0,330 | 0,144 ** | -0,372 | 0,206 * | -0,285 | 0,203 |
| | 1930-1939 | -0,375 | 0,134 *** | -0,414 | 0,192 ** | -0,328 | 0,190 * |
| | 1940-1949 | -0,333 | 0,123 *** | -0,319 | 0,176 * | -0,340 | 0,174 ** |
| Año de nacimiento de la madre (ref.: 1960 o posterior) | 1950-1959 | -0,358 | 0,103 *** | -0,338 | 0,149 ** | -0,366 | 0,144 ** |
| | Alquiler | 0,461 | 0,039 *** | 0,507 | 0,057 *** | 0,422 | 0,055 *** |
| | Provista gratuitamente | 0,557 | 0,072 *** | 0,550 | 0,102 *** | 0,573 | 0,101 *** |
| Presencia de padres en el hogar (ref.: vive con los padres) | Vive solo con el padre | 0,199 | 0,295 | -0,052 | 0,488 | 0,347 | 0,377 |
| | Vive solo con la madre | 0,869 | 0,148 *** | 0,832 | 0,246 *** | 0,891 | 0,188 *** |
| | Vive sin padres | 0,011 | 0,116 | 0,132 | 0,178 | -0,076 | 0,155 |
| Miembros del hogar (ref.: 1-4) | 5-6 | 0,017 | 0,038 | -0,002 | 0,054 | 0,037 | 0,053 |
| | 7 o más | 0,407 | 0,050 *** | 0,342 | 0,071 *** | 0,473 | 0,070 *** |
| Niños en el hogar (ref.: 1 o ninguno) | 2 | 0,105 | 0,038 *** | 0,091 | 0,054 * | 0,118 | 0,053 ** |
| | 3 o más | 0,285 | 0,047 *** | 0,330 | 0,066 *** | 0,236 | 0,067 *** |
| Constante | | -0,135 | 0,211 | -0,223 | 0,308 | -0,019 | 0,294 |
| Tamaño muestral | | | 10.131 | | 4.998 | | 5.133 |
| LR chi2 | | | 1.321,89 | | 661,66 | | 683,05 |
| Prob > chi2 | | | 0,000 | | 0,000 | | 0,000 |
| Log likelihood | | | -5.313,2162 | | -2.632,3357 | | -2.669,1953 |
| Pseudo R2 | | | 0,111 | | 0,112 | | 0,113 |

*: significativo al 10% (** al 5%; *** al 1%).

en el cuadro 5. Aunque esta etapa es instrumental, aporta información valiosa sobre la influencia de las variables incluidas en el modelo sobre la probabilidad de haber sufrido una mala situación financiera en el hogar durante la juventud. Así, las variables con mayor significatividad son el nivel educativo de los padres y su situación laboral. Existe una relación inversa entre nivel educativo de los padres y la probabilidad de haber tenido dificultades económicas durante la adolescencia. De esta manera, tanto si el padre como la madre tienen un nivel educativo elevado, dicha probabilidad se reduce sustancialmente. Del mismo modo, el desempleo es la situación laboral que contribuye en mayor medida a la probabilidad de sufrir dificultades económicas, si bien esta variable resulta significativa en el caso de los padres y no en el de las madres.

Asimismo, mientras que el año de nacimiento del padre no afecta a la probabilidad de haber sufrido pobreza en la juventud, sí resulta significativo el año de nacimiento de la madre, de forma que la probabilidad de pobreza disminuye si este es anterior a 1960.

Si atendemos a las características del hogar, un mayor número de miembros y de niños en el mismo incrementa la probabilidad de dificultades económicas, al igual que el hecho de que la vivienda no sea en propiedad. Finalmente, los hogares monomarentales también tienen una mayor probabilidad de haber sufrido dificultades económicas. Como se puede observar en el cuadro, los resultados son muy parecidos tanto para hombres como para mujeres.

Si estimamos el *propensity score* tomando como grupo de tratamiento a aquellas personas que tuvieron dificultades para llegar a fin de mes, los resultados son similares⁴. Como diferencia, cabe destacar la significatividad de la variable sexo, indicando que los hombres

tienen una mayor probabilidad de haber vivido en un hogar con dificultades para llegar a fin de mes en la adolescencia.

La segunda etapa consiste en utilizar diferentes algoritmos para identificar las personas con el mismo *propensity score*, de forma que se compara cuál es el efecto de pertenecer al grupo de tratamiento (haber experimentado pobreza en la juventud) sobre la incidencia de la pobreza como personas adultas entre personas que son «estadísticamente iguales». Es decir, se han eliminado las posibles diferencias basadas en las distintas características de los individuos, de forma que se estudia la relación entre el tratamiento (pobreza en la juventud) y la variable resultado (incidencia de la pobreza en la etapa adulta). Entre las ventajas del PSM destaca su flexibilidad, puesto que no se requiere ninguna forma funcional específica para calcular el efecto del tratamiento. Como desventaja, cabe citar que se centra en la obtención de un único parámetro, por lo que para el estudio de las relaciones simultáneas con otras variables es preferible el análisis de regresión. No obstante, este es nuestro objetivo para, así, contrastar la hipótesis de asociación entre el estatus de padres e hijos y para identificar la relación en distintos grupos.

En el cuadro 6 se muestra la estimación del efecto del tratamiento sobre los tratados, es decir, del efecto que tienen las dificultades económicas durante la adolescencia sobre la probabilidad de ser pobre en la etapa adulta, una vez controlado el sesgo de selección derivado de otras variables que puedan afectar a dicha probabilidad. Las estimaciones muestran que el efecto se sitúa en torno a 6 puntos porcentuales, esto es, haber tenido dificultades económicas durante la adolescencia aumenta la probabilidad de pobreza en la etapa adulta en 5-6 puntos. Debemos tener en cuenta que la diferencia encontrada era de 9,6 puntos porcentuales, tal y como se veía en el cuadro 3. Por tanto, las variables incluidas en el modelo logit contribuyen a explicar en torno a una tercera parte de

⁴ Véase el cuadro A.2 en el Anexo.

CUADRO 6. ATT: efecto de las dificultades económicas durante la adolescencia sobre la probabilidad de ser pobre en la etapa adulta

| | Situación financiera del hogar | | | | Dificultades para llegar a fin de mes | | | |
|----------------|--------------------------------|-------|-------|--------|---------------------------------------|-------|-------|--------|
| | diferencia | ATT* | S.E. | t-stat | diferencia | ATT* | S.E. | t-stat |
| Total | 0,088 | 0,057 | 0,010 | 5,88 | 0,072 | 0,045 | 0,009 | 5,21 |
| Hombres | 0,090 | 0,064 | 0,014 | 4,53 | 0,073 | 0,046 | 0,012 | 3,78 |
| Mujeres | 0,086 | 0,057 | 0,013 | 4,11 | 0,070 | 0,045 | 0,012 | 3,71 |

* se ha utilizado el método Kernel.

esta brecha, mientras que las dificultades económicas durante la adolescencia explicarían las otras dos terceras partes. El efecto, además, es muy similar tanto para hombres como para mujeres.

Si en lugar de la situación financiera del hogar utilizamos como variable tratamiento las dificultades para llegar a fin de mes, obtenemos resultados parecidos a los ya explicados. Así, la diferencia en términos brutos, que ascendía a 7 puntos porcentuales, se reduce en una tercera parte. Es decir, haber tenido dificultades para llegar a fin de mes en la juventud aumenta la probabilidad de pobreza en la etapa adulta en 4,5 puntos porcentuales, una vez controlado el efecto de las características del hogar y otras características socioeconómicas.

También se han realizado estimaciones diferenciadas por cohortes (cuadro 7). Dado que la muestra incluye personas con edades comprendidas entre los 25 y los 54 años, el entorno social y económico en el que han vivido (y viven) tanto su etapa de juventud como la adulta ha sido muy distinto. Por ejemplo, los nacidos después de la década de los sesenta han accedido a un sistema educativo distinto, con una enseñanza obligatoria hasta los 14 años que, posteriormente, se amplió a los 16. Igualmente, el desarrollo del Estado de bienestar desde finales de la década de los setenta ha dado lugar a un mayor acceso a los estudios universitarios. Por tanto, para tener en cuenta la posibilidad de que el efecto de las dificultades

educativas difiera por cohortes, en los cuadros que siguen se muestran las estimaciones por cohortes.

En primer lugar, debemos señalar que la diferencia en términos brutos, antes de realizar ninguna estimación, es similar para todas las cohortes. Haber sufrido dificultades económicas durante la juventud aumenta entre 8 y 10 puntos la probabilidad de ser pobre en la etapa adulta en todos los grupos de edad considerados. Este resultado apoya la idea de la falta de movilidad en la sociedad española y la importante influencia que las circunstancias familiares tienen sobre los ingresos en la etapa adulta, en la línea de los estudios explicados en las secciones previas.

Una vez corregido el sesgo de selección, con las variables incluidas en el modelo logit para la estimación del *propensity score*, el efecto de las dificultades económicas se sitúa entre 5 y 6 puntos porcentuales. Aunque los resultados parezcan iguales para todas las cohortes, si comparamos la magnitud del efecto estimado con la diferencia previa observada, podemos señalar un cambio relevante. En las personas mayores de 45 años, el efecto del tratamiento calculado supone más del 70% de la diferencia previa. En cambio, para los menores de 40 años, significa en torno a la mitad. Por lo tanto, las dificultades económicas durante la adolescencia son menos relevantes para explicar la situación de pobreza durante la etapa adulta en el caso de las generaciones más jóvenes. La misma conclusión se pue-

CUADRO 7. ATT: efecto de las dificultades económicas durante la adolescencia sobre la probabilidad de ser pobre en la etapa adulta por cohortes

| | Situación financiera del hogar | | | | Dificultades para llegar a fin de mes | | | |
|---------|--------------------------------|-------|-------|--------|---------------------------------------|-------|-------|--------|
| | diferencia | ATT* | S.E. | t-stat | diferencia | ATT* | S.E. | t-stat |
| 25 a 29 | 0,112 | 0,059 | 0,030 | 3,68 | 0,097 | 0,070 | 0,032 | 2,16 |
| 30 a 34 | 0,103 | 0,050 | 0,028 | 1,79 | 0,094 | 0,062 | 0,024 | 2,60 |
| 35 a 39 | 0,094 | 0,047 | 0,028 | 1,67 | 0,078 | 0,037 | 0,024 | 1,53 |
| 40 a 44 | 0,102 | 0,062 | 0,027 | 2,28 | 0,075 | 0,037 | 0,023 | 1,61 |
| 45 a 49 | 0,082 | 0,060 | 0,024 | 2,45 | 0,053 | 0,036 | 0,022 | 1,63 |
| 50 a 54 | 0,078 | 0,060 | 0,021 | 2,84 | 0,052 | 0,037 | 0,019 | 1,93 |
| 55 a 59 | 0,078 | 0,057 | 0,023 | 2,53 | 0,077 | 0,051 | 0,022 | 2,38 |

* se ha utilizado el método Kernel.

de inferir a partir de los resultados utilizando como tratamiento la variable que indica las dificultades para llegar a fin de mes. Los datos no nos permiten analizar las causas, pero sí podemos sugerir que las políticas desarrolladas desde finales de los setenta han podido mitigar los efectos negativos de las dificultades económicas en la juventud. Según Moreno (2015), durante la Edad de Plata del Bienestar en Europa (1976-2007), en España tuvo lugar la mayor expansión de las políticas sociales, incluyendo, de acuerdo con Guillén y Rodríguez Cabrero (2015), las reformas educativas que ampliaron la educación en todos los niveles educativos. En este sentido, como se mencionó previamente, Tolsma y Wolbers (2014) obtienen para Holanda una conclusión similar: la expansión educativa prolongó la trayectoria escolar de los individuos y aumentó la edad en que entran por primera vez al mercado de trabajo, siendo la influencia de la situación de los padres menor cuanto mayor es dicha edad.

Estos resultados nos permiten aceptar la primera hipótesis. Las dificultades financieras en el hogar durante la juventud afectan, sin ninguna duda, a la posibilidad de sufrir pobreza en la etapa adulta. Tras controlar el efecto de variables relativas a características

de los padres y del hogar durante la adolescencia, el efecto se reduce, pero sigue siendo positivo, lo que indica que también se acepta la segunda hipótesis. Son las dificultades económicas las que dan lugar a una mayor probabilidad de pobreza durante la etapa adulta.

Respecto a la segunda hipótesis, el análisis descriptivo de los datos muestra, para todas las cohortes consideradas, una mayor probabilidad de sufrir pobreza en la etapa adulta si se han sufrido dificultades financieras en el hogar en la juventud, incluso una vez controladas las características de los hogares y de los padres. Aunque la existencia de causalidad debe ser tratada con cautela, podemos señalar que las dificultades económicas en la juventud, en sí mismas, sí conducen a una mayor probabilidad de pobreza en la etapa adulta.

