

El fenómeno de la pobreza juvenil: ¿hay diferencias relevantes entre Comunidades Autónomas?

Cecilia Albert *, María Ángeles Davia **

RESUMEN: Este artículo analiza la variabilidad en el fenómeno de la pobreza de los jóvenes entre Comunidades Autónomas españolas. Utilizando la Encuesta de Condiciones de Vida se estima un modelo *logit* multinivel de efectos aleatorios. Los resultados apuntan a variaciones entre Comunidades Autónomas en la pobreza por el dispar impacto de la edad, el capital humano, las formas de convivencia, el número de hijos, la nacionalidad y la crisis económica. Las variables incorporadas en el análisis no recogen toda la variabilidad regional, a la que puede contribuir también la estructura productiva o las prestaciones sociales de cada Comunidad Autónoma.

Clasificación JEL: D31; I32; J13.

Palabras clave: pobreza; jóvenes; regiones.

Youth poverty: are there relevant differences across regions?

ABSTRACT: This paper aims to analyze regional variability in youth poverty in Spain. We deploy the Spanish Survey of Income and Living Conditions to conduct a random effects or multilevel logit model. Results point to regional variability due to diverse impact of age, human capital, living arrangements, number of children, nationality and the recent economic crisis. Regional differences do not entirely respond to the variables included in the analysis and may be explained by other indicators such as those related to the structure of the productive system or the redistributive capacity of the social benefits from the autonomous communities.

JEL Classification: D31; I32; J13.

Keywords: poverty; youth; regions.

* Universidad de Alcalá.

** Universidad de Castilla-La Mancha.

Dirección de contacto: Cecilia Albert Verdú (Cecilia.albert@uah.es). Facultad de Ciencia Económicas y Empresariales. Departamento de Fundamentos de Economía e Historia Económica. Plaza de la Victoria s/n, 28802 - Alcalá de Henares (Madrid). Teléfonos: +34-918854263-4202.

Recibido: 12 de abril de 2012 / Aceptado: 23 de enero de 2013.

1. Introducción

El objetivo de este artículo es explorar las diferencias regionales tanto en los niveles como en los determinantes de la pobreza monetaria relativa de los jóvenes en España. En particular, se desea conocer la existencia de variabilidad del riesgo de pobreza juvenil entre regiones, así como detectar si determinados factores de riesgo de pobreza afectan de forma dispar entre las Comunidades Autónomas y si hay algún patrón que describa dichas diferencias. Para ello se aplican modelos *logit* multinivel a los datos de la Encuesta de Condiciones de Vida (ECV) para los años 2005 hasta 2010. Esta metodología permite contrastar, además de la existencia de diferencias regionales en la pobreza de los jóvenes, si existen diferencias regionales en sus determinantes.

Este trabajo se enmarca en una línea reciente de estudios sobre la pobreza en los jóvenes, colectivo al que, por diferentes razones, cada vez se presta más atención en la literatura. Por un lado, en países donde la emancipación se retrasa, como es el caso de España, la pobreza de los jóvenes responde a la precariedad laboral y de rentas con la que inician sus vidas laborales (Toharia *et al.*, 2007). En otros países, especialmente en aquellos donde los procesos de emancipación son más tempranos (esencialmente, los nórdicos y los de Europa continental), los jóvenes presentan un riesgo diferencial de pobreza respecto a la población adulta (Aassve *et al.*, 2007; Mendola *et al.*, 2009), si bien también es cierto que son un grupo relativamente dinámico en términos de salida de la pobreza (Kemp *et al.*, 2004).

Aunque en España la pobreza monetaria relativa¹ de los jóvenes (15% en el periodo analizado) no es superior a la del conjunto de la población (20% aproximadamente), sabemos que ciertos colectivos de jóvenes son especialmente vulnerables a la pobreza (Albert y Davia, 2011; Ayllón, 2009) y que existen diferencias importantes en la incidencia de la pobreza por Comunidades Autónomas (Pérez Mayo, 2008). Además, en los últimos dos años la crisis económica ha incrementado la tasa de pobreza de los jóvenes, pasando de un 14,21% en el periodo anterior a la crisis que va de 2004 a 2007 (ECV de 2005 a 2008) a un 17,47% en el periodo inicial de la crisis que va de 2008 a 2009 (ECV de 2009 y 2010). No obstante, la incidencia de la crisis económica no ha tenido por qué ser homogénea entre regiones, puesto que éstas se han visto afectadas por la crisis con distinta intensidad en función, entre otras cosas, de sus estructuras productivas, es decir, del peso del sector de la construcción y la industria y su apertura al comercio internacional (Ruiz-Huerta Carbonell *et al.*, 2009). Todo ello parece indicar que la actual crisis económica pudiera estar afectando tanto a la pobreza de los jóvenes como a su variabilidad en el territorio. En este artículo abordamos estas cuestiones, ampliando la escasa evidencia empírica sobre pobreza juvenil en España en dos sentidos: atendiendo a la variabilidad de la pobreza

¹ La pobreza monetaria se define como el porcentaje de personas que están por debajo de un determinado umbral de la mediana de la renta equivalente de los hogares del país en un momento determinado. La denominada pobreza relativa se establece bajo el umbral del 60% de la mediana de la renta equivalente.

de los jóvenes entre Comunidades Autónomas y estudiando la incidencia de la actual crisis económica.

España es un territorio muy heterogéneo y es de esperar que haya importantes disparidades en la distribución de la renta entre regiones que pueden resultar de diferencias en el perfil de los jóvenes que viven en ellas, del *stock* de capital humano disponible y/o el patrón de abandono del hogar paterno o incluso de las condiciones de los mercados de trabajo regionales, tal y como se sugiere en los trabajos de Jurado y Pérez Mayo (2007) y Ayala *et al.* (2011).

El estudio de las diferencias regionales de la pobreza en España se ha abordado desde distintos enfoques. Por ejemplo, Ayala *et al.* (2011) distinguen entre las diferencias en pobreza que resultan de la estructura sociodemográfica característica de las regiones y la elasticidad en el riesgo de pobreza de unas características dadas («rendimientos»). Otro enfoque es el de Calvo *et al.* (2010), que cuantifican y describen la intensidad relativa de la pobreza en las Comunidades Autónomas. Por su parte, García-Luque *et al.* (2009) describen la persistencia en la pobreza y las entradas y salidas de la pobreza por regiones. Los autores advierten desigualdad en los flujos hacia y desde la pobreza, tanto entre diferentes colectivos como entre Comunidades Autónomas. Desde una óptica macroeconómica se ha prestado atención, más que a la pobreza, a la distribución de la renta y la posible convergencia regional en esta distribución, como es el caso de Ahamdanech *et al.* (2010), que confirman la escasa reducción de las disparidades en renta entre regiones.

