

Un análisis dinámico de la privación en España

JESÚS PÉREZ-MAYO*

Departamento de Economía

UNIVERSIDAD DE EXTREMADURA

e-mail: jperez@unex.es

RESUMEN

Este trabajo analiza la evolución temporal de la privación o pobreza multidimensional. En la mayor parte de los trabajos de la literatura relativa a dinámica y pobreza se ha analizado con detalle la evolución, tipología y factores que afectan a la pobreza monetaria. En general, se ha constatado la presencia de altas tasas de salida y reentrada en la situación de pobreza dependiendo de *shocks* de renta transitorios. Al ser la privación un fenómeno más estable, se espera que su evolución sea menos acusada. Para comprobar esta hipótesis, se propone utilizar modelos de Markov latentes y mixtos aplicados a los datos del Panel de Hogares de la Unión Europea relativos a los años 1994 a 2001 para España.

Palabras clave: privación, pobreza multidimensional, dinámica.

A Dynamic Analysis of Deprivation for Spain

ABSTRACT

This paper analyses the evolution of poverty and deprivation. Besides, the study is focused on “consistent poverty”, defined as the combination of income and living conditions. In the poverty literature, other papers show high exit and re-entry rates depending on temporary income shocks. Since deprivation is a less mobile phenomenon, one would expect that there were few transitions. These conclusions are tested by using latent and mixed Markov models. This study is based on the ECHP data for Spain (1994-2001).

Keywords: Deprivation, Multidimensional Poverty, Dynamics.

Clasificación JEL: I32, I39.

Artículo recibido en abril de 2009 y aceptado en junio de 2009.

Artículo disponible en versión electrónica en la página www.revista-eea.net, ref. 27213.

* Este trabajo se basa en el análisis de los microdatos de España del Panel de Hogares de la Unión Europea desde el año 1994 hasta el año 2001. Se han utilizado los datos con el permiso del Instituto Nacional de Estadística que no es responsable de los análisis o interpretaciones aquí presentados. El autor agradece el apoyo financiero prestado por el Instituto de Estudios Fiscales y por el Proyecto de Investigación “Evaluación del impacto de la política fiscal sobre la distribución de la renta y la pobreza” (PRI08A137) financiado por la Consejería de Economía, Comercio e Innovación de la Junta de Extremadura.

1. INTRODUCCIÓN

En los últimos años se ha producido un espectacular aumento en los países desarrollados de los estudios sobre la dinámica de la pobreza debido a la creciente disponibilidad de bases de datos que recogen información longitudinal. De esta manera, se han tratado por parte de los investigadores asuntos como la persistencia en la situación de pobreza, la entrada, salida y reentrada en dicha situación así como las características de los hogares o individuos que favorecen la salida o, por el contrario, dificultan gravemente su salida.

En este artículo, se pretende estudiar asimismo la dinámica de la pobreza. Sin embargo, en lugar de analizar la pobreza monetaria, la variable objeto de análisis será la pobreza multidimensional o privación. Así, se combinan dos de las principales líneas de investigación: por un lado, la consideración de la pobreza como un fenómeno multidimensional y, por el otro, el estudio de la evolución temporal de la pobreza.

Esta combinación (multidimensionalidad y dinámica) está detrás de uno de los objetivos perseguidos por los Estados de la Unión Europea: la cohesión social, ya que la exclusión social puede definirse como un proceso multidimensional. En la mayoría de los Planes Nacionales para la Inclusión Social que siguieron al Consejo Europeo de Lisboa, no sólo se persigue identificar a los hogares o individuos con mayor probabilidad de estar excluidos, sino también a aquellos con mayor probabilidad de permanecer en dicha situación. Esta cuestión refleja la relevancia del análisis aquí propuesto, puesto que proporciona información relativa a la persistencia en la situación de pobreza así como a los cambios experimentados por los hogares en situación de exclusión. A pesar de que, política y académicamente, este concepto de exclusión social centrado en los procesos que llevan una acumulación múltiple de desventajas parece ser aceptado y se critica el análisis tradicional de la pobreza monetaria como estático y unidimensional, no se ha reflejado en un número apreciable de trabajos empíricos.

Se ha producido un incremento de los trabajos que pretenden medir directamente la pobreza mediante un conjunto de indicadores directos. De hecho, el Consejo Europeo define como pobres a *“aquellas personas, familias o grupos cuyos recursos (materiales, culturales y sociales) son tan limitados que les hacen quedar excluidos del modo de vida mínimo aceptable en el estado miembro en que habiten”*, definición que establece una idea amplia de la pobreza relacionada con el nivel de vida de la persona o el hogar, más que con la simple incapacidad de satisfacer las necesidades relativas a la subsistencia.

No obstante, surgen algunas cuestiones al abordar el problema de la medición: ¿cómo medir el nivel de vida?, ¿cuál es ese nivel de vida mínimo?, ¿cuándo se dice que alguien está bajo ese mínimo?

Estas cuestiones se han pretendido resolver, sobre todo, mediante las distintas variables, líneas de pobreza y umbrales utilizados tanto en el ámbito académico como en el político. Entre ellos se encuentra la utilización de algunos indicadores

directos no monetarios para identificar a los hogares en situación de pobreza multidimensional. Desde el trabajo pionero de Townsend (1979), quien construyó un índice de privación a partir de algunos indicadores no monetarios, estas cuestiones se han desarrollado por Mack y Lansley (1984), Halleröd (1994), Nolan y Whelan (1996), Layte *et al.* (2000 and 2002), Whelan *et al.* (2001 and 2002) o Muffels y Fouarge (2001), entre otros. En estos estudios, los investigadores intentan determinar directamente el nivel de vida de los hogares o individuos y, después, identificar a los que presentan un menor nivel. No obstante existen distintas maneras de evaluar, ponderar y agregar los hogares e individuos. Estas alternativas metodológicas pueden revisarse en Martínez y Ruiz-Huerta (1999) y Brandolini y D'Alessio (2000).

En España, fueron Martínez y Ruiz-Huerta (1999, 2000) los primeros en medir la pobreza como un fenómeno multi-dimensional y su trabajo ha sido desarrollado, entre otros, por Pérez-Mayo (2002, 2005) o Navarro y Ayala (2008).

En lo que respecta al análisis dinámico, es una cuestión compartida entre los investigadores que los análisis transversales pueden no proporcionar una descripción adecuada de la situación de los individuos que experimentan un episodio de pobreza. En concreto, la distinción entre la pobreza transitoria y persistente ha estimulado el desarrollo de indicadores sociales que amplíen las medidas de pobreza estáticas y tengan en cuenta la pobreza a lo largo de un período. A pesar de que la mayoría de las medidas de pobreza son estáticas, éste no es un fenómeno estático: dentro de la población pobre, se puede encontrar alguien que acaba de entrar junto a otros que llevan varios años en esa situación. Mientras que el primero podría mantener un nivel de vida similar al que hasta entonces tenía, los otros, al haber agotado sus recursos, sufrirían una reducción muy importante de su nivel de vida presente y futuro. En consecuencia, el análisis de la pobreza persistente es muy relevante para desarrollar una política social más eficaz.

