

EL FENÓMENO DE LA POBREZA JUVENIL: ¿HAY DIFERENCIAS RELEVANTES ENTRE COMUNIDADES AUTÓNOMAS?

Cecilia Albert (Universidad de Alcalá)

María Ángeles Davia (Universidad de Castilla La Mancha)

Resumen

El objetivo de este artículo es analizar la posible variabilidad entre comunidades autónomas en el fenómeno de la pobreza de los jóvenes en España. Sobre la base de la Encuesta de Condiciones de Vida se utilizará un modelo *logit* de efectos aleatorios o modelo multinivel. Los resultados más relevantes apuntan a un perfil de pobreza joven con ciertas variaciones entre comunidades autónomas, en particular relativas al impacto de la edad, el capital humano, las formas de convivencia, el número de hijos, la nacionalidad y, en menor medida, el impacto de la crisis económica reciente. Parte de las diferencias regionales no responden a ninguna de las variables incorporadas en el análisis y deberían ser buscadas en otros indicadores, como los relativos a la estructura productiva o a la capacidad redistributiva de las prestaciones sociales que dependan de las comunidades autónomas.

Palabras clave: Pobreza, Jóvenes, Regiones.

Códigos JEL: I31, I32

Cecilia Albert

Departamento de Fundamentos de Economía e Historia Económica

Facultad Ciencias Económicas y Empresariales de Albacete

Plaza de la Victoria s/n

28802 - Alcalá de Henares (Madrid)

Tel: 918854263

Fax: 918854239

María Ángeles Davia

DEPARTAMENTO DE ECONOMÍA ESPAÑOLA E INTERNACIONAL, ECONOMETRÍA E HISTORIA E INSTITUCIONES ECONÓMICAS

Facultad Ciencias Económicas y Empresariales

Plaza de la Universidad s/n

02071

Albacete

Tfno. (+34)967599200 Ext.2380

Fax: (+34)967599216

1. Introducción

El objetivo de este artículo es explorar si hay diferencias regionales tanto en los niveles como en los determinantes de la pobreza monetaria relativa de los jóvenes en España. Para ello se aplican modelos *logit* multinivel a los datos de la Encuesta de Condiciones de Vida (ECV) para los años 2005 hasta 2010. Este trabajo se enmarca en una línea reciente de literatura sobre la pobreza en los jóvenes. Éstos no solían recibir atención en las investigaciones sobre pobreza. Sin embargo, esta atención ha ido aumentando en los países por diferentes razones. Por un lado, encontramos que en algunos países, como España, el incremento en el interés por la pobreza de los jóvenes se debe a los efectos que tiene sobre ésta el creciente retraso en la emancipación residencial de los jóvenes y la precariedad laboral y de rentas con la que inician sus vidas laborales.. En otros países, especialmente en los países donde los procesos de emancipación son más tempranos (esencialmente, los nórdicos y los de Europa continental), el interés por la pobreza de los jóvenes se debe a que los que los jóvenes registran un riesgo diferencial de pobreza respecto a la población adulta (Aassve *et al*, 2007).

En España, según la ECV, la tasa de pobreza monetaria relativa¹ para el total de la población española es del 20 por ciento en el periodo aquí analizado (2005-2010), mientras que para el caso de los jóvenes entre 16 y 34 años), estos valores son del 15,26 % en ese periodo. Aunque la pobreza monetaria de los jóvenes no es superior a la del conjunto de la población, sabemos que ciertos colectivos de jóvenes son especialmente vulnerables a la pobreza (Albert y Davia, 2011), que existen diferencias por comunidades autónomas, y tenemos motivos para sospechar que la actual crisis económica pudiera estar afectando a este fenómeno. En este artículo abordamos s estas cuestiones, de manera que nuestra aportación a

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 de un país en un momento determinado. La denominada pobreza relativa se establece bajo el umbral del 60 por ciento de la mediana de la renta *per cápita* equivalente.

la literatura para España es triple: en primer lugar, atiende a la variabilidad de la pobreza de los jóvenes entre comunidades autónomas ; en segundo lugar, estudia la incidencia de los inicios de la actual crisis económica actual sobre la pobreza de los jóvenes en España; y en tercer lugar, amplía la aún escasa evidencia sobre la pobreza de los jóvenes en España..

España es un territorio muy heterogéneo y es de esperar que haya importantes diferencias en la distribución de la renta entre regiones que pueden resultar tanto de diferencias en el perfil de los jóvenes que viven en ellas, como 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). Jurado y Pérez-Mayo (2007) resaltan la necesidad de abordar el estudio de la distribución de la pobreza desde una perspectiva regional que tenga en cuenta el proceso de descentralización del gasto social desde el Estado hacia las comunidades autónomas y las divergencias socioeconómicas entre ellas. En Ayala *et al* (2011) se pone énfasis en la misma idea, y sugieren que la dispersión de las tasas de paro, las diferentes estructuras demográficas de las regiones y la creciente disparidad en las políticas sociales como resultado del proceso de descentralización regional hacen necesaria la atención a las diferencias regionales en la determinación del riesgo de pobreza.

