LA EVOLUCIÓN DE LA POBREZA CRÓNICA, TRANSITORIA Y RECURRENTE EN ESPAÑA: 1994-2018

Máster Universitario en
ANÁLISIS ECONÓMICO APLICADO

Presentado por:

D. MIGUEL PARRA RODRÍGUEZ

Dirigido por:

Dra. OLGA CANTÓ SÁNCHEZ

Alcalá de Henares, a 10 de septiembre de 2021

INFORME DEL TRABAJO DE FIN DE MÁSTER

Dra. Olga Cantó Sánchez

CERTIFICA:

Que el trabajo titulado: La evolución de la pobreza crónica, transitoria y recurrente en España: 1994-2018, ha sido realizado bajo mi dirección por el alumno D. Miguel Parra Rodríguez.

Alcalá de Henares, a 10 de septiembre de 2021

RESUMEN

Este trabajo estudia la evolución de la pobreza en España desde una perspectiva dinámica a lo largo de las dos últimas décadas. Para ello se estima el peso poblacional de distintas tipologías de duración de los episodios de pobreza y se analiza qué caracteriza a cada grupo. Los resultados obtenidos muestran que desde los años noventa hasta hoy el peso poblacional de los individuos que han experimentado algún periodo de pobreza ha descendido, pero la relevancia de los pobres crónicos en este grupo ha aumentado de forma importante, especialmente tras la Gran Recesión. Teniendo en cuenta las consecuencias económicas y sociales tan negativas que suponen los periodos de pobreza prolongados, este aumento de la pobreza crónica en el total es realmente preocupante. Las estimaciones sobre los factores que determinan la probabilidad de pertenecer a una determinada tipología resultan coherentes con la literatura previa, y no se observan grandes cambios entre la década de los noventa y la actualidad.

Palabras clave: dinámica de la pobreza, cronicidad, transitoriedad, recurrencia, España.

ABSTRACT

This paper studies the evolution of poverty dynamics in Spain over the last two decades. This involves estimating the weight of those who are ever poor in a time span of four years, and analyzing the incidence of the different duration typologies and their characterization. The results obtained show that although there has been a decrease in the number of people who have experienced some form of poverty, the levels of chronicity have increased significantly, specially after the Great Recession. Given the negative consequences of prolonged periods of poverty on economic and social outcomes, this rise in chronic poverty is currently a major problem in Spain. Regarding the determinants of poverty dynamics results are consistent with the previous literature, with no relevant changes observed between the nineties and today.

Keywords: poverty dynamics, chronicity, transience, recurrence, Spain.

ÍNDICE

INTRODUCCIÓN **5**

1. REVISIÓN DE LA LITERATURA **5**

2. DATOS **8**

2.1 CENSURA **10**

3. IDENTIFICACIÓN DE LA POBREZA CRÓNICA, TRANSITORIA Y RECURRENTE **11**

4. DURACIÓN DE LA POBREZA EN ESPAÑA **14**

5. CARACTERIZACIÓN DE LA POBREZA CRÓNICA, TRANSITORIA Y RECURRENTE **23**

6. CONCLUSIONES **45**

7. BIBLIOGRAFÍA **47**

ANEXO **51**

INTRODUCCIÓN

Desde la segunda mitad del siglo XX el estudio cuantitativo de la pobreza ha podido avanzar a partir de la creciente disponibilidad de datos estadísticos transversales sobre ingresos y características familiares que permiten medir el fenómeno de la pobreza a nivel mundial. De forma estática se han cuantificado cuestiones clave como la incidencia, la intensidad o la desigualdad entre la población más desfavorecida. Esto ha puesto de relieve la necesidad de completar el análisis también desde una perspectiva dinámica que implica medir la duración de los periodos de los periodos de pobreza para clasificar las trayectorias en los diferentes tipos de pobreza dinámica (crónica, transitoria recurrente y transitoria no recurrente) y así entender mejor su naturaleza.

Gran parte de la literatura académica sobre el tema ha subrayado cómo aumentan las consecuencias negativas de experimentar la pobreza a medida que su duración se incrementa. Varios autores argumentan que la duración en sí misma tiene un efecto negativo sobre la probabilidad de salir de una situación de privación y que, cuanto más tiempo se pase bajo el umbral, peores son las secuelas tanto a corto como a largo plazo. Dichas secuelas son múltiples y afectan, sobre todo, a los miembros más jóvenes del hogar. Entre las consecuencias se encuentran perjuicios en la salud y aumento de problemas mentales o de déficits de desarrollo (Korenman et al., 1995; Aber et al., 1997; Aue et al., 2016; Fitzsimons et al., 2017). Igualmente, la literatura encuentra que aquellos niños que sufren pobreza de larga duración tienen un menor desempeño educativo, quedando atrapados en esa situación (Bäckman y Nilsson, 2011; Lacour y Tissington, 2011). Además, los ingresos familiares condicionan de forma significativa el bienestar e ingresos futuros de los niños y adolescentes, por lo que a mayor cronicidad mayor probabilidad de convertirse también en adultos pobres (Brooks-Gunn y Duncan, 1997; Wagmiller y Adelman, 2009; Vaalavuo, 2015). En definitiva, todo un sinfín de consecuencias negativas presentes y futuras derivadas de la pobreza prolongada.

Desde la Gran Recesión de 2008 los resultados empíricos que ofrece la literatura de dinámica de la pobreza en países ricos son escasos. A excepción de Vaalavuo (2015) apenas hay estudios que traten el problema en los países europeos, por lo que resulta de gran interés analizar cómo ha evolucionado el fenómeno en los últimos años. El objetivo de este trabajo es estudiar la pobreza en España desde una perspectiva dinámica, analizando los cambios en el peso poblacional de los que en algún momento sufren pobreza y ver cuántos lo hacen de forma persistente (crónicos) o, en cambio, transitan frecuentemente entre la pobreza y la no pobreza (transitorios pero recurrentes). Estimando esta cuestión para las dos últimas décadas se podrá observar la evolución de las diferentes tipologías y comprobar qué características son las que determinan que los individuos tengan una mayor probabilidad de pertenecer a cada uno de esos grupos. De este

modo, el estudio permitirá entender la naturaleza y composición del problema para poder abordarlo mediante las políticas públicas adecuadas.

La organización del trabajo es como sigue. En la sección 1 se lleva a cabo una revisión de la literatura para conocer los resultados previos sobre el tema y poder contextualizar las conclusiones que se obtengan. En la sección 2 se presentan las fuentes de datos utilizadas y su tratamiento, y en la sección 3 se explica la metodología adoptada para la identificación de los distintos tipos de pobreza dinámica. Los resultados asociados a este apartado se exponen en la sección 4, donde se estima el peso poblacional de cada tipología a lo largo del tiempo. En la sección 5 se identifican las características demográficas y socioeconómicas que influyen en la probabilidad de pertenecer a uno de esos grupos. Finalmente, la última sección incluye las principales conclusiones.

1. REVISIÓN DE LA LITERATURA

Uno de los resultados más relevantes sobre dinámica de la pobreza en países ricos, y en particular en España, es la elevada movilidad de rentas en la parte baja de la distribución (Cantó, 2000, 2002; Bárcena-Martín y Cowell, 2006; Ayala y Sastre, 2008; Cantó et al., 2012; Bárcena-Martín y Moro-Egido, 2013; Vaalavuo, 2015). Esta conclusión implica que el porcentaje de personas que experimenta algún episodio de pobreza a lo largo de su vida es muy superior a la proporción de pobres en un año determinado.

Ejemplo de ello es la estimación de Andriopoulou y Tsakloglou (2011) para un grupo de países de la Unión Europea. Dichos autores encuentran evidencia de que en la mayoría de los países europeos la proporción de gente que sufrió al menos un episodio de pobreza entre 1994 y 2000 fue de casi el doble que el porcentaje de pobres o *headcount ratio*.[1] Estos niveles de prevalencia se situaron en torno al 34 por ciento, por lo que alrededor de un tercio de la población europea padeció la pobreza durante alguno de los seis últimos años de siglo (Fouarge y Layte, 2003, 2005).[2] Para el caso español los resultados son aún más altos, con más de un 40 por ciento de individuos alguna vez pobres durante este periodo y un 45 por ciento entre 2008 y 2012 (Cantó et al., 2012; Vaalavuo, 2015).

Entrando un poco más en detalle en lo que a pobreza dinámica se refiere, pese a que más adelante se precisará, cabe llevar a cabo una breve clasificación que ordene a los pobres en base a la duración de sus capítulos de pobreza. Las tres posibles tipologías serían: pobreza crónica, pobreza transitoria y recurrente o pobreza transitoria y no recurrente. La primera incluiría a aquellos individuos con un único periodo de pobreza de varios años consecutivos con un nivel de

[1] Ambas variables están correlacionadas: en los países con una tasa de incidencia anual más elevada también se da un mayor porcentaje de población que experimenta algún episodio de pobreza (Cantó et al., 2012; Vaalavuo, 2015).

[2] Entiéndase prevalencia como la proporción de personas que son alguna vez pobres (Vaalavuo, 2015).

renta disponible equivalente por debajo el umbral. La segunda incluiría a los que alternan episodios de pobreza con otros de no pobreza de forma reiterada en ese mismo periodo. Y la tercera incluiría a aquellas personas que únicamente experimentan la pobreza en un periodo de todos los posibles, escapando de ésta sin volver a reincidir. Cada tipología tiene sus causas y, sobre todo, sus consecuencias.

En este sentido, hay un amplio consenso en la literatura académica sobre la relación entre riesgo de pobreza y pobreza crónica. Pese a que existe variabilidad entre regiones europeas, países con una mayor incidencia anual también presentan una mayor duración de los periodos de pobreza (OECD, 2001; Cantó et al., 2012). Los resultados de multitud de autores confirman esta idea: existe una relación causal entre dicha duración y la tasa de salida. Un círculo vicioso donde, aún incorporando la heterogeneidad observada e inobservada, la duración en sí misma tiene un efecto negativo y significativo sobre la probabilidad de salir de la situación de pobreza. Esto implica que las personas que pasan un mayor número de años con ingresos por debajo el umbral tengan una menor probabilidad de huir de esta situación (Ayllón, 2008, 2013; Arranz y Cantó, 2010; Andriopolou y Tsakloglou, 2011; Vaalavuo, 2015).[3]

Cantó et al. (2009, 2012) analizan el peso poblacional de estas distintas tipologías comparando España y otros cinco países europeos (Alemania, Dinamarca, Francia, Portugal, Reino Unido). Si bien es cierto que estos autores utilizan una metodología ligeramente diferente a la del presente trabajo, sus resultados indican que la principal diferencia en la dinámica de la pobreza española es el alto grado de recurrencia en comparación con otros países de incidencia similar. El porcentaje de pobres transitorios y recurrentes en España durante el periodo 1994-2001 se situó cerca del 20 por ciento, siendo del 42 por ciento sobre los que fueron pobres alguna vez, el valor más alto entre los países analizados. Este resultado implica que los ingresos de casi uno de cada cinco españoles se situaron por debajo el umbral reincidentemente a lo largo de estos años. A diferencia del elevado nivel de recurrencia destaca también el reducido porcentaje de personas en pobreza crónica entre la población pobre (6,1 por ciento, frente a valores del 8,4 o 12,7 por ejemplo).

Si bien estas incidencias están calculadas a nivel general cabe mencionar que no a todos los individuos les afecta por igual. Las características individuales tienen una gran importancia, tanto para salir de la pobreza como para evitar la reincidencia (Arranz y Cantó, 2010). Aquí los resultados son claros: los hogares con un mayor número de personas desempleadas o sin ingresos y con un sustentador principal de bajo nivel educativo tienen una menor probabilidad de salir de la pobreza (pobreza crónica) y mayores posibilidades de volver a entrar en ella (pobreza

[3] De acuerdo con Vaalavuo (2015), en los países europeos estimados la tasa media de salida se sitúa alrededor del 35 por ciento y la tasa media de entrada en torno al 6 por ciento. Estas estimaciones concuerdan con los resultados de Andriopoulou y Tsakloglou (2011), los cuales mencionan que la primera varía entre el 30 y 46 por ciento, y la segunda entre un 4 y un 9,5 por ciento.

transitoria recurrente) (Cantó et al., 2009, 2012; Ayllón, 2013). De igual manera las familias numerosas son las más afectadas por ambas tipologías, a diferencia de los hogares unipersonales, monoparentales y las parejas solas o con un único hijo (Arranz y Cantó, 2010). Esta conclusión radica en el número de miembros dependientes en el hogar: a mayor número de personas, más opciones de caer bajo el umbral durante un periodo de tiempo más elevado.