Los trabajos realizados con datos de panel han expuesto que las entradas y salidas de la pobreza son más frecuentes de lo que cabría esperar, de manera que el porcentaje de la población que ocasionalmente se encuentra en situación de pobreza es mayor que el reflejado en los datos trasversales. Al extender el análisis en el tiempo, es esperable que se recoja en mayor medida las capacidades y los recursos de los individuos.

Para realizar este análisis dinámico de la pobreza, se constata en la literatura relacionada la existencia de dos enfoques diferentes¹. Por una parte, algunos autores estudian las observaciones consecutivas en una situación concreta siguiendo a Bane y Ellwood (1986); y, por otra, se encuentran investigadores que distinguen entre diferentes experiencias longitudinales de pobreza y determinan la incidencia, persistencia y repetición de los episodios de pobreza.

Específicamente, (Jenkins, 2000), se pueden observar en la literatura: los modelos longitudinales de trayectorias de pobreza, como en Hill y Jenkins (1998), los

¹ Entendiendo la pobreza como un concepto estrictamente monetario, es decir, "hogares o individuos situados bajo un nivel de renta considerado mínimo".

modelos de componentes de la varianza, por ejemplo, Duncan (1983) y Stevens (1999); los modelos de probabilidades de transición, como en Schluter (1997), Stevens (1994, 1999), Cantó (1996, 2000 and 2002), Cantó, del Río y Gradín (2002) y Devicienti (2000); o los modelos de ecuaciones estructurales como en Burgess y Propper (1998).

Podría considerarse que los modelos presentados en este trabajo para el estudio de la evolución de la pobreza multidimensional o privación se hallan dentro de los modelos de probabilidades de transición, puesto que pretenden explicar la probabilidad de pasar de una categoría a otra, condicionada únicamente a la categoría ocupada en el momento anterior, en primer lugar, y, además, a otras variables relacionadas con el hogar, más tarde. Además, se incluye en el análisis un conjunto de variables latentes para determinar la influencia de dos cuestiones relevantes al explicar la dinámica de la pobreza o la privación como la heterogeneidad de la población y los errores de medida. Para considerarlas en el análisis, se usan en este trabajo los modelos mixtos de Markov como proponen Breen y Moisis (2004) y Pérez-Mayo (2004).

Para terminar, el trabajo se estructura de la siguiente manera. En la Sección 2, se presentan las variables y la base de datos. En la Sección 3, se exponen los modelos dinámicos de variables latentes propuestos para el análisis. Los resultados empíricos de este análisis se presentan y comentan en la siguiente sección. Finalmente, se recogen algunas conclusiones en el último apartado.

2. CONCEPTOS Y DATOS

2.1. Conceptos previos

El concepto de privación fue definido inicialmente por Townsend (1979) y se ha desarrollado, como se ha expuesto en la introducción, a partir de la definición de pobreza establecida por la Unión Europea para cuya estimación en este trabajo se ha seguido la metodología propuesta por Pérez-Mayo (2002, 2005) y Ayala y Navarro (2007): el modelo de clases latentes.

Este método podría incluirse dentro del análisis estadístico multivariante. Especialmente, a la vista del objetivo buscado, la identificación de diferentes grupos en la población según su nivel de vida (variable categórica), y los datos disponibles (variables discretas), puede considerarse que el modelo de clases latentes (Lazarsfeld, 1950; Lazarsfeld y Henry, 1968; Haberman, 1979) es la técnica más adecuada para medir el nivel de vida. De esta manera, los hogares en situación de pobreza serán aquellos situados en el grupo identificado en la población con un menor nivel de vida.

Para construir este indicador se partió de treinta y tres variables presentes en el Panel de Hogares de la Unión Europea y relativas a la situación económica, la calidad de la vivienda y la posesión de un conjunto de bienes duraderos por parte de

los hogares. En concreto, los indicadores seleccionados son los siguientes, agrupados por dimensiones:

- “Necesidades básicas”: incluye no permitirse una calefacción adecuada, comprar prendas de vestir nuevas, comer carne o pescado cada dos días, invitar a los amigos o la familia a cenar o una copa, retrasarse en los pagos ordinarios² y tener un coche y teléfono. Respecto a las dos últimas variables, se supone que un hogar es pobre si no puede permitirse la posesión de dichos bienes.
- “Condiciones de la vivienda”: entre ellas, se considera la carencia de una cocina separada, baño o ducha, la presencia de inodoro en el interior de la vivienda, la ausencia de agua corriente, la escasez de espacio y la ausencia de goteras y humedades. Estas variables sólo expresan la ausencia o presencia de dichos problemas, no la capacidad de evitarlos.
- “Necesidades secundarias o estilo de vida”: Entre las variables incluidas en esta dimensión, aparecen no poder permitirse una semana de vacaciones pagadas o reemplazar parcialmente el mobiliario así como la posesión de una TV en color, un VCR, un microondas o un lavavajillas.

Es preciso señalar que la pertenencia al grupo calificado como “no privado” no significa que se esté hablando de un alto bienestar o una calidad de vida elevada, sino simplemente de la satisfacción de un conjunto de necesidades. En consecuencia, por privación se entiende la imposibilidad de tener o hacer algo debido a la incapacidad de obtener los bienes, actividades y oportunidades considerados apropiados por la sociedad.

A pesar de analizar una variable distinta, nivel de vida en lugar de renta, se debe afrontar el mismo problema presente en el estudio de la pobreza monetaria. ¿Cuál es el umbral? ¿Cómo se distingue entre pobres y no pobres? Para resolver esta cuestión, se han propuesto varias opciones:

- Establecer un umbral de renta como hizo Townsend (1979) donde la línea de pobreza es el valor de renta bajo el cual claramente aumenta la privación. El problema de esta opción reside en suponer una relación muy estrecha entre nivel de vida y renta. Si esta hipótesis no es cierta, se hace difícil determinar un umbral de pobreza claro y visible.
- Usar sólo la información incluida en los indicadores de las condiciones de vida. Si se construye un índice de privación es, entonces, necesario establecer un valor que divida a la población en dos grupos. Sin embargo, es una tarea complicada. Por ejemplo, Mack y Lansley (1985) propusieron dos condiciones (tener una renta baja y carecer de algunos bienes necesarios) y Muffels y

² Esta variable refleja las dificultades financieras medidas a partir de los retrasos en los pagos de hipotecas o alquileres, recibos de suministros y compras aplazadas.