El estudio de las diferencias regionales en 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) 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. Se trata de uno de los pocos trabajos que explotan la naturaleza longitudinal de la Encuesta de Condiciones de Vida. Los

autores advierten desigualdad en los flujos hacia y desde la pobreza, tanto entre colectivos socioeconómicos 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). Sus resultados confirman que la reducción de las disparidades entre regiones ha sido escasa, lo que (de cara a nuestro análisis) no hace sino confirmar la necesidad de tener en cuenta la estructura regional de la base de datos y la más que posible variabilidad entre regiones en los determinantes de la pobreza.

En los últimos dos años la crisis económica ha hecho mella en la distribución de la renta y ha incrementado la tasa de pobreza de los jóvenes, en la medida en la que afecta especialmente a los colectivos más vulnerables, como los jóvenes que estaban desempleados, los poco cualificados y los que trabajaban en determinados sectores productivos. 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.

En la literatura económica sobre la pobreza en hogares donde viven jóvenes [Cantó-Sánchez y Mercader-Prats (1999, 2001a y 2001b), 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 [Iacovou y Berthoud (2001), 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, lo que le lleva a estimar dos ecuaciones simultáneas: en una determina la probabilidad de que el joven conviva con sus padres, y en otra la

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

probabilidad de vivir en un hogar pobre. 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 viven en el hogar paterno. En este trabajo de investigación diferenciaremos a través de variables de control en nuestros modelos multivariantes entre jóvenes que conviven con 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, en la 3 se describe la metodología empleada, la sección 4 recoge los principales resultados del análisis y la 5 resume los resultados y las principales conclusiones de este estudio.

2. Datos y variables

La ECV está diseñada para conocer con 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. Se trata de un panel rotatorio en el que una parte de la muestra es común pero otra se renueva cada año, manteniendo en todo momento la representatividad transversal. La ECV es representativa de cada comunidad autónoma, puesto que la encuesta tiene entre sus objetivos generar información a escala regional (Calvo *et al*, 2010). Para conseguir el objetivo de representatividad a escala regional la muestra incluye unos 16,000 hogares al año, distribuidos en 2,000 secciones censales.

En este trabajo se utilizan seis oleadas, desde 2005 hasta 2010 debido a ciertos problemas para calcular el indicador de pobreza de 2004³. La información sobre rentas en cada ola hace

³ En concreto, en el año 2004 no se dispone del tamaño equivalente del hogar, variable creada por el INE, mientras que en el resto de los años, esta variable sí se encontraba disponible en los ficheros de

referencia al año anterior, lo cual nos permite diferenciar entre el periodo de auge económico que va de 2004-2007 (con la información recabada en 2005-2008) y los dos primeros años de la crisis económica actual, 2008-2009 con la información recabada en 2009 y 2010.

La medición de la pobreza monetaria se ha realizado tomando como base la renta monetaria equivalente del hogar en el año anterior al de la entrevista. Esta decisión hace necesarias tres apreciaciones: la primera, que la unidad de análisis en este indicador es el hogar, lo que implica aceptar el supuesto de reparto equitativo de la renta dentro del hogar; la segunda es que la variable objetivo se mide anualmente; la tercera es que para calcular la renta equivalente del hogar hemos utilizado una escala de equivalencia que tiene en cuenta las economías de escala en el consumo dentro de los hogares. Esta escala de equivalencia es la escala modificada de la OCDE (utilizada, entre otros muchos agentes, por *Eurostat*), que supone que por cada adulto adicional y por cada persona con una edad inferior a catorce años un hogar necesita 0,5 y 0,3 veces los recursos del primer adulto, respectivamente, para mantenerse en el mismo nivel de bienestar. El umbral de riesgo de pobreza aquí elegido ha sido, de acuerdo a los criterios más recientes en la Unión Europea, el 60 por ciento de la mediana de la renta familiar equivalente, respectivamente.