En la literatura económica sobre la pobreza en hogares donde viven jóvenes (Cantó y Mercader-Prats, 1999, 2001; Ayllón, 2007; Aassve *et al.*, 2007; Parisi, 2008) los principales factores de riesgo de pobreza de la población joven son la inestabilidad en sus rentas laborales², la relación con la actividad y la composición familiar (Ayllón, 2007), la independencia residencial (Aassve *et al.*, 2007; Parisi, 2008) y, una vez alcanzada ésta, la maternidad y paternidad (Aassve *et al.*, 2005). Más recientemente, Ayllón (2009) pone énfasis en las diferencias en el riesgo de pobreza que puede haber entre jóvenes emancipados y no emancipados. Ayllón (2009) encuentra, en línea con nuestros propios resultados, que los jóvenes no emancipados tienen un mayor riesgo de pobreza, lo que posiblemente responde al hecho de que los jóvenes no se emancipan del hogar familiar hasta que no tienen la certeza de que su riesgo de pobreza será igual, o incluso menor, al que tienen en el hogar paterno. En este artículo tenemos en cuenta, mediante variables de control introducidas en los modelos multivariantes, el tipo de convivencia del joven: si convive o no con sus padres, con pareja o en otras modalidades de convivencia.

El orden de contenidos del artículo es el siguiente: en la sección 2 presentamos la base de datos y la muestra seleccionada, la metodología empleada y las variables utilizadas; la sección 3 recoge los principales resultados del análisis; y la 4 resume los resultados y las principales conclusiones de este estudio.

² Dada esta inestabilidad Cantó y Mercader-Prats (1999, 2001) concluyen que los jóvenes tienden a utilizar sus hogares paternos como refugio contra la pobreza.

2. Metodología de la investigación

2.1. La base de datos y la muestra seleccionada

Desarrollada por el Instituto Nacional de Estadística (INE) en coordinación con la Oficina Estadística de la Unión Europea (*Eurostat*), la ECV está diseñada para conocer la distribución de la renta en los hogares, las condiciones materiales de vida y la relación con la actividad económica. Esta encuesta se realizó en España por primera vez en el año 2004 y su periodicidad es anual. El tamaño de la muestra es, aproximadamente, de 16.000 hogares al año, distribuidos en 2.000 secciones censales. A pesar de que la ECV es representativa de cada Comunidad Autónoma, al segmentar la muestra por grupos demográficos no amplios y regiones, podemos encontrar variabilidad en los resultados de pobreza que deben ser interpretados con cautela.

La ECV es, en este momento, una de las bases de datos más utilizadas para el estudio de la pobreza en España, tanto para el total de la población (Gil Izquierdo y Ortiz Serrano, 2009) como para colectivos demográficos concretos (Ayala y Sastre, 2007), y también con ella se han llevado a cabo algunos análisis que contemplan diferencias regionales (Pérez Mayo, 2008; García-Luque *et al.*, 2009; Ahamdanech *et al.*, 2010; Ayala *et al.*, 2011).

En este trabajo se utilizan los datos desde 2005³ hasta 2010. La información sobre rentas en cada año hace referencia al año anterior, lo cual nos permite diferenciar entre el periodo de auge económico que va de 2004 a 2007 (con la información recabada de 2005 a 2008) y los dos primeros años de la crisis económica actual, 2008 y 2009 (con la información recabada en los años 2009 y 2010).

Este estudio se centra en el colectivo de los jóvenes. No hay consenso alguno sobre qué se entiende por persona joven: las definiciones más estrictas, que reducen la juventud a la edad entre dieciséis y veinticuatro años, dejan fuera a una gran cantidad de personas que, en el caso español, no se han emancipado del hogar paterno (en España la edad media de emancipación ronda la treintena, como puede verse en Aassve *et al.*, 2007). De ahí que hayamos optado por una definición muy amplia de juventud, hasta los treinta y cuatro años de edad, con el objeto de detectar también a jóvenes emancipados y recoger así el patrón de emancipación tardía de los jóvenes en España. Sobre un total de 220.925 observaciones de mayores de quince años se han seleccionado 48.415 correspondientes a jóvenes de dieciséis a treinta y cuatro años, de las cuales 47.487 cuentan con valores válidos en todas las variables utilizadas en el análisis multivariante.

³ Aunque los ficheros de microdatos de la ECV están disponibles desde 2004, el tamaño equivalente del hogar fue incorporado en los mismos a partir de 2005 por el INE. Preferimos no computar el tamaño equivalente del hogar en previsión de posibles errores en el tamaño observado de los hogares en los ficheros de microdatos a disposición de los usuarios y utilizar únicamente la definición proporcionada por el INE al respecto desde el año 2005.

2.2. Metodología: modelos logísticos multinivel

La aplicación de modelos de regresión logística tradicionales no tiene en cuenta la estructura frecuentemente jerárquica de los datos, es decir, el hecho de que las observaciones individuales no son plenamente independientes entre sí, en el sentido de que pertenecen a colectivos que pueden estar afectados por características comunes (Martín Martín *et al.*, 2011). En nuestro caso, los jóvenes pueden verse afectados por estructuras productivas regionales y por políticas correctoras de la desigualdad específicas de las regiones donde viven. El análisis multinivel, en cambio, permite profundizar en las diferencias regionales, concretamente, afrontar las tres cuestiones fundamentales de este trabajo: medir el grado de variabilidad en el riesgo de pobreza entre regiones; si las características de los jóvenes (como la edad, el sexo o el nivel educativo) tienen un impacto dispar entre Comunidades Autónomas; y si las diferencias regionales en la pobreza pueden ser explicadas por diferencias en los efectos de la crisis económica.

Los modelos multinivel son apropiados para el análisis regional, ya que permiten considerar explícitamente que las observaciones de una misma región no son totalmente independientes en la medida en la que están afectadas por características (variables) comunes (Giuliano *et al.*, 2010). En nuestro caso, un ejemplo sería la estructura productiva que puede condicionar, entre otras cosas, el acceso a la educación o la temporalidad en el empleo. Los modelos de regresión logística multinivel se aplican en muy diversos ámbitos, como en Ciencias de la Educación en general y en Economía de la Educación⁴ en particular, así como en Economía de la Salud (por ejemplo, en Martín Martín *et al.*, 2011) se aplica esta técnica para analizar la desigualdad en salud en las Comunidades Autónomas españolas).

A continuación se resumen los fundamentos esenciales de la metodología aquí utilizada. La muestra está dispuesta en dos niveles: el nivel 1 son los jóvenes entrevistados (i), y el nivel 2 (j) son las Comunidades Autónomas. En este trabajo adoptamos el punto de vista de los modelos de variables latentes para exponer los diferentes modelos multivariantes que se aplican empíricamente. En nuestro caso, se trata de modelizar la variable continua latente inobservable y_{ij}^* que mide el nivel de pobreza del hogar en el que vive el joven. Cuando la variable latente toma un valor inferior al 60% de la mediana de la renta equivalente del hogar, observamos que la variable dicotómica, y_{ij} , toma el valor 1, mientras que si toma un valor superior observamos que y_{ij} toma valor 0. En aras de simplificar la notación, vamos a suponer que la variable latente, y_{ij} , depende de una sola característica x_{ij} (variable explicativa), lo que permite expresar el modelo dicotómico del siguiente modo:

$$y_{ij}^* = \beta_0 + \beta_1 x_{ij} + u_{0j} + u_{1j} x_{ij} + e_{ij}^* \quad (1)$$

⁴ A partir del trabajo de Goldstein (1987) se produce un aumento de trabajos donde se toman variables relativas a los colegios, los grupos de alumnos que comparten una asignatura y las características de los profesores en la determinación de logros educativos de los estudiantes.

donde y_{ij}^* es el nivel de pobreza del hogar en el que vive un joven i en una Comunidad Autónoma j ; β_0 es el nivel medio de pobreza para todo el Estado, cuya variabilidad por Comunidad Autónoma viene expresada por u_{0j} ; β_1 es la pendiente media del país que corresponde a la variable explicativa x_{ij} , con una variabilidad para cada Comunidad Autónoma que viene expresada por u_{1j} ; por último, e_{ij} es el residuo individual que sigue una distribución logística con varianza $\sigma_{e^*ij}^2 = 3,29$. En nuestra especificación los efectos aleatorios de los grupos (u_{0j} y u_{1j}) siguen una distribución normal de media 0 y varianza σ_{u0}^2 y σ_{u1}^2 , respectivamente, y covarianza σ_{u01}^2 . Resumiendo, podemos considerar que en un modelo multinivel se estiman dos tipos de parámetros: los correspondientes a la parte fija (β_0 y β_1) y los de la parte aleatoria (u_{0j} y u_{1j}).