Por otra parte, cabe hacer hincapié en una de las características más determinantes en la dinámica de la pobreza: la situación laboral de los individuos. Analizando los factores con mayor influencia en la probabilidad de salir, Cantó (2003) determina que, en línea con resultados de otros países, las transiciones laborales de los miembros del hogar son la razón habitual para salir o entrar en situaciones de pobreza. Así, Arranz y García-Serrano (2009) concluyen que estar inactivo o parado está relacionado de manera positiva con la probabilidad de sufrir pobreza relativa o grave, y que aquellos individuos que pasan un mayor tiempo fuera del empleo tienen más probabilidad de ser pobres.

Sin embargo, encontrar empleo no siempre ayuda a alejarse del problema. Depende del tipo de empleo encontrado y de la composición personal y laboral del hogar, por lo que no todos los movimientos hacia un puesto mejor retribuido ayudan a escapar de la pobreza (European Comission, 2013). Ejemplo de ello son los autónomos, los empleados a tiempo parcial, los que trabajan en puestos no cualificados o en determinados sectores, los que cambian de empleo con frecuencia o los que están sujetos a contratos temporales (Cantó et al., 2009, 2012; Arranz y García-Serrano, 2009; Ayllón, 2013). Respecto a estos últimos, debido sobre todo a los empleos de corta duración, los estudios revelan que se retroalimentan con la pobreza transitoria recurrente a causa de la inestabilidad y estatus laborales derivados, lo que dificulta que las personas que la sufren consigan evitar la reincidencia (Amuedo-Dorantes y Serrano-Padial, 2010).

Por último, otro factor que algunos autores señalan como importante es el contexto institucional (Mendola et al., 2009). Según la literatura, los estados con políticas más socialdemócratas tienden a prevenir la pobreza de corta y larga duración, al contrario que aquellos con políticas más liberales (Fouarge y Layte, 2005; Sánchez-López y de Paz-Báñez, 2016; Watson et al., 2018).

2. DATOS

En este trabajo se va a realizar un análisis dinámico de la pobreza utilizando dos fuentes de datos longitudinales: el *European Community Household Panel* (ECHP) entre 1994 y 1997 y la versión longitudinal del *European Union Statistics on Income and Living Conditions* (EU-SILC) entre 2004 y 2018. Ambas encuestas poseen formato de panel y desde finales de siglo pasado han sido la principal fuente de datos utilizada en Europa para gran parte de los estudios sobre pobreza dinámica.

El EU-SILC tiene un formato rotatorio donde los individuos son entrevistados en un máximo de cuatro años en una entrevista anual, a diferencia de los ocho años ininterrumpidos de entrevista del ECHP. Con esta estructura Eurostat compone un panel armonizado sobre calidad de vida y otras variables relacionadas en cada uno de los Estados miembros de la Unión Europea (UE). El diseño de dicha primera encuesta limita el rango temporal para medir los episodios de pobreza de los individuos, por lo que los resultados obtenidos bajo esta metodología no serían comparables con periodos más amplios. Para solucionar a este problema y poder comparar datos entre 1994-2001 y 2004-2018, en el presente trabajo se deberán armonizar las fuentes. Esto implica que del ECHP sólo se utilizarán cuatro entrevistas de las ocho que presenta.[4] Una vez ajustadas ambas bases se obtendrán dos paneles balanceados de cuatro entrevistas comparables entre sí.[5] Para mayor distancia entre ambos periodos, las olas a tener en cuenta serán las cuatro primeras (1994-1997).

Otro tema de interés es la representatividad de la muestra. Como ya se ha comentado, un horizonte temporal más amplio permitiría obtener unas conclusiones más robustas sobre la dinámica de la pobreza. No obstante, esta cuestión se puede solventar construyendo un *pool* de datos: con todos los EU-SILC disponibles hasta la fecha se concatenarán las entrevistas desde 2004 hasta 2018. Así, pese a que los resultados sean únicamente para un periodo de cuatro años, estos abarcarán un espacio de quince de manera que se pueda comparar la evolución temporal de la pobreza dinámica durante más de dos décadas.[6] Igualmente, se analizará el peso de cada tipología en cuatro periodos: 1994-1997, 2004-2008, 2009-2013 y 2014-2018. Cada etapa comprenderá a aquellos individuos que durante esos años tienen su primera entrevista, aunque no terminen su tiempo de observación en el mismo periodo de inicio. De este modo, aunque se trate de muestra de cinco años, cada persona es observada solamente durante cuatro, por lo que los resultados serán perfectamente comparables entre los diferentes periodos. Esto permitirá analizar la evolución del fenómeno a lo largo del tiempo y conocer las tendencias temporales de los distintos tipos de pobreza dinámica en España.[7]

---

[4] Utilizar los ocho años de análisis no permitiría realizar una comparación coherente. Ante un mayor horizonte temporal, los resultados no serían idénticos: se esperaría un mayor número de individuos alguna vez pobres, menor porcentaje de pobres crónicos, etc. Un ejemplo de ello puede ser comparar los resultados del presente ensayo con Cantó et al. (2012).

[5] Si bien para estimar las líneas de pobreza se utiliza toda la población, para el cálculo de los niveles de ésta se elimina a todos aquellos individuos con menos de cuatro olas en la muestra. Esto implica que sólo se trabaje con aquellas personas representadas en todo el periodo. Así se obtiene un panel balanceado que, de otra manera, provocaría problemas de resultados.

[6] En línea con Vaalavuo (2015). En este caso, la autora utiliza la EU-SILC 2011 y la EU-SILC 2012 para obtener datos del periodo 2008-2012.

[7] Para ponderar el abandono de ciertos individuos (*atrittion*) y la no-respuesta se utilizan los pesos personales proporcionados por la oficina estadística. De acuerdo con Cantó et al. (2009, 2012), en todos

2.1 Censura

La censura es un problema importante en los estudios que utilizan datos longitudinales.[8] Ésta puede ser caracterizada de dos formas. En primer lugar se encuentra la censura por la izquierda, donde no se conoce el momento en el que el individuo entra en situación de pobreza. Como no se observa el inicio del evento, no es posible diferenciar entre los individuos que al comenzar el análisis llevan ya varios años y los que acaban de entrar. El segundo problema es la censura por la derecha. A diferencia del anterior, en este caso lo que se desconoce es el final del proceso, es decir, cuándo los individuos dejan de ser pobres. Al final del periodo de observación lo siguen siendo y no se tiene información posterior sobre ellos.

Algunos autores como Arranz y Cantó (2010) o Andriopoulou y Tsakloglou (2011) excluyen las observaciones censuradas por la izquierda, mientras que otros como Iceland (1997) sostienen que omitir estas observaciones puede dar lugar a un grave sesgo de selección, ya que no se tiene en cuenta a los individuos que se encuentran en medio de un período de pobreza prolongado. Por tanto, para solucionarlo este autor propone dos opciones.

La primera sería estimar la duración real de los episodios de pobreza con modelos estadísticos. Este método implica la asunción de supuestos difíciles de justificar sobre el *hazard ratio* (Guo, 1993). Se considera una tasa de riesgo constante, lo que a la luz de la evidencia sobre pobreza dinámica no es real: la probabilidad de salida disminuye cuanto más tiempo se está bajo el umbral (Bane y Ellwood, 1983; Duncan y Rodgers, 1988; Stevens, 1994; Iceland, 1996; Arranz y Cantó, 2010; Andriopoulou y Tsakloglou, 2011). La segunda supone realizar el estudio con y sin observaciones censuradas. Una suerte de análisis de robustez para observar cómo cambian los resultados. Stevens (1999) lleva a cabo esta idea y no encuentra diferencias relevantes en las tasas de salida. En el mismo sentido, las conclusiones generales de McKernan y Ratcliffe (2005) también son insensibles a la inclusión o exclusión de estas observaciones.

Respecto a los periodos censurados por la derecha, según Cellini et al. (2008), existen menos problemas. Los autores explican que los métodos estándar de tasas de riesgo multivariantes tienen en cuenta este tipo de problema, por lo que no es necesario solventarlo.

En definitiva, aunque en el presente trabajo sólo se considere a los individuos con cuatro entrevistas y por tanto se obtenga un panel completo, la censura sigue estando presente. Ciertas observaciones aparecen en la muestra (primera ola) siendo ya pobres, por lo que se desconoce el momento en el cual cayeron bajo el umbral (censura por la izquierda). No obstante, si se eliminasen todas estas observaciones censuradas se obtendría una muestra mucho más limitada que, además, podría provocar resultados sesgados. Los pobres transitorios en situación de pobreza

los resultados dinámicos se utilizan los pesos de la última entrevista del individuo en el panel. Igualmente, para calcular transiciones entre dos o más años se utiliza el peso de la entrevista más actual.

[8] Para el presente subapartado se toma como referencia la sección homónima de Vaalavuo (2015).

al principio o al final de la muestra serían eliminados, por lo que no se les podría identificar correctamente. Igualmente, teniendo en cuenta la metodología, a los pobres crónicos tampoco sería posible identificarlos. En este sentido, dado que se trata de una muestra de cuatro olas y se perdería mucha información omitiendo las observaciones censuradas, se utilizará toda la información disponible.

3. IDENTIFICACIÓN DE LA POBREZA CRÓNICA, TRANSITORIA Y RECURRENTE

La medición de la pobreza dinámica se lleva a cabo a partir de una primera identificación en términos estáticos. Siguiendo a Sen (1976), la medición de la pobreza estática requiere dos etapas. Por un lado, la identificación de los individuos pobres. Esta cuestión se resuelve estableciendo un umbral de pobreza, absoluto o relativo. Dicho umbral identificará como pobres a las personas cuya renta disponible equivalente en un periodo concreto se sitúe por debajo de del umbral que se considere. Una vez se identifica a esos individuos, el segundo paso será su agregación. Para ello se necesitará de un indicador único que resuma el nivel de pobreza poblacional. Tal herramienta deberá recoger tres aspectos básicos: incidencia, intensidad y desigualdad. Bajo la sensibilidad de los índices a estos puntos, según la literatura, se cumplirán una serie de propiedades normativas deseables. De este modo se conseguirá estimar el nivel de pobreza de una sociedad en un periodo concreto.

En el caso de la pobreza como fenómeno dinámico se añade una dimensión adicional: la duración. Ésta puede ser abordada desde la metodología de los componentes (*components approach*) o desde la metodología de los periodos de pobreza (*spells approach*). La principal diferencia entre ambas metodologías radica en el hecho de que el primer enfoque asume que es posible transferir ingresos entre periodos de tiempo, mientras que el segundo considera que no existe ninguna posibilidad de transferencia de renta entre periodos y que, por tanto, las restricciones de liquidez de los hogares son máximas.

Uno de los principales trabajos que utilizan la metodología de los componentes para el análisis de la dinámica de la pobreza es el de Jalan y Ravallion (1998).[9] Este método consiste en la descomposición de un índice de pobreza intertemporal para cada individuo en dos componentes. Por un lado, la pobreza crónica $C_i = P(\bar{y}_i, \dots, \bar{y}_i)$, definida como la renta media del sujeto a lo largo del periodo muestral T, donde $\bar{y}_i = \frac{1}{T}\sum_{i=1}^{T} y_{it}$. Por otro, la pobreza transitoria $T_i = P(y_{i1}, \dots, y_{iT}) - P(\bar{y}_i, \dots, \bar{y}_i)$, obtenida de forma residual como la pobreza observada que no es crónica. Ésta última, según mencionan los autores, viene determinada por las fluctuaciones de la renta en torno a su media a lo largo del tiempo. En este sentido, por tanto, un individuo será

[9] En línea con estudios anteriores de Ravallion (1988), Duncan y Rodgers (1991) o Rodgers y Rodgers (1993).

considerado como pobre crónico si su renta disponible equivalente total $Y_i = \sum_i y_{it}$ se sitúa por debajo del umbral de pobreza intertemporal estimado para la población y periodo completo. Como en el presente estudio se utilizará una línea del 60 por ciento de la renta mediana, la definición de pobreza crónica sería tal que:

$$P_i = \begin{cases} 1 & \text{si} \quad Y_i < Z \\ 0 & \text{si} \quad Y_i \geq Z \end{cases}$$

donde Z equivale al 60 por ciento mediano de las rentas del periodo completo para la población total N.

Esta metodología, sin embargo, cuenta con una gran limitación: es insensible al número de años que los individuos pasan por debajo del umbral de pobreza y considera necesario asumir que los hogares no se enfrentan a restricciones de liquidez en los mercados financieros, es decir, que pueden sustituir perfectamente los ingresos a lo largo del tiempo. Bajo este segundo supuesto las familias pueden suavizar su patrón de consumo intertemporal, lo que implica que pueden ahorrar y endeudarse sin ningún tipo de limitación para poder afrontar sus necesidades de consumo en cada periodo. En base a la literatura sobre el tema y según concluyen Gradín et al. (2008), esta asunción parece poco plausible. Es bien conocido que los hogares de la parte baja de la distribución de ingresos sufren importantes restricciones para conseguir financiación, por lo que resulta difícil pensar que, con tales rentas, consigan suavizar su consumo hasta el punto de que a lo largo de cuatro años no sea relevante para su bienestar en cada periodo el momento en el que obtengan los ingresos.