Fouarge (2001) eligieron la renta media del índice de privación. En este caso, la metodología propuesta determina endógenamente el umbral al identificar a los hogares privados.

- Finalmente, es posible identificar la población en situación de privación mediante una combinación de los criterios previos —es decir, las condiciones de vida y la renta monetaria. Este enfoque se ha aplicado en los trabajos de Halleröd (1994) y Nolan y Whelan (1996), quienes identificaban a los “pobres reales” y “pobres consistentes”, respectivamente.

En este trabajo se opta por el segundo de ellos para delimitar el grupo de individuos en situación de privación.

2.2 La base de datos

En este trabajo se han utilizado los microdatos para España del Panel de Hogares de la Unión Europea (1994-2001). Este panel es una encuesta longitudinal iniciada en 1994 en algunos Estados miembros de la Unión Europea. Con la creación de este panel, se pretendía por parte de EUROSTAT alcanzar la comparabilidad de los datos y los resultados entre los diferentes Estados. Para lograrlo, se ha intentado una armonización de los cuestionarios, la recogida de los datos y las ponderaciones.

La gran ventaja de esta base de datos se halla en su naturaleza temporal. Al extenderse en el tiempo, es posible observar, por ejemplo, los efectos producidos por la movilidad de rentas o los procesos de empobrecimiento. Además, por ser un panel —es decir, la información se refiere a las mismas unidades muestrales— hace que se puedan determinar las trayectorias seguidas por cada individuo u hogar (Hills, 1998a and 1998b) o determinar la persistencia o transitoriedad en los estados, como se puede observar en los trabajos de Stevens (1994 and 1999), Cantó (1996, 2000 and 2002), Fouarge y Muffels (2000) y Devicienti (2001), entre otros.

En el caso español, existen dos bases de datos alternativas que también presentan esa característica temporal: la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares y la Encuesta de Condiciones de Vida. Frente a la primera, presenta como principal ventaja el hecho de ser diseñado para recoger información detallada sobre la renta de cada miembro de los hogares así como otros aspectos relevantes relacionados con sus características materiales o demográficas. La consideración, además, de algunas variables útiles para el análisis de la pobreza y la inclusión social hace que sea preferible a la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares para un estudio temporal de las condiciones de vida. En concreto, no es posible realizar estudios sobre privación al recoger muy poca información sobre las condiciones de vida. Aún más, en las variables presentes sólo se refleja si el hogar posee un bien, sin distinguir si la carencia es forzosa o voluntaria. Otro aspecto que hace preferible el Panel de Hogares frente a la Encuesta Continua es que, a pesar de tener carácter temporal, presenta un alto nivel de rotación de los hogares en la muestra. El hecho

de que los individuos sean seguidos en un período reducido impide que se puedan determinar algún tipo de efectos individuales así como buscar cierto grado de heterogeneidad en la población.

Este segundo aspecto, la rotación de la muestra, unido al reducido número de olas disponibles, hace que se prefiera utilizar el Panel de Hogares de la Unión Europea frente a la Encuesta de Condiciones de Vida. Aunque es posible estimar el nivel de privación así como identificar los individuos con mayor riesgo de experimentar esa situación, el mayor número de olas del PHOGUE así como su estructura de panel, permiten, por ejemplo, el análisis de la privación crónica y transitoria o la búsqueda de distintos grupos de individuos en la población según su evolución respecto de la privación a lo largo del tiempo.

No obstante, a pesar de las ventajas mencionadas, no está exento el Panel de Hogares de ciertos inconvenientes. No recoge información sobre los gastos de los hogares y, por tanto, no puede completarse la descripción obtenida a partir de la renta y las condiciones de vida. Por ejemplo, si se conocen los patrones de consumo, se podría eliminar la influencia de las estructuras de preferencias en las respuestas de algunas variables relativas a la capacidad económica.

Asimismo, la información sobre la situación económica y las condiciones de vida sólo se refiere a la capacidad de adquirir el bien o desarrollar la actividad. No mide la cantidad, es decir, cuántas veces compra el bien o realiza la actividad.

Durante los años considerados en el estudio, se han producido cambios en la composición del panel. En ese período de ocho años se ha recogido información de 26649 individuos, de los que sólo 11216 han permanecido en todas las olas. El mayor nivel de abandono ocurrió en los años 1996 y 1997. En consecuencia, es preciso determinar si la deserción o abandono sigue un patrón ignorable o, por el contrario, depende de los valores de las variables. En este último caso, las estimaciones de los parámetros estarían sesgadas.

Para ello, se construyó una variable para representar el abandono³ y se relacionó con la situación de privación en el año anterior con el objeto de determinar si es más probable que abandonen el panel los individuos con determinadas características. Después de aplicar un análisis conjunto, se pudo confirmar la independencia de dichas variables, puesto que no existía relación entre la situación de privación y el abandono. En consecuencia, se utilizó un panel equilibrado en el análisis empírico⁴.

3. LOS MODELOS DINÁMICOS DE VARIABLES LATENTES

El modelo que proponemos para estudiar la transición de nuestra variable discreta es el modelo logit multinomial dinámico. Dados unos estados o categorías s_t y unas

³ Esta variable toma el valor 1 en la ola t si el individuo responde en ese período, y 2 si ha abandonado el panel.

⁴ Aunque existen procedimientos para estimar los modelos propuestos en este trabajo con datos incompletos, la estimación es más complicada que con la tabla completa —esto es, con un panel equilibrado.

covariables $\mathbf{x}$, se podrían expresar las probabilidades de transición mediante la siguiente expresión:

$$\pi_{s_t|s_{t-1}, \mathbf{x}} = \frac{\exp\left(\alpha_{s_{t-1}s_t} + \sum_j \beta_{s_{t-1}s_tj} x_{s_{t-1}s_tj}\right)}{\sum_g \exp\left(\alpha_{s_{t-1}g} + \sum_j \beta_{s_{t-1}gj} x_{s_{t-1}gj}\right)} \quad (1)$$

La estimación se realiza generalmente mediante el método de la máxima verosimilitud, es decir, las estimaciones serán aquellos valores estimados de los parámetros que maximizan la función de verosimilitud. Para determinar la función de verosimilitud, es necesario establecer en primer lugar la distribución muestral de las frecuencias de las celdas. Las más usuales son las distribuciones multinomial y Poisson.