Finalmente, las estimaciones por cohortes nos muestran que la magnitud del efecto del tratamiento es menor en las cohortes más jóvenes, lo que llevaría a aceptar nuestra tercera hipótesis. No obstante, para valorar el efecto que las políticas educativas y sociales han podido tener sobre la transmisión intergeneracional de los ingresos, es necesaria una investigación más profunda de la cuestión.

CONCLUSIONES

Recientemente, la OCDE se hacía eco de las menores probabilidades de obtener un buen rendimiento educativo que tienen los estudiantes con menos recursos. Los efectos de la situación de pobreza en la infancia y en la juventud van más allá de la etapa educativa, pudiendo trascender a la etapa adulta. En este trabajo se ha estudiado la transmisión intergeneracional de la pobreza en España, es decir, hemos tratado de cuantificar en qué medida la situación de pobreza en la juventud afecta a la probabilidad de ser pobre durante la etapa adulta.

Se han utilizado los datos de la Encuesta de Condiciones de Vida en su edición de 2011, la cual incluye información sobre la situación del hogar durante la adolescencia de la persona. El análisis descriptivo nos permite señalar que haber sufrido dificultades económicas durante la juventud afecta a la probabilidad de experimentar pobreza en la etapa adulta. Nos encontramos ante una diferencia de en torno a diez puntos porcentuales, lo que, sin duda, muestra la gran importancia de este factor.

La simultaneidad en la condición de hogar con problemas económicos, junto con padres con bajo nivel educativo o en situación de desempleo, dificulta el establecimiento de relaciones de causalidad entre la situación durante la adolescencia y la etapa adulta. Aquellas personas cuyos padres tienen un nivel educativo bajo tienen mayor probabilidad de sufrir pobreza en la etapa adulta, al igual que aquellas cuyos padres no trabajan.

En este trabajo hemos asociado la situación de pobreza en la juventud con la pobreza en la etapa adulta, una vez controlados los efectos de nivel educativo y situación laboral de los padres. Para ello, se ha utilizado el *propensity score matching*, aislando el efecto de la situación de pobreza del resto de circunstancias del hogar. Los resultados muestran que, una vez controlados los efec-

tos de estas circunstancias y de las características de los padres, haber tenido dificultades económicas durante la adolescencia aumenta la probabilidad de pobreza en la etapa adulta en 5-6 puntos porcentuales. Esto supone que la mitad de la brecha en las tasas de pobreza entre quienes sufrieron pobreza en la juventud se relaciona con este hecho.

Los datos descriptivos son, sin duda, preocupantes, puesto que muestran la elevada transmisión de la pobreza entre generaciones. El resultado adicional señala, además, que una parte relevante de esa transmisión está asociada a la propia situación de pobreza, y no a las características del hogar o de los padres. Mientras que estas últimas no se pueden cambiar, la primera sí que es susceptible de ser objeto de política por parte de los Estados.

En este sentido, los resultados obtenidos en relación a la tercera hipótesis, en la que señalamos que la transmisión intergeneracional de la pobreza es menor entre las cohortes más jóvenes, se pueden relacionar con el desarrollo del Estado de bienestar español y sus efectos redistributivos, que hayan contribuido a reducir el efecto de esta transmisión en los últimos años. El análisis aquí realizado no permite concluir que los resultados estén relacionados con las políticas públicas y, en especial, con la evolución del sistema educativo. Estas son preguntas a responder en investigaciones futuras.

Sin duda, los resultados que hemos mostrado tienen gran interés. Más aún si tenemos en cuenta el incremento del riesgo de pobreza durante los años de crisis y los posibles efectos que dicho aumento tendrá sobre la trayectoria vital de los jóvenes. No obstante, tanto los datos utilizados como el método presentan limitaciones que futuras investigaciones deberían tratar de reducir. Por una parte, es necesario contar con más y mejores datos que permitan estudiar tanto la transmisión intergeneracional de la pobreza como los efec-

tos que las políticas puedan tener sobre dicha transmisión. Por otra parte, el uso de otros métodos contribuiría a aportar más evidencia sobre los canales de transmisión (pobreza, educación, situación laboral, ocupación) de los logros educativos o sociales.

BIBLIOGRAFÍA

- Bellani, Luna y Bia, Michael (2017). «The Impact of Growing up Poor in Europe». En: Atkinson, A. B.; Guio, A. C. y Marlier, E. (eds.). *Monitoring Social Europe. 2017 Edition*. Luxembourg: Publications Office of the European Union.
- Beller, Emily y Hout, Michael (2006). «Welfare States and Social Mobility: How Educational and Social Policy May Affect Cross-National Differences in the Association between Occupational Origins and Destinations». *Research in Social Stratification and Mobility*, 24(4): 353-365. doi:10.1016/j.rssm.2006.10.001.
- Black, Sandra E. y Devereux, Paul J. (2011). «Recent Developments in Intergenerational Mobility». En: Card, D. y Ashenfelter, O. (eds.). *Handbook of Labor Economics*, vol. 4b. Amsterdam: Elsevier. doi:10.1016/S0169-7218(11)02414-2.
- Blanden, Jo (2013). «Cross-Country Rankings in Intergenerational Mobility: A Comparison of Approaches From Economics and Sociology». *Journal of Economic Surveys*, 27(1): 38-73. doi:10.1111/j.1467-6419.2011.00690.x.
- Blanden, Joanne y Gregg, Paul (2004). «Family Income and Educational Attainment: A Review of Approaches and Evidence for Britain». *Oxford Review of Economic Policy*, 20(2): 245-263. doi:10.1093/oxrep/grh014.
- Blau, Peter M. y Duncan, Otis D. (1967). *The American Occupational Structure*. New York: Wiley. doi:10.2307/2092400.
- Carabaña, Julio (1999). *Dos estudios sobre movilidad intergeneracional*. Colección Igualdad. Vol. XV. Madrid: Argenteria-Visor.
- Card, David; Kluge, Jochen y Weber, Andrea (2010). «Active Labour Market Policy Evaluations: A Meta-Analysis». *The Economic Journal*, 120(1976): 452-477. doi:10.1111/j.1468-0297.2010.02387.x.
- Cervini-Plá, María (2013). «Exploring the Sources of Earnings Transmission in Spain». *Hacienda Pública Española*, 204(1): 45-66.
- Cervini-Plá, María (2015). «Intergenerational Earnings and Income Mobility in Spain». *Review of Income and Wealth*, 61(4): 812-828. doi:10.1111/roiw.12130.
- Cervini-Plá, María y Ramos, Xavier (2013). «Movilidad intergeneracional y emparejamiento selectivo en España». *Papeles de Economía Española*, 135: 217-229.
- Corak, Miles (2006). «Do Poor Children Become Poor Adults? Lessons from a Cross-Country Comparison of Generational Earnings Mobility». *Research on Economic Inequality*, 13: 143-188. doi:10.1016/S1049-2585(06)13006-9.
- Corak, Miles (2013). «Income Inequality, Equality of Opportunity, and Intergenerational Mobility». *The Journal of Economic Perspectives*, 7520: 79-102. doi:10.1257/jep.27.3.79.
- Escribà, Abel (2006). «Estructura familiar, estatus ocupacional y movilidad social intrageneracional en España». *Revista Internacional de Sociología*, 64(45): 145-170. doi:http://dx.doi.org/10.3989/ris.2006.i45.19.
- Franzini, Maurizio y Raitano, Michele (2009). «Persistence of Inequality in Europe: The Role of Family Economic Conditions». *International Review of Applied Economics*, 23(3): 345-366. doi:10.1080/02692170902811777.
- Gil Izquierdo, María; Pablos Escobar, Laura de y Martínez Torres, María (2010). «Los determinantes socioeconómicos de la demanda de educación superior en España y la movilidad educativa intergeneracional». *Hacienda Pública Española*, 193(2): 75-108.
- Guillén, Ana M. y Rodríguez Cabrero, Gregorio (2015). «Evolución del Estado de Bienestar en España». En: Torres Alberó, C. (ed.). *España 2015, situación social*. Madrid: Centro de Investigaciones Sociológicas.
- Hällsten, Martin (2014). «Inequality across Three and Four Generations in Egalitarian Sweden: 1st and 2nd Cousin Correlations in Socio-Economic Outcomes». *Research in Social Stratification and Mobility*, 35: 19-33. doi:10.1016/j.rssm.2013.09.002.
- Ham, Maarten van et al. (2012). «Intergenerational Transmission of Neighbourhood Poverty in Sweden: An Innovative Analysis of Individual Neighbourhood Histories». *Discussion Paper series, Forschungsinstitut zur Zukunft der Arbeit*, No. 6572. Disponible en: <http://nbn-resolving.de/urn:nbn:de:101:1-201301213769>

- Heckman, James J.; Ichimura, Hidehiko y Todd, Petra (1998). «Matching as an Econometric Evaluation Estimator». *Review of Economic Studies*, 65(2): 261-294. doi:10.1111/1467-937X.00044.
- Hedman, Lina et al. (2015). «Cumulative Exposure to Disadvantage and the Intergenerational Transmission of Neighbourhood Effects». *Journal of Economic Geography*, 15(1): 195-215. doi:10.1093/jeg/lbt042.
- Hertel, Florian R. y Groh-Samberg, Olaf (2014). «Class Mobility across Three Generations in the U.S. and Germany». *Research in Social Stratification and Mobility*, 35: 35-52. doi:10.1016/j.rssm.2013.09.007.
- Houten, Jasper M. A. van; Gesthuizen, Maurice y Wolbers, Maarten H. J. (2013). «Intergenerational Transmission of Occupational Status: The Role of Voluntary Association Membership as an Emerging Compensatory Strategy of Reproduction». *Research in Social Stratification and Mobility*, 33(1): 13-26. doi:10.1016/j.rssm.2013.04.002.
- Iannelli, Cristina y Paterson, Lindsay (2007). «Education and Social Mobility in Scotland». *Research in Social Stratification and Mobility*, 25(3): 219-232. doi:10.1016/j.rssm.2007.08.001.
- Kraaykamp, Gerbert; Tolsma, Jochem y Wolbers, Maarten H. J. (2013). «Educational Expansion and Field of Study: Trends in the Intergenerational Transmission of Educational Inequality in the Netherlands». *British Journal of Sociology of Education*, 34(5-6): 888-906. doi:10.1080/01425692.2013.816622.
- Malo, Miguel Á. y Cueto, Begoña (2015). «El impacto de las políticas activas de mercado de trabajo en España». *Documentación Social*, 178: 105-120.
- Marqués Perales, Ildelfonso y Herrera-Usagre, Manuel (2010). «¿Somos más móviles? Nuevas evidencias sobre la movilidad intergeneracional de clase en España en la segunda mitad del siglo XX». *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 131: 43-73.
- Moreno, Luis (2015). «La europeización del bienestar». En: Torres Albero, C. (ed.). *España 2015, situación social*. Madrid: Centro de Investigaciones Sociológicas.
- Moreno Mínguez, Almudena (2011). «La reproducción intergeneracional de las desigualdades educativas: límites y oportunidades de la democracia». *Revista de Educación*, número extraordinario: 183-206.
- Pascual, Marta (2009). «Intergenerational Income Mobility: The Transmission of Socio-Economic Status in Spain». *Journal of Policy Modeling*, 31(6): 835-846. doi:10.1016/j.jpolmod.2009.07.004.
- Paugam, Serge (2007). «¿Bajo qué formas aparece hoy la pobreza en las sociedades europeas?». *Revista Española del Tercer Sector*, 5: 149-72.
- Raitano, Michele (2015). «Intergenerational Transmission of Inequalities in Southern European Countries in Comparative Perspective: Evidence from EU-SILC 2011». *European Journal of Social Security*, 17(2): 292-315.
- Raitano, Michele y Vona, Francesco (2015a). «Direct and Indirect Influences of Parental Background on Children's Earnings: A Comparison across Countries and Genders». *The Manchester School*, 83(4): 423-450. doi:10.1111/manc.12064.
- Raitano, Michele y Vona, Francesco (2015b). «Measuring the Link between Intergenerational Occupational Mobility and Earnings: Evidence from Eight European Countries». *The Journal of Economic Inequality*, 13(1): 83-102. doi:10.1007/s10888-014-9286-7.
- Rodríguez Menés, Jorge (2016). «Accounting for Structural and Exchange Mobility in Models of Status Attainment: Social Fluidity in Five European Countries». *Social Science Research*, 61: 112-125. doi:10.1016/j.ssresearch.2016.06.010.
- Rosenbaum, Paul R. y Rubin, Donald B. (1983). «The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects». *Biometrika*, 70(1): 41-55. doi:10.1093/biomet/70.1.41.
- Smith, Jeffrey (2000). «A Critical Survey of Empirical Methods for Evaluating Active Labor Market Policies». *Swiss Journal of Economics and Statistics*, 136(3): 247-268.
- Tolsma, Jochem y Wolbers, Maarten H. J. (2014). «Social Origin and Occupational Success at Labour Market Entry in The Netherlands, 1931-80». *Acta Sociológica*, 57(3): 253-269. doi:10.1177/0001699314533807