Este estudio se centra en el colectivo de los jóvenes, y quizá una primera precisión que deberíamos hacer aquí es qué entendemos como persona joven. No hay consenso alguno sobre esto, puesto que las definiciones más estrictas, que reducen la juventud al periodo entre los 16 y los 24 años de edad, dejan fuera a una gran cantidad de sujetos que, en el caso español, no se han emancipado del hogar paterno. En España la edad media de emancipación ronda la treintena. De ahí que hayamos optado por una definición muy amplia de juventud, hasta los 34 años de edad, con el objeto de detectar también a jóvenes emancipados y recoger

microdatos. Preferimos no computar el tamaño equivalente del hogar por nosotras mismas en previsión de errores en el tamaño observado de los hogares en los microdatos y utilizar únicamente la definición proporcionada por el INE al respecto.

así el patrón de emancipación tardía de los jóvenes en España (Garrido y Requena, 1996). Sobre un total de 220,925 observaciones de mayores de 15 años se han seleccionado 48,415 correspondientes a jóvenes de 16 a 34 años, de las cuales 47,487 cuentan con valores válidos en todas las variables utilizadas en el análisis multivariante.

El fenómeno de la pobreza de los jóvenes en España no registra la misma intensidad en todo el territorio. De hecho existen importantes diferencias entre comunidades autónomas. Además, esta realidad ha sufrido ciertos cambios con la 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. En ella se puede advertir, en primer lugar, que a lo largo del periodo 2005-2010 los jóvenes registraron un riesgo medio de pobreza del 15,26 %. Este riesgo de pobreza se incrementó desde el 14,27 % en el periodo 2005-2008 (sobre información de rentas para los años 2004-2007) al 17,43 % en el periodo 2009-2010 (sobre información de rentas relativas a los años 2008 y 2009).

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

	De 2005 a 2010	De 2005 a 2008	2009 y 2010
Total jóvenes	15,26	14,21	17,43
Galicia	18,40	18,37	18,45
Principado de Asturias	12,88	11,24	16,35
Cantabria	12,51	11,25	15,01
País Vasco	9,08	8,73	9,74
Comunidad Foral de Navarra	7,01	6,24	8,63
La Rioja	16,36	16,54	15,99
Aragón	12,38	11,23	14,56
Comunidad de Madrid	11,30	10,31	12,66
Castilla y León	18,97	19,26	18,32
Castilla-La Mancha	22,54	21,17	25,24
Extremadura	30,35	30,62	29,75
Cataluña	12,04	10,74	14,67
Comunidad Valenciana	14,85	12,85	19,29
Illes Balears	13,37	12,94	14,31
Andalucía	25,10	23,81	27,69
Región de Murcia	23,01	21,24	27,26
Ceuta & Melilla	32,50	32,62	32,23
Canarias	24,15	22,85	26,94
Número de observaciones	48.415	32.358	16.057

Los niveles más bajos de pobreza joven se corresponden con Navarra, País Vasco, Aragón y Madrid, mientras que los más elevados se registran en Ceuta y Melilla, Andalucía, Extremadura, Murcia y Castilla – La Mancha. También se observa que el empeoramiento durante el periodo de crisis económica es especialmente marcado en Aragón y Comunidad Valenciana mientras que resulta mucho más suave en Extremadura y Castilla – León (donde apenas descienden) y también experimentan pocos cambios en el País Vasco, la Comunidad de Madrid y Baleares.

Los niveles de pobreza regionales pueden venir afectados por la distribución de las características de la población joven. De ahí que, en el análisis multivariante que se muestra en la sección 4, se hayan incorporado 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 la nacionalidad del joven. Entre las características familiares están la configuración de su hogar (que llamaremos situación de convivencia) y el número de hijos que tiene el joven. Las características laborales vienen recogidas por la situación laboral del joven. También se incluye en el modelo una variable dummy que recoge el efecto de los inicios de la crisis (las dos últimas olas de la ECV). El Anexo 1 recoge los descriptivos básicos 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 advertirse la variabilidad en todo el territorio en la distribución de las características que definen el riesgo de pobreza.

3. Metodología: modelos logísticos multinivel

En este apartado adoptamos el punto de vista de los modelos de variables latentes para exponer los diferentes modelos multivariantes que se aplican empíricamente. En nuestro

caso concreto, se trata de modelizar la variable continua latente inobservable y_i^* que mide el nivel de pobreza del hogar en el que vive el joven. Cuando la variable latente toma un valor inferior al sesenta por ciento de la mediana de la renta equivalente del hogar, nosotros observamos que la variable dicotómica, y_i , toma el valor 1, mientras que si toma un valor superior observamos que y_i toma valor 0. En aras de simplificar la notación, vamos a suponer que la variable latente, y_i^* , depende de una sola característica (variable explicativa), lo que permite expresar el modelo dicotómico del siguiente modo:

$$y_i^* = \beta_0 + \beta_1 X_i + e_i^* \quad (1)$$

Donde β_0 es la constante del modelo, X_i recoge una variable explicativa sobre la que mantenemos la hipótesis de que influye en el riesgo de pobreza, β_1 es el coeficiente de dicha característica y e_i^* es el residuo que sigue una distribución determinada. Lo más habitual es hacer el supuesto de que e_i^* se distribuye como una normal con media cero y varianza uno, en cuyo caso tenemos el modelo *probit*, o que se distribuye como una logística con varianza $\sigma_{e^*}^2 = \frac{\pi^2}{3}$, en cuyo caso tendremos el modelo *Logit*, que es el que aplicamos en este artículo.