El primer modelo que se puede utilizar para representar y estudiar las transiciones de la situación de pobreza es un modelo de Markov de primer orden. Este tipo de modelo ha sido ampliamente utilizado para estimar los procesos estocásticos que subyacen en los datos de panel categóricos. Este modelo markoviano supone que la categoría ocupada en el período t depende únicamente del estado ocupado en el período $t - 1$. Si se suponen n períodos, el modelo puede expresarse de la siguiente manera:

$$\pi_{x_1 \dots x_n} = \delta_{x_1} \tau_{x_2|x_1} \dots \tau_{x_n|x_{n-1}} \quad (2)$$

donde δ_{x_1} es la probabilidad de pertenecer inicialmente a cada una de las categorías de una variable X en el período 1 y $\tau_{x_t|x_{t-1}}$ representa las probabilidades de transición, esto es, de cambio desde cada categoría de la variable X_{t-1} en el período $t - 1$ a las categorías de la variable X_t en el período t . Además, pueden establecerse restricciones sobre estas probabilidades de transición de forma que sean constantes a lo largo del tiempo.

Para mejorar las estimaciones proporcionadas por este modelo simple, algunos autores han propuesto la introducción de al menos una variable latente por dos motivos diferentes. Por una parte, se puede estar interesado en determinar la existencia de algún tipo de error de medida. En este caso, se analiza el cambio de una variable observada —cambio compuesto por un componente real y otro espurio debido a errores de respuesta. Por la otra, las variables latentes ayudan al reconocimiento de la heterogeneidad de la población respecto la movilidad. Es decir, las variables latentes dividen la población en dos grupos homogéneos en términos de cambio, esto es, tienen matrices de movilidad comunes.

Por lo tanto, en este trabajo se estiman en primer lugar modelos de Markov simple sin considerar el error de medida ni la heterogeneidad y, después, ambos fenómenos son estimados y comprobados con el objeto de mejorar las transiciones calculadas.

3.1. El error de medida: el modelo de clases latentes

Este modelo supone que no hay cambio real y todas las variaciones observadas vienen dadas por los errores. En consecuencia, cada estado observado corresponde a una variable latente que refleja la distribución verdadera. La expresión de este modelo es la siguiente:

$$\pi_{yx_1 \dots x_n} = \delta_y \rho_{x_1|y} \dots \rho_{x_n|y} \quad (3)$$

donde y es una clase de la variable latente, δ_y la probabilidad de pertenecer a cada una de las categorías de esta variable latente y $\rho_{x_i|y}$ la probabilidad de responder cada una de las categorías de la variable observada X_t dada la clase y de la variable latente. El error de medida será menor cuanto más se acerque esta matriz de probabilidades de respuesta a la matriz identidad. Por tanto, estas probabilidades pueden considerarse como medidas de fiabilidad de los indicadores.

3.2. La heterogeneidad de la población: El modelo mixto de Markov

La razón de ser de este modelo es la heterogeneidad de la población respecto del cambio, es decir, no toda la población tiene por qué seguir el mismo patrón de movilidad. A priori el investigador puede dividir la población en subgrupos según una o más variables y hacer un análisis dinámico para cada uno. Sin embargo, el modelo aquí expuesto no divide a priori según una variable observada, sino que considera que el proceso dinámico es una mixtura de distintos procesos dinámicos.

Su origen se remonta al trabajo de Blumen *et al.* (1955). Encontraron que los procesos de Markov predecían demasiado cambio tras muchas transiciones. En concreto, expusieron que los elementos de la diagonal principal de la matriz de transición observada tendían a ser subestimados. Para solucionar este problema, propusieron un modelo, llamado *mover-stayer*, que divide la población en dos grupos. Uno de ellos, *mover*, se caracteriza por comportarse según un modelo de Markov, es decir, la probabilidad de pasar de la categoría i en el período t a la categoría j en el $t + 1$ se recoge en una usual matriz de transición; mientras que el otro, *stayer*, es un grupo de individuos estables, esto es, su matriz de transición es la matriz identidad.

Más tarde, Poulsen (1982) extendió el modelo a una mixtura de S^* grupos con patrones de cambio comunes, es decir, matrices de transición comunes. Por tanto, este modelo supone que las probabilidades de transición observadas son una mixtura de las probabilidades de un conjunto de grupos no observados, de manera que se puede decir que una variable no observada (latente) influye las probabilidades de transición. A continuación, se presenta el modelo.

Sea X una variable discreta politómica con X^* categorías observada durante T períodos y sea X_t , la observación concreta de dicha variable en el momento t , es decir, se considera la existencia de T variables discretas politómicas X_i , donde i

varía desde 1 a T , con el mismo número de categorías que miden el mismo fenómeno.

Además, se supone la existencia de una variable discreta no observada S que influye sobre las probabilidades de transición observadas entre las variables X_t . Dicha variable latente recoge la heterogeneidad de la población, como ha sido indicado anteriormente. Se conoce como modelo mixto de Markov porque supone que la transición entre las variables observadas sigue un modelo markoviano.

Los parámetros de este modelo son los siguientes:

- La probabilidad inicial π_s de pertenecer a cada uno de los S^* grupos latentes.
- La probabilidad inicial $\delta_{x_1|s}$ de estar en cada una de las categorías de la variable X_1 observadas inicialmente dada la pertenencia al subgrupo latente s .
- Las probabilidades de transición $\tau_{x_t|x_{t-1}s}$ de pasar de cada categoría de la variable X_{t-1} en el momento $t - 1$ a las categorías de la variable X_t en el momento t , dada la pertenencia al grupo latente s .

Por ejemplo, considérese una variable observada dicotómica durante tres periodos y una variable latente que divide la población en dos grupos. A partir de los parámetros anteriores es posible calcular las probabilidades observadas del ejemplo antes comentado.

Dados estos parámetros, la probabilidad de pertenecer a una celda de la distribución completa es

$$\pi_{sx_1x_2x_3} = \pi_s \delta_{x_1|s} \tau_{x_2|x_1s} \tau_{x_3|x_2s} \quad (4)$$

Tal distribución de probabilidad de los datos completos de nuevo se obtiene mediante un conjunto de probabilidades marginales y condicionadas.

A partir de la expresión anterior, se puede determinar la probabilidad conjunta de las variables observadas para cada uno de los subgrupos latentes.

$$\pi_{x_1x_2x_3|s} = \delta_{x_1|s} \tau_{x_2|x_1s} \tau_{x_3|x_2s} \quad (5)$$

Sin embargo, surge el problema de que la variable que describe la pertenencia a cada grupo no es observada. Por tanto, la proporción $P_{x_1x_2x_3}$ de las variables observadas se calcula sumando sobre la variable latente la expresión (5).

$$\pi_{x_1x_2x_3} = \sum_s \pi_s \delta_{x_1|s} \tau_{x_2|x_1s} \tau_{x_3|x_2s} \quad (6)$$

La ecuación (6) es una media ponderada de la ecuación (5) donde las probabilidades grupales π_s son los pesos o ponderaciones.