Para tener en cuenta las restricciones de liquidez a las que se enfrentan los hogares pobres en este trabajo se utilizará el *spells approach*. Esta metodología está basada en el artículo seminal de Bane y Ellwood (1983) y clasifica a los pobres en función del número de periodos que se sitúan bajo el umbral. Que estos periodos sean consecutivos o alternos también tiene relevancia. Como ya se ha mencionado anteriormente, las posibles tipologías serán pobreza crónica, pobreza transitoria y recurrente o pobreza transitoria y no recurrente.

La primera fase es la identificación de las personas pobres. A diferencia del anterior método, en este caso es necesario delimitar qué individuos estuvieron bajo el umbral en cada año analizado. Para ello, considérese un vector de rentas de un individuo, $y_i = (y_{i1}, \dots, y_{iT})$, donde y_{it} representa su renta disponible equivalente en el periodo muestral t, siendo T el número total de años en el análisis.[10] Utilizando una línea de pobreza z_t, fijada al 60 por ciento de la renta

[10] Para adecuar la renta del hogar a la renta personal se utiliza la escala de la OCDE modificada. Cabe mencionar también que, dadas las características de ambas bases de datos, dicha renta disponible equivalente se corresponde con la obtenida en el año anterior a la encuesta.

mediana en cada periodo estimado, el individuo i será pobre en el año t si $y_{it} < z_t$. Esto implica, por tanto, una condición de pobreza individual en cada año tal que:

$$P_{it} = \begin{cases} 1 & \text{si} \quad y_{it} < z_t \\ 0 & \text{si} \quad y_{it} \geq z_t \end{cases}$$

De esta manera, la población que sufre algún episodio de pobreza estará formada por los individuos que en algún periodo satisfacen la condición $P_{it} = 1$. Así se estimará cuántas personas de la muestra son pobres al menos una vez.

Para definir el nivel pobreza crónica o permanente se utiliza el *dual cut-off approach*. Esta tipología se entiende como un único periodo ininterrumpido bajo el umbral, por lo que un individuo será pobre de forma crónica si su hogar lo es durante más de un determinado porcentaje de años consecutivos, o lo que es lo mismo, si θ_i es mayor que τ, siendo $\theta_i = \frac{1}{T}\sum_t P_{it}$ y τ la proporción de años elegida como segundo umbral.

La elección arbitraria de tal proporción mínima será clave para la condición de cronicidad. Un mayor valor implicará un grado de intensidad más exigente, pudiendo variar desde cero (todos los individuos al menos una vez pobres son permanentes) hasta uno (sólo los que se sitúan bajo el umbral en todos los años estimados son pobres crónicos).[11] En el presente trabajo, el valor elegido de τ será igual a 0,75, por lo que las personas que sufran la pobreza ininterrumpidamente al menos tres de los cuatro años de la muestra serán considerados como pobres crónicos.[12]

La tipología complementaria a la pobreza crónica es la pobreza transitoria, en la que además se puede distinguir entre aquellos que son pobres recurrentes y los que no. Los pobres transitorios son todos aquellos individuos que viven en hogares que son pobres alguna vez pero no son pobres crónicos. La distinción en esta tipología entre recurrentes y no recurrentes es muy importante, ya que la recurrencia refleja situaciones de inestabilidad e incertidumbre mientras que la primera es más bien un problema de ingresos de carácter muy temporal con menores consecuencias a largo plazo. En este sentido, se define como individuos pobres transitorios y recurrentes a aquellos con varios episodios de pobreza interrumpidos y a los no recurrentes como a aquellos con un único periodo de pobreza de duración máxima de dos años.

[11] Esta es la opción que toman Cantó et al. (2012).

[12] Esta decisión radica en la *atrittion* esperada de la muestra, ya que un τ del 100 por cien podría llevar a resultados sesgados. Igualmente, este valor de τ es consistente con el indicador europeo de *Pobreza Persistente* (Eurostat). Al ser una muestra de cuatro entrevistas, los patrones de estos individuos serán de al menos tres años consecutivos bajo el umbral.

4. DURACIÓN DE LA POBREZA EN ESPAÑA

En la presente sección se exponen los resultados referentes a la identificación de la pobreza en su forma dinámica. Esta primera aproximación permitirá entender la duración y naturaleza temporal de la pobreza en España. Además, todas las estimaciones han sido calculadas por subperiodos, por lo que también será posible realizar una comparativa entre años.

En la Tabla 1 se presenta la distribución de tiempo pasado bajo el umbral. Entre 1994 y 1997, en torno a una de cada tres personas sufrió mínimo un episodio de pobreza.[13] Estos niveles han ido reduciéndose paulatinamente, pasando de un 28,42 por ciento entre 2004 y 2008 a un 22,58 por ciento entre 2014 y 2018. Pese a que la probabilidad de caer bajo el umbral ha disminuido, ésta todavía afecta a más de uno de cada cinco españoles.

La distribución de años también ha cambiado considerablemente. En el primer periodo un 15,48 por ciento de la población experimentó únicamente un año de pobreza, registro que se fue reduciendo posteriormente. Entre 2004 y 2008 este porcentaje fue del 13,01. Y en los periodos siguientes del 8,33 y 7,88 por ciento. Los resultados para los individuos que sufrieron dos, tres y cuatro años fueron similares, con una ligera caída respecto a 1994-1997. No obstante, en este último nivel se observa una pequeña diferencia: el repunte entre 2009 y 2018 de la proporción de personas cuatro años pobres. Si bien es cierto que los porcentajes son menores que en 1994-1997, estos son mucho mayores que en el primer periodo de siglo.

La segunda mitad de la Tabla 1 reafirma esta idea. La proporción de pobres alguna vez con sólo un año bajo el umbral se ha ido reduciendo drásticamente, pasando de un 44,04 a un 34,89 por ciento. Sin embargo, como se venía comentando, la mayor magnitud de este cambio ha sido absorbida por el grupo de pobres que experimenta la pobreza durante cuatro años consecutivos. Al igual que antes, en 2004-2008 este porcentaje descendió, pero tras la crisis volvió a subir: entre 2009 y 2013, uno de cada cinco pobres alguna vez lo fue durante todo el periodo analizado, mismo resultado que en 2014-2018. Ambos cuadros parecen indicar una mayor cronicidad de la pobreza española.

En la Tabla 2 se exponen los niveles de cada tipo de pobreza. Como se puede observar, la distribución entre los distintos grupos ha ido cambiando sustancialmente. Entre 1994 y 1997, un 20,66 por ciento de la población española fue pobre de manera transitoria no recurrente, un 6,33 por ciento de forma recurrente y un 8,17 por ciento fueron pobres crónicos. Esto implica que de los individuos que fueron pobres en algún momento más de la mitad fueron no recurrentes con sólo un periodo de dos años o menos bajo el umbral. Por su parte, casi uno de cada cuatro pobres sufrió de pobreza persistente y casi uno de cada cinco pobreza recurrente, alternando capítulos de privación con otros de no privación.

[13] Estimación similar a la de Fouarge y Layte (2005) para la población europea.

Si se comparan estas cifras con las de años posteriores la diferencia es clara. El descenso en la prevalencia de la pobreza implica la reducción de todas las tipologías de distinta duración. No obstante, estas caídas han sido desiguales entre sí, lo que ha provocado una reordenación entre los diferentes tipos de pobreza.

El periodo 2004-2008 fue un tiempo de transición. La pobreza transitoria no recurrente se redujo hasta el 17,70 por ciento, con un incremento en su participación relativa sobre los que fueron pobres alguna vez (62,26%). La pobreza recurrente y la pobreza crónica también hicieron lo propio: ambas disminuyeron tanto sobre el total de la población española como sobre los individuos pobres en algún momento. Sin embargo, los resultados más destacables se observan en los dos periodos siguientes. Como se avanzó anteriormente, los años entre 2009 y 2018 se caracterizaron por un aumento de la cronicidad. No tanto sobre el total poblacional, donde la incidencia disminuyó respecto al primer periodo (6,84 y 7,92 por ciento respectivamente), sino sobre los individuos que fueron pobres en algún momento. Entre 2009 y 2013 el porcentaje de pobres crónicos sobre este grupo fue del 33,34 por ciento, superado por el 35,08 por ciento entre 2014 y 2018. Esto significa que, de los españoles que sufrieron algún episodio de pobreza durante este periodo, más de uno de cada tres no consiguió salir en al menos tres años seguidos.

Otro resultado de interés se presenta en la Tabla 3. Siguiendo las conclusiones de trabajos como el de Amuedo-Dorantes y Serrano-Padial (2010) o Arranz y García-Serrano (2009), en este cuadro se desagregan los resultados sobre tipo de pobreza en España según la duración del contrato laboral. Como mencionan estos autores, la temporalidad de ciertos empleos aumenta la probabilidad de caer bajo el umbral, idea que confirman las estimaciones del presente ensayo.

Como se puede comprobar, tanto en 1994-1997 como en 2014-2018 los empleados que trabajaban con contrato temporal tuvieron una mayor prevalencia que los trabajadores indefinidos. En ambos casos, dichos empleados indefinidos presentaron niveles muy reducidos (en torno al 10 por ciento), al contrario que los temporales. Llaman especialmente la atención las cifras entre 1994 y 1997, donde más de la mitad de los estos trabajadores sufrieron algún episodio de pobreza a lo largo de cuatro años. Posteriormente estos números se han ido reduciendo, aunque todavía son elevados (37,95%). Igualmente, analizando los distintos tipos de pobreza dinámica se llega a las mismas conclusiones: trabajar con un contrato temporal incrementa la probabilidad de ser tanto pobre crónico como transitorio recurrente y no recurrente. Para todas las tipologías, el porcentaje de trabajadores que sufre la pobreza es mayor en temporales que en indefinidos, sea cual sea el periodo de análisis.

Tabla 1
Duración de la pobreza.

	1994-1997		2004-2008		2009-2013		2014-2018	
Población total Años de pobreza:								
Ninguno	64,85		71,58		79,47		77,42	
	%	Acum.	%	Acum.	%	Acum.	%	Acum.
Uno	**15,48**	15,48	**13,01**	13,01	**8,33**	8,33	**7,88**	7,88
Dos	**8,57**	24,05	**7,02**	20,03	**4,13**	12,46	**5,85**	13,73
Tres	**6,12**	30,17	**4,99**	25,02	**3,98**	16,44	**4,14**	17,87
Cuatro	**4,98**	**35,15**	**3,40**	**28,42**	**4,09**	**20,53**	**4,71**	**22,58**
Total	100		100		100		100	

(Continuación)	1994-1997		2004-2008		2009-2013		2014-2018	
Alguna vez pobres Años de pobreza:								
	%	Acum.	%	Acum.	%	Acum.	%	Acum.
Uno	**44,04**	44,04	**45,76**	45,76	**40,58**	40,58	**34,89**	34,89
Dos	**24,37**	68,40	**24,71**	70,47	**20,14**	60,72	**25,92**	60,81
Tres	**17,42**	85,82	**17,56**	88,02	**19,37**	80,09	**18,32**	79,13
Cuatro	**14,18**	100	**11,98**	100	**19,91**	100	**20,87**	100
Muestra	16.050		32.636		29.464		11.958	

Nota: Los resultados están obtenidos para los individuos presentes en el panel durante las cuatro olas. Se utilizan pesos por abandono de la muestra. En los resultados dinámicos se utiliza el peso de la última entrevista.

Fuente: Elaboración propia a través de ECHP y EU-SILC.

Tabla 2
Niveles de cada tipología de pobreza.

				Episodios de pobreza (%)		
					Pobreza transitoria	
Periodo		Muestra	Pobres alguna vez (%)	Pobreza crónica	Recurrente	No recurrente
1994-1997	Pobres alguna vez	5.574	100	23,24	18,00	58,76
	Total	16.050	**35,15**	8,17	6,33	20,66
2004-2008	Pobres alguna vez	9.447	100	22,90	14,84	62,26
	Total	32.636	**28,84**	6,51	4,22	17,70
2009-2013	Pobres alguna vez	5.844	100	33,34	12,23	54,43
	Total	29.464	**20,52**	6,84	2,51	11,17
2014-2018	Pobres alguna vez	2.392	100	35,08	12,35	52,57
	Total	11.958	**22,58**	7,92	2,79	11,87

Nota: Los resultados están obtenidos para los individuos presentes en el panel durante las cuatro olas. Se utilizan pesos por abandono de la muestra.

Fuente: Elaboración propia a través de ECHP y EU-SILC.

Tabla 3
Niveles de cada tipología de pobreza. Porcentaje por colectivos.