RECEPCIÓN: 19/02/2016

REVISIÓN: 28/06/2016

APROBACIÓN: 16/03/2017

ANEXO

Cuadro A.1. Estadísticos descriptivos

| | Todos | | Situación económica: buena | | Situación económica: mala | |
|---------------------------------------|-------|-------|-------------------------------|-------|------------------------------|-------|
| | Media | S.D. | Media | S.D. | Media | S.D. |
| Dificultad para llegar a fin de mes | 0,420 | 0,494 | 0,166 | 0,372 | 0,969 | 0,174 |
| Situación económica del hogar: mala | 0,316 | 0,465 | 0,000 | 0,000 | 1,000 | 0,000 |
| Hombre | 0,503 | 0,500 | 0,500 | 0,500 | 0,510 | 0,500 |
| 25 a 29 | 0,092 | 0,289 | 0,100 | 0,300 | 0,073 | 0,260 |
| 30 a 34 | 0,163 | 0,369 | 0,172 | 0,377 | 0,145 | 0,352 |
| 35 a 39 | 0,173 | 0,378 | 0,185 | 0,388 | 0,145 | 0,352 |
| 40 a 44 | 0,162 | 0,368 | 0,167 | 0,373 | 0,150 | 0,357 |
| 45 a 49 | 0,156 | 0,363 | 0,153 | 0,360 | 0,164 | 0,370 |
| 50 a 54 | 0,141 | 0,348 | 0,122 | 0,328 | 0,181 | 0,385 |
| 55 a 59 | 0,114 | 0,318 | 0,101 | 0,301 | 0,143 | 0,350 |
| <i>Nivel de estudios del padre:</i> | | | | | | |
| analfabeto | 0,051 | 0,220 | 0,033 | 0,179 | 0,091 | 0,288 |
| nivel bajo | 0,789 | 0,408 | 0,761 | 0,426 | 0,850 | 0,357 |
| nivel medio | 0,072 | 0,259 | 0,092 | 0,289 | 0,029 | 0,168 |
| nivel alto | 0,088 | 0,283 | 0,114 | 0,318 | 0,030 | 0,170 |
| <i>Nivel de estudios de la madre:</i> | | | | | | |
| analfabeto | 0,081 | 0,273 | 0,054 | 0,226 | 0,141 | 0,348 |
| nivel bajo | 0,819 | 0,385 | 0,821 | 0,383 | 0,815 | 0,388 |
| nivel medio | 0,057 | 0,231 | 0,071 | 0,256 | 0,026 | 0,158 |
| nivel alto | 0,043 | 0,203 | 0,055 | 0,227 | 0,018 | 0,133 |
| <i>Situación laboral del padre:</i> | | | | | | |
| ocupado | 0,968 | 0,175 | 0,980 | 0,139 | 0,941 | 0,236 |
| parado | 0,007 | 0,081 | 0,002 | 0,043 | 0,017 | 0,130 |
| inactivo | 0,025 | 0,157 | 0,018 | 0,132 | 0,042 | 0,201 |
| <i>Situación laboral de la madre:</i> | | | | | | |
| ocupado | 0,269 | 0,444 | 0,281 | 0,450 | 0,243 | 0,429 |
| parado | 0,002 | 0,043 | 0,001 | 0,037 | 0,003 | 0,054 |
| inactivo | 0,729 | 0,445 | 0,717 | 0,450 | 0,754 | 0,431 |
| <i>Año de nacimiento del padre:</i> | | | | | | |
| antes de 1930 | 0,243 | 0,429 | 0,224 | 0,417 | 0,283 | 0,451 |
| 1930 a 1939 | 0,265 | 0,441 | 0,264 | 0,441 | 0,268 | 0,443 |
| 1940 a 1949 | 0,234 | 0,423 | 0,255 | 0,436 | 0,188 | 0,391 |
| 1950 a 1959 | 0,152 | 0,359 | 0,171 | 0,376 | 0,113 | 0,317 |
| 1960 o después | 0,016 | 0,124 | 0,016 | 0,124 | 0,015 | 0,123 |
| <i>Año de nacimiento de la madre:</i> | | | | | | |
| antes de 1930 | 0,177 | 0,381 | 0,162 | 0,368 | 0,209 | 0,406 |
| 1930 a 1939 | 0,252 | 0,434 | 0,245 | 0,430 | 0,268 | 0,443 |
| 1940 a 1949 | 0,255 | 0,436 | 0,269 | 0,443 | 0,224 | 0,417 |
| 1950 a 1959 | 0,200 | 0,400 | 0,222 | 0,416 | 0,154 | 0,361 |
| 1960 o después | 0,039 | 0,194 | 0,039 | 0,193 | 0,041 | 0,197 |
| Vivienda en propiedad | 0,830 | 0,376 | 0,876 | 0,330 | 0,730 | 0,444 |
| Vivienda en alquiler | 0,137 | 0,344 | 0,103 | 0,304 | 0,211 | 0,408 |
| Vivienda: cesión gratuita | 0,033 | 0,179 | 0,021 | 0,144 | 0,059 | 0,235 |
| vivía con padre y madre | 0,913 | 0,283 | 0,933 | 0,250 | 0,868 | 0,339 |
| vivía con padre | 0,011 | 0,103 | 0,009 | 0,096 | 0,014 | 0,118 |
| vivía con madre | 0,046 | 0,210 | 0,027 | 0,162 | 0,088 | 0,283 |
| vivía sin padres | 0,030 | 0,172 | 0,030 | 0,172 | 0,030 | 0,171 |

CUADRO A.1. Estadísticos descriptivos (continuación)

| | Todos | | Situación económica: buena | | Situación económica: mala | |
|---------------|-------|-------|-------------------------------|-------|------------------------------|-------|
| | Media | S.D. | Media | S.D. | Media | S.D. |
| 1 a 4 | 0,391 | 0,488 | 0,429 | 0,495 | 0,308 | 0,462 |
| 5 a 6 | 0,404 | 0,491 | 0,416 | 0,493 | 0,378 | 0,485 |
| 7 o más | 0,199 | 0,399 | 0,150 | 0,357 | 0,305 | 0,461 |
| 1 niño | 0,286 | 0,452 | 0,316 | 0,465 | 0,221 | 0,415 |
| 2 niños | 0,358 | 0,479 | 0,377 | 0,485 | 0,315 | 0,464 |
| 3 o más niños | 0,352 | 0,478 | 0,303 | 0,460 | 0,458 | 0,498 |

CUADRO A.2. Probabilidad de haber tenido dificultades para llegar a fin de mes durante la juventud

| | | Todos | | Hombres | | Mujeres | | | | |
|---------------------------------------------------------|-------------|--------|-------|---------|--------|---------|--------|--------|-------|-----|
| | | Coef. | S.E. | Coef. | S.E. | Coef. | S.E. | | | |
| Sexo (ref.: mujer) | hombre | 0,052 | 0,026 | ** | | | | | | |
| | 30-34 | 0,040 | 0,064 | | 0,027 | 0,090 | 0,056 | 0,092 | | |
| | 35-39 | -0,034 | 0,069 | | -0,014 | 0,097 | -0,044 | 0,100 | | |
| | 40-44 | -0,032 | 0,076 | | -0,071 | 0,106 | 0,008 | 0,109 | | |
| Edad (ref.: 25-29) | 45-49 | 0,054 | 0,081 | | 0,078 | 0,113 | 0,040 | 0,116 | | |
| | 50-54 | 0,102 | 0,086 | | 0,086 | 0,120 | 0,128 | 0,123 | | |
| | 55-59 | 0,148 | 0,091 | | 0,150 | 0,127 | 0,155 | 0,131 | | |
| Nivel educativo del padre (ref.: analfabeto) | Nivel bajo | -0,195 | 0,081 | ** | -0,161 | 0,120 | -0,223 | 0,110 | ** | |
| | Nivel medio | -0,703 | 0,099 | *** | -0,565 | 0,145 | *** | -0,841 | 0,138 | *** |
| | Nivel alto | -0,891 | 0,101 | *** | -0,925 | 0,148 | *** | -0,846 | 0,140 | *** |
| Nivel educativo de la madre (ref.: analfabeta) | Nivel bajo | -0,291 | 0,065 | *** | -0,365 | 0,099 | *** | -0,230 | 0,087 | *** |
| | Nivel medio | -0,576 | 0,099 | *** | -0,574 | 0,143 | *** | -0,594 | 0,140 | *** |
| | Nivel alto | -0,662 | 0,114 | *** | -0,749 | 0,164 | *** | -0,609 | 0,160 | *** |
| Situación laboral del padre (ref.: ocupación) | Desempleo | 0,757 | 0,226 | *** | 1,498 | 0,453 | *** | 0,440 | 0,275 | |
| | Inactividad | 0,508 | 0,089 | *** | 0,368 | 0,149 | ** | 0,610 | 0,113 | *** |
| Situación laboral de la madre (ref.: ocupación) | Desempleo | 0,662 | 0,312 | ** | 0,857 | 0,433 | ** | 0,524 | 0,459 | |
| | Inactividad | 0,058 | 0,033 | * | 0,100 | 0,049 | ** | 0,023 | 0,045 | |
| Padre español nacido en España (ref.: otros) | | 0,008 | 0,120 | | 0,118 | 0,175 | -0,078 | 0,167 | | |
| Madre española nacida en España (ref.: otros) | | -0,007 | 0,123 | | 0,046 | 0,195 | -0,031 | 0,159 | | |
| Año de nacimiento del padre (ref.: 1960 o posterior) | < 1930 | 0,206 | 0,168 | | 0,216 | 0,232 | 0,201 | 0,247 | | |
| | 1930-1939 | 0,196 | 0,161 | | 0,217 | 0,222 | 0,184 | 0,238 | | |
| | 1940-1949 | 0,188 | 0,153 | | 0,183 | 0,210 | 0,196 | 0,226 | | |
| | 1950-1959 | 0,097 | 0,140 | | 0,037 | 0,192 | 0,161 | 0,208 | | |

CUADRO A.2. Probabilidad de haber tenido dificultades para llegar a fin de mes durante la juventud (continuación)

| | | Todos | | Hombres | | Mujeres | | | | |
|----------------------------------------------------------------|------------------------|--------|-------------|---------|--------|-------------|--------|--------|-------------|-----|
| | | Coef. | S.E. | Coef. | S.E. | Coef. | S.E. | | | |
| | < 1930 | -0,257 | 0,135 | * | -0,298 | 0,193 | -0,217 | 0,191 | | |
| Año de nacimiento de la madre (ref.: 1960 o posterior) | 1930-1939 | -0,272 | 0,126 | ** | -0,391 | 0,180 | ** | -0,154 | 0,178 | |
| | 1940-1949 | -0,308 | 0,116 | *** | -0,351 | 0,165 | ** | -0,266 | 0,163 | |
| | 1950-1959 | -0,241 | 0,098 | ** | -0,290 | 0,140 | ** | -0,185 | 0,139 | |
| | Alquiler | 0,522 | 0,039 | *** | 0,593 | 0,057 | *** | 0,460 | 0,053 | *** |
| Propiedad de la casa (ref.: propiedad) | Provista gratuitamente | 0,550 | 0,072 | *** | 0,647 | 0,103 | *** | 0,464 | 0,101 | *** |
| | Vive solo con el padre | 0,240 | 0,278 | | -0,082 | 0,440 | | 0,462 | 0,367 | |
| Presencia de padres en el hogar (ref.: vive con los padres) | Vive solo con la madre | 0,943 | 0,153 | *** | 0,784 | 0,248 | *** | 1,057 | 0,198 | *** |
| | Vive sin padres | 0,174 | 0,109 | | 0,180 | 0,172 | | 0,172 | 0,141 | |
| | 5-6 | 0,064 | 0,035 | * | 0,071 | 0,050 | | 0,053 | 0,049 | |
| Miembros del hogar (ref.: 1-4) | 7 o más | 0,414 | 0,047 | *** | 0,384 | 0,068 | *** | 0,441 | 0,067 | *** |
| | 2 | 0,063 | 0,035 | * | 0,010 | 0,050 | | 0,111 | 0,049 | ** |
| Niños en el hogar (ref.: 1 o ninguno) | 3 o más | 0,238 | 0,044 | *** | 0,218 | 0,062 | *** | 0,257 | 0,062 | *** |
| | Constante | -0,100 | 0,204 | | -0,124 | 0,300 | | -0,089 | 0,284 | |
| Tamaño muestral | | | 10,124 | | | 4,995 | | | 5,129 | |
| LR chi2 | | | 1.276,76 | | | 659,82 | | | 650,43 | |
| Prob > chi2 | | | 0,000 | | | 0,000 | | | 0,000 | |
| Log likelihood | | | -6.109,4414 | | | -3.012,2474 | | | -3.079,7813 | |
| Pseudo R2 | | | 0,095 | | | 0,099 | | | 0,096 | |

*: significativo al 10% (** al 5%; *** al 1%).