Si no tenemos en cuenta la estructura jerarquizada de la muestra, podríamos estimar, como un caso particular del modelo multinivel (1), un modelo *logit* estándar de efectos fijos en el que el único nivel es el individuo (i).

$$y_i^* = \beta_0 + \beta_1 X_i + e_i^* \quad (2)$$

Este tipo de modelos permite tener una primera aproximación al efecto de la región sobre la pobreza incorporando variables dicotómicas regionales (los resultados de este modelo se presentan en la columna 1 del cuadro 3).

En la columna 2 del cuadro 3 se presentan los coeficientes fijos de la constante (β_0) y de las covariables (β_1) del modelo multinivel de constantes aleatorias. Es importante aclarar que el componente fijo de los coeficientes de las variables independientes del modelo multinivel (β_1) proporcionan información sobre el efecto de una variable explicativa sobre la pobreza de los jóvenes dentro de una misma Comunidad Autónoma. Este efecto suele conocerse como el efecto intra-grupo.

Un elemento fundamental que aportan los modelos multinivel frente a los modelos de efectos fijos es que permiten distinguir cuál es la proporción de la varianza total de los errores que resulta de las diferencias entre grupos. A esta proporción se le llama coeficiente de partición de la varianza (*variance partition coefficient, VPC*) y se calcula del siguiente modo:

$$VPC = \frac{\sigma_u^2}{\sigma_u^2 + \sigma_e^2} \quad (3)$$

Para contrastar si hay diferencias entre grupos se aplica un test del ratio de verosimilitud (*likelihood ratio test*) que compara los valores de la verosimilitud del modelo estándar de un solo nivel, donde no está reconocida la estructura jerárquica de la muestra, y el modelo multinivel. Para detectar si hay una correlación efectiva entre los errores de las constantes y los de las pendientes aleatorias se establece un test de verosimilitud entre el modelo antes y después de incorporar la variable explicativa en la parte aleatoria, y se compara el valor del test con una distribución *Chi2* con un

número de grados de libertad equivalente al nuevo número de parámetros necesarios para incorporar a esta nueva variable⁵.

Finalmente, la forma más directa de ver la posible correlación entre pendientes y constantes aleatorias es estimando la correlación entre ambas:

$$\rho_{01} = \frac{Cov(u_{0j}, u_{1j})}{\sqrt{Var(u_{0j}) \cdot Var(u_{1j})}} = \frac{\sigma_{u01}}{\sigma_{u0} \cdot \sigma_{u1}} \quad (4)$$

Esta correlación indica el sentido de la asociación entre las constantes de los distintos grupos (u_{0j}) y sus pendientes (u_{1j}). Si es positiva, podemos decir que las Comunidades Autónomas cuya constante específica ($\beta_0 + u_{0j}$) está por encima de la media del país (β_0) tienen además pendientes específicas ($\beta_1 + u_{1j}$) por encima de la pendiente media del país (β_1). Por el contrario, si es negativa, las Comunidades Autónomas cuya constante específica está por encima de la media del país tienen pendientes específicas por debajo de la pendiente media del país.

La información sobre la parte aleatoria del modelo que se presenta en el cuadro 4 contiene: la varianza de la constante (σ_{u0}^2) y su desviación estándar; el coeficiente de partición de la varianza (VPC); dos test de la *Chi-2* que nos permiten comparar el modelo multinivel de dos niveles con el modelo de coeficientes fijos de un solo nivel y el modelo multinivel con pendientes aleatorias frente al modelo multinivel que sólo considera variabilidad en la constante; y el coeficiente de correlación entre los términos aleatorios de la constante y de la pendiente (ρ_{01}). Alternativamente se pueden graficar los errores de las constantes (u_{0j}) y los de las pendientes (u_{1j}), tal y como se hace en el Panel 1.

2.3. Variables consideradas y análisis descriptivo

La variable a explicar en los modelos multivariantes es la pobreza monetaria del hogar en el que vive el joven, calculada sobre la renta monetaria equivalente⁶ del hogar en el año anterior al de la entrevista, con un umbral fijado en el 60% de la mediana de la renta familiar equivalente en todo el territorio nacional, siguiendo así la opción más habitual en la literatura que, sin embargo, no está exenta de discusión (Ayala *et al.*, 2012). Aunque la pobreza monetaria no es la única estrategia o variable clave en el estudio de la pobreza (otras vías alternativas son exploradas en Albert y Davia, 2011) tiene la ventaja de que, al responder a un criterio definido por *Eurostat*, permite la comparabilidad de nuestros resultados con los obtenidos en otros países o los que se han obtenido en España en el pasado.

El fenómeno de la pobreza de los jóvenes en España no registra la misma intensidad en todo el territorio. Además, esta realidad ha sufrido ciertos cambios con la

⁵ Podemos incorporar varias variables, por ejemplo, varias variables dicotómicas para identificar a una variable categórica con varios valores.

⁶ El INE calcula la renta equivalente con la escala modificada de la OCDE.

crisis económica. Por lo general, el problema se ha agravado, pero este agravamiento tiene excepciones y distintas intensidades. El cuadro 1 muestra los niveles medios de pobreza joven en todas las Comunidades Autónomas. En él se puede ver, en primer lugar, que a lo largo del periodo 2005-2010 los jóvenes registraron un riesgo medio de pobreza del 15,26% y que éste aumenta desde el inicio de la crisis económica del año 2008 (17,43%).

Cuadro 1. Tasas de pobreza de la población joven en España (16-34 años) 2005-2010

	<i>De 2005 a 2010</i>	<i>De 2005 a 2008</i>	<i>2009 y 2010</i>
Total jóvenes	15,26	14,21	17,43
Galicia	16,32	16,51	15,93
Principado de Asturias	11,75	11,19	12,99
Cantabria	10,78	9,58	13,22
País Vasco	6,89	6,14	8,53
Comunidad Foral de Navarra	5,07	5,05	5,11
La Rioja	14,03	14,31	13,41
Aragón	10,18	9,11	12,35
Comunidad de Madrid	9,12	8,29	10,83
Castilla y León	16,25	16,94	14,82
Castilla-La Mancha	17,30	15,71	20,35
Extremadura	28,97	29,34	28,22
Cataluña	10,37	9,58	12,00
Comunidad Valenciana	13,32	11,94	16,15
Illes Balears	11,11	10,89	11,56
Andalucía	23,95	22,11	27,65
Región de Murcia	19,14	16,77	23,77
Ceuta y Melilla	27,34	28,52	25,00
Canarias	21,42	19,17	26,24
Número de observaciones	48.415	32.358	16.057

Fuente: ECV, 2005-2010.