Por tanto, según la ecuación anterior, el modelo mixto de Markov es una mixtura de S^* cadenas de Markov de primer orden independientes.

Si se supone una muestra aleatoria de N individuos, la frecuencia $n_{x_1 x_2 x_3}$ se obtiene mediante la distribución multinomial $M(N, \pi_{x_1 x_2 x_3})$. En consecuencia, se está hablando de un modelo multinomial paramétrico.

A pesar de ser también un modelo loglineal, la determinación de las estimaciones máximo-verosímiles de los parámetros de este modelo es más complicada que en el caso donde se observan todas las variables. Se utilizan distintos métodos de estimación, entre los cuales los más conocidos son el algoritmo de Newton-Raphson y el algoritmo EM (Dempster, Laird y Rubin, 1977).

El último es preferible ya que es sencillo tanto en la teoría como en el cálculo. Además, generalmente los valores iniciales elegidos aleatoriamente son suficientes para llegar a una solución. Presenta frente al Newton-Raphson el inconveniente de necesitar más iteraciones para llegar a la solución. Sin embargo, puesto que cada iteración del algoritmo EM es más rápida, este inconveniente no es tan importante.

El algoritmo EM es un procedimiento iterativo y cada iteración está compuesta por dos pasos. En el paso Esperanza se calculan todos los valores esperados dados los valores observados y los “actuales” parámetros del modelo. En el paso Maximización, se maximiza la función de verosimilitud de todos los datos a partir de los valores esperados calculados en el paso anterior. Esto implica el cálculo de estimaciones actualizadas de los parámetros del modelo como si no faltaran datos, es decir, se utilizan las estimaciones como si fueran frecuencias observadas. Para hacerlo, se utilizan los mismos procedimientos en la obtención de las estimaciones máximo-verosímiles de un modelo loglineal normal: Newton-Raphson e IPF. Las estimaciones obtenidas se utilizan en un nuevo paso Esperanza para lograr nuevas estimaciones para las frecuencias de la tabla completa. Las iteraciones continúan hasta que se alcanza la convergencia.

Una vez lograda, podemos encontrar las estimaciones $p+1$ -ésimas de los parámetros que maximizan la función de verosimilitud dadas las probabilidades de la iteración anterior.

$$\hat{\pi}_s = \frac{\sum_{x_1, x_2, x_3} n_{x_1 x_2 x_3} \hat{\pi}_{s|x_1 x_2 x_3}}{N} \quad (7.a)$$

$$\hat{\delta}_{x_1|s} = \frac{\sum_{x_2, x_3} n_{x_1 x_2 x_3} \hat{\pi}_{s|x_1 x_2 x_3}}{\sum_{x_1, x_2, x_3} n_{x_1 x_2 x_3} \hat{\pi}_{s|x_1 x_2 x_3}} \quad (7.b)$$

$$\hat{\tau}_{x_2|sx_1} = \frac{\sum_{x_3} n_{x_1 x_2 x_3} \hat{\pi}_{s|x_1 x_2 x_3}}{\sum_{x_2, x_3} n_{x_1 x_2 x_3} \hat{\pi}_{s|x_1 x_2 x_3}} \quad (7.c)$$

$$\hat{\tau}_{x_3|sx_2} = \frac{\sum_{x_1} n_{x_1 x_2 x_3} \hat{\pi}_{s|x_1 x_2 x_3}}{\sum_{x_1, x_2} n_{x_1 x_2 x_3} \hat{\pi}_{s|x_1 x_2 x_3}} \quad (7.d)$$

Finalmente, si el modelo presenta la restricción de estacionariedad, es decir, cada subgrupo posee una única matriz de transición para todos los periodos, las ecuaciones [7.c] y [7.d] se sustituyen por

$$\hat{\tau}_{x_{t+1}|x_t} = \frac{\sum_{x_3} n_{x_1 x_2 x_3} \hat{\pi}_{s|x_1 x_2 x_3}}{\sum_{x_2, x_3} n_{x_1 x_2 x_3} \hat{\pi}_{s|x_1 x_2 x_3}} + \frac{\sum_{x_1} n_{x_1 x_2 x_3} \hat{\pi}_{s|x_1 x_2 x_3}}{\sum_{x_1, x_2} n_{x_1 x_2 x_3} \hat{\pi}_{s|x_1 x_2 x_3}} \quad (7.cbis)$$

ecuación a la que se llega a partir de las expresiones arriba comentadas.

4. ANÁLISIS DE RESULTADOS

Para poder realizar el análisis dinámico, fue necesario estimar la privación en cada uno de los años considerados. Como se ha expuesto anteriormente, en este proceso de estimación se siguió la metodología propuesta por Dewilde (2004) y Pérez-Mayo (2002, 2005): el modelo de clases latentes.

En la medida en que la noción de privación multidimensional no es observable directamente, el modelo de variables latentes, al ser un método estadístico multivariante que mide una variable no observada —la privación multidimensional— a partir de la información recogida en un conjunto de variables observables —indicadores de las condiciones de vida— puede resultar adecuado. Dentro de las diferentes opciones posibles, el hecho de que los indicadores disponibles sean variables categóricas (en su mayoría dicotómicas) hace necesaria la utilización del modelo de clases latentes, propuesto inicialmente por Lazarsfeld (1950) y Lazarsfeld y Henry (1968). La estratificación de la privación en los modelos de clases latentes permite, además, solventar parcialmente el habitual problema de arbitrariedad en el establecimiento de umbrales de pobreza.

Es preciso realizar algún comentario sobre esta aplicación del modelo y la propuesta en el apartado 3.1. Aunque el fundamento teórico es el mismo, una variable no observable directamente que se intenta estimar mediante algunos indicadores categóricos, los objetivos perseguidos en cada caso son muy diferentes. El primero de ellos es un modelo estático donde se pretende clasificar a los individuos en función de su nivel de privación. Por el contrario, el segundo es un modelo dinámico utilizado para delimitar la influencia del error de medida en los cambios observados.

Antes de comentar los resultados, es preciso señalar algunas de las definiciones adoptadas. Como en otros trabajos (Martínez y Ruiz-Huerta, 1999, 2000), no se incluyen entre los componentes de los indicadores de privación, aspectos como la percepción subjetiva del estado de salud, las relaciones sociales o la situación laboral. Respecto al grado de desagregación del análisis, aunque algunos autores como Layte et al. (2000) o Whelan et al. (2001, 2002) diferencian dentro de las condiciones de la vivienda entre la calidad del entorno (contaminación, ruido, vandalismo o crimen) y la calidad de la vivienda (luz o espacio inadecuados, goteras, sue-

los y marcos de ventanas podridos o con humedades, así como falta de equipamiento del hogar), algunos estudios (Pérez-Mayo, 2005) han mostrado, sin embargo, que los aspectos del entorno parecen no discriminar entre los hogares en España, lo que hace aconsejable su no inclusión en este trabajo.