	Duración de contrato del sustentador principal		Muestra	Pobres alguna vez (%)	Episodios de pobreza (%)		
					Pobreza crónica	Pobreza transitoria	
						Recurrente	No recurrente
1994-1997	**Temporal**	Pobres alguna vez	1.154	100	30,43	19,25	50,31
		Total	2.270	**51,09**	15,55	9,84	25,70
	Indefinido	Pobres alguna vez	719	100	11,71	5,31	82,90
		Total	5.390	**14,11**	1,66	0,75	11,70
2014-2018	**Temporal**	Pobres alguna vez	1.351	100	36,55	12,60	50,85
		Total	3.963	**37,95**	13,87	4,78	19,30
	Indefinido	Pobres alguna vez	550	100	25,12	11,43	63,44
		Total	6.080	**10,21**	2,57	1,17	6,48

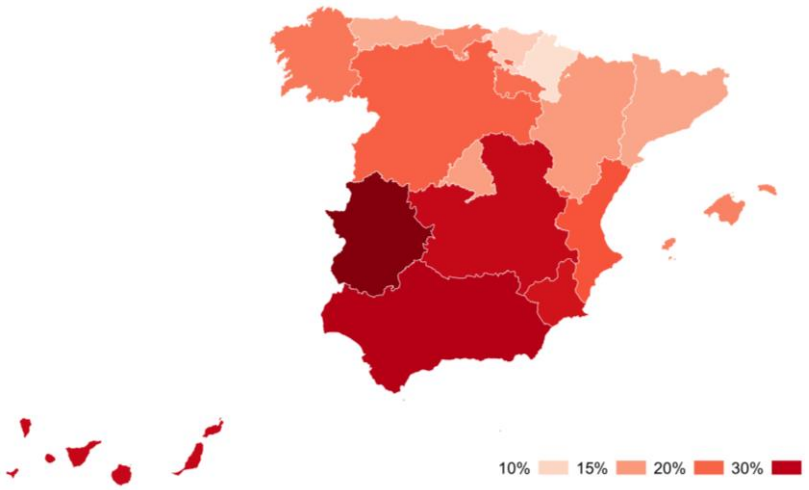
Nota: Los resultados están obtenidos para los individuos presentes en el panel durante las cuatro olas. Se utilizan pesos por abandono de la muestra.

Fuente: Elaboración propia a través de ECHP y EU-SILC.

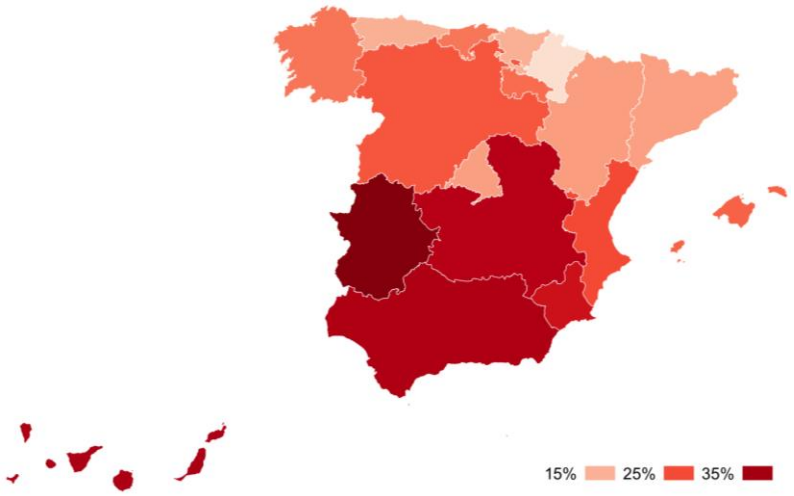
Finalmente, el último resultado que se expone en esta sección es la distribución territorial de la pobreza española en el periodo 2004-2018.[14] Los mapas de la Figura 1 representan tres de las cuestiones más importantes sobre el tema: tasa media anual de pobreza a lo largo de este periodo, porcentaje de personas que en cuatro años fueron pobres en algún momento y porcentaje de pobres crónicos respecto a pobres alguna vez. Presentando todas estas variables según la comunidad autónoma de residencia se hallarán las principales diferencias geográficas al respecto.[15]

Figura 1
Distribución territorial de la pobreza.

Tasa media anual de pobreza (2004-2018)



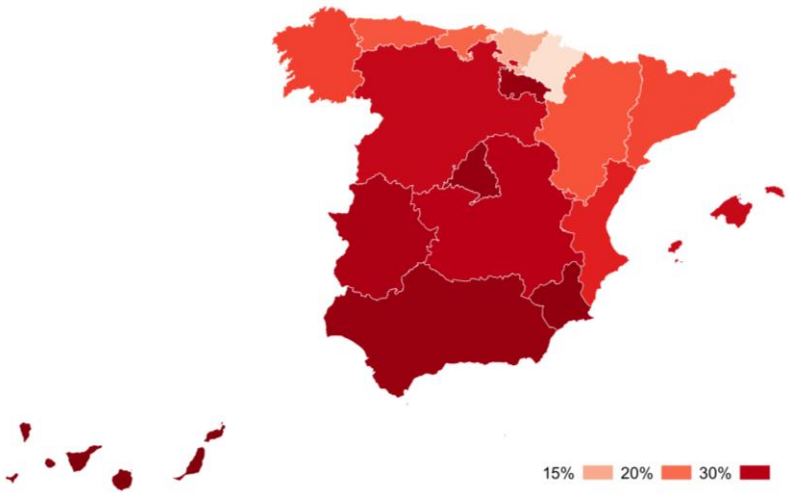
% de personas que fueron pobres alguna vez



[14] La no inclusión en el ECHP de una variable sobre comunidad autónoma imposibilita que se puedan realizar estos mismos cálculos para el periodo 1994-1997.

[15] Ceuta y Melilla no son incorporadas al gráfico por razones de dimensión. Sin embargo, ambas ciudades autónomas son las regiones con mayor incidencia a todos los niveles expuestos.

% de pobres crónicos sobre pobres alguna vez



Fuente: Elaboración propia a través de EU-SILC.

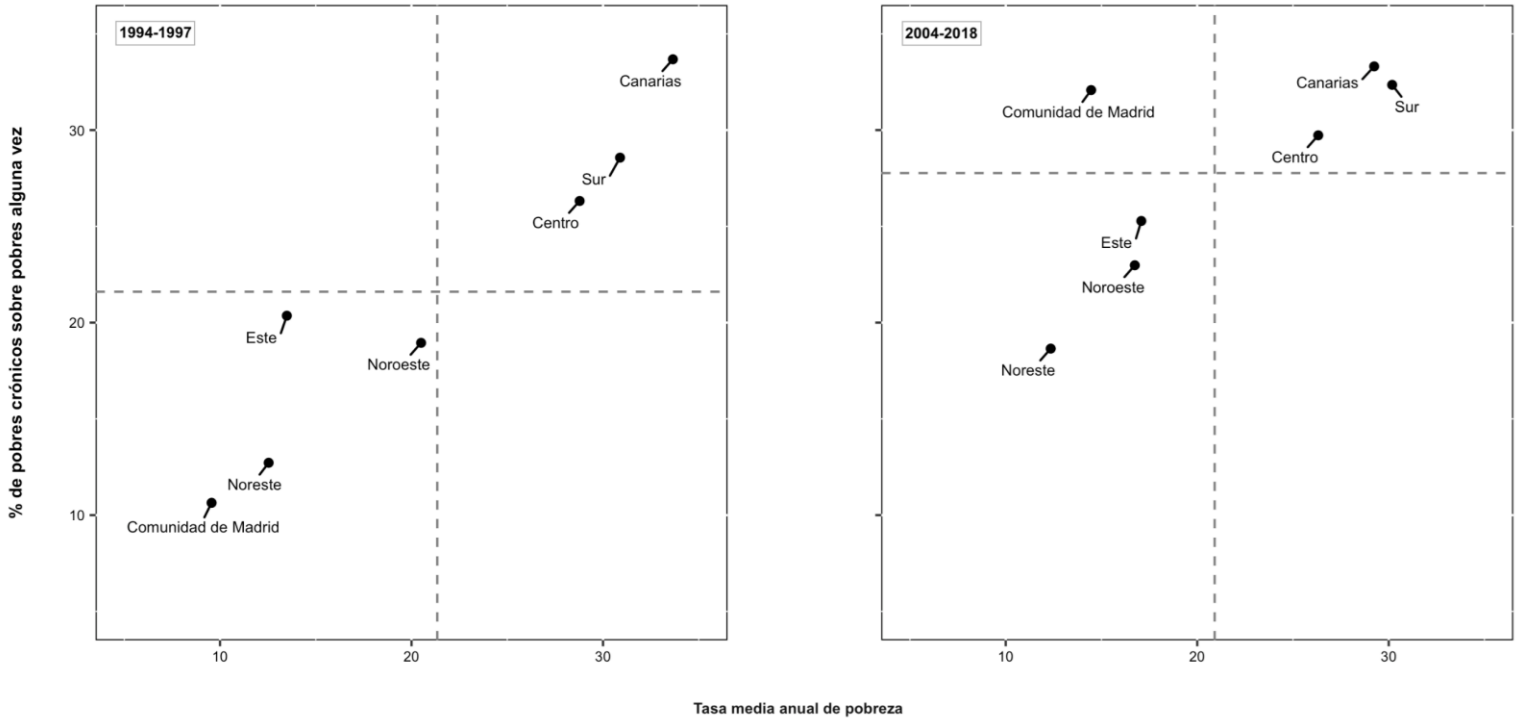
Como se puede observar, la disparidad norte-sur en los dos primeros mapas es visiblemente clara. Andalucía, Canarias, Murcia, Castilla-La Mancha y sobre todo Extremadura presentan las mayores tasas anuales de pobreza durante este periodo, situándose todas en torno al 30 por ciento. Paralelamente, debido a la alta correlación entre ambas variables, estas mismas regiones son las que presumen de un mayor porcentaje de individuos que han sido pobres alguna vez en cuatro años. En contraposición, la realidad de la mitad superior del país es bien distinta. Con la Comunidad Valenciana y Castilla y León a un nivel intermedio, todas las demás comunidades presentan cifras inferiores al 20 por ciento en ambos gráficos. Especialmente reseñables los datos de la Comunidad Foral de Navarra, con una tasa media anual de pobreza del 9,19 y un 11,04 por ciento de individuos pobres alguna vez.

Sin embargo, la conclusión más interesante resulta de comparar los dos primeros mapas con el último. Regiones que, teniendo una incidencia relativamente baja, presentan unos datos de cronicidad elevados. Este es el caso, sobre todo, de la Comunidad de Madrid. Con una tasa media de pobreza del 14,46 por ciento, muy por debajo del promedio nacional, mantiene un nivel de pobres crónicos sobre pobres alguna vez del 32,08 por ciento. Esto significa que, de ser la cuarta mejor región en términos de incidencia anual, pasa a ser la tercera peor en cuanto a duración de la pobreza. En menor medida, Cataluña o La Rioja también presentan unos registros similares.

Como resumen gráfico de los anteriores resultados se construye la Figura 2. Ésta representa la relación entre la tasa media anual de pobreza y el nivel de pobreza crónica sobre la población pobre, comparando el primer (1994-1997) y último periodo (2014-2018) según NUTS1. Mediante este diagrama de dispersión se pone de manifiesto tanto el ascenso de la cronicidad en la población española como la anomalía de la Comunidad de Madrid.

Figura 2

Relación entre tasa media anual de pobreza y nivel de pobreza crónica por NUTS 1.



Nota: Las líneas discontinuas marcan la media de cada variable. Las regiones NUTS1 están constituidas tal que noroeste (Galicia, Principado de Asturias, Cantabria), noreste (País Vasco, Comunidad Foral de Navarra, La Rioja, Aragón), centro (Castilla y León, Castilla-La Mancha y Extremadura), este (Cataluña, Comunidad Valenciana, Islas Baleares) y sur (Andalucía, Murcia, Ceuta y Melilla).

Fuente: Elaboración propia a través de ECHP y EU-SILC.

5. CARACTERIZACIÓN DE LA POBREZA CRÓNICA, TRANSITORIA Y RECURRENTE

El objetivo del presente apartado es caracterizar la pobreza dinámica en España. De esta manera se podrán precisar algunos de los rasgos demográficos y socioeconómicos que influyen en la probabilidad de que un individuo experimente una situación de pobreza transitoria, crónica o transitoria y recurrente. Estos resultados serán estimados tanto globalmente (1994-1997 y 2004-2018) como por subperiodos, comparando los primeros años (1994-1997) con los últimos (2014-2018).[16] Esta segunda idea permitirá analizar si se han producido cambios en los factores que influyen en la dinámica de la pobreza en las últimas dos décadas.