Los niveles más bajos de pobreza joven se corresponden con Navarra, País Vasco, Madrid, Aragón y Cantabria, mientras que los más elevados se registran en Extremadura, Ceuta y Melilla, Andalucía y Canarias. También se observa que el empeoramiento durante el periodo de crisis económica es especialmente marcado en Canarias, Andalucía y Castilla-La Mancha mientras que llega a descender ligeramente en Ceuta y Melilla, Extremadura y Castilla y León, y experimentan pocos cambios en Galicia, La Rioja y Baleares.

En los modelos de pobreza, de forma coherente con la literatura nacional e internacional, el riesgo de pobreza en los hogares donde viven los jóvenes se hace depender de tres grupos de características: personales, del hogar y laborales.

Entre las características personales se encuentran el sexo, la edad, el nivel educativo más alto alcanzado por el joven y su nacionalidad⁷. Es conocido que las mujeres tienen mayores riesgos de pobreza que los varones, lo que responde a que son más frecuentes los hogares monoparentales cuya cabeza es una mujer que aquellos donde es un varón. De ser esa tendencia cierta en personas menores de treinta y cinco años en España también cabría esperar una mayor incidencia de la pobreza en las mujeres (Cantó y Mercader-Prats, 2001). En cuanto a la edad, al estar correlacionada con los ingresos laborales y con la experiencia laboral potencial que puede contribuir a la percepción de prestaciones en el caso de desempleo, sí podemos esperar una reducción del riesgo de pobreza con la edad, algo que además ya es muy conocido en la literatura sobre pobreza juvenil (Ayllón, 2009; Albert y Davía, 2011). El nivel educativo constituye un indicador esencial de capital humano, que sin duda es la *proxy* más relevante de la productividad y de ingresos potenciales de los jóvenes, por cuanto esperamos que los jóvenes más cualificados registren menos riesgo de pobreza (Albert y Davía, 2011). A esto hay que sumarle el hecho de que en el caso de los jóvenes no emancipados el nivel educativo puede estar relacionado con el status socio-económico de sus padres y hermanos (Albert, 2000), y que, por tanto, también es de esperar que los jóvenes más cualificados vivan en hogares con un menor riesgo de pobreza dados los ingresos de las personas con las que conviven.

Entre las características familiares están la configuración de su hogar (que llamaremos situación de convivencia) y el número de hijos del entrevistado. La literatura sobre pobreza juvenil tanto española (Ayllón, 2009) como internacional (Aassve *et al.*, 2007; Parisi, 2008) pone mucho énfasis en el papel de la situación de convivencia a la hora de marcar el riesgo relativo de pobreza en los jóvenes. El abandono del hogar paterno constituye en algunos países un factor de riesgo de pobreza, si bien este riesgo relativo es menor en los países mediterráneos como España que en otros, en la medida en que los jóvenes tienden a abandonar el hogar paterno cuando ya tienen un nivel de ingresos que les permite al menos igualar el riesgo de pobreza que tienen en el hogar paterno. Evidencia sobre el menor riesgo de pobreza en jóvenes emancipados (salvo cuando tienen hijos propios) puede verse en Ayllón (2009).

Las características laborales vienen recogidas por la situación laboral del joven. Es muy conocida en la literatura sobre pobreza en España la vinculación entre la falta de empleo, en especial el paro, y sobre todo cuando afecta al cabeza de familia, y la pobreza (Gil Izquierdo y Ortiz Serrano, 2009; García-Serrano y Toharia, 2008). Por otro lado los ocupados en España, sobre todo aquellos que trabajan a tiempo parcial,

⁷ En versiones anteriores de estos modelos se probó además con las variables que identifican discapacidad, y se optó por no incorporarlas en el modelo porque no resultaban ser significativas. Los resultados están a disposición del lector interesado.

registran un riesgo relativo de pobreza (también llamada pobreza laboral) bastante alto en los estándares europeos (Gutiérrez, 2009). Por todo esto esperamos encontrar un riesgo relativo de pobreza especialmente marcado en los jóvenes cuya situación laboral más frecuente en el año de referencia en la renta sea el desempleo, y también más riesgo de pobreza en los trabajadores a tiempo parcial que en aquellos que trabajan a jornada completa.

Finalmente, también se incluirá en los modelos una variable *dummy* que recoge el efecto de los inicios de la crisis (las dos últimas olas de la ECV). El impacto de la actual crisis económica en el riesgo de pobreza como resultado del fuerte deterioro del mercado de trabajo ya está recibiendo atención en la literatura (Cantó, 2010) y sobre ello se espera que haya bastante evidencia empírica en el futuro inmediato.

El cuadro 2 recoge descriptivos de las variables explicativas utilizadas en el análisis. En lugar de ofrecer los valores medios de cada Comunidad Autónoma, ofrecemos el valor medio del país y el mínimo y máximo que registran las Comunidades Autónomas, de forma que pueda reflejarse la variabilidad en todo el territorio en la distribución de las características que definen el riesgo de pobreza. Algunos resultados deben tomarse con cierta cautela dado que la representatividad de la muestra puede reducirse al desagregar por grupos demográficos, regiones y resto de variables consideradas.

Cuadro 2. Valores medios, mínimos y máximos en las Comunidades Autónomas de las variables utilizadas en el análisis multivariante (expresados como %).

Población: jóvenes entre dieciséis y treinta y cuatro años de edad

	<i>Media</i>	<i>Mínimo</i>	<i>CCAA</i>	<i>Máximo</i>	<i>CCAA</i>
Pobreza monetaria	15,26	5,07	NAV	28,97	EXT
Sexo					
Varones	51,38	50,28	C&M	52,59	MUR
Mujeres	48,62	47,41	MUR	49,72	C&M
Grupos de edad					
Menores de 25 años	35,76	33,86	CAT	40,01	EXT
25-34 años	64,24	59,99	EXT	66,14	CAT
Nivel educativo					
Educación primaria u obligatoria	39,02	22,13	PV	51,40	MUR
Educación secundaria post-obligatoria	29,35	25,17	AND	36,17	AST
Educación superior	32,12	21,84	MUR	48,13	PV
Nacionalidad					
Español nacido en España	90,21	80,17	RIO	98,18	EXT
Otras situaciones	9,79	1,82	EXT	19,83	RIO

Cuadro 2. (continuación)

	Media	Mínimo	CCAA	Máximo	CCAA
Situación de convivencia					
Solo/a	4,17	1,89	CANT	7,16	BAL
Con ambos padres	47,80	39,52	BAL	56,80	CyL
Con padre o madre únicamente	10,80	7,90	NAV	15,06	C&M
Con pareja	31,23	23,16	AST	37,86	BAL
Con pareja y padres	0,86	0,23	ARA	2,85	GAL
Sin pareja ni padres	5,14	2,56	CyL	8,23	MAD
Número de hijos					
Ningún hijo	82,39	74,53	CyM	88,08	CyL
Un hijo	11,50	8,63	CyL	14,51	CyM
Dos hijos	5,51	2,89	PV	8,94	CyM
Tres o más hijos	0,60	0,06	PV	2,01	CyM
Situación laboral más frecuente en el año de referencia para las variables de renta					
Otras situaciones	2,93	1,51	CyM	4,62	BAL
Ocupado a tiempo completo	50,79	39,99	CyM	56,94	BAL
Ocupado a tiempo parcial	6,75	4,13	CyM	8,11	CAT
Parado	9,85	4,03	ARA	21,87	CyM
Estudiante	24,69	20,55	BAL	32,42	AST
Inactivo	4,99	2,93	MAD	9,44	CyM
Crisis					
Observaciones en 2005-2008	67,33	65,79	CLM	68,84	AST
Observaciones en 2009-2010	32,67	31,16	AST	34,21	CLM
Número de observaciones	48.415	32.358		16.057	

Fuente: ECV, 2005 a 2010. INE.