Does Poverty on Youth Affect Poverty in Adulthood? An Analysis for Spain

*¿Influye la pobreza en la juventud en la pobreza en la etapa adulta?
Un análisis para España*

Begoña Cueto, Vanesa Rodríguez and Patricia Suárez

Key words

- Adulthood
- Life Conditions Survey (LCS)
- Youth
- Social mobility
- Poverty

Palabras clave

- Edad adulta
- Encuesta de Condiciones de Vida
- Juventud
- Movilidad social
- Pobreza

Abstract

The correlation of economic, social and educational achievements between generations of the same family is a matter of great interest for the analysis of equal opportunities in society. The aim of this article is to quantify the impact and extent of the intergenerational transmission of poverty in Spain. Using data from the specific module on the intergenerational transmission of economic disadvantage in the 2011 Life Conditions Survey, propensity score matching was used to study the relationship between the economic disadvantage of one generation and the next. The results show that having economic disadvantage during adolescence increases the probability of poverty in adulthood. This impact has been reduced in younger generations.

Resumen

La correlación de los logros económicos, sociales y educativos entre generaciones de la misma familia es una cuestión de gran interés para el análisis de la igualdad de oportunidades en la sociedad. Nuestro objetivo en este artículo es cuantificar la incidencia e intensidad de la transmisión intergeneracional de la pobreza en España. Con datos del módulo específico sobre transmisión intergeneracional de situaciones de dificultades económicas de la ECV 2011 se utiliza el *propensity score matching* para estudiar la relación entre las dificultades económicas de una generación y las de la siguiente. Los resultados muestran que haber tenido dificultades económicas durante la adolescencia aumenta la probabilidad de pobreza en la etapa adulta. Este impacto se ha reducido en las generaciones más jóvenes.

Citation

Cueto, Begoña; Rodríguez, Vanesa and Suárez, Patricia (2017). "Does Poverty on Youth Affect Poverty in Adulthood? An Analysis for Spain". *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 160: 39-60. (<http://dx.doi.org/10.5477/cis/reis.160.39>)

Begoña Cueto: Universidad de Oviedo | bcueto@uniovi.es

Vanesa Rodríguez: Universidad de Oviedo | rodriguezvanesa@uniovi.es

Patricia Suárez: Universidad de Oviedo | suarezcpatricia@uniovi.es

INTRODUCTION

The correlation of economic, social, and educational achievements between generations of the same family is a well-known and documented fact. Both education and income, as well as social class, act as channels for the transmission of these achievements (Black and Devereux, 2011; Blau and Duncan, 1967). This correlation implies for poor families or those with economic and / or social problems, that there is a greater risk that their children may experience the same situation during their adult stage.

The literature on the intergenerational transmission of income, education, and social class has been concerned with estimating income elasticities between parents and children which have revealed differences between countries (Corak, 2006, 2013). There are important limitations involved in making an appropriate comparison of income elasticity between parents and children, due to difficulties in finding suitable databases. Southern European countries are often among those with the highest persistence of poverty between generations, while those in the northern European countries are in the opposite situation, which can be explained by the lower educational expenditure of the former (Blanden, 2013). However, Blanden remarked that caution should be exercised in expecting that an increase in spending on education will lead to a positive effect on mobility.

The literature has also highlighted the importance of certain policies in enabling socio-economic mobility. The development of the Welfare State has favoured the redistribution of resources, thus reducing poverty levels. Nevertheless, this effect significantly varies in magnitude across countries, due to the differences between social policies in the various welfare models (Paugam 2007; Beller and Hout 2006). In general, it can be said that poverty rates are lower in those countries that allocate more resources to social policies.

The aim of this article is to quantify the impact and extent of the intergenerational transmission of poverty in Spain, with special emphasis on the analysis of the relationship between the economic difficulties of one generation and the next. The results suggest that, once the effect of parental characteristics is controlled, household poverty accounts for a significant proportion of the probability of poverty in adulthood. In the current context, where poverty rates have grown and the number of children in poor households is increasing, the results contained in this paper are important to support the implementation of policies that seek to alleviate the effects of the recession on households with children, since their effects may be as important in the short term as in the long term.

SOCIAL MOBILITY AND INTERGENERATIONAL TRANSMISSION OF ACHIEVEMENTS

The analysis of social mobility is a key issue, both from a sociological and an economic point of view. From both perspectives, it seems desirable that social mobility should not be low, as high social mobility would reflect a society in which people's achievements would be the result of their decisions and efforts, and not of the characteristics of their families. Social mobility analyses have been concerned both with quantifying social mobility and explaining its causes and transmission mechanisms, as well as with analysing the policies that may affect it. It should be noted, however, that the study of social mobility is not straightforward because of the need for longitudinal data from both parents and children, which in many cases are not available or are difficult to obtain.

As mentioned previously, the cross-country comparison has revealed significant differences. According to Corak (2013), the transmission of economic status between parents and children (measured by income elasticity

between generations) is weak in the Nordic countries, whereas in the United States, the United Kingdom and Italy it is much stronger. In an analysis of social fluidity in five European countries using data from the 2005 Survey on Income and Living Conditions (SILC), Rodríguez Menés (2016) found that Great Britain has greater occupational mobility, followed by Germany, Denmark, Norway and Spain. In general, the conclusion of most studies is that the intergenerational transmission of poverty is greater in southern European countries than in those in the north.

Studying the mechanisms that explain the association between the income of both generations is as important as quantifying intergenerational income elasticity. Raitano and Vona (2015b) used data from the 2005 Living Conditions Survey (LCS) for 8 European Union countries with the aim of analysing the direct and indirect effects of family characteristics on their children's salaries. Their results showed that the direct association between the parental occupation and the income of their children disappears once the occupation and educational level (the channels that transmit inequality) are taken into account in the Nordic and Central European countries. In a previous analysis, Franzini and Raitano (2009) showed that these differences persist in the southern European countries, including Spain, which confirmed the important role that family circumstances play in the employment trajectory of young people.

Various studies have identified greater social mobility in the intermediate social classes than in the lower and higher classes (Escribà, 2006; Hertel and Groh-Samberg 2014, among others). In addition, analyses focusing on countries such as Sweden, Germany and the United States have noted the intergenerational transmission between grandparents and grandchildren. They have indicated that the lack of social mobility not only occurs between two consecutive cohorts, but also extends over time (Hällsten

2014 Hertel and Groh-Samberg 2014). Also in the case of Sweden, other studies have identified that children living with their parents in poor neighbourhoods were more likely to live in this type of neighbourhood in their adult stage. This childhood experience has been shown to have a negative effect on their income after leaving the family home (Ham *et al.*, 2012; Hedman *et al.*, 2015).

Education is one of the channels of transmission of achievements between generations and, at the same time, a way of increasing social mobility. On the one hand, there is a strong association between the educational levels of parents and children (Gil Izquierdo *et al.*, 2010; Kraaykamp *et al.*, 2013; Moreno Mínguez, 2011). On the other, appropriate educational policies can contribute to reducing the negative impact that the low educational level of parents may have on their children.

In the case of Scotland, Iannelli and Paterson (2007) found that, although inequalities in educational attainment have declined since the 1970s, this has not been reflected in a commensurate increase in social mobility. They linked this result to companies' use of new methods of recruitment that seek to go beyond educational level and focus on a series of interpersonal skills that may be favouring the middle class. These authors concluded that education cannot be used by itself to eradicate social inequalities, because the lower classes lack certain networks that allow them to access the same opportunities.

The results obtained by van Houten *et al.* (2013) for the Netherlands pointed in the same direction. Their analysis concluded that being a member of an association (both in the case of parents and children) had a positive effect on the intergenerational transmission of occupation for those born after 1948. Tolsma and Wolbers (2014) found that, in the new cohorts in the Netherlands, the occupation of children in their first job was less conditioned by the

occupation of their father. According to these authors, the causes are that the educational expansion prolonged the school trajectory of the individuals and increased the age of access to the labour market, which reduced parental control and led to a lesser influence of the parents' situation.

In short, parents transmit their economic circumstances to their children to varying degrees. This influence may be dependent on the different policies implemented, in particular educational ones, which may contribute to mitigating the effects of the disadvantages associated with the poorest households. The aim of this article is to analyse the effect that poverty in youth can have on poverty in the adult stage, once other family circumstances such as the educational level of the parents and their work situation have been accounted for.

INTERGENERATIONAL TRANSMISSION OF POVERTY IN SPAIN

Studies on intergenerational mobility are relatively recent in Spain. Carabaña (1999) analysed occupational mobility, while other authors have analysed the intergenerational transmission of educational level (Gil Izquierdo *et al.*, 2010; Moreno Mínguez, 2011; Pascual, 2009), social class (Marqués Perales and Herrera-Usagre, 2010) and income (Cervini-Plá, 2015; Pascual, 2009).

The most detailed study on mobility conducted in Spain is probably the one carried out by Carabaña (1999). Using data from the Sociodemographic Survey, he concluded that there were three different stages in occupational mobility. Only in one of them (1932-1946) did the relative mobility rates change, while in the other two (1907-1931 and 1947-1961) they remained stable. More recently, Marqués Perales and Herrera-Usagre (2010) used the information from the 2005 LCS and again concluded that the immobility was high, that is, opportunities for

exchange were not seen between levels, so children were mostly shown to take on the class of their parents.

In the educational field, Moreno Mínguez (2011), using a survey carried out by the 2008 Spanish Youth Institute and the module in the 2005 LCS that contained intergenerational transmission data related to economic difficulties, identified that educational inequalities tended to be reproduced depending on educational level, occupational status of the parents and the degree of efficiency of education systems and educational policies. Their results indicated that the father's occupation had a significant impact on the children's education. This questions, on the one hand, the existence of equal opportunities, despite the change in the last decades, and, on the other hand, the ability of the educational policy to counteract the inertia in the transmission of educational levels and social class.

Gil Izquierdo *et al.* (2010) found a higher probability that the children would exceed the educational level of their parents. However, the fact that parents had a university degree largely determined that their children would also have one. The higher educational levels of the parents have a positive influence on the probability that the children would have higher levels of education. They also pointed out that more than half of the children of parents who hold a degree complete this level of education, although they identified a striking decline towards secondary levels (both first and second stage of secondary education). In the rest of educational levels greater chances of promotion were found, mainly towards higher education. The greater intergenerational mobility occurred in the case of primary education. In conclusion, they indicated that upward mobility was more likely to occur than downward mobility.

Despite the importance of the intergenerational transmission of income, few analyses have been devoted to quantifying it. Pas-

cual (2009) analysed intergenerational mobility of income in Spain based on data about individuals and households by using the European Union Household Panel (PHOGUE, 1994-2001). The results showed that intergenerational income elasticity (i.e., the proportion of income that was transmitted between generations) in Spain between fathers and their son(s) was around 0.30. This result was slightly higher between mothers and daughters, whereas the results were not significant between fathers and daughters and mothers and sons. The latter was due both to the gap in terms of income between men and women, and to the family head role that men have traditionally held in Spain. Once again, the results highlighted, how educational policies can break intergenerational cycles and increase income mobility.

Cervini-Plá (2015) carried out an exhaustive review of the literature on the mobility of intergenerational income centred on the absence of Spanish studies that have long-term information on the income of parents and their children. Her estimates showed elasticities of about 0.40 for sons. For daughters, these elasticities were quite similar. Cervini-Plá pointed out that the intergenerational economic mobility obtained in Spain was similar to mobility in France, lower than that in the Nordic countries and the United Kingdom, and higher than that in Italy. Cervini-Plá's (2013) results suggest that the most important component of the source of income is the father's occupation and education. This influence is especially important when looking at the bottom line of income distribution. About 30% of children remain in the lower (upper) quintile of the income distribution, if their father belongs to that quintile.

In a complementary article, Cervini-Plá and Ramos (2013) analysed intergenerational economic mobility in Spain, incorporating the importance of assortive mating in this process. The main conclusion was the clear relationship between the income of a family and the income of the family the son or

daughter married into. The inertia in the transmission of income due to assortive mating in Spain is similar to that found in countries with even greater intergenerational mobility, such as Germany and the United Kingdom.

In short, existing studies show that intergenerational mobility is low in Spain. Income, educational level and parents' employment status contribute to explain this result. The objective of this paper is to try to provide evidence on the relevance of each of these factors in the intergenerational transmission of poverty.

DATA AND HYPOTHESES

As previously indicated, the literature on intergenerational mobility is relatively recent and also scarce. One of the reasons for this shortage is related to the limited data available, since information is needed about parents and children during their adulthood, which is difficult to obtain if they do not live in the same household.

The source of information used in this article was the 2011 Living Conditions Survey (LCS), which includes a specific module for the study of the intergenerational transmission of financial hardship. These modules provide information on the socio-economic situation of the family during the adolescence of the person interviewed (specifically, at age 14), so that it is possible to link this situation to circumstances in adulthood. Specifically, information is available on the economic situation of the household, and the parents' educational level and employment status. The respondents were individuals between the ages of 25 and 59.

