



Reis. Revista Española de
Investigaciones Sociológicas
ISSN: 0210-5233
consejo.editorial@cis.es
Centro de Investigaciones Sociológicas
España

Cueto, Begoña; Rodríguez, Vanesa; Suárez, Patricia
¿Influye la pobreza en la juventud en la pobreza en la etapa adulta? Un análisis para
España
Reis. Revista Española de Investigaciones Sociológicas, núm. 160, octubre-diciembre,
2017, pp. 39-59
Centro de Investigaciones Sociológicas
Madrid, España

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=99752797003>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

¿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

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.

Key words

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

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 | suarezpatricia@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-

encias. 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 (Escríbà, 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 Patterson (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, Tolksma 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
	Buena	13,3	12,8	13,8
Situación financiera del hogar	Mala	22,9	22,8	23,0
	Estadístico gamma	0,271**	0,285**	0,259**
	No	13,1	12,7	13,6
Dificultades para llegar a fin de mes	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
Nivel educativo de la madre	Estadístico gamma	-0,359**	-0,397**	-0,327**
	Analfabeto	31,8	30,8	32,8
	Nivel bajo	15,5	15,4	15,6
	Nivel medio	8,9	6,9	11,0
Situación laboral del padre	Nivel alto	5,2	4,2	6,2
	Estadístico gamma	-0,355**	-0,347*	-0,363**
	Ocupación	15,7	15,5	16,1
	Desempleo	33,8	39,9	29,2
Situación laboral de la madre	Inactividad	18,8	16,3	20,3
	Estadístico gamma	0,255*	0,243*	0,260*
	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.: analfabeta)	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)		-0,016	0,130	-0,049	0,202	0,010	0,170
	< 1930	0,229	0,177	0,365	0,246	0,067	0,260
Año de nacimiento del padre (ref.: 1960 o posterior)	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
	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
Año de nacimiento de la madre (ref.: 1960 o posterior)	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 **
	1950-1959	-0,358	0,103 ***	-0,338	0,149 **	-0,366	0,144 **
Propiedad de la casa (ref.: propiedad)	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 utilizando 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: Argentaria-Visor.
- Card, David; Kluve, 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 Albero, 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, Ildefonso 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 Minguez, 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.
Año de nacimiento de la madre (ref.: 1960 o posterior)	< 1930	-0,257	0,135	*	-0,298	0,193	-0,217 0,191
	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
Propiedad de la casa (ref.: propiedad)	Alquiler	0,522	0,039	***	0,593	0,057	*** 0,460 0,053 ***
	Provista gratuitamente	0,550	0,072	***	0,647	0,103	*** 0,464 0,101 ***
Presencia de padres en el hogar (ref.: vive con los padres)	Vive solo con el padre	0,240	0,278		-0,082	0,440	0,462 0,367
	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
Miembros del hogar (ref.: 1-4)	5-6	0,064	0,035	*	0,071	0,050	0,053 0,049
	7 o más	0,414	0,047	***	0,384	0,068	*** 0,441 0,067 ***
Niños en el hogar (ref.: 1 o ninguno)	2	0,063	0,035	*	0,010	0,050	0,111 0,049 **
	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%).