Para abordar estas cuestiones se utilizarán dos modelos de elección discreta. En primer lugar, con el objetivo de estimar la probabilidad de ser pobre alguna vez se presenta un *logit* binario. Las opciones de respuesta serán dos: pobre alguna vez o nunca pobre.

$$Y_i = \begin{cases} 1 & \text{si} \quad Y_i^* \geq 0 \\ 0 & \text{si} \quad Y_i^* \geq 0 \end{cases} \quad \text{con} \quad Y_i^* = X_i'\beta + u_i$$

En este sentido, la variable dependiente Y_i será igual a uno si el individuo i cae en pobreza en algún año de los cuatro estimados. La probabilidad de que ocurra este suceso será tal que:

$$P[Y_i = 1] = \frac{e^{X_i'\beta}}{1 + e^{X_i'\beta}} = \Lambda(X_i'\beta)$$

En segundo lugar, para la caracterización de cada tipología de pobreza se opta por un *logit* multinomial.[17] En este caso la variable dependiente contará con varios niveles: pobreza crónica, pobreza transitoria y recurrente o pobreza transitoria y no recurrente. Las diferentes alternativas se definen tal que $j = \{0, 1, 2\}$. De este modo, la probabilidad de que un individuo pobre alguna vez i pertenezca a un determinado grupo j vendrá dada por:

$$P[Y_i = j] = \frac{e^{X_i'\beta_j}}{1+\sum_J e^{X_i'\beta}} \qquad P[Y_i = \text{omit.}] = \frac{1}{1+\sum_J e^{X_i'\beta}}$$

La alternativa tomada como referencia en este segundo modelo será la pobreza transitoria no recurrente. Fijando sus coeficientes igual a cero se logrará comparar las diferentes tipologías de pobreza entre sí, identificando los rasgos que las determinan.

[16] En las Tablas A2 y A3 se comparan todos los resultados del siglo actual, es decir, de los periodos 2004-2008, 2009-2013 y 2014-2018

[17] En ambos modelos, la utilización del *logit* en detrimento del *probit* viene causada por la simplicidad del primero. Los dos métodos son equivalentes y los resultados proporcionados son prácticamente idénticos, por lo que se trata de una decisión que no afecta al análisis.

Las variables explicativas incorporadas en las estimaciones serán de diversa naturaleza: atributos personales del sustentador principal, como la edad y la edad al cuadrado, el sexo, el nivel educativo (primaria o inferior, secundaria/postsecundaria no superior o educación superior) o el estado civil (soltero, casado o separado/viudo/divorciado); cuestiones de salud, como limitaciones de empleo por problemas médicos o enfermedades crónicas; rasgos laborales del cabeza de familia, como la situación actual (trabajando, desempleado o jubilado/inactivo), la experiencia y la experiencia al cuadrado, tener contrato temporal, trabajar a jornada parcial, trabajar por cuenta propia sin empleados a cargo o haber cambiado de empleo de forma involuntaria en el último año; características relacionadas con el hogar, como el porcentaje de miembros trabajando, desempleados e inactivos, el número de personas en el hogar, la región de residencia (noroeste, noreste, comunidad de Madrid, centro, este, sur, Canarias) o el tipo de hogar (pareja con dos hijos menores, pareja sin hijos, familia monoparental, familia numerosa, adulto solo, otro); o el año de observación, con intención de capturar el ciclo económico.[18]

Analizando los resultados de la Tabla 4, lo primero que llama la atención es la significatividad de todas las variables. En mayor o menor medida, todos los rasgos incorporados afectan a la probabilidad de experimentar pobreza a lo largo de un periodo relativamente corto. Entre las cuestiones que influyen positivamente en la probabilidad de caer bajo el umbral se encuentran el número de miembros en el hogar, el porcentaje de desempleados o inactivos o que el sustentador principal tenga limitaciones de empleo por problemas médicos. Por el contrario, que el cabeza de familia sea mujer o esté casado afectan de forma negativa, así como un mayor nivel educativo. Además de éstas, las condiciones laborales son las variables que tienen un mayor impacto. Estar desempleado o inactivo, trabajar a jornada parcial, tener contrato temporal, ser autónomo o haber cambiado de empleo de forma involuntaria en el último año también incrementan la probabilidad de ser pobre alguna vez. Una mayor experiencia laboral, a diferencia de las anteriores, la disminuye. Finalmente, se corrobora que residir en las regiones del sur de España incrementa las opciones de ser pobre alguna vez en cuatro años.

[18] Para una correcta interpretación, todas estas variables han sido armonizadas rigurosamente entre ambas fuentes. La información utilizada será únicamente la de la segunda entrevista, ya que la variable tipo de contrato no fue recogida en la primera entrevista del ECHP y conviene incorporarla al modelo. Debido a esta cuestión y a que se trata de un panel balanceado, la información relativa a 1994, 1996, 1997, 2017 y 2018 se pierde. En el ECHP todos los individuos tienen como segunda observación el año 1995 y en el EU-SILC el último año posible para que haya individuos con segunda entrevista y con cuatro olas en el panel es 2016.

Tabla 4
Determinantes de la probabilidad de ser pobre alguna vez.
1994-1997 y 2004-2018

Variables	Coeficiente	Error estándar
SP Edad	**0,0401**	0,0065 ***
SP Edad al cuadrado	**-0,0006**	0,00006 ***
SP Mujer	**-0,0816**	0,0241 ***
SP Nivel educativo		
Secundaria y postsecundaria no superior	**-0,6011**	0,0255 ***
Educación superior	**-0,8487**	0,0301 ***
SP Estado civil		
Casado	**-0,1709**	0,0353 ***
Separado, viudo o divorciado	**0,2129**	0,0464 ***
SP Limitaciones de empleo por razones de salud	**0,2577**	0,0301 ***
SP Enfermo crónico	**-0,0880**	0,0278 ***

Variables (continuación)	Coeficiente	Error estándar
SP Situación laboral		
Desempleado	**0,5305**	0,0426 ***
Jubilado o inactivo	**0,2341**	0,0376 ***
SP Contrato temporal	**0,2842**	0,0295 ***
SP Trabajador por cuenta propia	**1,4601**	0,0290 ***
SP Contrato jornada parcial	**0,3746**	0,0289 ***
SP Cambio de empleo involuntario en el último año	**0,9486**	0,0399 ***
SP Experiencia laboral	**-0,0105**	0,0030 ***
SP Experiencia laboral al cuadrado	**0,0001**	0,00005 ***
% Miembros trabajando	**-0,6982**	0,06003 ***
% Miembros desempleados	**1,1468**	0,0773 ***
% Miembros inactivos	**0,2719**	0,0456 ***
Número de miembros en el hogar	**0,1022**	0,0084 ***

Variables (continuación)	Coeficiente	Error estándar
Región (NUTS)		
Noreste	**-0,0614**	0,0373 *
Comunidad de Madrid	**-0,1083**	0,0444 **
Centro	**0,3380**	0,0348 ***
Este	**0,0211**	0,0344
Sur	**0,4042**	0,0335 ***
Canarias	**0,7978**	0,0480 ***
Tipo de hogar		
Pareja sin hijos	**0,3376**	0,0429 ***
Familia monoparental	**0,4536**	0,0621 ***
Familia numerosa	**0,5276**	0,0493 ***
Adulto solo	**0,5084**	0,1637 ***
Otro	**0,1910**	0,0301 ***

Variables (continuación)	Coeficiente	Error estándar
Año		
2005	**-1,2709**	0,0473 ***
2006	**-1,1330**	0,0463 ***
2007	**-1,0091**	0,0451 ***
2008	**-1,0261**	0,0449 ***
2009	**-1,4521**	0,0571 ***
2010	**-1,4224**	0,0561 ***
2011	**-1,4436**	0,0617 ***
2012	**-1,5120**	0,0494 ***
2013	**-1,3896**	0,0483 ***
2014	**-1,4056**	0,0458 ***
2015	**-1,3465**	0,0454 ***
2016	**-1,4395**	0,0458 ***
Constante	**-1,3978**	0,1447 ***
N	73.454	
Pseudo R^2	0,1944	
p-value	0,0000	

Nota: Las características de referencia son un hombre soltero con estudios primarios o inferiores, sin enfermedades crónicas ni limitaciones de empleo por problemas de salud, trabajando por cuenta ajena con contrato definido y a jornada completa, sin cambio de empleo involuntario en el último año y residiendo en un hogar estándar (dos adultos con dos hijos menores) en el noroeste de España en el año 1995. Se utilizan errores estándar robustos para solucionar el problema de heterocedasticidad. Igualmente, se limita a uno el número de iteraciones. Significatividad: * $p < 0{,}10$ ** $p < 0{,}05$ *** $p < 0{,}01$.

Fuente: Elaboración propia a través de ECHP y EU-SILC.

En la Tabla 5 se desagrega la anterior estimación entre el primer y último periodo. Como se puede observar, los determinantes de la probabilidad de ser pobre en algún momento no presentan mucha variación entre las últimas dos décadas. La educación y la situación laboral de los miembros del hogar siguen afectando de la misma manera: que el sustentador principal trabaje bajo contrato temporal, a jornada parcial o sea autónomo aumenta las opciones de experimentar algún episodio de pobreza, mientras que un mayor nivel educativo o un mayor porcentaje de miembros trabajando las reduce. La relevancia de todas estas variables, no obstante, disminuye

Por otra parte, variables como tener una mujer de cabeza de familia, los problemas crónicos de salud o la experiencia trabajando han dejado de tener relevancia. En cuanto a la edad del cabeza de familia se observa un cambio de signo llamativo, pasando de tener un impacto positivo a afectar de forma negativa a la probabilidad de ser pobre alguna vez en cuatro años. Igualmente, en el periodo 1994-1997 los hogares con un sustentador principal casado tenían más probabilidades de experimentar alguna situación de pobreza que los que tenían un sustentador principal soltero, resultado que se invierte en el periodo 2014-2018. Como nota discordante, se observa que entre 1994 y 1997 no importaba la situación laboral del cabeza de familia, pero cuanto mayor fuera el porcentaje de miembros desempleados o inactivos menores las opciones de ser pobres alguna vez. Cabe subrayar también el ascenso en los niveles de pobreza de regiones como la Comunidad de Madrid o el este peninsular.

Para determinar qué características influyen en cada tipología de la pobreza se presenta la Tabla 6. Estos resultados se deben comparar en función de la probabilidad de caer en pobreza transitoria no recurrente. Como se puede comprobar, el nivel educativo permanece como una de las variables clave para reducir la duración de las situaciones de pobreza: a mayor formación, más probabilidad de ser pobre transitorio no recurrente en lugar de crónico o transitorio recurrente. Igualmente, en línea con Cantó et al. (2012), se comprueba cómo la edad del cabeza de familia no es relevante para cambiar la probabilidad de estar clasificado entre las distintas tipologías, ya que son las variables asociadas a la situación laboral las que concentran la capacidad explicativa del modelo. En relación con esto, se estima que en los hogares donde el sustentador principal es jubilado o inactivo existe una mayor probabilidad de que sus miembros sean pobres crónicos, al igual que si trabaja a jornada parcial. Por el contrario, la inestabilidad de los que cambian de empleo de forma involuntaria hace que tengan más opciones de ser pobres transitorios recurrentes que de cualquiera de los demás grupos.[19]

[19] Se ha realizado un test aparte para comprobar si la diferencia entre pobreza crónica y pobreza transitoria recurrente es significativa en relación con el impacto de esta variable y se obtiene que sí a todos los niveles de confianza.

Tabla 5
Determinantes de la probabilidad de ser pobre alguna vez.
1994-1997 vs 2014-2018

	1994-1997		2014-2018	
Variables	Coeficiente	Error estándar	Coeficiente	Error estándar
SP Edad	**0,0267**	0,0161 *	**-0,0364**	0,0186 *
SP Edad al cuadrado	**-0,00035**	0,0001 ***	**0,00006**	0,0001
SP Mujer	**0,2999**	0,0744 ***	**-0,0651**	0,0683
SP Nivel educativo				
Secundaria y postsecundaria no superior	**-0,7181**	0,0526 ***	**-0,3337**	0,0796 ***
Educación superior	**-1,8250**	0,1033 ***	**-1,1869**	0,0987 ***
SP Estado civil				
Casado	**0,3325**	0,1336 **	**-0,2347**	0,0873 ***
Separado, viudo o divorciado	**0,2593**	0,1395 *	**0,1967**	0,1172 *
SP Limitaciones de empleo por razones de salud	**0,8031**	0,0907 ***	**0,1382**	0,0837 *
SP Enfermo crónico	**-0,4578**	0,0817 ***	**-0,0591**	0,0750

	1994-1997		2014-2018	
Variables (continuación)	Coeficiente	Error estándar	Coeficiente	Error estándar
SP Situación laboral				
Desempleado	**0,2081**	0,1386	**0,2837**	0,1055 ***
Jubilado o inactivo	**-0,1876**	0,1293	**-0,0232**	0,1175
SP Contrato temporal	**1,2754**	0,0787 ***	**0,6764**	0,0720 ***
SP Trabajador por cuenta propia	**1,8916**	0,0645 ***	**1,3015**	0,0851 ***
SP Contrato jornada parcial	**0,8538**	0,1132 ***	**0,7080**	0,0972 ***
SP Cambio de empleo involuntario en el último año	**0,3869**	0,0527 ***	**0,7318**	0,1567 ***
SP Experiencia laboral	**-0,0247**	0,0071 ***	**-0,0020**	0,0099
SP Experiencia laboral al cuadrado	**0,0004**	0,0001 ***	**0,00008**	0,0001
% Miembros trabajando	**-2,9216**	0,1652 ***	**-0,6736**	0,1966 ***
% Miembros desempleados	**-0,4448**	0,1915 **	**3,0227**	0,2067 ***
% Miembros inactivos	**-1,2207**	0,1566 ***	**1,8845**	0,1759 ***
Número de miembros en el hogar	**0,1693**	0,0172 ***	**0,0941**	0,0265 ***