Inicialmente se siguió la estructura del índice por dimensiones propuesta por Nolan y Whelan (1996). Sin embargo, al ser la base de un análisis dinámico, dadas las especiales características de las condiciones de la vivienda, sólo se consideran dos dimensiones “necesidades básicas” y “necesidades secundarias o estilo de vida”. Por tanto, se identificaron distintos grupos en la población según el grado de población a través del modelo de clases latentes.⁵ Después, usando estas dos variables, “privación básica” y “privación secundaria” se aplica de nuevo el modelo de clases latentes para combinar ambos aspectos con el objeto de construir un índice agregado. Este índice agregado de privación mide, por tanto, un concepto de pobreza que supera el marco de las necesidades básicas al incluir algunas cuestiones relacionadas con los estilos de vida. En concreto, se clasifican a los individuos en tres grupos según su nivel de privación. Merece ser comentado el grupo intermedio que recoge a los hogares o individuos que, aunque no sufren privación para las necesidades básicas, presentan problemas para satisfacer algunas de las necesidades relacionadas con el estilo de vida.

TABLA 1
Incidencia anual de la privación (en %).

Clases	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
Privación elevada	18,4	17,6	16,8	14	11,1	10,2	7,3	5,8
Privación intermedia	30,3	10,6	28,5	33,7	10,5	9,4	9,4	8,5
Privación reducida	51,3	71,8	54,7	52,2	78,4	80,4	83,3	85,7

Fuente: Elaboración propia a partir del PHOGUE.

Los datos de la tabla 1 muestran una marcada disminución de la privación elevada aparentemente contradictoria con la evolución de la pobreza monetaria reflejada en diversos estudios como Ayala *et al.* (2008) o Cantó, del Río y Gradín (2009), donde dicho fenómeno parece mantenerse a lo largo del mismo período. Para explicar esta disparidad, es preciso acudir a la definición de la variable objeto de estudio, mucho más cercana al concepto de pobreza severa o exclusión que al de riesgo de pobreza o vulnerabilidad.

⁵ Exactamente, se determinaron tres clases (privación elevada, privación intermedia y baja privación) en la primera dimensión y cuatro (privación elevada, privación en actividades, privación en bienes duraderos y baja privación) en la segunda. Los resultados detallados están a disposición del lector bajo petición.

Pasando al estudio dinámico, en el trabajo arriba citado de Cantó, del Río y Gradín (2009) se presenta la metodología de los episodios de pobreza o *spell approach*, expuesta en Foster (2007). En detalle, este método, una vez clasificados los individuos como pobres o privados en cada período, identifica a los pobres crónicos mediante un umbral de duración de la pobreza. Como los autores exponen, esta metodología es similar al indicador de pobreza persistente en la Unión Europea recogido dentro del cuadro de indicadores aprobados en el Consejo Europeo de Laeken (2001).

TABLA 2
Privación crónica en España (en %).

Años en la pobreza	
Ocho	0,4
Siete o más	1,6
Seis	3,4
Cinco	5,9
Cuatro	9,6
Tres	15,1
Dos	23,7
Uno	37,8
Ninguno	62,1

Fuente: Elaboración propia a partir del PHOGUE.

En la Tabla 2 se comprueba, en primer lugar, que la privación es un fenómeno más estable en el tiempo que la pobreza monetaria⁶. Se podría decir que es una variable *stock* frente a la renta como variable flujo ya que es más difícil modificar las condiciones de vida del hogar que los ingresos percibidos en un año cualquiera. No obstante, a pesar de esta estabilidad, un 37,80% de los individuos han experimentado algún episodio de privación transitoria y casi una cuarta parte han vivido en esa situación al menos dos años.

En consecuencia, cobra interés la modelización de la evolución temporal de esta variable para identificar la posible existencia de grupos homogéneos dentro de la población en función de su comportamiento dinámico. Por otra parte, los modelos presentados en la sección anterior no sólo presentan esta ventaja, sino que también

⁶ Para el mismo período, Cantó et al. (2009) exponen que un 44% de los individuos ha experimentado al menos un período de pobreza y un 30% al menos dos.

permiten incorporar la categoría de privación intermedia dentro del análisis. Así se enriquece el análisis temporal, ya que al considerar tres categorías en la variable “pobreza multidimensional” o “privación” es relevante estudiar las trayectorias entre los diferentes grupos y, de esta manera, describir mejor el proceso de empobrecimiento.

TABLA 3

Modelos de Markov, latentes de Markov y mixtos de Markov para la privación en España.

Modelos	L^2	Grados de libertad	Δ	BIC
(1) Markov estacionario	22050,0450	6552	0,5073	-39047,9880
(2) Markov no estacionario	34010,0347	6516	0,3771	-45698,8268
(3) Modelo de clases latentes (fiabilidad constante)	38283,8883	6532	0,6486	-55486,1494
(4) Modelo de clases latentes (fiabilidad variable)	28868,0492	6544	0,5081	-32155,3830
(5) Modelo <i>mover-stayer</i>	20209,9377	6543	0,4321	-40804,1694
(6) Modelo mixto de Markov (2 grupos)	18338,5814	6543	0,4468	-42675,5257
(7) Modelo mixto de Markov (3 grupos)	17735,9405	6534	0,4277	-43194,2407

Fuente: Elaboración propia a partir del PHOGUE.

El ajuste de los modelos propuestos en la sección 3 se expone en la Tabla 3 a través de los grados de libertad, el ratio ji-cuadrado de verosimilitud, L^2 , el índice de disimilitud y el Bayesian Information Criterion, BIC. La tabla podría dividirse en tres bloques. Los modelos 1 y 2 están relacionados con la ecuación (2): mientras que el primero es un modelo markoviano estacionario (transiciones homogéneas en el tiempo), en el modelo 2 se permite que las probabilidades de transición varíen.

La segunda parte de la Tabla 3 está formada por los Modelos 3 y 4. En estos modelos se supone que el cambio viene causado sólo por el error de medida. Por tanto, no hay probabilidades de transición y sólo probabilidades de respuesta. (Ecuación 3). La diferencia entre ambos modelos reside de nuevo en la homogeneidad temporal de las probabilidades: la restricción de homogeneidad de la respuesta en el tiempo aplicada en el modelo 3 se relaja en el 4.

La forma más adecuada de mejorar el ajuste de los modelos markovianos simples es la consideración de la heterogeneidad en la población. En consecuencia, es preciso observar el último bloque de la tabla, compuesta por los modelos 5 a 7 que se corresponden a la ecuación 4.