Como era de esperar, no hay diferencias reseñables en la distribución de varones y mujeres entre Comunidades Autónomas, pero sí lo hay en la distribución por edades: los menores de veinticinco años representan el 35,76% de los jóvenes en la muestra, y el peso de este colectivo oscila entre el 33,86% en Cataluña y 40,01% en Extremadura. También hay diferencias importantes en el *stock* de capital humano entre regiones: el 39,02% de los jóvenes de la muestra de ámbito nacional han conseguido llegar, como máximo, a la educación obligatoria, pero oscila entre el 22,13% del País Vasco y el 51,40% de Murcia. Los jóvenes que no han nacido en España y no tienen la nacionalidad española representan el 9,79%, entre el valor mínimo de Extremadura (2%) y el máximo de la Rioja (casi el 20%).

El 47,8% de los jóvenes en España vive con ambos padres, pero esta situación es bastante menos frecuente en Baleares (39,52%) y considerablemente más habitual en

Castilla y León (56,8%). En esta línea, también los jóvenes castellano-leoneses son los que menos hijos tienen (el 88,08% de ellos no tiene ningún hijo frente al 82,39% de media en España), mientras que una de las Comunidades Autónomas con mayor incidencia de la pobreza joven, como es Ceuta y Melilla es, con diferencia, la región donde los jóvenes tienen un mayor número de hijos. También Ceuta y Melilla es la región donde los jóvenes tienen un menor porcentaje de ocupados, tanto a tiempo completo (40%) como a tiempo parcial (4,13%), y mayor porcentaje de parados (21,87%), que es la situación laboral más relacionada con la pobreza.

3. Resultados de los modelos

La especificación econométrica que se ha seguido para detectar las diferencias regionales en el riesgo de pobreza es el resultado de varias etapas: en una primera etapa consideramos sólo el nivel 1 (individuo) y tomamos efectos fijos en las variables dicotómicas que identifican a cada Comunidad Autónoma. Dejamos Navarra como categoría de referencia por el mero hecho de que es la que registra los niveles más bajos de pobreza al inicio del periodo de observación (columna 1 del cuadro 3). En una segunda fase tomamos en consideración el nivel 2 de la estructura de la muestra (Comunidades Autónomas) a través de un modelo multinivel de constantes aleatorias (columna 2 del cuadro 3), donde se contempla la posibilidad de que haya variabilidad entre las constantes de cada grupo. Esperamos confirmar esa posibilidad porque casi todas las *dummies* del modelo de efectos fijos son significativas. En una tercera y última etapa probamos nueve modelos de pendientes aleatorias donde vamos incorporando, de una en una, la posibilidad de que haya variabilidad en las pendientes de las características más relevantes de la parte de efectos fijos de los modelos (cuadro 4).

A continuación vamos a comentar en primer lugar la parte fija del modelo de efectos fijos y la del modelo de constante aleatoria (cuadro 3). Puede apreciarse la notable estabilidad de la parte fija del modelo cuando se toman efectos fijos de las Comunidades Autónomas a través de 17 variables dicotómicas y cuando se estima el modelo con constantes aleatorias, es decir, con efectos aleatorios en las Comunidades Autónomas. Por otro lado, los coeficientes fijos de este último modelo son muy estables en todas las especificaciones que se han probado de modelos de pendientes aleatorias, por lo que se muestran sólo los resultados de la parte fija del modelo de constantes aleatorias⁸.

En primer lugar, no se encuentran diferencias significativas entre varones y mujeres en el riesgo de pobreza, pero sí con la edad: los menores de veinticinco años son más proclives a vivir en la pobreza que los que tienen entre veinticinco y treinta y cuatro años de edad. La educación está correlacionada con el riesgo de pobreza: los jóvenes menos cualificados tienen, en comparación con aquellos que han terminado la educación superior, mayor riesgo de pobreza. Los jóvenes que no son españoles nativos (bien porque no han nacido en España o porque no tienen nacionalidad española) tienen también un mayor riesgo de pobreza que los nativos.

⁸ Los resultados de los nueve modelos de pendientes aleatorias están a disposición del lector interesado.

Cuadro 3. Estimación de los efectos de diferentes covariables sobre la probabilidad de que un joven viva en un hogar pobre.

Modelos de efectos fijos y modelo multinivel.

Modelo de efectos fijos y parte fija del modelo de constantes aleatorias

<i>Grupos de variables</i>	<i>Variables</i>	<i>Modelo Efectos fijos</i>	<i>Modelo Constantes aleatorias</i>
Sexo (ref.: mujer)	Varón	0,028 (0,028)	0,028 (0,028)
Edad (ref.: 25-34 años)	16-24 años	0,094*** (0,036)	0,093*** (0,036)
Nivel educativo (ref.: educación superior)	Educación primaria u obligatoria	0,710*** (0,039)	0,712*** (0,039)
	Educación secundaria completa	0,256*** (0,041)	0,257*** (0,041)
Nacionalidad: (ref.: español nacido en España)	No es español nacido en España	0,838*** (0,042)	0,835*** (0,042)
Situación de convivencia (ref.: vive con ambos padres)	Solo/a	0,843*** (0,084)	0,842*** (0,084)
	Con padre o madre únicamente	0,314*** (0,038)	0,314*** (0,038)
	Con pareja	-0,502*** (0,056)	-0,503*** (0,056)
	Con pareja y padres	-0,455*** (0,124)	-0,454*** (0,124)
	Sin pareja ni padres	0,532*** (0,059)	0,532*** (0,059)
Número de hijos (ref.: no tiene hijos)	Un hijo	0,531*** (0,059)	0,531*** (0,059)
	Dos hijos	1,164*** (0,068)	1,164*** (0,068)
	Tres o más hijos	2,291*** (0,116)	2,289*** (0,116)
Situación laboral más habitual en el año de referencia para la renta (ref.: ocupado a tiempo completo)	Otras situaciones	0,865*** (0,077)	0,866*** (0,077)
	Ocupado a tiempo parcial	0,595*** (0,061)	0,594*** (0,061)
	Parado	1,708*** (0,042)	1,710*** (0,042)
	Estudiante	1,284*** (0,041)	1,284*** (0,041)
	Inactivo	1,593*** (0,054)	1,593*** (0,054)