Los resultados del modelo *logit* o de regresión logística, también conocido como modelo de efectos fijos o de un solo nivel (en nuestro caso observaciones individuales de cada joven de la muestra), con todas las covariables consideradas en este artículo pueden consultarse en la columna 1 del cuadro 2. El coeficiente β_0 proporciona información sobre la probabilidad media del país de que un joven viva en un hogar pobre. Por ejemplo, los coeficientes de las covariables de comunidad autónoma (β_1), que son las que más nos interesan a nosotros, nos permiten comparar el riesgo relativo (*odds ratio*) de que un joven viva en un hogar pobre entre dos comunidades autónomas.

En este modelo podemos incluir como variable explicativa la región, pero aún así, una de las limitaciones fundamentales de este modelo es que no permite profundizar en las diferencias regionales. Concretamente, no permite saber en qué medida las diferencias de pobreza entre comunidades autónomas son atribuibles a características propias de la comunidad (como las políticas sociales que se aplican en la región) o a la composición demográfica, familiar y socio-económica de los jóvenes que residen en ella. Para profundizar en las diferencias regionales proponemos ampliar este modelo de regresión logística estándar, también conocido como modelo de efectos fijos, incorporando en él la posibilidad de que exista variabilidad tanto en la constante del modelo como en la pendiente (los coeficientes de las variables explicativas), lo que nos lleva a proponer un modelo multinivel para variable dependiente binaria.

Comenzaremos considerando que nuestra muestra está dispuesta en dos niveles: el nivel 1 son los jóvenes entrevistados (i), y el nivel 2 (j) son las comunidades autónomas. De nuevo, en aras de la simplificación en la notación, suponemos que hay sólo una variable explicativa x_{ij} . Siguiendo con la presentación del modelo en términos de variable latente, la ecuación (2) incorpora en la ecuación (1) efectos aleatorios en la constante y en la pendiente:

$$y_{ij}^* = \beta_0 + \beta_1 x_{ij} + u_{0j} + u_{1j} x_{ij} + e_{ij}^* \quad (2)$$

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} ; y 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 $\sigma_{u_0}^2$ y $\sigma_{u_1}^2$,

respectivamente, y covarianza $\sigma_{u_{01}}^2$. Resumiendo, podemos considerar que un modelo multinivel tiene dos partes: una parte fija (β_0 y β_1) y una parte aleatoria (u_{0j} y u_{1j}).

En la columna 2 del cuadro 2 se presentan los coeficientes fijos de la constante (β_0) y de las covariables (β_1). Es importante aclarar que el componente fijo de los coeficientes de las variables independientes del modelo multinivel (β_1) tiene una interpretación diferente al que tenía en el modelo logístico de un solo nivel: en el modelo multinivel, si consideramos que u_0 es constante, β_1 proporciona 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.

La información sobre la parte aleatoria del modelo que se presenta en el cuadro 3 contiene: la varianza de la constante ($\sigma_{u_0}^2$); el coeficiente de partición de la varianza (*variance partition coefficient, VPC*); la varianza de la pendiente ($\sigma_{u_1}^2$); la covarianza entre los términos aleatorios de la constante y la pendiente ($\sigma_{u_{01}}$); el coeficiente de correlación entre los términos aleatorios de la constante y de la pendiente (ρ_{01}); y dos test de la *Chi-2* que nos permiten comparar el modelo de 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.

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:

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

La covarianza entre los términos aleatorios de la constante y la pendiente ($\sigma_{u_{01}}$) indica el sentido de la asociación entre las constantes de los distintos grupos (u_{0j}) y sus pendientes (u_{1j}). Si esta covarianza 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 la covarianza 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.

Para contrastar si hay diferencias entre grupos ($\sigma_{u_0}^2$) 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. El rechazo de la hipótesis nula nos lleva a considerar que hay diferencias en el riesgo medio de pobreza entre grupos, es decir, el término constante es diferente para cada comunidad autónoma y por tanto, el modelo multinivel es más apropiado que el modelo estándar de un solo nivel en el que se impone que todas las regiones (toda la muestra) tienen una constante común.