The ECV also provides information on the household's income and number of members, so that the *per capita* income available in the household can be calculated. Thus, taking 60% of the median income of the country as a reference, an estimation can be

TABLE 1. *At-risk-of-poverty rate*

| | 2008 | 2009 | 2010 | 2011 | 2012 | 2013 | 2014 | 2015 |
|--------------------------------|------|------|------|------|------|------|------|------|
| Total | 19.8 | 20.4 | 20.7 | 20.6 | 20.8 | 20.4 | 22.2 | 22.1 |
| Under 16 years old | 26.8 | 28.9 | 28.8 | 27.2 | 26.9 | 26.7 | 30.1 | 28.8 |
| From 18 to 64 years old | 16.5 | 17.2 | 18.1 | 19 | 20.4 | 20.4 | 22.9 | 22.8 |

Source: Life Conditions Survey, INE (Spanish Statistics Institute).

made of the percentage of people at risk of poverty. A percentage of 18.8% of the people who were part of the module sample were at risk of poverty.

The data published by the INE using the information from the Living Conditions Survey showed a poverty risk rate of 19% in 2011 for people between 18 and 64 years old, a percentage that continued to grow from 2008 to 2014 and was reduced by one tenth in 2015, as can be seen in Table 1.

The poverty rate has been calculated according to different characteristics of the household during adolescence. Although data on household income at that time are not available for 2011, two questions were included in the survey that make it possible to approximate it. The first one referred to the financial situation of the household and the second to the existence of problems to make ends meet. In both cases, the responses were given scores from 1 to 6. The financial

situation of the household can be classified as very poor (score 1) to very good (score 6), while responses on the ability to make ends meet vary from very difficult (score 1) to very easy (score 6).

Finally, it should be noted that, in order to eliminate the heterogeneity of the sample, the analysis will be performed for Spanish people born in Spain. That is, it only includes those people who have spent their youth in Spain. The final sample consisted of 10,139 people. For this group, the poverty rate stood at 15.9%.

In both questions, few people fell into the extreme scores. On aggregate, 27.2% characterised their adolescence situation as bad to some extent, and 38.4% reported some degree of difficulty in making ends meet. The association between both variables was very high (0.925 according to the gamma statistic). However, the proportion of people who reported that they had had difficulties in ma-

TABLE 2. *Distribution of people in the sample according to their household situation in their youth*

| Household's economic situation | | Degree of difficulty in making ends meet | |
|--------------------------------|------|------------------------------------------|------|
| Very bad | 2.7 | Very difficult | 4.8 |
| Bad | 7.6 | Difficult | 10.8 |
| Moderately bad | 16.9 | Fairly difficult | 22.8 |
| Moderately good | 41.2 | Fairly easy | 37.9 |
| Good | 29.6 | Easily | 22.1 |
| Very good | 1.7 | Very easy | 1.4 |

*: significant at 10% (** at 5%; *** at 1%).

Source: Developed by the author based on the data from the 2011LCS.

TABLE 3. Poverty rate according to household's characteristics during adolescence

| | | All | Male | Female |
|---------------------------------------------------------|-----------------|-------------|-------------|-------------|
| Total | | 15.9 | 15.6 | 16.3 |
| Household's financial situation of the household | Good | 13.3 | 12.8 | 13.8 |
| | Bad | 22.9 | 22.8 | 23.0 |
| | Gamma statistic | 0.271** | 0.285** | 0.259** |
| Difficulties in making ends meet | No | 13.1 | 12.7 | 13.6 |
| | Yes | 20.4 | 20.2 | 20.7 |
| | Gamma statistic | 0.226** | 0.234** | 0.220** |

*: significant at 10% (** at 5%; *** at 1%).

Source: Developed by the authors, based on data from the 2011 Spanish Labour Force Survey.

king ends meet was higher than the percentage of individuals who reported a bad economic situation in the home.

The study's objective was to investigate the possibility of a relationship between economic difficulties in youth and poverty in adulthood. Table 3 shows that the poverty rate was much higher if the financial situation of the household was 'bad'. In fact, the probability of a high poverty rate was nearly doubled when compared to those cases where the financial situation was 'good'. The same results were obtained when considering the difficulties in making ends meet. If there were no difficulties, the probability of poverty amounted to 13.1%, while it reached 20.4% when there were such difficulties. Therefore, economic difficulties during youth are associated with a greater probability of poverty during the adult stage. This association was observed for both men and women. Using Goodman and Kruskal's gamma coefficient, positive and significant associations were obtained between the variables, as can be seen in Table 3.

As previously indicated, parental characteristics are also highly associated with the probability of poverty. The table below shows the poverty rates according to educational level and employment status¹. Substantial

differences can be seen. If the parents were illiterate, the poverty rate exceeded 30%, while it did not reach 10% if they had a university degree. Likewise, parental unemployment also increased the probability of being poor during adulthood, while the latter was lower if the parents were employed. In both cases, strong associations were found between the variables that reflected the expected results. There was a negative association between parents' educational level and the poverty rate, that is, the higher the educational level, the lower the probability of poverty. In contrast, there was a positive association between professional situation and poverty, which meant that if the parents were employed, the poverty rate was lower.

The three variables considered (economic difficulties, educational level and employment status) were highly related. It was seen that a higher educational level increased the probability of access to employment, and this led to a higher level of income, which in turn reduced the probability of poverty. The objective of this article is to go beyond the

itary education), middle level (second-stage secondary education) and high level (higher education). The original variable concerning the work situation contained 6 possible answers that have been recoded into three: occupation (wage earner and employer, employer without employees or self-employed), unemployment (unemployed) and inactivity (retirement, housework or other types of economic inactivity).

¹ The level of education of the parents was codified into 4 categories: illiterate, low level (lower or upper second-

TABLE 4. *At-risk-of-poverty rates according to parental characteristics*

| | | All | Men | Women |
|-----------------------------------|-----------------|----------|----------|----------|
| Father's education level | Illiterate | 32.3 | 31.6 | 32.8 |
| | Low level | 16.4 | 16.2 | 16.5 |
| | Middle Level | 11.5 | 11.8 | 11.2 |
| | High level | 6.7 | 4.9 | 8.6 |
| | Gamma statistic | -0.359** | -0.397** | -0.327** |
| Mother's education level | Illiterate | 31.8 | 30.8 | 32.8 |
| | Low level | 15.5 | 15.4 | 15.6 |
| | Middle Level | 8.9 | 6.9 | 11.0 |
| | High level | 5.2 | 4.2 | 6.2 |
| | Gamma statistic | -0.355** | -0.347* | -0.363** |
| Father's employment status | Occupation | 15.7 | 15.5 | 16.1 |
| | Unemployment | 33.8 | 39.9 | 29.2 |
| | Inactivity | 18.8 | 16.3 | 20.3 |
| | Gamma statistic | 0.255* | 0.243* | 0.260* |
| Mother's employment status | Occupation | 14.2 | 12.9 | 15.5 |
| | Unemployment | 48.2 | 31.9 | 74.9 |
| | Inactivity | 16.4 | 16.3 | 16.4 |
| | Gamma statistic | 0.030** | 0.038** | 0.025** |

*: significant at 10% (**at 5%; *** at 1%).

Source: Developed by the authors based on data from the 2011 LCS.

association between variables, and to try to establish the importance of each of these factors. The intention is to study whether poverty during adulthood results from the fact that poverty was experienced during youth or if it is due to factors related to the family of origin, such as the educational level of the parents or their employment status.

Environmental characteristics and circumstances such as the educational level of the parents, their work status, the absence of a father in the home, the number of siblings with whom the adult lived during childhood, etc. can all be very important, to the extent that they may reduce and eventually cancel out the significance of the relationship between poverty in childhood and poverty in adult life (Blanden and Gregg, 2004). In the

next section, propensity score matching will be used to analyse the relationship between poverty during childhood and poverty in adulthood.

Hypotheses

The literature review has shown the low mobility existing in Spain in terms of social class, educational level, and income. It has become clear that the characteristics of families to a large extent determine both educational and labour market achievements. Therefore, the first hypothesis was the following:

1. Adults who lived in households that experienced financial hardship during adolescence were more likely to be poor in adulthood.

The existence of a correlation between the achievements of successive generations is a well-documented and proven fact (Blau and Duncan, 1967; Raitano and Vona, 2015a; Rodríguez Menés, 2016). However, the existence of causality is more difficult to prove, since educational level, employment status and financial difficulties are highly correlated variables. In this article, the use of an evaluation methodology (propensity score matching) is proposed for estimating the effect of financial hardship during adolescence on the probability of being poor in adulthood. The limitations of both data and technique do not allow a causal interpretation, but they do take into account the effect of other variables, so that the association between poverty in the infancy stage and poverty in adulthood can be proved, once the effect of education and the work situation of the parents is taken into account. Thus, the second hypothesis is:

2. Once the effects of parental characteristics (educational level, employment status) are taken into account, household poverty during youth continues to be associated with lower income in adulthood.

It also needs to be taken into account that Spanish society has undergone major transformations in recent years. The younger generations have had access to a Welfare State in which compulsory education has been extended to the age of 16, and where access to higher educational levels has been extended. Thus, the socioeconomic context in which the younger generations have lived, as well as the policies developed within the Spanish welfare state, may have contributed to mitigating the negative effects that the financial hardship in the home have on the children's achievements. Thus, the third hypothesis to be tested was:

3. Intergenerational transmission of poverty was lower among younger cohorts than among older cohorts.

EMPIRICAL ANALYSIS

Propensity Score Matching (PSM) was proposed as the most suitable method to study the impact of youth poverty on the probability of poverty in adulthood. It is a widely used technique in policy evaluation², but it has been rarely used in studies similar to the one proposed here, apart from the case of Bellani and Bia (2017), who used it with data for the whole of the European Union.

The objective of Propensity Score Matching is to estimate the causal effect of a given treatment (programme or policy) on a group, reducing the bias based on observable variables, so a data source which contains extensive information about the population under study is required. The estimation is carried out in two stages. First, the probability of a person belonging to the treatment group versus the alternative of being in the control group (propensity score) is estimated. By estimating logit or probit models, an estimated probability is obtained for each person (propensity score). Second, a comparison is made of the mean of the differences between the results of the observations of the treatment group and the control group that have the same probability of treatment.

In this particular study, the outcome variable was the risk of poverty in the adult stage and the treatment variable was to have experienced poverty in childhood (living in a poor household). The independent variables to be included in the model for the estimation of the propensity score were those that have an effect on the dependent variable, such as the educational level and occupation of the parents, the absence of the parents in the

² Card *et al.* (2010) reviewed the evaluations of labour market policies which concluded that propensity score matching was a commonly used evaluation technique. The same outcome was obtained when the evaluations were reviewed for the case of Spain (Malo and Cueto, 2015).

home, and the age of the mother at the time of birth. It should be noted that the variables included must be prior to treatment, so no information regarding the educational level and employment status of the person in adulthood could be included.

As discussed earlier, the intergenerational transmission of poverty is a complex process that is affected by variables closely related to each other, such as the household's financial situation, educational level and parents' employment status. Therefore, despite the fact that Propensity Score Matching seeks to estimate a causal effect, it is difficult to assume this causality in the proposed topic. However, as will be seen below, the results obtained show that, once the variables related to education and work situation of the parents had been accounted for, the household's poverty situation continued to be important in explaining adult poverty, which should be taken into account when designing policies that seek to reduce the impact of the disadvantages associated with the household on people's life trajectory.

Propensity score matching

The objective was to calculate the mean effect of treatment (being poor in adolescence) on the treated (average treatment effect, ATT), after controlling for selection bias based on the different characteristics of the treatment and control groups. This was the reason for using the matching method as an analytical tool, based on the probability of allocation (propensity score matching).

As was indicated earlier, matching methods are not experimental evaluation methods in which the conditions of an experimental analysis are attempted to be repeated. The objective was to re-establish the conditions of an experiment by constructing a comparison group that is appropriate to the treatment group, with both groups being as similar as possible in terms of their observa-

ble characteristics. The basic hypothesis is that selection bias is eliminated by conditioning on observable variables (Heckman *et al.*, 1998).

Put very simply, it can be said that this method consists in making matches between treatment units and in the control units that share the same characteristics, so that each observation of the treatment group is assigned the result of an observation with the same characteristics but belonging to the control group. The mean effect of treatment on the treated is estimated as the mean of the differences between the treated and control observations in the matching procedure.

The matching method can be difficult to perform if it is conditioned on many variables, since it would imply finding a match for all participants among non-participants with the same characteristics (gender, age, education level, among others). To avoid this problem arising from dimensionality, Rosenbaum and Rubin (1983) proposed to condition on the propensity score. The main assumption is the conditional independence hypothesis, which means that, once the probability of allocation has been estimated, participation in the programme is independent from outcomes in case of non-participation. This requires that all variables affecting participation and outcome in case of non-participation be included in the estimated probability of participation (Smith, 2000).