Cuadro 3. *(continuación)*

<i>Grupos de variables</i>	<i>VARIABLES</i>	<i>Modelo Efectos fijos</i>	<i>Modelo Constantes aleatorias</i>
Crisis económica	2009-2010 (renta en 2008-2009)	0,089*** (0,028)	0,089*** (0,028)
Comunidades Autónomas (ref.: Navarra)	Galicia	1,148*** (0,113)	
	Principado de Asturias	0,649*** (0,125)	
	Cantabria	0,707*** (0,136)	
	País Vasco	0,429*** (0,130)	
	La Rioja	0,866*** (0,126)	
	Aragón	0,676*** (0,127)	
	Comunidad de Madrid	0,509*** (0,117)	
	Castilla y León	1,263*** (0,115)	
	Castilla-La Mancha	1,324*** (0,115)	
	Extremadura	1,765*** (0,114)	
	Cataluña	0,609*** (0,112)	
	Comunidad Valenciana	0,895*** (0,113)	
	Illes Balears	0,617*** (0,129)	
	Andalucía	1,447*** (0,107)	
	Región de Murcia	1,335*** (0,114)	
	Ceuta y Melilla	1,569*** (0,124)	
Canarias	1,345*** (0,114)		
Constante		-4,196*** (0,112)	-3,241*** (0,116)

Cuadro 3. (continuación)

<i>Grupos de variables</i>	<i>Variables</i>	<i>Modelo Efectos fijos</i>	<i>Modelo Constantes aleatorias</i>
	Número de observaciones	47.487	47.487
	Test verosimilitud chi-2	6,774	43,51
	grados de libertad	36	19
	-2LL	-18,858	-18,904
	chi ²		891,2
	p-valor		0,000
	Pseudo-R2	0,152	

Errores estándar entre paréntesis; *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Fuente: ECV, 2005 a 2010. INE.

Los jóvenes que viven solos, con un solo progenitor o con personas que no son ni sus padres ni sus parejas, tienen más riesgo de vivir en la pobreza que los jóvenes que viven con ambos padres. Por otro lado, resulta interesante que las personas jóvenes que viven en pareja, independientemente de si además reside alguno de los padres de él o de su pareja con ellos, tienen menor riesgo de pobreza que quienes viven con sus padres. La emancipación del hogar paterno no siempre está vinculada a mayores riesgos de pobreza en los jóvenes. Esta evidencia está corroborada en estudios internacionales (Aassve *et al.*, 2007) y en España (Ayllón, 2009) y es un elemento diferencial de los países mediterráneos frente a los continentales y, sobre todo, a los nórdicos o escandinavos. Siguiendo con las características del hogar, el cuadro 3 también muestra cómo aumenta el riesgo de pobreza conforme aumenta el número de hijos (del propio joven) en el hogar.

Otras características que configuran el riesgo de pobreza en los jóvenes vienen dadas por su situación laboral. Cualquier situación laboral distinta del trabajo a tiempo completo en el año de referencia de la información de renta empeora las perspectivas laborales del hogar donde vive el joven; en particular, aumenta el riesgo de pobreza el paro y la situación de inactividad del joven, por encima de la situación de estudios.

En general los resultados obtenidos corroboran evidencia empírica anterior acerca de los factores que explican el riesgo de pobreza en los jóvenes en España en cuanto al papel del nivel educativo de los jóvenes (Albert y Davia, 2011), a su situación convivencial (Ayllón, 2009), a la relación con la actividad económica y en especial el riesgo que representa el desempleo (Toharia *et al.*, 2007; García-Serrano y Toharia, 2008). Los resultados son también compatibles con los de otros países de nuestro entorno, como aquéllos donde se recoge la menor incidencia de la pobreza en jóvenes emancipados de lo que cabría esperar (Aassve *et al.*, 2007) en línea con lo que ocurre en otros países mediterráneos.

Destacamos además que con la crisis económica de 2008 aumenta el riesgo de pobreza de los jóvenes, una vez que se controla por sus características personales, del hogar y laborales. Es decir, la crisis ha agudizado la incidencia de la pobreza aun

controlando por posibles cambios en la composición de las muestras en las Comunidades Autónomas.

En el cuadro 4 se presentan los resultados de las estimaciones de la parte aleatoria de los nueve modelos multinivel que tienen en común la parte fija del modelo de constantes aleatorias, presentada en la segunda columna de resultados del cuadro 3. En cada modelo hemos configurado la parte aleatoria a partir de la constante aleatoria y una de las covariables que la especificación inicial consideraba fijas. Esto nos permite encontrar evidencia sobre la existencia de diferencias regionales en el impacto de las covariables sobre la pobreza y si estas diferencias siguen algún patrón territorial. En el cuadro 4 se presenta la varianza y la desviación típica de los términos de error de la constante en los modelos de constantes aleatorias; la parte de la varianza que queda pendiente de explicar por las características inobservadas de las Comunidades Autónomas que viene dado por el correspondiente VPC (*variance partition coefficient*); dos test de verosimilitud que contrastan si el modelo multinivel es mejor que el de un solo nivel, y el que corrobora si considerar aleatoria la pendiente de cada una de las variables explicativas mejora la especificación respecto al modelo de constante aleatoria; y por último, se recoge la correlación entre los términos de error de las pendientes y las constantes aleatorias.

Cuadro 4. Resultados del análisis de la variabilidad entre regiones de los efectos de la constante y las covariables sobre la probabilidad de que un joven viva en un hogar pobre. Parte aleatoria de los modelos multinivel

	Variabilidad en las constantes aleatorias			LR test multinivel - un solo nivel		LR test pendientes vs constantes aleat.		Correlación pendientes-constantes aleatorias	
	Var (const.)	Desv. estándar	VPC	Chi (gl)	Prob > chi ²	Chi (gl)	Prob > chi ²		
Modelo de constante aleatoria								Variables	ρ_{01}
	0,200	(0,068)	0,057	891,15	0,000	—	—	—	—
Modelos de pendientes aleatorias									
Sexo	0,207	(0,072)	0,059	891,49	0,000	0,33	0,847	Sexo (mujer)	-0,998
Edad	0,245	(0,085)	0,069	911,55	0,000	20,39	0,000	Edad 16-24	-0,632
Educación	0,159	(0,062)	0,046	914,37	0,000	23,21	0,003	Hasta obligatoria	0,230
								Secundaria	0,129
Nacionalidad	0,231	(0,079)	0,066	926,34	0,000	35,19	0,000	No español	-0,418
Convivencia	0,210	(0,072)	0,060	901,47	0,000	10,32	0,058	Vivir en pareja	-0,600
Núm. de hijos	0,229	(0,079)	0,065	953,92	0,000	62,76	0,000	Un hijo	-0,368
								Dos o más hijos	-0,314
Situación laboral	0,223	(0,079)	0,063	894,68	0,000	3,52	0,619	Paro	-0,415
								Inactividad	-0,429
Crisis	0,226	(0,078)	0,064	901,84	0,000	10,68	0,005	Crisis	-0,605

Fuente: Fuente: ECV, 2005 a 2010. INE.

Del cuadro 4 se deducen varios resultados. En primer lugar, destaca que la varianza de las constantes por región oscila entre 0,16 y 0,24, lo que significa que el VPC oscila entre 0,046 y 0,069. Es decir, en función de la pendiente aleatoria que se elija, entre un 4,6% y un 6,9% de la varianza total residual de la probabilidad de los jóvenes de vivir en un hogar pobre se debe a diferencias entre las Comunidades Autónomas. En segundo lugar, los test que comparan cada modelo multinivel con el modelo de un solo nivel reflejan que todas las especificaciones muestran que tener en cuenta las Comunidades Autónomas como nivel 2 (la estructura jerarquizada de la muestra) mejora los resultados respecto a no tenerla, ya que en todos los casos el test resulta significativo al 99% de confianza. En tercer lugar, los test que comparan el modelo de constantes aleatorias con cada uno de los modelos de pendientes aleatorias confirman que casi todas las especificaciones de pendientes aleatorias mejoran significativamente los modelos en comparación con el de constantes aleatorias, con dos excepciones: el sexo⁹ y la situación laboral. Esto último apunta a que las situaciones de ausencia de empleo tienen un impacto en la pobreza de magnitud semejante en las distintas Comunidades Autónomas.