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 variable⁴. Cuando el test registra un valor significativamente distinto de cero podemos afirmar que el efecto de la variable que se ha incorporado a la parte aleatoria del modelo varía entre regiones. Otra forma de ver esta

⁴ Podemos incorporar varias variables, por ejemplo varias variables dicotómicas para identificar a una variable categórica con varios valores.

posible correlación entre pendientes y constantes aleatorias es estimando la correlación entre ambas:

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

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.

4. 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 reconocemos la naturaleza jerárquica de la muestra tomando 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 valores más pequeños al inicio del periodo de observación. 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, 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 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.

Los modelos multinivel tienen dos partes: la parte fija y la parte aleatoria. En la parte de efectos fijos se hace depender el riesgo individual de vivir en un hogar pobre de características personales, familiares, laborales y la variable que identificamos con la incidencia de la crisis. Estas variables ya fueron recogidas en la sección 2.

Con el objeto de ser eficaces en el uso del espacio, vamos a mostrar en primer lugar la parte fija del modelo de efectos fijos y la del modelo de constante aleatoria (cuadro 2). Los coeficientes fijos de este último modelo son muy estables en todas las especificaciones que se han probado de modelos de pendientes aleatorias (nueve modelos), por lo que se ha considerado apropiado mostrar solo los resultados de la parte fija del modelo de constantes aleatorias. En el cuadro 3 aparece información relativa a la parte aleatoria de los nueve modelos multinivel estimados.

Cuadro 2. Modelos de efectos fijos y modelo multinivel Modelo de efectos fijos y parte fija del modelo de constantes aleatorias

Grupos de variables	Variables	efectos fijos	constantes aleatorias
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 ó 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)
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 & Melilla	1.569*** (0.124)	
	Canarias	1.345*** (0.114)	
	Constante	-4.196*** (0.112)	-3.241*** (0.116)
	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
	chi2_c		891.2
	p-valor		0,000
	Pseudo-R2	0.152	
Errores estándar entre paréntesis; *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1 Fuente: Encuesta de Condiciones de Vida, 2005 a 2010.			

Los resultados del cuadro 2 responden al total de la muestra para España pero en ambos casos los coeficientes deben ser interpretados como “intra-CCAA (comunidades autónomas)”.

En primer lugar, destacamos que no se advierten diferencias significativas entre varones y mujeres en el riesgo de pobreza, pero sí con la edad: los menores de 25 años son más proclives a vivir en la pobreza que los que tienen entre 25 y 34 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.

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 ver que las personas jóvenes que viven con 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 con mayores riesgos de pobreza en los jóvenes. Posiblemente esto esté relacionado con el hecho de que los jóvenes no inician la vida en pareja hasta que no logran un nivel de renta que les asegure un riesgo de pobreza igual o menor que el que tienen al vivir con sus padres. 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 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.

Destacamos que aumenta el riesgo de pobreza de los jóvenes con la crisis 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 autónomas⁵.

Puede advertirse que en el modelo logit estándar los efectos fijos de las comunidades autónomas reflejan aproximadamente el *ranking* que recogía el cuadro 1. Además, 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.

En el cuadro 3 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 (presentada en la segunda columna de resultados del cuadro 2) y se diferencian en que en cada modelo hemos considerado que la parte aleatoria estaba formada por la constante y una de las nueve covariables consideradas en la parte fija. En primer lugar, destaca la parte de la varianza que queda pendiente de explicar por las características inobservadas de las comunidades autónomas y el correspondiente *VPC (variance partition coefficient)*; en segundo lugar, el cuadro 3 muestra 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. En tercer lugar, se presenta la correlación entre los términos de error entre cada constante aleatoria y la pendiente de cada modelo estimado.

Cuadro 3. Modelos multinivel: parte aleatoria del modelo de constantes aleatorias y de los modelos de pendientes aleatorias.

⁵ 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.