En primer lugar, se comprueba el ajuste del modelo más restrictivo, el modelo *mover-stayer*. Más tarde, se relajan las restricciones impuestas en este modelo: por una parte, se consideran más de dos grupos en la población y, por la otra, no es preciso que ningún grupo esté compuesto por individuos inmóviles. Tras aplicar algunos tests y calcular distintos estadísticos descriptivos —recogidos en Hagenaars (1990)— lleva a la conclusión de que el modelo mixto de Markov que considera tres patrones de cambio en la población es el que mejor explica las transiciones observadas.

Los parámetros estimados de la ecuación 4 se presentan en la tabla 4. La primera columna muestra los coeficientes π , que representan la proporción de individuos que pertenece a cada grupo identificado en la población. El grupo 1 es el más relevante porque se supone que casi dos tercios de la población (58,69%) pertenecen a él. Fundamentalmente explica la evolución de los individuos no privados en el primer periodo ya que casi el 80% de los individuos de este grupo pertenecen a la clase “privación reducida” y la proporción inicial para la privación elevada es ínfima. La principal característica de este grupo es la movilidad ascendente, esto es, la mejora de las condiciones de vida puesto que las probabilidades de mantenerse o pasar a la mejor categoría, pobreza reducida, son la mayores de toda la tabla.

El grupo 2 recoge algo más de un sexto de los individuos y explica la evolución de los individuos con cierto grado de privación. La matriz de probabilidades de transición explica la paulatina polarización de la población y para los individuos situados en la categoría de privación intermedia se espera que básicamente mejoren su situación. Por el contrario, en este grupo se espera un grado de inmovilidad importante para la privación elevada. En consecuencia, este resultado parece reflejar el nivel de privación elevada persistente constatado en los datos presentados en la Tabla 1.

El último grupo que contiene a una cuarta parte de la población recoge a los individuos móviles. Aunque alrededor de un 40% de ellos pertenecen a la categoría “privación elevada”, comparado con los otros dos grupos presenta una mayor representación de todas las categorías. Las probabilidades de transición no muestran un esquema definido y claro de cambio, a diferencia de las submatrices anteriores.

En resumen, se puede afirmar que existe un alto grado de dependencia del estado ocupado y una mejora generalizada del nivel de vida de los individuos. Sin embargo, es preciso destacar que se constata la existencia de un núcleo de privación elevada, concepto equivalente a pobreza severa o exclusión que no se reduce en todo el período analizado. Por tanto, las políticas públicas dirigidas a reducir la pobreza y la exclusión deberían tener en cuenta en este resultado: las prestaciones económicas no son la única medida aplicable.

TABLA 4
Probabilidades estimadas para el modelo mixto de Markov (3 grupos).

Proporción de grupo		Proporción inicial			Probabilidades de transición	
Grupo	Π	Categoría	Δ	Privación elevada	Privación intermedia	Privación reducida
1	0,5869	Privación elevada	0,0128	0,0000	0,3242	0,6758
		Privación intermedia	0,2046	0,0324	0,2124	0,7554
		Privación reducida	0,7826	0,0127	0,0812	0,9061
2	0,1775	Privación elevada	0,3806	0,6306	0,2229	0,1465
		Privación intermedia	0,6193	0,1188	0,3174	0,5638
		Privación reducida	0,0000	0,0000	0,2226	0,7774
3	0,2356	Privación elevada	0,4233	0,4046	0,2041	0,3914
		Privación intermedia	0,3317	0,2872	0,2615	0,4514
		Privación reducida	0,2450	0,2527	0,1994	0,5479

Fuente: Elaboración propia a partir del PHOGUE.

Por último, este resultado refuerza los obtenidos por otros autores como, por ejemplo, Layte y Whelan (2002), quienes encontraron que los períodos de pobreza estimados eran breves y debido a *shocks* transitorios de renta. En consecuencia, es difícil que los individuos en pobreza persistente consigan escapar realmente de tal situación. En consecuencia, la mayor persistencia de la privación frente a la pobreza monetaria, junto a la información reflejada en trabajos como Ayala et al. (2008), permite afirmar que no deberían ser las políticas basadas en transferencias o subsidios los únicos instrumentos aplicables, ya que sería adecuado conjugarlas con una inclusión en el mercado laboral mayor y mejor, por ejemplo, mediante programas de formación ocupacional que mejoren la situación de los individuos en el mercado de trabajo. Así, los recursos de los hogares e individuos serían más estables y podrían romper la “espiral de precariedad”.

Sería recomendable que estas medidas de inclusión laboral no se limitaran a los sustentadores principales y estimularan la presencia de otros perceptores de renta

en los hogares. Instrumentos como la extensión de la educación infantil (0-3 años), los servicios de atención a las personas dependientes o la promoción del trabajo a tiempo parcial permitirían un mayor acceso de las mujeres y los jóvenes a un puesto de trabajo y, por tanto, un mayor nivel de recursos en su hogar.

5. CONCLUSIONES

En este artículo se propone mejorar el análisis dinámico de la pobreza, incorporando información sobre indicadores directos de las condiciones de vida —un aspecto no muy estudiado dentro de la literatura sobre dinámica de la pobreza.

Esta cuestión es muy relevante, puesto que los Estados Miembros de la Unión Europea consideran fundamental la identificación de las situaciones de exclusión y pobreza así como la determinación de la persistencia en esas situaciones.

Para estimar las probabilidades de transición se han utilizado modelos *logit* multinomiales dinámicos, ya que son los más adecuados cuando se pretende estudiar la evolución de una variable discreta a lo largo del tiempo y, además, bajo ciertas condiciones (Vermunt, 1997) son equivalentes a un modelo *hazard* en tiempo discreto. Aún más, permite la introducción de variables latentes para representar a algunas variables no observadas. En este caso, se aplican a un modelo de Markov para buscar en la población grupos con patrones dinámicos similares.

El principal resultado obtenido es la relevancia de la heterogeneidad de la población. En concreto, se identifican tres grupos en la población, donde sólo uno, que recoge a un cuarto de los individuos, muestra gran movilidad. Entre otros resultados, además de la elevada permanencia en la categoría de privación reducida debe destacarse el grado de movilidad ascendente. Es decir, la categoría intermedia representa una situación previa en el proceso de mejora. Por esta razón, la inmovilidad es relativamente alta.

Esta inmovilidad estimada, junto a los resultados observados en la mayor parte de los trabajos de la literatura, permite proponer una serie de medidas centradas fundamentalmente en una mayor inclusión laboral, bien de los sustentadores principales mediante un impulso de su formación, bien del resto de miembros del hogar, de manera que la existencia de diversas fuentes de ingresos en el hogar permita salir del proceso de exclusión así como protegerse mejor ante posibles *shocks*. Sin embargo, estas medidas deben completar, y no sustituir, las políticas basadas en transferencias o subsidios, siguiendo la línea (prestación más salario) de la *Revenu de Solidarité Active* (RSA) francesa.