This hypothesis cannot be verified. However, it is possible to argue that there are a number of variables that make it possible to control for the characteristics of the individuals in the treatment group, and that the database used contains valuable information on various aspects that may influence the probability of having experienced poverty in adolescence: personal characteristics (sex, year of birth) and variables related to family situation during adolescence (socioeconomic characteristics of parents and household).

Results

In the database used, poverty in youth can be accessed through two variables: the household's financial situation and the difficulty in making ends meet. Both have been used as proxies in different studies³ and, as has been seen previously, both variables provide information about the financial situation of the family during adolescence and have a high correlation. Neither of them is an objective measure of the financial situation of the household, since no income data are available, but both constitute proxies for such situation. The second variable may have a greater subjective component than the first, since it is possible to experience difficulties in making ends meet even though there is a high level of income if expenses are also high. In fact, the proportion of people who reported that they had had difficulties in making ends meet was higher than the percentage of individuals who reported that they had hardship in their household. For this reason, although the analysis that follows uses both variables, most of the comments refer to the estimated effects taking the financial situation of the household as the treatment variable.

In short, the treatment group consists of adults who experienced hardship during adolescence (they had difficulty in making ends meet), while the control group was made up of people whose financial situation was not bad at that stage (they had no difficulty in making ends meet).

The first stage of the method consists of estimating the propensity score, for which a logit model was used whose dependent variable took score 1 if the person lived in a household that experienced hardship during adolescence and 0 in the opposite case. The results are shown in Table 5. Although this

stage is instrumental, it provides valuable information on the influence that the variables included in the model have on the probability of having experienced hardship in the household during youth. The most significant variables were the educational level of the parents and their employment status. There was an inverse relationship between parental educational level and the likelihood of having experienced hardship during adolescence. Thus, such probability was substantially reduced if the father or mother had a high educational level. Likewise, unemployment was the employment status that contributed most to the probability of experiencing hardship, although this variable was significant in the case of the fathers and not in the case of the mothers.

While the father's year of birth did not affect the probability of having suffered poverty in youth, the year of birth of the mother was significant, so that the probability of poverty decreased if it was prior to 1960.

If the characteristics of the household are taken into account, a greater number of members and children in it increased the probability of financial hardship, as well as the fact that the house was not owned. Finally, single-parent households were also more likely to have experienced economic hardship. As can be seen in the table, the results were very similar for both men and women.

If the propensity score is estimated taking as a treatment group those people who had difficulties in making ends meet, the results were similar⁴. Regarding differences, it is important to emphasise the significance of the sex variable, which indicated that men were more likely to have lived in a household that had difficulty in making ends meet in adolescence.

³ For example, Raitano (2015) used the difficulties in making ends meet, while Franzini and Raitano (2009) used the household's financial situation.

⁴ See Table A. 2 in the Annex.

TABLE 5. *Probability of having experienced hardship during youth*

| | | All | | Men | | Women | |
|------------------------------------------------------------|-------------------------|--------|-------------|--------|-------------|--------|-------------|
| | | Coef. | S.E. | Coef. | S.E. | Coef. | S.E. |
| Sex (ref.: woman) | man | 0.043 | 0.028 | | | | |
| | 30-34 | 0.042 | 0.070 | 0.022 | 0.098 | 0.074 | 0.100 |
| | 35-39 | -0.080 | 0.076 | -0.064 | 0.105 | -0.077 | 0.110 |
| | 40-44 | -0.098 | 0.082 | -0.142 | 0.115 | -0.040 | 0.119 |
| | 45-49 | 0.036 | 0.087 | -0.046 | 0.122 | 0.136 | 0.126 |
| | 50-54 | 0.139 | 0.092 | 0.044 | 0.128 | 0.256 | 0.133 * |
| Age (ref.: 25-29) | 55-59 | 0.192 | 0.097 ** | 0.086 | 0.136 | 0.320 | 0.140 ** |
| | Low level | -0.252 | 0.080 *** | -0.219 | 0.118 * | -0.278 | 0.110 ** |
| Father's education level (ref.: illiterate) | Middle level | -0.788 | 0.104 *** | -0.761 | 0.153 *** | -0.817 | 0.143 *** |
| | High level | -1.068 | 0.109 *** | -1.027 | 0.157 *** | -1.121 | 0.154 *** |
| | Low level | -0.351 | 0.065 *** | -0.366 | 0.097 *** | -0.344 | 0.087 *** |
| Mother's educational level (ref.: illiterate) | Middle level | -0.696 | 0.110 *** | -0.659 | 0.157 *** | -0.737 | 0.157 *** |
| | High level | -0.655 | 0.126 *** | -0.827 | 0.183 *** | -0.507 | 0.176 *** |
| Father's employment status (ref.: employed) | Unemployed | 0.962 | 0.221 *** | 1.854 | 0.452 *** | 0.581 | 0.274 ** |
| | Inactive | 0.633 | 0.089 *** | 0.591 | 0.150 *** | 0.668 | 0.112 *** |
| Mother's employment situation (ref.: employed) | Unemployed | 0.507 | 0.315 | 0.611 | 0.432 | 0.405 | 0.465 |
| | Inactive | 0.030 | 0.035 | 0.045 | 0.052 | 0.022 | 0.048 |
| Spanish father born in Spain (ref.: other) | | -0.066 | 0.125 | 0.085 | 0.183 | -0.197 | 0.171 |
| Spanish mother born in Spain (ref.: other) | < 1930 | 0.229 | 0.177 | 0.365 | 0.246 | 0.067 | 0.260 |
| | 1930-1939 | 0.188 | 0.170 | 0.244 | 0.235 | 0.105 | 0.250 |
| | 1940-1949 | 0.167 | 0.161 | 0.182 | 0.222 | 0.127 | 0.238 |
| Father's year of birth (ref.: 1960 or later) | 1950-1959 | 0.098 | 0.146 | 0.041 | 0.202 | 0.132 | 0.216 |
| | < 1930 | -0.330 | 0.144 ** | -0.372 | 0.206 * | -0.285 | 0.203 |
| | 1930-1939 | -0.375 | 0.134 *** | -0.414 | 0.192 ** | -0.328 | 0.190 * |
| Mother's year of birth (ref.: 1960 or later) | 1940-1949 | -0.333 | 0.123 *** | -0.319 | 0.176 * | -0.340 | 0.174 ** |
| | 1950-1959 | -0.358 | 0.103 *** | -0.338 | 0.149 ** | -0.366 | 0.144 ** |
| | Rented | 0.461 | 0.039 *** | 0.507 | 0.057 *** | 0.422 | 0.055 *** |
| House ownership (ref.: owned) | Provided free-of-charge | 0.557 | 0.072 *** | 0.550 | 0.102 *** | 0.573 | 0.101 *** |
| | Lived alone with father | 0.199 | 0.295 | -0.052 | 0.488 | 0.347 | 0.377 |
| Presence of parents in the home (ref.: lived with parents) | Lived alone with mother | 0.869 | 0.148 *** | 0.832 | 0.246 *** | 0.891 | 0.188 *** |
| | Lived without parents | 0.011 | 0.116 | 0.132 | 0.178 | -0.076 | 0.155 |
| | 5-6 | 0.017 | 0.038 | -0.002 | 0.054 | 0.037 | 0.053 |
| Household members (ref.: 1-4) | 7 or more | 0.407 | 0.050 *** | 0.342 | 0.071 *** | 0.473 | 0.070 *** |
| | 2 | 0.105 | 0.038 *** | 0.091 | 0.054 * | 0.118 | 0.053 ** |
| Children in the home (ref.: 1 or 0) | 3 or more | 0.285 | 0.047 *** | 0.330 | 0.066 *** | 0.236 | 0.067 *** |
| | Constant | -0.135 | 0.211 | -0.223 | 0.308 | -0.019 | 0.294 |
| | | | 10,131 | | 4,998 | | 5,133 |
| Sample size | | | 1,321.89 | | 661.66 | | 683.05 |
| LR chi2 | | | 0.000 | | 0.000 | | 0.000 |
| Prob > chi2 | | | -5,313.2162 | | -2,632.3357 | | -2,669.1953 |
| Log likelihood | | | 0.111 | | 0.112 | | 0.113 |
| Pseudo R ² | | | | | | | |

*: significant at 10% (** at 5%; *** at 1%).

The second stage involved using different algorithms to identify those people with the same propensity score, so that the effect of belonging to the treatment group (having experienced poverty in youth) could be compared with the impact of poverty among people who were 'statistically equal'. Possible differences based on the various characteristics of the individuals were eliminated, so that the relationship between treatment (youth poverty) and the outcome variable (impact of poverty on adulthood) could be studied. The advantages of PSM include flexibility, since no specific functional form is required to calculate the treatment outcome. A disadvantage of this method is that it focuses on obtaining a single parameter, so regression analysis is preferable for the study of the simultaneous relationships with other variables. However, the goal of this paper is to contrast the hypothesis of the association between the status of parents and children and to identify the relationship in different groups.

Table 6 shows the estimated effect of treatment on the treated, in other words, the effect that hardship during adolescence has on the probability of being poor in adulthood, once the selection bias derived from other variables that may affect the probability has been controlled. Estimates show that the effect was around 6 percentage points, that is, having economic difficulties during adolescence increased the probability of poverty in the adult stage by 5-6 points. It should be noted that the difference found was 9.6 percentage points, as seen in Table 3. Thus, the variables included in the logit model contributed to explaining about one third of this gap, while financial hardship during adolescence would explain the other two thirds. The effect was very similar for both men and women.

When the variable used was difficulty in making ends meet (instead of the household's financial situation), similar results were obtained. The difference in gross terms, which

amounted to 7 percentage points, was reduced by one third. In other words, having had difficulty in making ends meet during youth increased the probability of poverty in the adult stage by 4.5 percentage points, after controlling for the effect of the characteristics of the household and other socio-economic characteristics.

Differentiated estimates were also calculated by cohort (Table 7). Since the sample included people aged between 25 and 54, the social and economic environment in which they lived (and live) in their youth and adulthood has been very different. For example, those born after the 1960s entered a different educational system, with compulsory education up to 14 years old, which was subsequently extended to 16. Likewise, the development of the Welfare State since the end of the 1970s has led to greater access to university education. Therefore, to take into account the possibility that the effect of educational difficulties differed between the cohorts, the following tables show estimates by cohort.

First, it must be noted that the difference in gross terms, before making any estimates, was similar for all cohorts. Having experienced financial hardship during youth increased the probability of being poor in adulthood by 8 to 10 points in all the age groups considered. This result supports the idea of the lack of mobility in Spanish society and the important influence that family circumstances have on income in the adult stage, consistently with the studies described in the previous sections.

After correcting for selection bias, the effect of the economic difficulties was between 5 and 6 percentage points when using the variables included in the logit model for estimating the propensity score. Although the results appear to be the same for all cohorts, if the magnitude of the estimated effect is compared with the difference previously observed, there is an important change.

TABLE 6. ATT: effect of financial hardship during adolescence on the probability of being poor in adulthood

| | Household's financial situation | | | | Difficulty in making ends meet | | | |
|--------------|---------------------------------|-------|-------|--------|--------------------------------|-------|-------|--------|
| | difference | ATT* | S.E. | t-stat | difference | ATT* | S.E. | t-stat |
| Total | 0.088 | 0.057 | 0.010 | 5.88 | 0.072 | 0.045 | 0.009 | 5.21 |
| Men | 0.090 | 0.064 | 0.014 | 4.53 | 0.073 | 0.046 | 0.012 | 3.78 |
| Women | 0.086 | 0.057 | 0.013 | 4.11 | 0.070 | 0.045 | 0.012 | 3.71 |

* The Kernel method was used.

Among people over the age of 45, the treatment effect calculated was more than 70% of the previous difference. In contrast, for those under 40, it was around half. Therefore, economic hardship during the adolescence was less important in explaining the situation of poverty during the adult stage in the case of the younger generations. The same conclusion can be inferred from the results using as a treatment the variable that indicated having had difficulty in making ends meet. The data do not allow the analysis of the causes, but it could be suggested that the policies developed since the end of the 1970s have mitigated the negative effects of having had financial hardship in youth. According to Moreno (2015), the greatest expansion in social policies took place in Spain during the Silver Age of Welfare in Europe (1976-2007). This included, according to Guillén and Rodríguez Cabrero (2015), the reforms that expanded education at all educational levels. In this sense, as mentioned previously, Tolsma and Wolbers (2014) obtained a similar conclusion for the Netherlands: the educational expansion prolonged the educational trajectory of individuals and increased the age at which they entered the labour market for the first time. The influence of their parents' situation was smaller the older the age at which this happened.

These results prove the first hypothesis. Financial hardship in the household during youth undoubtedly affects the possibility of suffering poverty in the adult stage. After

controlling for the effect of those variables related to parental and household characteristics during adolescence, the effect was reduced, but remained positive, which indicates that the second hypothesis is also accepted. That is, financial hardship during youth is associated with a greater probability of poverty during the adult stage.