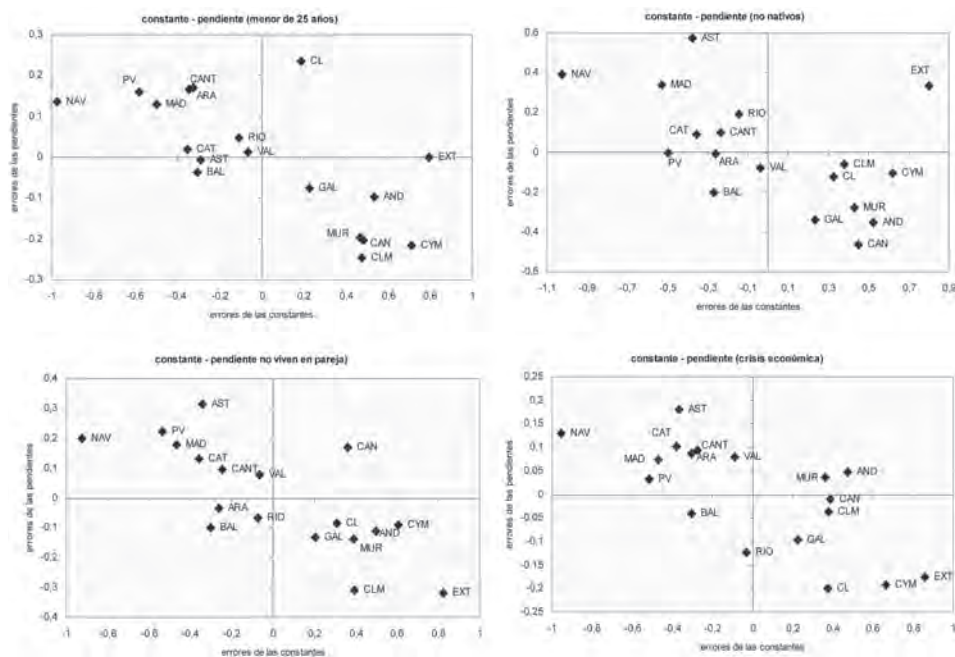
Por último, la correlación negativa entre los términos de error (última columna del cuadro 4) de constantes y pendientes aleatorias, implica una tendencia suave a que en las Comunidades Autónomas donde hay más pobreza (mayor constante en la ecuación de pobreza) también haya un menor impacto (pendiente) de variables como nacionalidad, número de hijos, paro o inactividad. Esta tendencia es más pronunciada en el caso de ser mujer, no convivir en pareja y no ser nativo español y la crisis. Sin embargo, en las Comunidades con altas tasas de pobreza joven se castiga todavía más (aumenta el riesgo de pobreza) el tener un nivel educativo bajo (hasta Secundaria Obligatoria) que en aquéllas donde los niveles están por debajo de la media nacional.

Para corroborar este último aspecto mostramos el panel 1 de gráficos, donde aparecen representados los errores relativos a la constante y los de las pendientes.

Los gráficos aparecen divididos en cuatro cuadrantes y se advierte una concentración de puntos (si bien no muy marcada) en los cuadrantes superior izquierdo e inferior derecho. Esto sugiere que existe una tendencia a que en las regiones donde la tasa de pobreza media se sitúa por encima de la media nacional, el impacto de tener menos de veinticinco años, de no vivir en pareja, de no ser español nacido en España y de la crisis económica, es menor que el de la media nacional. Es decir, el riesgo de pobreza de los jóvenes con menos de veinticinco años, que no viven en pareja y que no son españoles nacidos en España es algo menos pronunciado en las Comunidades Autónomas con niveles de pobreza por encima de la media nacional. Lo mismo sucede con la crisis económica: el riesgo de pobreza de los jóvenes en los inicios de la crisis económica es algo menor en las Comunidades Autónomas con niveles de pobreza por encima de la media nacional.

⁹ Es decir, no sólo no hay diferencias entre varones y mujeres en el riesgo de pobreza en España, sino que esta ausencia de significatividad de la variable sexo es común a todas las Comunidades Autónomas.

Panel 1. Gráficos de correlación entre errores de las constantes y de las pendientes aleatorias obtenidas a partir de las estimaciones de la probabilidad de que un joven viva en un hogar pobre mediante modelos multinivel



Fuente: ECV, 2005 a 2010. INE.

4. Conclusiones

En este artículo hemos analizado la variabilidad en el riesgo de pobreza de los jóvenes españoles entre Comunidades Autónomas. Sobre una muestra de jóvenes de dieciséis a treinta y cuatro años de edad en la Encuesta de Condiciones de Vida en el periodo 2005-2010 se ha abordado una estrategia empírica de modelos *logit* multinivel, lo que ha permitido considerar matices en la determinación del riesgo de pobreza que un análisis estándar (de efectos fijos) no permite encontrar.

En primer lugar, se ha advertido que, a pesar de que se controla por una amplia gama de determinantes personales y de composición de los hogares, el riesgo de pobreza responde en parte a determinantes no observados que deberían encontrarse a nivel de Comunidades Autónomas. Esta variabilidad entre Comunidades Autónomas en el nivel y el perfil de pobreza es un resultado ya conocido para el conjunto de la población española (Ayala *et al.*, 2011; García-Luque *et al.*, 2009; Jurado y Pérez Mayo, 2007; Pérez Mayo, 2008) y, como era de esperar, se extiende también a la población joven.

En segundo lugar, se constata variabilidad en la intensidad con la que los factores personales y familiares condicionan el riesgo de pobreza en las distintas Comunidades Autónomas (Ayala *et al.*, 2012). En concreto, se ha encontrado variabilidad inter-regional en la influencia de la edad, la educación, la situación de convivencia, el número de hijos, la nacionalidad y, aunque mucho menos pronunciada, la crisis económica. Esto implica que es necesario abordar la pobreza y la desigualdad con una perspectiva individualizada que apunte a las políticas más eficaces en la reducción de la pobreza en cada Comunidad Autónoma. En unas Comunidades, el problema puede estar no tanto en la creación de empleo del periodo de expansión sino en las dotaciones de capital humano. En otras, el problema no estaría en el nivel educativo sino en la calidad de los empleos y las dificultades a la hora de emanciparse. Cada Comunidad Autónoma tiene sus puntos débiles y, aunque mejorar el capital humano y el acceso a empleos de la mayor calidad posible tendría inicialmente un efecto positivo sobre la reducción de la pobreza en todas las regiones, la atención específica a los problemas de los jóvenes en cada Comunidad Autónoma sería recomendable.

En tercer lugar, se ha podido advertir una correlación negativa entre el riesgo medio de pobreza de las regiones y la influencia que tiene en esa pobreza el tener menos de veinticinco años, no convivir con la pareja, no tener nacionalidad española o ser entrevistado en tiempos de crisis económica, así como una correlación positiva entre el riesgo medio de pobreza en las regiones y la influencia de tener un bajo nivel educativo sobre el riesgo individual de pobreza. Esto apunta a que cuando la pobreza está muy extendida hay determinadas características que no marcan riesgos más elevados de pobreza en la región, pero que en regiones de alto nivel de pobreza es donde son más necesarias las políticas de refuerzo de las inversiones en capital humano (Calvo *et al.*, 2010).