	1994-1997		2014-2018	
Variables (continuación)	Coeficiente	Error estándar	Coeficiente	Error estándar
Región (NUTS)				
Noreste	**-0,5790**	0,0777 ***	**-0,4633**	0,1200 ***
Comunidad de Madrid	**-0,8026**	0,0967 ***	**0,5428**	0,1144 ***
Centro	**0,3330**	0,0693 ***	**0,4321**	0,1018 ***
Este	**-0,3264**	0,0695 ***	**0,3582**	0,1016 ***
Sur	**0,3640**	0,0667 ***	**0,3467**	0,0989 ***
Canarias	**0,7827**	0,0889 ***	**0,4913**	0,1601 ***
Tipo de hogar				
Pareja sin hijos	**0,9527**	0,1051 ***	**0,4381**	0,1286 ***
Familia monoparental	**0,8947**	0,1265 ***	**0,8432**	0,1589 ***
Familia numerosa	**0,1679**	0,1056	**0,8690**	0,1236 ***
Adulto solo	**1,8683**	0,2289 ***	**1,6725**	0,2149 ***
Otro	**0,6391**	0,0734 ***	**0,3193**	0,0858 ***
Constante	**-1,1127**	0,3508 ***	**-1,6080**	0,4339 ***
N	15.663		11.439	
Pseudo R^2	0,2310		0,2478	
p-value	0,0000		0,0000	

Nota: Las características de referencia son un hombre soltero con estudios primarios o inferiores, sin enfermedades crónicas ni limitaciones de empleo por problemas de salud, trabajando por cuenta ajena con contrato definido y a jornada completa, sin cambio de empleo involuntario en el último año y residiendo en un hogar estándar (dos adultos con dos hijos menores) en el noroeste de España. Se utilizan errores estándar robustos para solucionar el problema de heterocedasticidad. Significatividad: * $p < 0{,}10$ ** $p < 0{,}05$ *** $p < 0{,}01$.

Fuente: Elaboración propia a través de ECHP y EU-SILC.

Tabla 6
Determinantes de la probabilidad de ser pobre crónico, pobre transitorio y recurrente o pobre transitorio y no recurrente.
1994-1997 y 2004-2018

	Pobreza crónica		Pobreza transitoria y recurrente	
Variables	Coeficiente	Error estándar	Coeficiente	Error estándar
SP Edad	**-0,0111**	0,0620	**0,0629**	0,0549
SP Edad al cuadrado	**0,0001**	0,0007	**-0,0009**	0,0005
SP Mujer	**-0,3535**	0,2484	**-0,0685**	0,2268
SP Nivel educativo				
Secundaria y postsecundaria no superior	**-0,5775**	0,2366 **	**-0,4533**	0,2160 **
Educación superior	**-0,5555**	0,2936 **	**-0,7549**	0,2801 ***
SP Estado civil				
Casado	**-0,9527**	0,2661 ***	**0,1018**	0,2928
Separado, viudo o divorciado	**-0,3204**	0,3362	**0,2183**	0,3386
SP Limitaciones de empleo por razones de salud	**-0,2140**	0,3009	**-0,7965**	0,3001 ***
SP Enfermo crónico	**0,2779**	0,2910	**0,3190**	0,2807

	Pobreza crónica		Pobreza transitoria y recurrente	
Variables (continuación)	Coeficiente	Error estándar	Coeficiente	Error estándar
SP Situación laboral				
Desempleado	**-0,1833**	0,4073	**-0,4195**	0,3506
Jubilado o inactivo	**0,7147**	0,3555 **	**-0,2349**	0,3513
SP Contrato temporal	**-0,2600**	0,2189	**-0,2225**	0,2328
SP Trabajador por cuenta propia	**0,3117**	0,2962	**0,3119**	0,2503
SP Contrato jornada parcial	**0,9243**	0,3430 ***	**0,4187**	0,2815
SP Cambio de empleo involuntario en el último año	**-0,6169**	0,3540 *	**0,7063**	0,4440
SP Experiencia laboral	**-0,0075**	0,0317	**0,0139**	0,0262
SP Experiencia laboral al cuadrado	**-0,00008**	0,0006	**-0,00009**	0,0005
% Miembros trabajando	**0,0372**	0,4696 *	**-0,8390**	0,3787 **
% Miembros desempleados	**1,7204**	0,5353 ***	**0,6459**	0,5131
% Miembros inactivos	**1,2508**	0,4875 **	**0,5474**	0,3826
Número de miembros en el hogar	**0,1276**	0,0889	**-0,1225**	0,0892

	Pobreza crónica		Pobreza transitoria y recurrente	
Variables (continuación)	Coeficiente	Error estándar	Coeficiente	Error estándar
Región (NUTS)				
Noreste	**-0,4203**	0,3462	**-0,3794**	0,3590
Comunidad de Madrid	**0,3683**	0,4449	**-0,6865**	0,4186
Centro	**0,4508**	0,4508	**-0,3208**	0,3084
Este	**0,0599**	0,3347	**-0,2159**	0,2890
Sur	**0,4352**	0,3109	**-0,4332**	0,2974
Canarias	**0,5023**	0,4617	**-0,3296**	0,4221
Tipo de hogar				
Pareja sin hijos	**0,0214**	0,4065	**0,0497**	0,3859
Familia monoparental	**-0,4319**	0,5188	**0,3464**	0,4825
Familia numerosa	**0,8382**	0,4550 *	**0,0015**	0,4707
Adulto solo	**-0,0077**	0,6617	**-0,3336**	0,6803
Otro	**0,1042**	0,3295	**0,3410**	0,2942

	Pobreza crónica		Pobreza transitoria y recurrente	
Variables (continuación)	Coeficiente	Error estándar	Coeficiente	Error estándar
Año				
2005	**-2,4253**	0,4246 ***	**-0,3117**	0,4475
2006	**-2,4050**	0,5024 ***	**-0,2369**	0,4595
2007	**-2,4337**	0,3648 ***	**0,1128**	0,4369
2008	**-2,5070**	0,4602 ***	**0,0075**	0,4272
2009	**-2,1256**	0,4964 ***	**-0,7600**	0,5168
2010	**-1,8091**	0,5061 ***	**0,0639**	0,5848
2011	**-0,8463**	0,7300	**0,3124**	0,6239
2012	**-0,7158**	0,4284 *	**0,0580**	0,5117
2013	**-0,8733**	0,4156 **	**-0,2801**	0,4549
2014	**-0,7207**	0,3963 *	**0,2039**	0,4681
2015	**-1,9882**	0,4374 ***	**0,4739**	0,3989
2016	**-1,7429**	0,4223 ***	**-0,2038**	0,5005
Constante	**-0,7374**	1,2921	**-1,889**	1,3117
N	10.369			
Pseudo R^2	0,9997			
p-value	0,0000			

Nota: Las características de referencia son un hombre soltero con estudios primarios o inferiores, sin enfermedades crónicas ni limitaciones de empleo por problemas de salud, trabajando por cuenta ajena con contrato definido y a jornada completa, sin cambio de empleo involuntario en el último año y residiendo en un hogar estándar (dos adultos con dos hijos menores) en el noroeste de España en el año 1995. Se utilizan errores estándar robustos para solucionar el problema de heterocedasticidad. Igualmente, se limita a uno el número de iteraciones. Significatividad: * $p < 0{,}10$ ** $p < 0{,}05$ *** $p < 0{,}01$.

Fuente: Elaboración propia a través de ECHP y EU-SILC.

Sobre las características del hogar se confirma que las familias numerosas tienen más opciones de caer en pobreza permanente que en pobreza transitoria no recurrente. Además, la participación en el mercado laboral de los miembros del hogar también tiene una gran relevancia: a mayor porcentaje de individuos desempleados e inactivos, mayor probabilidad de que estos sean pobres crónicos o pobres transitorios recurrentes y, por tanto, pasen un número de más elevado de años bajo el umbral.

Del mismo modo que antes, en la Tabla 7 se desagrega la caracterización de las tipologías entre el primer y último periodo. Algunas de las variables que en el espectro temporal completo no afectaban a la clasificación entre las distintas tipologías siguen sin tener impacto por subperiodos. Este es el caso de la edad, estar desempleado, el número de miembros en el hogar o residir en ciertas regiones de España. Otras características de los individuos, en cambio, se descubren ahora como significativas. Para el periodo 2014-2018 se predice que los hogares con un cabeza de familia mujer o enfermo crónico presentan más opciones de caer en pobreza transitoria no recurrente que en cualquiera de los demás tipos. Igualmente, se comprueba cómo en ambos periodos un mayor nivel educativo del sustentador principal reduce la probabilidad de que los miembros del hogar se conviertan en pobres crónicos, pero sin apenas afectar a la diferencia entre los dos tipos de pobreza transitoria.

Por último, se confirma que los resultados para las condiciones laborales son consistentes con los de estudios previos sobre el tema. Los hogares con un cabeza de familia trabajando con un contrato temporal (1994-1997) o por cuenta propia (1994-1997 y 2014-2018) presentan una mayor duración de las situaciones de pobreza, con más probabilidad de incidir en pobreza crónica o transitoria recurrente que en pobreza transitoria no recurrente. Asimismo, en concordancia con la estimación global, para ambos periodos se encuentra evidencia de que en los hogares con un sustentador principal trabajando a jornada parcial existen más opciones de caer en pobreza permanente. El porcentaje de miembros trabajando, por su parte, sólo tiene impacto significativo entre 1994 y 1997.

Tabla 7
Determinantes de la probabilidad de ser pobre crónico, pobre transitorio y recurrente o pobre transitorio y no recurrente.
1994-1997 vs 2014-2018

	Pobreza crónica		Pobreza transitoria y recurrente	
	1994-1997	2014-2018	1994-1997	2014-2018
Variables	Coeficiente	Coeficiente	Coeficiente	Coeficiente
SP Edad	0,0707	0,0602	0,0127	0,0635
SP Edad al cuadrado	-0,0009	-0,0007	-0,0002	-0,0005
SP Mujer	0,2841	-0,7380 ***	0,8382 ***	-0,4911 *
SP Nivel educativo				
Secundaria y postsecundaria no superior	-0,6519 ***	-0,9112 ***	-0,2315	0,1180
Educación superior	-1,8216 **	-1,6879 ***	-0,6850	-0,9996 **
SP Estado civil				
Casado	0,6175	0,4507	1,1868 **	-0,2520
Separado, viudo o divorciado	0,5455	1,0433 **	0,5418	-0,1875
SP Limitaciones de empleo por razones de salud	0,1740	0,3367	0,1782	0,4215
SP Enfermo crónico	0,1496	-0,6614 *	0,1803	-0,9632 **

	Pobreza crónica		Pobreza transitoria y recurrente	
	1994-1997	2014-2018	1994-1997	2014-2018
Variables (continuación)	Coeficiente	Coeficiente	Coeficiente	Coeficiente
SP Situación laboral				
Desempleado	-0,4413	0,0872	0,2773	0,4529
Jubilado o inactivo	-1,0413 **	0,7718	-0,4493	0,1293
SP Contrato temporal	0,7832 **	-0,2235	0,6004 *	0,0492
SP Trabajador por cuenta propia	0,7402 **	0,5815 *	0,8553 ***	0,7191 *
SP Contrato jornada parcial	0,7161 *	1,2701 ***	0,1800	0,2238
SP Cambio de empleo involuntario en el último año	0,1488	-0,1808	0,0894	0,3234
SP Experiencia laboral	-0,0280	-0,0304	0,0135	-0,0721 *
SP Experiencia laboral al cuadrado	0,0006	0,0001	0,0001	0,0010
% Miembros trabajando	-4,3435 ***	-0,8456	-1,8745 **	-0,1312
% Miembros desempleados	-1,0627	2,3236 ***	-1,1784	0,6565
% Miembros inactivos	-1,6145 **	0,4771	-1,1306	0,0967
Número de miembros en el hogar	0,0511	-0,1272	-0,0353	0,1410

	Pobreza crónica		Pobreza transitoria y recurrente	
	1994-1997	2014-2018	1994-1997	2014-2018
Variables (continuación)	Coeficiente	Coeficiente	Coeficiente	Coeficiente
Región (NUTS)				
Noreste	-0,6692	-1,0476 *	-0,7514 **	-0,8866
Comunidad de Madrid	-0,8267 *	0,1547	-0,5720	-0,3582
Centro	0,0353	-0,6426	-0,2172	-0,7109
Este	-0,1987	-0,319	-0,7684 **	-0,7725
Sur	0,1591	-0,0536	-0,0222	-0,8938 *
Canarias	0,4309	0,4361	-0,2746	0,3671
Tipo de hogar				
Pareja sin hijos	0,3763	-1,2012 **	-0,5046	0,6139
Familia monoparental	0,8530 *	-0,4011	0,1943	1,2130 *
Familia numerosa	0,8529 **	1,0570 **	-0,1728	0,0054
Adulto solo	1,6973 **	-0,1941	0,6483	1,1639
Otro	0,2174	-0,3069	-0,1709	0,6340
Constante	-1,6588	-0,4720	-1,6667	-2,5747
N	5.411	2.218		
Pseudo R^2	0,1070	0,9999		
p-value	0,0000	0,0000		

Nota: Las características de referencia son un hombre soltero con estudios primarios o inferiores, sin enfermedades crónicas ni limitaciones de empleo por problemas de salud, trabajando por cuenta ajena con contrato definido y a jornada completa, sin cambio de empleo involuntario en el último año y residiendo en un hogar estándar (dos adultos con dos hijos menores) en el noroeste de España. Se utilizan errores estándar robustos para solucionar el problema de heterocedasticidad. Estos no se presentan en la tabla por razones de espacio. Significatividad: * $p < 0{,}10$ ** $p < 0{,}05$ *** $p < 0{,}01$.