	Const Alea.	Sexo	Edad	Edu.	Nacion.	Conviv.	Nº niños	Situac. laboral	Crisis
Var (constan.)	0,200	0,207	0,245	0,159	0,231	0,210	0,229	0,223	0,226
sd	(0,068)	(0,072)	(0,085)	(0,062)	(0,079)	(0,072)	(0,079)	(0,079)	(0,078)
VPC	0,057	0,059	0,069	0,046	0,066	0,060	0,065	0,063	0,064
Var (sexo)		0,000							
sd		(0,001)							
Cov (constante - sexo)		0,008							
sd		(-0,014)							
Var (edad 16-24 años)			0,030						
sd			(0,015)						
cov (constante – edad 16-24)			-0,054						
sd			(0,030)						
var (educación primaria y obligatoria)				0,046					
sd				(0,028)					
Var (educación secundaria)				0,006					
sd				(0,011)					
Cov (constante – menos de secundaria)				0,010					
sd				(0,016)					
cov (constante - secundaria)				0,020					
sd				(0,031)					
var (nacionalidad)					0,101				
sd					(0,048)				
cov (constante – nacionalidad)					-0,075				
sd					(0,049)				
var (en pareja)						0,050			
sd						(0,032)			
cov (constante - en pareja)						-0,062			
sd						(0,038)			
var (un hijo)							0,084		
sd							(0,041)		
cov (constante - 1 hijo)							-0,051		
sd							(0,045)		
var (dos o más hijos)							0,219		
sd							(0,095)		
cov (constante – dos o más hijos)							-0,070		
sd							(0,063)		
var (paro)								0,023	
sd								(0,024)	
cov (constante - paro)								-0,030	
sd								(0,031)	
var (inactividad)								0,009	
sd								(0,010)	
cov (paro - inactividad)								-0,020	
sd								(0,021)	
var (crisis)									0,020
Sd									(0,013)
cov (constante - crisis)									-0,041
Sd									(0,025)
LR test multinivel - un solo nivel									
Chi (gl)	891, 15	891,49	911,55	914,37	926,34	901,47	953,92	894,68	901,84
Prob > chi2	0,00 0	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000

LR test pendientes aleatorias - constantes aleatorias

Chi (gl)	0.33	20.39	23.21	35.19	10.32	62.76	3.52	10.68
Prob > chi2	0.847	0.000	0.003	0.000	0.058	0.000	0.619	0.0048
Correlación entre errores de las constantes aleatorias y las pendientes aleatorias								
Sexo	-0,998							
Edad		-0,632						
Educación obligatoria			0,230					
Educación postobligatoria			0,129					
Nacionalidad				-0,418				
Vivir en pareja					-0,600			
Un hijo						-0,368		
Dos o más hijos						-0,314		
Paro							-0,415	
Inactividad							-0,429	
Crisis								-0,605

Fuente: Encuesta de Condiciones de Vida, 2005 a 2010.

El cuadro 3 tiene tantas columnas como especificaciones se han probado en modelos multinivel. Como ya hemos comentado, todos ellos tienen en común la parte fija del modelo, que ya fue objeto de análisis en el cuadro 2. También todos tienen una parte que identifica la varianza de las constantes correspondientes a las comunidades autónomas. Y para todos se calcula el VPC correspondiente a las constantes, es decir, la parte de la varianza total de los errores que se corresponde con diferencias inobservadas en las comunidades autónomas. Lo que distingue a las columnas es la información sobre las pendientes, que por razones prácticas se han incorporado de una en una en las distintas especificaciones. Esta segunda parte del cuadro 3 muestra lo siguiente con relación a las especificaciones de modelos de pendiente aleatoria:

- En primer lugar, todas las especificaciones muestran que tener en cuenta la estructura jerarquizada de la muestra mejora los resultados respecto a no tenerla. Es preferible el modelo multinivel frente a un *logit* con un solo nivel que no contemple la estructura jerárquica de los datos por comunidades autónomas. Esto lo corroboran los test de verosimilitud de la Chi-2 de cada modelo.
- En segundo lugar, 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 vivir en un hogar pobre se debe a diferencias entre las comunidades autónomas.

Pasamos ahora a comentar la variabilidad de las pendientes introducidas en la parte aleatoria de los modelos con pendientes aleatorias. Para ello contamos con varios indicadores, todos ellos coherentes entre sí: en primer lugar, la varianza de las pendientes; en segundo lugar, los test de verosimilitud de la Chi-2 que recogen la aportación del modelo de pendientes aleatorias frente al modelo base de constantes aleatorias; y en tercer lugar, la correlación entre los errores de las pendientes y de las constantes:

- Casi todas las especificaciones de pendientes aleatorias mejoran significativamente los modelos en comparación con el de constantes aleatorias, con dos grandes excepciones: el sexo⁶ y la situación laboral. Esto significa que hay diferencias (aunque no muy pronunciadas, a juzgar por la relación entre varianzas y sus errores estándar y por las covarianzas de las constantes con las pendientes) entre las comunidades autónomas en los coeficientes de las siguientes variables: edad (ser menor de 25 años afecta de forma desigual en las comunidades autónomas), educación (especialmente en el caso de la educación primaria u obligatoria), convivencia, número de hijos (sobre todo en el caso de las familias con dos y más hijos), nacionalidad (no ser español nativo) y crisis (*dummy* que representa el diferencial de los años 2009-2010 respecto a los anteriores).