En este análisis ha quedado patente la existencia de variabilidad de este fenómeno en el territorio (Jurado y Pérez Mayo, 2007; Pérez Mayo, 2008; Ayala *et al.*, 2011; Lafuente y Faura, 2012) y creemos que el ejercicio aquí planteado abre una futura línea de investigación que ahonde en los determinantes de esa variabilidad. Así, entre las líneas futuras de investigación destacaríamos la exploración de variables de nivel 2 en el análisis, es decir, variables que recogen características de las Comunidades Autónomas y cuya presencia en las especificaciones puede contribuir a reducir la variabilidad en las tasas de pobreza no explicada hasta el momento.

Bibliografía

- Ahamdanech, I.; García, C., y Prieto, M. (2010): «Convergencia regional de las distribuciones personales de la renta en España (1990-2003)», *Revista de Economía Aplicada*, 52, 35-61.
- Aassve, A.; Davia, M. A.; Iacovou, M., y Mencarini, L. (2005): *Poverty and the transition to adulthood: risky situations and risky events*, ISER WP 2005-23, Colchester, Essex.
- Aassve, A.; Davia, M. A., y M. Iacovou (2007): «Does Leaving Home Make You Poor? Evidence from 13 European Countries», *European Journal of Population/Revue Européenne de Démographie*, 23 (3-4), 315-338.
- Albert (2000): «Higher education demand in Spain: the influence of labour market signal and family background», *Higher Education*, 40 (2), 147-162.

- Albert, C., y Davia, M. A. (2011): «Pobreza monetaria, exclusión educativa y privación material de los jóvenes en España», *Revista de Economía Aplicada*, 56 (XIX), 59-88.
- Ayala, L., y Jurado, A. (2011): «Pro-poor Economic Growth, Inequality and Fiscal Policy: The Case of Spanish Regions», *Regional Studies*, 45 (1), 103-121.
- Ayala, L.; Jurado, A., y Pérez-Mayo, J. (2011): «Income poverty and multidimensional deprivation: lessons from cross-regional analysis», *Review of Income and Wealth*, 57 (1), 40-60.
- (2012): *Drawing the poverty line: do regional thresholds make a difference?*, XIX Encuentro de Economía Pública, 26-27 de enero de 2012, Universidad de Santiago de Compostela.
- Ayala, L., y Sastre, M. (2007): «Pobreza, mayores y Seguridad Social: una perspectiva económica», *Revista del Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales*, número extraordinario, Seminario «Seguridad Social: Protección y Cohesión Social», 207-229.
- Ayllón, S. (2007): «Changes in economic self-sufficiency, family income and living arrangements among youth in Spain, 1980-2000», presentado en *European Society of Population Economics Conference 2007*, University of Illinois (Chicago).
- (2009): «Poverty and living arrangements among youth in Spain», *Demographic Research*, 20: 403-434.
- Calvo, J. L.; Sánchez, C., y Cortiñas, P. (2010): «Joint Estimation of the Characteristics and Intensity of Poverty in Spain: The Case of Imputed Rent», *Economics Research International*, vol. 2010, doi:10.1155/2010/854634.
- Cantó, O. (2010): «El impacto de la crisis económica sobre los hogares más desfavorecidos», *Revista Española del Tercer Sector*, 15, 67-89.
- Cantó, O., y Mercader-Prats, M. (1999): *Poverty among children and youth in Spain: the role of parents and youth employment status*, Document de Treball 99.07, Departament d'Economia Aplicada, Universitat Autònoma de Barcelona.
- (2001): «Young people leaving home: the impact of poverty in Spain», en Bradbury, B.; Jenkins, S. P., y Micklewright, J. (eds.), *The Dynamics of Child Poverty in Industrialised Countries*, Cambridge University Press, 215-235.
- García-Luque, O.; Lafuente, M., y Faura, U. (2009): «Disparidad territorial de la pobreza dinámica en España», *Estudios de Economía Aplicada*, 27 (2), 417-436.
- García-Serrano, C., y Toharia, L. (2008): «Empleo y Pobreza», *Revista del Ministerio de Trabajo e Inmigración*, 75, 163-184.
- Gil Izquierdo, M., y Ortiz Serrano, S. (2009): «Determinantes de la pobreza extrema en España desde una doble perspectiva: monetaria y de privación», *Estudios de Economía Aplicada*, 27 (2), 437-462.
- Giuliano, G.; Gordon, P.; Pan, Q., y Park, J. Y. (2010): «Accessibility and Residential Land Values: Some Tests with New Measures», *Urban Studies*, 1 (47), 3103-3130.
- Goldstein, H. (1987): *Multilevel Models in Educational and Social Research*, Oxford University Press, London.
- Gutiérrez, R. (2009): «La dinámica de la pobreza de trabajadores», *Revista Internacional de Organizaciones (RIO)*, 3, 49-70.
- Jurado, A., y Pérez Mayo, J. (2007): «La dimensión territorial en la investigación sobre pobreza y privación», en Vidal, F., y Renes, V. (coord.), *La agenda de investigación en exclusión y desarrollo social*, Cáritas Española, Madrid.
- Kemp, P. A.; Bradshaw, J.; Dornan, P.; Finch, N., y Mayhew, E. (2004): *Routes out of poverty. A research review*, York (UK), Joseph Rowntree Foundation.
- Lafuente, M., y Faura, U. (2012) «Estudio de la vulnerabilidad a la exclusión social por Comunidades Autónomas en España (2005-2009)», *Revista de Investigaciones Regionales*, 23, 105-124.
- Martín Martín, J. J.; Karlsdotter, K.; Navarro Palenzuela, C., y López del Amo González, M. P. (2011): *Análisis multinivel de la renta y las desigualdades en renta y salud en España*,

- Fundación Pública Andaluza Centro de Estudios Andaluces, Consejería de la Presidencia, Junta de Andalucía, Colección Factoría de Ideas, Sociología, IF006/11.
- Mendola, D.; Busetta, A., y Aassve, A. (2009): «What keeps young adults in permanent poverty? A comparative analysis using ECHP», *Social Science Research*, 38 (4), 840-857.
- Parisi, L. (2008): «Leaving Home and the Chances of Being Poor: The Case of Young People in Southern European Countries», *Labour*, 22 (special issue), 89-114.
- Pérez Mayo, J. (2008): *La dimensión territorial de la pobreza y la privación en España*, Fundación Alternativas, Estudios de Progreso 34/2008.
- Ruiz-Huerta Carbonell, J.; Benyahlf Domínguez, M., y Vizán Rodríguez, C. (2009): «Las Comunidades Autónomas ante la crisis económica: impacto territorial de la recesión, políticas autonómicas de reactivación y tensiones en las cuentas públicas», Universitat de Barcelona: Instituto de Derecho Público - Institut de Dret Públic, Informe de las Comunidades Autónomas, 89-112.
- Toharia, L.; Albert, C.; García-Serrano, C.; Malo, M. A.; Davia, M. A., y Arranz, J. M. (2007): *Empleo e Inclusión Social*, Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales, Madrid.