Fuente: Elaboración propia a través de ECHP y EU-SILC.

6. CONCLUSIONES

En el presente trabajo se ha ofrecido un análisis detallado sobre la dinámica de la pobreza en España a lo largo de las últimas dos décadas. Como se ha explicado, conviene analizar el problema más allá de su medición estática estimando la duración de tiempo que los individuos pasan bajo el umbral, su clasificación entre las diferentes tipologías y las características que lo determinan. Cada tipo de pobreza tiene sus implicaciones, por lo que se necesita conocer su naturaleza y así poder diseñar políticas públicas eficaces que erradiquen las consecuencias derivadas de ésta.

Los resultados obtenidos muestran un descenso en la proporción de españoles que han sido pobres en algún momento a lo largo de cuatro años. Estos niveles han ido reduciéndose paulatinamente desde 1994, afectando a casi uno de cada cinco individuos entre 2014 y 2018. No obstante, pese a que la prevalencia ha disminuido, la duración de la pobreza se ha incrementado: entre 2009 y 2018 se ha producido un aumento en el porcentaje de pobres que se han pasado tres años o más por debajo del umbral de pobreza. Y es que, aunque a nivel general la incidencia de todas las tipologías se ha reducido, la pobreza crónica ha crecido de forma clara entre la población más desfavorecida. Uno de cada tres españoles pobres durante este periodo sufrió la pobreza de forma persistente, lejos de los niveles que se registraban en los años noventa del siglo pasado.

Respecto a la distribución geográfica del problema llama principalmente la atención la división norte-sur. En las comunidades autónomas de la mitad inferior peninsular se encuentran los registros más altos de prevalencia e incidencia media, mientras que las de la mitad superior presentan datos relativamente reducidos. Cuestión aparte es el porcentaje de pobres crónicos sobre los pobres alguna vez, donde la división desaparece y regiones con niveles bajos de las anteriores variables se comportan de peor forma. Cabe destacar aquí el caso de la Comunidad de Madrid, una de las comunidades con mayor tasa de pobreza permanente.

En cuanto a la caracterización de la dinámica de la pobreza los resultados obtenidos son coherentes con la literatura previa. Un mayor nivel educativo del sustentador principal disminuye tanto las probabilidades de caer en pobreza como su duración. Por el contrario, un mayor número de miembros en el hogar, como es el caso de las familias numerosas, incrementa las opciones de ser pobre en algún momento, así como un mayor porcentaje de desempleados e inactivos. Estos dos últimos factores también están relacionados positivamente con la probabilidad de sufrir pobreza crónica.

Igualmente, resulta interesante comprobar cómo trabajar con un contrato temporal, a jornada parcial, por cuenta propia o haber cambiado de empleo en el último año aumentan significativamente la probabilidad de sufrir algún episodio de pobreza, pero impactan de modo distinto sobre las diferentes tipologías. Los empleados a tiempo parcial tienen más opciones de ser pobres crónicos, por lo que se predice una mayor duración de la pobreza y, por tanto, peores

consecuencias a largo plazo. Por el contrario, los que cambian de empleo involuntariamente con frecuencia destacan por su transitoriedad, posiblemente debido a la inestabilidad de ingresos a la que están expuestos.

Entre otros rasgos a destacar se encuentra que los hogares con cabezas de familia jubilados o inactivos tienen más opciones de sufrir pobreza crónica que pobreza transitoria no recurrente, quizás provocado por las reducidas prestaciones que algunos reciben desde el momento que se termina su vida laboral.

Analizando cómo ha evolucionado la caracterización de la dinámica de la pobreza en veinte años apenas se observan cambios significativos. Como se ha mencionado, pese a que ciertas variables han dejado de tener un impacto claro, características clave como la educación o las condiciones laborales siguen afectando de forma similar tanto a la probabilidad de caer alguna vez bajo el umbral como a la clasificación entre las distintas tipologías.

En resumen, las conclusiones obtenidas implican que, la caracterización de la dinámica de la pobreza se mantiene en el tiempo. El mayor peso de la pobreza crónica pone de manifiesto que se deben llevar a cabo políticas que incidan en este grupo social para evitar situaciones de pobreza prolongada o reincidente: una mayor empleabilidad o garantía de ingresos mínimos para los hogares en pobreza permanente, protección de rentas para los pobres recurrentes, niveles educativos superiores para el grueso de la población, etc. Sólo así, con atención especial a cada tipo de pobreza, se conseguirá erradicar la exclusión social y demás consecuencias asociadas a la pobreza de larga duración.

7. BIBLIOGRAFÍA

Aber, J. L., Bennett, N. G., Conley, D. C., & Li, J. (1997). The effects of poverty on child health and development. *Annual review of public health*, *18*(1), 463-483.

Amuedo-Dorantes, C., & Serrano-Padial, R. (2010). Labor market flexibility and poverty dynamics. *Labour Economics*, *17*(4), 632-642.

Andriopoulou, E., & Tsakloglou, P. (2011). The determinants of poverty transitions in Europe and the role of duration dependence.

Arranz, J. M., & Cantó, O. (2010). Measuring the effect of spell recurrence on poverty dynamics (No. 2010/72). Wider Working Paper.

Arranz, J. M., & García-Serrano, C. (2009). Pobreza y mercado de trabajo en España. *Estadística española*, *51*(171), 281-329.

Aue, K., Roosen, J., & Jensen, H. H. (2016). Poverty dynamics in Germany: evidence on the relationship between persistent poverty and health behavior. *Social Science & Medicine*, *153*, 62-70.

Ayala, L., & Sastre, M. (2008). The structure of income mobility: empirical evidence from five UE countries. *Empirical Economics*, *35*(3), 451-473.

Ayllón, S. (2008). Modelling poverty transitions in Spain: Do attrition and initial conditions really matter?

Ayllón, S. (2013). Understanding poverty persistence in Spain. *SERIEs*, *4*(2), 201-233.

Bäckman, O., & Nilsson, A. (2011). Pathways to social exclusion—A life-course study. *European Sociological Review*, *27*(1), 107-123.

Bane, M. J., & Ellwood, D. T. (1983). Slipping into and out of poverty: The dynamics of spells.

Bárcena-Martín, E., & Cowell, F. (2006). Static and dynamic poverty in Spain, 1993-2000. *LSE STICERD Research Paper*, (77).

Bárcena-Martín, E., & Moro-Egido, A. I. (2013). Movilidad de los ingresos en España: el efecto de la crisis. *Papeles de economía española*, *135*, 201-216.

Brooks-Gunn, J., & Duncan, G. J. (1997). The effects of poverty on children. *The future of children*, 55-71.

Cantó, O. (2000) Income mobility in Spain: How much is there? Review of Income and Wealth, 46 (1): 85-102.

Cantó, O. (2002). Climbing out of poverty, falling back in: Low incomes' stability in Spain, Applied Economics, 34: 1903-1916.

Cantó, O. (2003). Finding out the routes to escape poverty: the relevance of demographic vs. labor market events in Spain. Review of Income and Wealth, 49(4), 569-588.

Cantó, O., Gradín, C., & Del Río, C. (2009). La dinámica de la pobreza en España: duración, tipología y flujos. In *XVI Encuentro de Economía Pública: Granada, Palacio de Congresos. 5 y 6 de febrero de 2009* (p. 22).

Cantó, O., Gradín, C., & Del Río, C. (2012). Pobreza crónica, transitoria y recurrente en España. *Revista de economía aplicada*, *20*(58), 69-94.

Cellini, S. R., McKernan, S. M., & Ratcliffe, C. (2008). The dynamics of poverty in the United States: A review of data, methods, and findings. Journal of Policy Analysis and Management: The Journal of the Association for Public Policy Analysis and Management, 27(3), 577-605.

Duncan, G. J., & Rodgers, W. L. (1988). Longitudinal aspects of childhood poverty. Journal of Marriage and the Family, 1007-1021.

Duncan, G. J., & Rodgers, W. (1991). Has children's poverty become more persistent? *American Sociological Review*, 538-550.

European Commission (2013). Working age poverty: what policies help people finding a job and getting out of poverty. Chapter 2 in *Employment and Social Developments in Europe 2013.*

Fitzsimons, E., Goodman, A., Kelly, E., & Smith, J. P. (2017). Poverty dynamics and parental mental health: Determinants of childhood mental health in the UK. *Social Science & Medicine*, *175*, 43-51.

Foster, J. E. (2009). A class of chronic poverty measures. Poverty dynamics: interdisciplinary perspectives, 59-76.

Foster, J. E., & Santos, M. E. (2013). Measuring chronic poverty. Poverty and Social Exclusion: New Methods of Analysis. Routledge, 143-165.

Fouarge, D., & Layte, R. (2003). Duration of poverty spells in Europe. Colchester: University of Essex.

Fouarge, D., & Layte, R. (2005). Welfare regimes and poverty dynamics: the duration and recurrence of poverty spells in Europe. *Journal of Social Policy*, *34*(3), 407-426.

Gradín, C., Del Río, C., & Cantó, O. (2012). Measuring poverty accounting for time. Review of income and wealth, 58(2), 330-354.

Guo, G. (1993). Event-history analysis for left-truncated data. Sociological methodology, 217-243.

Iceland, J. (1996). Urban Labor Markets and Transitions Out of Poverty. In PAA meetings in New Orleans.

Iceland, J. (1997). The Dynamics of Poverty Spells and Issues of Left-Censoring. No. 97-378. PSC Research Report Series January 1997.

Jalan, J. y Ravallion, M. (1998). Transient Poverty in Post-reform Rural China.

Korenman, S., Miller, J. E., & Sjaastad, J. E. (1995). Long-term poverty and child development in the United States: Results from the NLSY. *Children and Youth Services Review*, *17*(1-2), 127-155.

Lacour, M., & Tissington, L. D. (2011). The effects of poverty on academic achievement. *Educational Research and Reviews*, *6*(7), 522-527.

McKernan, S. M., & Ratcliffe, C. (2005). Events that trigger poverty entries and exits. *Social Science Quarterly*, *86*, 1146-1169.

Mendola, D., Busetta, A., & Aassve, A. (2009). What keeps young adults in permanent poverty? A comparative analysis using ECHP. *Social Science Research*, *38*(4), 840-857.

OECD (2001) When money is tight: poverty dynamics in OECD countries. Chapter 2 in OECD Employment Outlook. Paris: OECD.

Ravallion, M. (1988). Expected poverty under risk-induced welfare variability. *The economic journal*, *98*(393), 1171-1182.

Rodgers, J. R., & Rodgers, J. L. (1993). Chronic poverty in the United States. *Journal of Human Resources*, 25-54.

Sánchez-López, C., & de Paz-Báñez, M. A. (2016). Desigualdad y pobreza en la Gran Recesión. Diferencias entre los países de la UE. Revista de economía mundial, (44), 93-123.

Sen, A. (1976). Poverty: An Ordinal Approach to Measurement. *Econometrica*, 44, 219–31.

Stevens, A. H. (1994). The dynamics of poverty spells: Updating Bane and Ellwood. The American Economic Review, 84(2), 34-37.

Stevens, A.H. (1999) Climbing out of poverty, falling back in: measuring the persistence of poverty over multiple spells. The Journal of Human Resources. Vol. 34(3): 557-588.

Vaalavuo, M. (2015). Poverty dynamics in Europe: from what to why. Luxembourg: Publications Office of the European Union.

Wagmiller, R.L., Adelman, R.M. (2009) Childhood and intergenerational poverty. The long-term consequences of growing up poor. National Centre for Children in Poverty. November 2009.