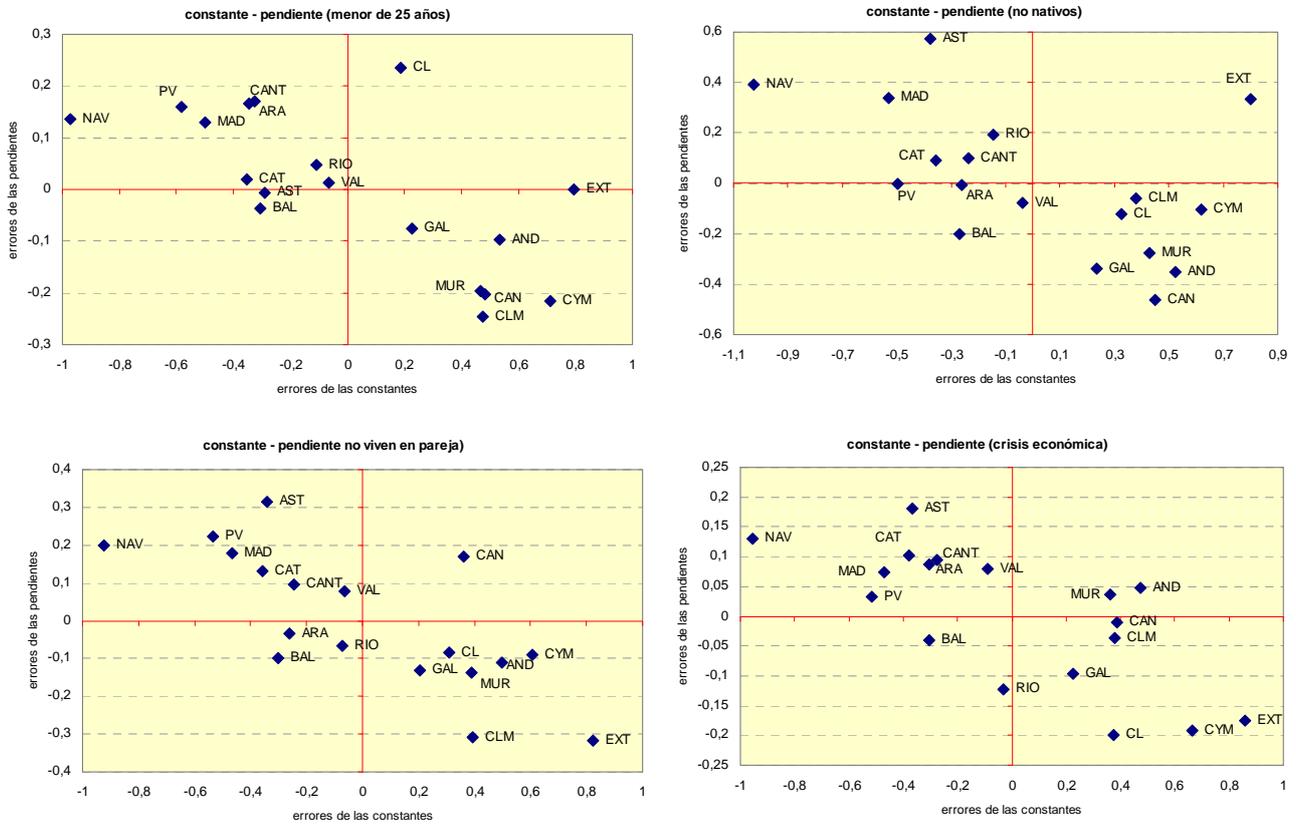
- Obtenemos evidencia de una correlación suave entre constantes y pendientes. Esto significa que las diferencias en las pendientes aleatorias no se ven explicadas por los niveles medios de pobreza en las comunidades autónomas. Por ejemplo, no se puede afirmar que

⁶ 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.

sistemáticamente en las comunidades autónomas donde hay más pobreza (mayor constante en la ecuación de pobreza) también haya un mayor (o un menor) impacto (pendiente) de variables como educación, número de hijos, paro o inactividad. Sin embargo, esta relación es algo más pronunciada en el caso de la edad, la situación de convivencia, la nacionalidad y la crisis. En estos últimos cuatro casos se puede afirmar que en las regiones donde hay niveles relativamente altos de pobreza juvenil resulta más baja (menos influyente) la pendiente de la edad (ser menor de 25 años), no convivir en pareja y no ser nativo español y es algo más suave el impacto de la crisis.

Para corroborar este último punto mostramos el panel de gráficos 1, 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 25 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, si nos fijamos en las características personales, podemos decir que el riesgo de pobreza de los jóvenes con menos de 25 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.

Panel 1. Gráficos de correlación entre errores de las constantes aleatorias y de las pendientes aleatorias .



Fuente: Encuesta de Condiciones de Vida, 2005 a 2010.