With regard to the second hypothesis, a descriptive analysis of the data shows, for all the cohorts considered, a greater probability of experiencing poverty in the adult stage if financial hardship was experienced in the household during youth, even after controlling for the characteristics of households and parents. Although the existence of causality should be treated with caution, it can be stated that financial hardship in youth in itself does lead to a greater probability of poverty in the adult stage.

Finally, the cohort estimates show that the magnitude of the treatment effect was lower among the younger cohorts, which would lead to the third hypothesis being accepted. However, in order to assess the effect that educational and social policies have had on the intergenerational transmission of income, a more profound investigation of the issue is required.

CONCLUSIONS

Recently, the OECD voiced the lower probabilities of achieving good educational perfor-

TABLE 7. ATT: effect of financial hardship during adolescence on the probability of being poor in adulthood by cohort

| | Household's financial situation | | | | Difficulty in making ends meet | | | |
|-----------------|---------------------------------|-------|-------|--------|--------------------------------|-------|-------|--------|
| | difference | ATT * | S.E. | t-stat | difference | ATT * | S.E. | t-stat |
| 25 to 29 | 0.112 | 0.059 | 0.030 | 3.68 | 0.097 | 0.070 | 0.032 | 2.16 |
| 30 to 34 | 0.103 | 0.050 | 0.028 | 1.79 | 0.094 | 0.062 | 0.024 | 2.60 |
| 35 to 39 | 0.094 | 0.047 | 0.028 | 1.67 | 0.078 | 0.037 | 0.024 | 1.53 |
| 40 to 44 | 0.102 | 0.062 | 0.027 | 2.28 | 0.075 | 0.037 | 0.023 | 1.61 |
| 45 to 49 | 0.082 | 0.060 | 0.024 | 2.45 | 0.053 | 0.036 | 0.022 | 1.63 |
| 50 to 54 | 0.078 | 0.060 | 0.021 | 2.84 | 0.052 | 0.037 | 0.019 | 1.93 |
| 55 to 59 | 0.078 | 0.057 | 0.023 | 2.53 | 0.077 | 0.051 | 0.022 | 2.38 |

* The Kernel method was used.

mance among financially disadvantaged students. The effects of poverty on children and young people go beyond the educational stage, and may even transcend to adulthood. This paper has studied the intergenerational transmission of poverty in Spain, that is, it has sought to quantify the extent to which poverty in youth affects the probability of being poor during adulthood.

Data from the 2011 Living Conditions Survey were used, which included information on the household's situation during the individual's adolescence. A descriptive analysis shows that having suffered economic difficulties during youth affects the probability of experiencing poverty in the adult stage. There is a difference of around 10 percentage points, which clearly shows the great importance of this factor.

The fact that financial problems in the household and parents' low educational level or unemployment occur simultaneously makes it difficult to establish causal relations between the situation during adolescence and the adult stage. Those people whose parents have a low educational level are more likely to experience poverty in adulthood, as are those whose parents were not in employment.

In this study, an association has been made between the situation of poverty in youth with poverty in the adult stage, after controlling for the effects of educational level and the employment situation of the parents. For this purpose, propensity score matching has been used, isolating the effect of poverty from the rest of the household's circumstances. The results show that, after controlling for the effects of these circumstances and the characteristics of the parents, having experienced financial hardship during adolescence increased the probability of poverty in the adult stage by 5-6 percentage points. This means that half of the gap in poverty rates among those who suffered poverty in youth is related to this fact.

The descriptive data are clearly reason for concern, since they show a high level of inter-generational poverty transmission. An additional result also indicates that a relevant part of this transmission is associated with poverty itself, and not with the characteristics of the household or the parents. While the latter cannot be changed, the former can be subject to states' policies.

The results obtained in relation to the third hypothesis, which posed that the inter-generational transmission of poverty was

lower among the younger cohorts, can be linked to the development of the Spanish Welfare State and its redistributive effects, which have contributed to reduce the effect of this transmission in recent years. The analysis carried out here does not allow for the conclusion that the results are related to public policies and, in particular, to the evolution of the education system. These are questions to be addressed in future research.

Without a doubt, the results shown here are of great interest. Even more so considering the increase in the at-poverty-risk during the crisis years and the effects that this increase may have on the life course of young people. However, both the data used and the method have limitations that future research should try to reduce. On the one hand, more and better data are needed to study both the intergenerational transmission of poverty and the effects that policies may have on such transmission. On the other hand, the use of other methods would contribute to provide more evidence about the transmission channels (poverty, education, employment status, occupation) of educational and social achievements.

BIBLIOGRAPHY

- Bellani, Luna and Bia, Michael (2017). "The Impact of Growing up Poor in Europe". In: Atkinson, A. B.; Guio, A. C. and Marlier, E. (eds.). *Monitoring Social Europe. 2017 Edition*. Luxembourg: Publications Office of the European Union.
- Beller, Emily and Hout, Michael (2006). "Welfare States and Social Mobility: How Educational and Social Policy May Affect Cross-National Differences in the Association between Occupational Origins and Destinations". *Research in Social Stratification and Mobility*, 24(4): 353-365. doi:10.1016/j.rssm.2006.10.001.
- Black, Sandra E. and Devereux, Paul J. (2011). "Recent Developments in Intergenerational Mobility". In: Card, D. and Ashenfelter, O. (eds.). *Handbook of Labor Economics*, vol. 4b. Amsterdam: Elsevier. doi:10.1016/S0169-7218(11)02414-2.
- Blanden, Jo (2013). "Cross-Country Rankings in Intergenerational Mobility: A Comparison of Approaches From Economics and Sociology". *Journal of Economic Surveys*, 27(1): 38-73. doi:10.1111/j.1467-6419.2011.00690.x.
- Blanden, Joanne and Gregg, Paul (2004). "Family Income and Educational Attainment: A Review of Approaches and Evidence for Britain". *Oxford Review of Economic Policy*, 20(2): 245-263. doi:10.1093/oxrep/grh014.
- Blau, Peter M. and Duncan, Otis D. (1967). *The American Occupational Structure*. New York: Wiley. doi:10.2307/2092400.
- Carabaña, Julio (1999). *Dos estudios sobre movilidad intergeneracional*. Colección Igualdad. Vol. XV. Madrid: Argenteria-Visor.
- Card, David; Kluve, Jochen and Weber, Andrea (2010). "Active Labour Market Policy Evaluations: A Meta-Analysis". *The Economic Journal*, 120(1976): 452-477. doi:10.1111/j.1468-0297.2010.02387.x.
- Cervini-Plá, María (2013). "Exploring the Sources of Earnings Transmission in Spain". *Hacienda Pública Española*, 204(1): 45-66.
- Cervini-Plá, María (2015). "Intergenerational Earnings and Income Mobility in Spain". *Review of Income and Wealth*, 61(4): 812-828. doi:10.1111/roiw.12130.
- Cervini-Plá, María and Ramos, Xavier (2013). "Movilidad intergeneracional y emparejamiento selectivo en España". *Papeles de Economía Española*, 135: 217-229.
- Corak, Miles (2006). "Do Poor Children Become Poor Adults? Lessons from a Cross-Country Comparison of Generational Earnings Mobility". *Research on Economic Inequality*, 13: 143-188. doi:10.1016/S1049-2585(06)13006-9.
- Corak, Miles (2013). "Income Inequality, Equality of Opportunity, and Intergenerational Mobility". *The Journal of Economic Perspectives*, 7520: 79-102. doi:10.1257/jep.27.3.79.
- Escribà, Abel (2006). "Estructura familiar, estatus ocupacional y movilidad social intrageneracional en España". *Revista Internacional de Sociología*, 64(45): 145-170. doi:http://dx.doi.org/10.3989/ris.2006.i45.19.
- Franzini, Maurizio and Raitano, Michele (2009). "Persistence of Inequality in Europe: The Role of Family Economic Conditions". *International Review*

- of *Applied Economics*, 23(3):345-366. doi:10.1080/02692170902811777.
- Gil Izquierdo, María; Pablos Escobar, Laura de and Martínez Torres, María (2010). "Los determinantes socioeconómicos de la demanda de educación superior en España y la movilidad educativa intergeneracional". *Hacienda Pública Española*, 193(2): 75-108.
- Guillén, Ana M. and Rodríguez Cabrero, Gregorio (2015). "Evolución del Estado de Bienestar en España". In: Torres Alberó, C. (ed.). *España 2015, situación social*. Madrid: Centro de Investigaciones Sociológicas.
- Hällsten, Martin (2014). "Inequality across Three and Four Generations in Egalitarian Sweden: 1st and 2nd Cousin Correlations in Socio-Economic Outcomes". *Research in Social Stratification and Mobility*, 35: 19-33. doi:10.1016/j.rssm.2013.09.002.
- Ham, Maarten van et al. (2012). "Intergenerational Transmission of Neighbourhood Poverty in Sweden: An Innovative Analysis of Individual Neighbourhood Histories". *Discussion Paper series, Forschungsinstitut zur Zukunft der Arbeit*, No. 6572. Available at: <http://nbn-resolving.de/urn:nbn:de:101:1-201301213769>.
- Heckman, James J.; Ichimura, Hidehiko and Todd, Petra (1998). "Matching as an Econometric Evaluation Estimator". *Review of Economic Studies*, 65(2): 261-294. doi:10.1111/1467-937X.00044.
- Hedman, Lina et al. (2015). "Cumulative Exposure to Disadvantage and the Intergenerational Transmission of Neighbourhood Effects". *Journal of Economic Geography*, 15(1): 195-215. doi:10.1093/jeg/lbt042.
- Hertel, Florian R. and Groh-Samberg, Olaf (2014). "Class Mobility across Three Generations in the U.S. and Germany". *Research in Social Stratification and Mobility*, 35: 35-52. doi:10.1016/j.rssm.2013.09.007.
- Houten, Jasper M. A. van; Gesthuizen, Maurice and Wolbers, Maarten H. J. (2013). "Intergenerational Transmission of Occupational Status: The Role of Voluntary Association Membership as an Emerging Compensatory Strategy of Reproduction". *Research in Social Stratification and Mobility*, 33(1): 13-26. doi:10.1016/j.rssm.2013.04.002.
- Iannelli, Cristina and Paterson, Lindsay (2007). "Education and Social Mobility in Scotland". *Research in Social Stratification and Mobility*, 25(3): 219-232. doi:10.1016/j.rssm.2007.08.001.
- Kraaykamp, Gerbert; Tolsma, Jochem and Wolbers, Maarten H. J. (2013). "Educational Expansion and Field of Study: Trends in the Intergenerational Transmission of Educational Inequality in the Netherlands". *British Journal of Sociology of Education*, 34(5-6): 888-906. doi:10.1080/01425692.2013.816622.
- Malo, Miguel Á. and Cueto, Begoña (2015). "El impacto de las políticas activas de mercado de trabajo en España". *Documentación Social*, 178: 105-120.
- Marqués Perales, Ildelfonso and Herrera-Usagre, Manuel (2010). "¿Somos más móviles? Nuevas evidencias sobre la movilidad intergeneracional de clase en España en la segunda mitad del siglo XX". *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 131: 43-73.
- Moreno, Luis (2015). "La europeización del bienestar". In: Torres Alberó, C. (ed.). *España 2015, situación social*. Madrid: Centro de Investigaciones Sociológicas.
- Moreno Mínguez, Almudena (2011). "La reproducción intergeneracional de las desigualdades educativas: límites y oportunidades de la democracia". *Revista de Educación*, número extraordinario: 183-206.
- Pascual, Marta (2009). "Intergenerational Income Mobility: The Transmission of Socio-Economic Status in Spain". *Journal of Policy Modeling*, 31(6): 835-846. doi:10.1016/j.jpolmod.2009.07.004.
- Paugam, Serge (2007). "¿Bajo qué formas aparece hoy la pobreza en las sociedades europeas?". *Revista Española del Tercer Sector*, 5: 149-72.
- Raitano, Michele (2015). "Intergenerational Transmission of Inequalities in Southern European Countries in Comparative Perspective: Evidence from EU-SILC 2011". *European Journal of Social Security*, 17(2): 292-315.
- Raitano, Michele and Vona, Francesco (2015a). "Direct and Indirect Influences of Parental Background on Children's Earnings: A Comparison across Countries and Genders". *The Manchester School*, 83(4): 423-450. doi:10.1111/manc.12064.
- Raitano, Michele and Vona, Francesco (2015b). "Measuring the Link between Intergenerational Occupational Mobility and Earnings: Evidence from Eight European Countries". *The Journal of Economic Inequality*, 13(1): 83-102. doi:10.1007/s10888-014-9286-7.
- Rodríguez Menés, Jorge (2016). "Accounting for Structural and Exchange Mobility in Models of Status Attainment: Social Fluidity in Five European Coun-

- tries". *Social Science Research*, 61: 112-125. doi:10.1016/j.ssresearch.2016.06.010.
- Rosenbaum, Paul R. and Rubin, Donald B. (1983). "The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects". *Biometrika*, 70(1): 41-55. doi:10.1093/biomet/70.1.41.
- Smith, Jeffrey (2000). "A Critical Survey of Empirical Methods for Evaluating Active Labor Market Policies". *Swiss Journal of Economics and Statistics*, 136(3): 247-268.
- Tolsma, Jochem and Wolbers, Maarten H. J. (2014). "Social Origin and Occupational Success at Labour Market Entry in The Netherlands, 1931-80". *Acta Sociológica*, 57(3): 253-269. doi:10.1177/0001699314533807.