Watson, D., Maître, B., Grotti, R., & Whelan, C. T. (2018) Poverty Dynamics of Social Risk Groups in the EU: An analysis of the EU Statistics on Income and Living.

ANEXO

Tabla A1

Muestra del panel.

		1994-1997	2004-2008	2009-2013	2014-2018
Número de individuos					
Muestra inicial		79.472	86.947	80.956	37.678
NUTS1	*Noroeste*	11.814	12.266	10.882	5.278
	Noreste	11.961	13.821	13.095	6.077
	Comunidad de Madrid	7.240	7.396	7.872	3.887
	Centro	11.795	13.228	12.471	5.763
	Este	16.369	18.936	17.679	7.812
	Sur	14.545	16.905	15.189	7.196
	Canarias	5.127	4.395	3.768	1.665
Muestra inicial con entrevista completa		64.200	33.523	30.013	12.268
NUTS1	*Noroeste*	9.591	5.146	4.076	1.819
	Noreste	9.627	5.369	4.893	2.022
	Comunidad de Madrid	5.771	2.050	2.824	1.343
	Centro	10.021	5.507	5.046	2.011
	Este	12.559	7.196	6.123	2.317
	Sur	11.938	6.619	5.987	2.348
	Canarias	4.173	1.636	1.064	408

Nota: Los periodos están calculados según el año en el cual los individuos tienen su primera entrevista. Se utilizan pesos por abandono de la muestra.

Fuente: Elaboración propia a través de ECHP y EU-SILC.

Tabla A2
Determinantes de la probabilidad de ser pobre alguna vez.
2004-2008 vs 2009-2013 vs 2014-2018

	2004-2008		2009-2013		2014-2018	
Variables	Coeficiente	Error estándar	Coeficiente	Error estándar	Coeficiente	Error estándar
SP Edad	**-0,0052**	0,0093	**0,0716**	0,0151 ***	**0,0604**	0,0178 ***
SP Edad al cuadrado	**-0,0001**	0,00009	**-0,0009**	0,0001 ***	**-0,0008**	0,0001 ***
SP Mujer	**-0,0030**	0,0401	**-0,1958**	0,0505 ***	**-0,1966**	0,0505 ***
SP Nivel educativo						
Secundaria y postsecundaria no superior	**-0,4844**	0,0406 ***	**-0,3977**	0,0589 ***	**-0,3979**	0,0589 ***
Educación superior	**-1,4588**	0,0536 ***	**-1,2492**	0,0731 ***	**-1,2481**	0,0731 ***
SP Estado civil						
Casado	**-0,3382**	0,0583 ***	**-0,0719**	0,0729	**-0,0689**	0,07304
Separado, viudo o divorciado	**-0,0625**	0,0759	**0,4612**	0,0922 ***	**0,4664**	0,0923 ***
SP Limitaciones de empleo por razones de salud	**0,3306**	0,0438 ***	**0,2056**	0,0659 ***	**0,2035**	0,066 ***
SP Enfermo crónico	**-0,1545**	0,0427 ***	**-0,1302**	0,0596 **	**-0,1337**	0,0596 **

	2004-2008		2009-2013		2014-2018	
Variables (continuación)	Coeficiente	Error estándar	Coeficiente	Error estándar	Coeficiente	Error estándar
SP Situación laboral						
Desempleado	**0,7302**	0,0816 ***	**0,5830**	0,0746 ***	**0,2837**	0,1055 ***
Jubilado o inactivo	**0,4763**	0,0588 ***	**0,0438**	0,0883	**-0,0232**	0,1175
SP Contrato temporal	**0,6979**	0,0564 ***	**0,6174**	0,0536 ***	**0,6764**	0,0720 ***
SP Trabajador por cuenta propia	**1,7337**	0,0581 ***	**1,3796**	0,0602 ***	**1,3015**	0,0851 ***
SP Contrato jornada parcial	**0,3014**	0,0576 ***	**0,7324**	0,0698 ***	**0,7080**	0,0972 ***
SP Cambio de empleo involuntario en el último año	**0,3277**	0,1102 ***	**0,5673**	0,1309 ***	**0,7318**	0,1567 ***
SP Experiencia laboral	**-0,0321**	0,0051 ***	**-0,0408**	0,0076 ***	**-0,0020**	0,0099
SP Experiencia laboral al cuadrado	**0,0005**	0,00009 ***	**0,0005**	0,0001 ***	**0,00008**	0,0001
% Miembros trabajando	**-1,3167**	0,1051 ***	**-1,1029**	0,1636 ***	**-0,6736**	0,1966 ***
% Miembros desempleados	**1,1296**	0,1525 ***	**2,4253**	0,1684 ***	**3,0227**	0,2067 ***
% Miembros inactivos	**1,5344**	0,0940 ***	**1,6448**	0,1382 ***	**1,8845**	0,1759 ***
Número de miembros en el hogar	**0,0183**	0,0163	**0,1102**	0,0197 ***	**0,0941**	0,0265 ***

	2004-2008		2009-2013		2014-2018	
Variables (continuación)	Coeficiente	Error estándar	Coeficiente	Error estándar	Coeficiente	Error estándar
Región (NUTS)						
Noreste	**-0,0304**	0,0619	**-0,1171**	0,0820	**-0,4633**	0,1200 ***
Comunidad de Madrid	**-0,1364**	0,0851	**-0,4273**	0,1003 ***	**0,5428**	0,1144 ***
Centro	**0,5916**	0,0576 ***	**0,2836**	0,0768 ***	**0,4321**	0,1018 ***
Este	**0,0283**	0,0574	**-0,0403**	0,0770	**0,3582**	0,1016 ***
Sur	**0,5646**	0,0558 ***	**0,2849**	0,0736 ***	**0,3467**	0,0989 ***
Canarias	**0,5878**	0,0820 ***	**0,5766**	0,1184 ***	**0,4913**	0,1601 ***
Tipo de hogar						
Pareja sin hijos	**0,0430**	0,0758	**0,5020**	0,0928 ***	**0,4381**	0,1286 ***
Familia monoparental	**0,7077**	0,1068 ***	**0,4782**	0,1209 ***	**0,8432**	0,1589 ***
Familia numerosa	**0,4458**	0,0768 ***	**0,4611**	0,0962 ***	**0,8690**	0,1236 ***
Adulto solo	**0,9811**	0,1410 ***	**1,8692**	0,1684 ***	**1,6725**	0,2149 ***
Otro	**0,0702**	0,0479	**0,2058**	0,0593 ***	**0,3193**	0,0858 ***
Constante	**-0,4946**	0,2184 **	**-3,4303**	0,3428 ***	**-1,6080**	0,4339 ***
N	25.034		21.318		11.439	
Pseudo R^2	0,1836		0,2468		0,2478	
p-value	0,0000		0,0000		0,0000	

Nota: Las características de referencia son un hombre soltero con estudios primarios o inferiores, sin enfermedades crónicas ni limitaciones de empleo por problemas de salud, trabajando por cuenta ajena con contrato definido y a jornada completa, sin cambio de empleo involuntario en el último año y residiendo en un hogar estándar (dos adultos con dos hijos menores) en el noroeste de España. Se utilizan errores estándar robustos para solucionar el problema de heterocedasticidad. Significatividad: * $p < 0{,}10$ ** $p < 0{,}05$ *** $p < 0{,}01$.

Fuente: Elaboración propia a través de ECHP y EU-SILC.

Tabla A3

Determinantes de la probabilidad de ser pobre crónico, pobre transitorio y recurrente o pobre transitorio y no recurrente.
2004-2008 vs 2009-2013 vs 2014-2018

	Pobreza crónica			Pobreza transitoria y recurrente		
	2004-2008	2004-2008	2004-2008	2004-2008	2009-2013	2014-2018
Variables	Coeficiente	Coeficiente	Coeficiente	Coeficiente	Coeficiente	Coeficiente
SP Edad	0,0088	-0,0469	0,0602	-0,0216	0,0492	0,0635
SP Edad al cuadrado	-0,0001	0,0005	-0,0007	0,0003	-0,0004	-0,0005
SP Mujer	0,1643	-0,3048	-0,7380 ***	-0,2952	-0,0376	-0,4911 *
SP Nivel educativo						
Secundaria y postsecundaria no superior	-0,1971	-0,4732 **	-0,9112 ***	0,1036	-0,3314	0,1180
Educación superior	-0,2900	-0,7812 ***	-1,6879 ***	-0,0461	-0,6675 *	-0,9996 **
SP Estado civil						
Casado	0,0383	-0,2080	0,4507	-0,7195 ***	-0,0524	-0,2520
Separado, viudo o divorciado	0,2563	0,2813	1,0433 **	-0,3372	0,0657	-0,1875
SP Limitaciones de empleo por razones de salud	-0,2625	-0,1316	0,3367	-0,2028	-0,1687	0,4215
SP Enfermo crónico	0,1661	-0,0348	-0,6614 *	-0,0120	-0,0610	-0,9632 **

	Pobreza crónica			Pobreza transitoria y recurrente		
	2004-2008	2009-2013	2014-2018	2004-2008	2009-2013	2014-2018
Variables (continuación)	Coeficiente	Coeficiente	Coeficiente	Coeficiente	Coeficiente	Coeficiente
SP Situación laboral						
Desempleado	-0,3109	-0,2316	0,0872	0,2830	-0,2561	0,4529
Jubilado o inactivo	-0,1831	-0,2658	0,7718	0,4571	-0,2129	0,1293
SP Contrato temporal	0,5853 *	0,2310	-0,2235	0,0576	0,1080	0,0492
SP Trabajador por cuenta propia	0,6000 **	0,6019 **	0,5815 *	0,7347 ***	0,6796 **	0,7191 *
SP Contrato jornada parcial	0,4190	0,5608 *	1,2701 ***	0,9541 ***	0,2831	0,2238
SP Cambio de empleo involuntario en el último año	0,4802	-0,7219	-0,1808	0,8988 *	-0,7640	0,3234
SP Experiencia laboral	0,0099	-0,0338	-0,0304	0,0217	-0,0360	-0,0721 *
SP Experiencia laboral al cuadrado	-0,0001	0,00005	0,0001	-0,0006	0,00006	0,0010
% Miembros trabajando	-3,4210 ***	-1,2476	-0,8456	-0,3940	-1,0663 **	-0,1312
% Miembros desempleados	-0,0120	1,6541 **	2,3236 ***	0,3715	0,5400	0,6565
% Miembros inactivos	0,8645 ***	0,8721	0,4771	0,6140	0,1926	0,0967
Número de miembros en el hogar	0,0368	0,1246	-0,1272	0,0980	-0,2314	0,1410

	Pobreza crónica			Pobreza transitoria y recurrente		
	2004-2008	2009-2013	2014-2018	2004-2008	2009-2013	2014-2018
Variables (continuación)	Coeficiente	Coeficiente	Coeficiente	Coeficiente	Coeficiente	Coeficiente
Región (NUTS)						
Noreste	-0,1983	-0,6558	-1,0476 *	-0,4625	-0,4165	-0,8866
Comunidad de Madrid	-0,2503	0,9045 **	0,1547	-0,9946 **	-1,3577 **	-0,3582
Centro	0,5915 **	0,5671 *	-0,6426	0,0039	-0,1735	-0,7109
Este	-0,6257 **	0,4683	-0,319	-0,3784	-0,1375	-0,7725
Sur	0,1604	0,6821 **	-0,0536	-0,2620	-0,0312	-0,8938 *
Canarias	0,4776 **	0,1432	0,4361	0,2094	-0,5677	0,3671
Tipo de hogar						
Pareja sin hijos	0,0259	0,4399	-1,2012 **	-0,1282	-0,2491	0,6139
Familia monoparental	0,0802	0,6122	-0,4011	0,4155	0,5436	1,2130 *
Familia numerosa	1,5061 ***	0,8172 **	1,0570 **	0,6762 *	0,7847	0,0054
Adulto solo	1,1397 **	0,3085	-0,1941	-0,0998	-0,1837	1,1639
Otro	-0,0519	0,1539	-0,3069	-0,1684	-0,2669	0,6340
Constante	-1,6576	0,0038	-0,4720	-1,2384	-0,4709	-2,5747
N	6.706	3.855	2.218			
Pseudo R^2	0,9998	0,9998	0,9999			
p-value	0,0000	0,0000	0,0000			

Nota: Las características de referencia son un hombre soltero con estudios primarios o inferiores, sin enfermedades crónicas ni limitaciones de empleo por problemas de salud, trabajando por cuenta ajena con contrato definido y a jornada completa, sin cambio de empleo involuntario en el último año y residiendo en un hogar estándar (dos adultos con dos hijos menores) en el noroeste de España. Se utilizan errores estándar robustos para solucionar el problema de heterocedasticidad. Estos no se presentan en la tabla por razones de espacio. Significatividad: * $p < 0{,}10$ ** $p < 0{,}05$ *** $p < 0{,}01$.

Fuente: Elaboración propia a través de ECHP y EU-SILC.