5. 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 16 a 34 años de edad con las olas de 2005 hasta 2010 de la Encuesta de Condiciones de Vida se ha abordado una estrategia multinivel que ha permitido advertir matices en la determinación del riesgo de pobreza que un análisis habitual (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 configuración de los hogares, el riesgo de pobreza responde en

parte a determinantes no observados a nivel de comunidades autónomas. 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. 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. En tercer lugar, no se advierte una relación fuerte entre los niveles de pobreza en las comunidades autónomas y el impacto que determinadas variables tienen en este riesgo. Sí 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 25 años, no convivir con la pareja, no tener nacionalidad española o ser entrevistado en tiempos de crisis económica.

En este análisis ha quedado patente la existencia de variabilidad de este fenómeno en el territorio 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. De nuestros resultados se deduce que queda mucho por averiguar acerca de cuáles son los determinantes de la variabilidad inter-regional en el riesgo de pobreza juvenil. Podemos apuntar a diferencias en la estructura productiva, los mercados de trabajo y la capacidad redistributiva de las políticas sociales desarrolladas por las comunidades autónomas como posibles mecanismos a explorar en el futuro.

Referencias

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., M.A. Davia, M. Iacovou, y L. Mencarini (2005), "Poverty and the transition to adulthood: risky situations and risky events". ISER WP 2005-23, Colchester, Essex.
- Aassve, A., M.A. Davia 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 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., 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.
- Ayllón, S. (2009): Poverty and living arrangements among youth in Spain, *Demographic Research*, 20: 403-434.
- Calvo, J.L., C. Sánchez, y P. Cortiñas (2010) Joint Estimation of the Characteristics and Intensity of Poverty in Spain: The Case of Imputed Rent, *Economics Research International*, Volume 2010, doi:10.1155/2010/854634.
- Cantó, O. y M. Mercader-Prats (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*.
- Cantó, O. y M. Mercader-Prats (2001a): "Young people leaving home: the impact of poverty in Spain". Bradbury, B., S.P. Jenkins, J. Micklewright (eds), *The Dynamics of Child Poverty in Industrialised Countries*. Cambridge. Cambridge University Press.
- Cantó, O. y M. Mercader-Prats (2001b): Young people leaving home: The impact on the poverty of children and others in Spain, en *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.
- Garrido, L. y M. Requena (1996): *La Emancipación de los Jóvenes en España*. Madrid, Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales/INJUVE, 1996.
- Iacovou, M. y R. Berthoud (2001), *Young People's Lives: A Map of Europe*, Colchester: University of Essex, Institute for Social and Economic Research.
- Jurado, A. y J. Pérez Mayo (2007) La dimensión territorial en la investigación sobre pobreza y privación, en Vidal, F. y V. Renes (coord.): *La agenda de investigación en exclusión y desarrollo social*, pp. 165-177. Madrid. Cáritas Española.
- 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.

Anexo. Valores medios, mínimos y máximos en las comunidades autónomas de las variables utilizadas en el análisis multivariante (expresados como %). Población: jóvenes entre 16 y 24 años.

	Media	Mínimo	Máximo
Pobreza monetaria	17,92	7,01	32,50
Sexo			
Varones	50,19	46,19	52,46
Mujeres	49,81	47,54	53,81
Grupos de edad			
Menores de 25 años	41,96	36,70	46,23
25-34 años	58,04	53,77	63,30
Nivel educativo			
Educación primaria u obligatoria	42,43	25,88	53,81
Educación secundaria post-obligatoria	29,98	26,21	37,46
Educación superior	28,63	19,31	45,61
Nacionalidad			
Español nacido en España	89,77	79,73	97,81
Situación de convivencia			
Solo/a	2,78	1,68	4,88
Con ambos padres	53,21	40,42	63,37
Con padre o madre únicamente	12,44	7,73	17,16
Con pareja	25,50	18,55	33,31
Con pareja y padres	1,22	0,33	3,42
Sin pareja ni padres	4,85	2,56	7,99
Número de hijos			
Ningún hijo	82,86	70,45	90,33
Un hijo	10,52	6,53	13,91
Dos hijos	5,59	2,63	12,09
Tres ó más hijos	1,04	0,28	3,56
Situación laboral más frecuente en el año de referencia para las variables de renta			
Otras situaciones	3,96	1,90	6,15
Ocupado a tiempo completo	45,61	37,53	52,96
Ocupado a tiempo parcial	6,15	3,97	7,82
Parado	10,25	4,23	22,52
Estudiante	28,63	22,85	35,28
Inactivo	5,41	3,37	11,09
Otras situaciones	10,23	2,19	20,27
Crisis			
Observaciones registradas en 2009-2010	33,17	29,35	42,08
Número de observaciones		48.415	

Fuente: Encuesta de Condiciones de Vida, 2005 a 2010.