RECEPTION: February 19, 2016

REVIEW: June 28, 2016

ACCEPTANCE: March 16, 2017

ANNEX

TABLE A.1. Descriptive statistics

| | All | | Good financial situation | | Bad financial situation | |
|------------------------------------------|-------|-------|--------------------------|-------|-------------------------|-------|
| | Mean | S.D. | Mean | S.D. | Mean | S.D. |
| Difficulty in making ends meet | 0.420 | 0.494 | 0.166 | 0.372 | 0.969 | 0.174 |
| Bad financial situation in the household | 0.316 | 0.465 | 0.000 | 0.000 | 1.000 | 0.000 |
| Male | 0.503 | 0.500 | 0.500 | 0.500 | 0.510 | 0.500 |
| 25 to 29 | 0.092 | 0.289 | 0.100 | 0.300 | 0.073 | 0.260 |
| 30 to 34 | 0.163 | 0.369 | 0.172 | 0.377 | 0.145 | 0.352 |
| 35 to 39 | 0.173 | 0.378 | 0.185 | 0.388 | 0.145 | 0.352 |
| 40 to 44 | 0.162 | 0.368 | 0.167 | 0.373 | 0.150 | 0.357 |
| 45 to 49 | 0.156 | 0.363 | 0.153 | 0.360 | 0.164 | 0.370 |
| 50 to 54 | 0.141 | 0.348 | 0.122 | 0.328 | 0.181 | 0.385 |
| 55 to 59 | 0.114 | 0.318 | 0.101 | 0.301 | 0.143 | 0.350 |
| <i>Father's education level:</i> | | | | | | |
| Illiterate | 0.051 | 0.220 | 0.033 | 0.179 | 0.091 | 0.288 |
| Low level | 0.789 | 0.408 | 0.761 | 0.426 | 0.850 | 0.357 |
| Middle level | 0.072 | 0.259 | 0.092 | 0.289 | 0.029 | 0.168 |
| High level | 0.088 | 0.283 | 0.114 | 0.318 | 0.030 | 0.170 |
| <i>Mother's educational level:</i> | | | | | | |
| Illiterate | 0.081 | 0.273 | 0.054 | 0.226 | 0.141 | 0.348 |
| Low level | 0.819 | 0.385 | 0.821 | 0.383 | 0.815 | 0.388 |
| Middle level | 0.057 | 0.231 | 0.071 | 0.256 | 0.026 | 0.158 |
| High level | 0.043 | 0.203 | 0.055 | 0.227 | 0.018 | 0.133 |
| <i>Father's employment status:</i> | | | | | | |
| Employed | 0.968 | 0.175 | 0.980 | 0.139 | 0.941 | 0.236 |
| Unemployed | 0.007 | 0.081 | 0.002 | 0.043 | 0.017 | 0.130 |
| Inactive | 0.025 | 0.157 | 0.018 | 0.132 | 0.042 | 0.201 |
| <i>Mother's employment status:</i> | | | | | | |
| Employed | 0.269 | 0.444 | 0.281 | 0.450 | 0.243 | 0.429 |
| Unemployed | 0.002 | 0.043 | 0.001 | 0.037 | 0.003 | 0.054 |
| Inactive | 0.729 | 0.445 | 0.717 | 0.450 | 0.754 | 0.431 |
| <i>Father's year of birth:</i> | | | | | | |
| before 1930 | 0.243 | 0.429 | 0.224 | 0.417 | 0.283 | 0.451 |
| 1930 to 1939 | 0.265 | 0.441 | 0.264 | 0.441 | 0.268 | 0.443 |
| 1940 to 1949 | 0.234 | 0.423 | 0.255 | 0.436 | 0.188 | 0.391 |
| 1950 to 1959 | 0.152 | 0.359 | 0.171 | 0.376 | 0.113 | 0.317 |
| 1960 or later | 0.016 | 0.124 | 0.016 | 0.124 | 0.015 | 0.123 |
| <i>Mother's year of birth:</i> | | | | | | |
| before 1930 | 0.177 | 0.381 | 0.162 | 0.368 | 0.209 | 0.406 |
| 1930 to 1939 | 0.252 | 0.434 | 0.245 | 0.430 | 0.268 | 0.443 |
| 1940 to 1949 | 0.255 | 0.436 | 0.269 | 0.443 | 0.224 | 0.417 |
| 1950 to 1959 | 0.200 | 0.400 | 0.222 | 0.416 | 0.154 | 0.361 |
| 1960 or later | 0.039 | 0.194 | 0.039 | 0.193 | 0.041 | 0.197 |
| Owned home | 0.830 | 0.376 | 0.876 | 0.330 | 0.730 | 0.444 |
| Rented home | 0.137 | 0.344 | 0.103 | 0.304 | 0.211 | 0.408 |
| Home provided free of charge | 0.033 | 0.179 | 0.021 | 0.144 | 0.059 | 0.235 |
| Lived with father and mother | 0.913 | 0.283 | 0.933 | 0.250 | 0.868 | 0.339 |
| Lived with father | 0.011 | 0.103 | 0.009 | 0.096 | 0.014 | 0.118 |
| Lived with mother | 0.046 | 0.210 | 0.027 | 0.162 | 0.088 | 0.283 |
| Lived without parents | 0.030 | 0.172 | 0.030 | 0.172 | 0.030 | 0.171 |

TABLE A.1. *Descriptive statistics (continued)*

| | All | | Good financial situation | | Bad financial situation | |
|-------------------------------------------------|-------|-------|--------------------------|-------|-------------------------|-------|
| | Mean | S.D. | Mean | S.D. | Mean | S.D. |
| Household members: 1 to 4 | 0.391 | 0.488 | 0.429 | 0.495 | 0.308 | 0.462 |
| Household members: 5 to 6 | 0.404 | 0.491 | 0.416 | 0.493 | 0.378 | 0.485 |
| Household members: 7 or more | 0.199 | 0.399 | 0.150 | 0.357 | 0.305 | 0.461 |
| Number of children in the household: 1 child | 0.286 | 0.452 | 0.316 | 0.465 | 0.221 | 0.415 |
| Number of children in the household: 2 children | 0.358 | 0.479 | 0.377 | 0.485 | 0.315 | 0.464 |
| Number of children in the household: 3 or more | 0.352 | 0.478 | 0.303 | 0.460 | 0.458 | 0.498 |

TABLE A.2. *Probability of having had difficulty reaching the end of the month during the youth*

| | | All | | Men | | Women | | | | |
|----------------------------------------------|--------------|--------|-------|-------|--------|-------|--------|--------|-------|-----|
| | | Coef. | S.E. | Coef. | S.E. | Coef. | S.E. | | | |
| Sex (ref.: woman) | men | 0.052 | 0.026 | ** | | | | | | |
| | 30-34 | 0.040 | 0.064 | | 0.027 | 0.090 | 0.056 | 0.092 | | |
| | 35-39 | -0.034 | 0.069 | | -0.014 | 0.097 | -0.044 | 0.100 | | |
| | 40-44 | -0.032 | 0.076 | | -0.071 | 0.106 | 0.008 | 0.109 | | |
| Age (ref.: 25-29) | 45-49 | 0.054 | 0.081 | | 0.078 | 0.113 | 0.040 | 0.116 | | |
| | 50-54 | 0.102 | 0.086 | | 0.086 | 0.120 | 0.128 | 0.123 | | |
| | 55-59 | 0.148 | 0.091 | | 0.150 | 0.127 | 0.155 | 0.131 | | |
| Father's education level (ref.: illiterate) | Low level | -0.195 | 0.081 | ** | -0.161 | 0.120 | -0.223 | 0.110 | ** | |
| | Middle level | -0.703 | 0.099 | *** | -0.565 | 0.145 | *** | -0.841 | 0.138 | *** |
| | High level | -0.891 | 0.101 | *** | -0.925 | 0.148 | *** | -0.846 | 0.140 | *** |
| Mother's education level (ref.: illiterate) | Low level | -0.291 | 0.065 | *** | -0.365 | 0.099 | *** | -0.230 | 0.087 | *** |
| | Middle level | -0.576 | 0.099 | *** | -0.574 | 0.143 | *** | -0.594 | 0.140 | *** |
| | High level | -0.662 | 0.114 | *** | -0.749 | 0.164 | *** | -0.609 | 0.160 | *** |
| Father's work situation (ref.: employed) | Unemployed | 0.757 | 0.226 | *** | 1.498 | 0.453 | *** | 0.440 | 0.275 | |
| | Inactive | 0.508 | 0.089 | *** | 0.368 | 0.149 | ** | 0.610 | 0.113 | *** |
| Mother's work situation (ref.: employed) | Unemployed | 0.662 | 0.312 | ** | 0.857 | 0.433 | ** | 0.524 | 0.459 | |
| | Inactive | 0.058 | 0.033 | * | 0.100 | 0.049 | ** | 0.023 | 0.045 | |
| Spanish father born in Spain (ref.: other) | | 0.008 | 0.120 | | 0.118 | 0.175 | | -0.078 | 0.167 | |
| Spanish mother born in Spain (ref.: other) | | -0.007 | 0.123 | | 0.046 | 0.195 | | -0.031 | 0.159 | |
| Father's year of birth (ref.: 1960 or later) | < 1930 | 0.206 | 0.168 | | 0.216 | 0.232 | | 0.201 | 0.247 | |
| | 1930-1939 | 0.196 | 0.161 | | 0.217 | 0.222 | | 0.184 | 0.238 | |
| | 1940-1949 | 0.188 | 0.153 | | 0.183 | 0.210 | | 0.196 | 0.226 | |
| | | 0.097 | 0.140 | | 0.037 | 0.192 | | 0.161 | 0.208 | |

TABLE A.2. Probability of having had difficulty reaching the end of the month during the youth (continued)

| | | All | | Men | | Women | | | | |
|-----------------------------------------------------------|-------------------------|--------|-------------|-------|--------|-------------|--------|--------|-------------|-----|
| | | Coef. | S.E. | Coef. | S.E. | Coef. | S.E. | | | |
| | < 1930 | -0.257 | 0.135 | * | -0.298 | 0.193 | -0.217 | 0.191 | | |
| Mother's year of birth (ref.: 1960 or later) | 1930-1939 | -0.272 | 0.126 | ** | -0.391 | 0.180 | ** | -0.154 | 0.178 | |
| | 1940-1949 | -0.308 | 0.116 | *** | -0.351 | 0.165 | ** | -0.266 | 0.163 | |
| | 1950-1959 | -0.241 | 0.098 | ** | -0.290 | 0.140 | ** | -0.185 | 0.139 | |
| | Rent | 0.522 | 0.039 | *** | 0.593 | 0.057 | *** | 0.460 | 0.053 | *** |
| House ownership (ref.: owned) | Provided free-of-charge | 0.550 | 0.072 | *** | 0.647 | 0.103 | *** | 0.464 | 0.101 | *** |
| | Lived alone with father | 0.240 | 0.278 | | -0.082 | 0.440 | | 0.462 | 0.367 | |
| | Lived alone with mother | 0.943 | 0.153 | *** | 0.784 | 0.248 | *** | 1.057 | 0.198 | *** |
| Presence of parents in the home (ref.: live with parents) | Lived without parents | 0.174 | 0.109 | | 0.180 | 0.172 | | 0.172 | 0.141 | |
| | 5-6 | 0.064 | 0.035 | * | 0.071 | 0.050 | | 0.053 | 0.049 | |
| Household members (ref.: 1-4) | 7 or more | 0.414 | 0.047 | *** | 0.384 | 0.068 | *** | 0.441 | 0.067 | *** |
| | 2 | 0.063 | 0.035 | * | 0.010 | 0.050 | | 0.111 | 0.049 | ** |
| Number of children in the household (ref.: 1 or 0) | 3 or more | 0.238 | 0.044 | *** | 0.218 | 0.062 | *** | 0.257 | 0.062 | *** |
| | Constant | -0.100 | 0.204 | | -0.124 | 0.300 | | -0.089 | 0.284 | |
| Sample size | | | 10,124 | | | 4,995 | | | 5,129 | |
| LR chi2 | | | 1,276.76 | | | 659.82 | | | 650.43 | |
| Prob > chi2 | | | 0.000 | | | 0.000 | | | 0.000 | |
| Log likelihood | | | -6,109.4414 | | | -3,012.2474 | | | -3,079.7813 | |
| Pseudo R ² | | | 0.095 | | | 0.099 | | | 0.096 | |

*: significant at 10% (** at 5%; *** at 1%).