Finalmente, este análisis muestra que es preciso desarrollar e incorporar al debate público estas cuestiones para señalar a los poderes públicos y al conjunto de la sociedad las claves que permitan alcanzar una mayor inclusión social mediante las políticas e instrumentos más eficaces. Dadas las limitaciones del uso de una única medida de pobreza, es preciso combinar la información relativa a la pobreza mone-

taria con la pobreza multidimensional para comprender mejor la complicada realidad de los procesos del empobrecimiento y la exclusión.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- AYALA, L. (coord.) (2008): "Desigualdad, pobreza y privación". En Renes, V. (coord.): *VI Informe FOESSA*, Madrid: Fundación FOESSA.
- AYALA, L. y NAVARRO, C. (2007): "The Dynamics of Housing Deprivation" en *Journal of Housing Economics*, 16: pp 72-97.
- AYALA, L.; JURADO, A. y PÉREZ-MAYO, J. (2009): "Income Poverty and Multidimensional Deprivation: Lessons from Cross-Regional Analysis", *Papeles de Trabajo del Instituto de Estudios Fiscales* 2009-03, Madrid: Instituto de Estudios Fiscales.
- BANE, M.J. y ELLWOOD, D.T. (1986): "Slipping into and out of poverty: the dynamics of spells" en *Journal of Human Resources*, 21: pp 1-23.
- BLUMEN, I.M.; KOGAN, M. y MCCARTHY, P.J. (1955): *The industrial mobility of labor as a probability process*, Ithaca (NY): Cornell University Press.
- BRANDOLINI, A. y D'ALESSIO, G. (2000): "Measuring well-being in the functioning space", *26ª General Conference of The International Association for Research in Income and Wealth*, Cracovia, 27 agosto-2 septiembre.
- BREEN, R. y MOISIO, P. (2004): "Poverty dynamics corrected for measurement error" en *Journal of Economic Inequality*, 2: pp 171-191.
- BURGESS, S.M. y PROPPER, C. (1998): "An economic model of household income dynamics, with an application to poverty dynamic among American women", *CASE paper nº 9*, Londres: CASE-London School of Economics.
- CANTÓ, O. (1996): "Poverty dynamics in Spain. A study of transitions in the 1990s", *DARP Discussion Paper nº 15*, Londres: STICERD-London School of Economics.
- CANTÓ, O. (2000): "Income mobility in Spain: How much is there?" en *Review of Income and Wealth*, 46(1): pp 85-101.
- CANTÓ, O. (2002): "Climbing out of poverty, falling back in: low incomes' stability in Spain" en *Applied Economics*, 34(15): pp 1903-1916.
- CANTÓ, O.; DEL RÍO, C. y GRADÍN, C. (2002): "What helps households with children in leaving poverty? Evidence from Spain in contrast with other EU countries", *Working paper 0201*, Departamento de Economía Aplicada, Universidad de Vigo.
- CANTÓ, O.; DEL RÍO, C. y GRADÍN, C. (2009): "La dinámica de la pobreza en España: Duración, tipología y flujos", *XVI Encuentro de Economía Pública*, Granada, 5-6 de febrero.
- DEMPSTER, A.P.; LAIRD, N.M. y RUBIN, D.B. (1977): "Maximum likelihood estimation from incomplete data via the EM algorithm" en *Journal of the Royal Statistical Society B*, 39: pp 1-38.
- DEVICENTI, F. (2001): "Poverty persistence in Britain: a multivariate analysis using the BHPS, 1991-1997" en *Journal of Economics*, Suppl. 9: pp 1-34.
- DEWILDE, C. (2004): "The Multidimensional Measurement of Poverty in Belgium and Britain: A Categorical Approach" en *Social Indicators Research*, 68(3): pp 331-369.
- DUNCAN, G.J. (1983): "The implications of changing family composition for the dynamic analysis of family economic well-being". En Atkinson, A.B. y Cowell, F.A. (eds.): *Panel Data on Incomes*, Occasional paper nº 2, Londres: STICERD-London School of Economics.

- EUROSTAT (2000): *European social statistics. Income, poverty and social exclusion*. Luxemburgo.
- FOSTER, J. (2007): "A class of chronic poverty measures", *Working paper N° 07 – W01*, Vanderbilt University.
- FOUARGE, D. y MUFFELS, R. (2000): "Persistent poverty in the Netherlands, Germany and the UK. A model-based approach using panel data for the 1990s", *European Panel Analysis Group Working Paper n° 15*. University of Essex, Colchester.
- HABERMAN, S.J. (1979): *Analysis of qualitative data, Vol. 2, New developments*. Nueva York: Academic Press.
- HAGENAARS, J.A. (1990): *Categorical longitudinal data. Log-linear Panel, Trend, and Cohort Analysis*. Londres: Sage Publications.
- HALLERÖD, B. (1994): "A new approach to the direct consensual measurement of poverty", *Social Policy Research Centre Discussion Paper n° 50*. University of New South Wales.
- HILL, M.S. y JENKINS, S.P. (1998): "Poverty among British children: chronic or transitory?", *ISER Working Paper 1999-23*. University of Essex, Colchester.
- HILLS, J. (1998a): "Does income mobility mean that we do not need to worry about poverty?". En Atkinson, A.B. y Hills, J. (eds.): *Exclusion, employment and opportunity*. CASE paper n° 4. Londres: CASE – London School of Economics.
- HILLS, J. (1998b): "What do we mean by reducing lifetime inequality and increasing mobility?" En: *Persistent poverty and lifetime inequality: the evidence*. CASE report n° 5. Londres: CASE-London School of Economics.
- INE (1996): *Panel de Hogares de la Unión Europea (PHOGUE). Metodología*. Madrid: Instituto Nacional de Estadística.
- JENKINS, S.P. (2000): "Modelling household dynamics" en *Journal of Population Economics*, 13(4): pp 529-567.
- LAYTE, R. y WHELAN, C.T. (2002): "Moving In and Out of Poverty: The Impact on Welfare Regimes in the EU", *European Panel Analysis Group Working Paper n° 30*. University of Essex, Colchester.
- LAYTE, R., MAÎTRE, B., NOLAN, B. y WHELAN, C.T. (2000): "Explaining levels of deprivation in the European Union", *European Panel Analysis Group Working Paper n° 12*. University of Essex, Colchester.
- LAZARSFELD, P.F. (1950): "The logical and mathematical foundation of latent structure analysis" En Stouffer, S.A. et al. (eds.): *Measurement and prediction*, pp 362-472, Princeton: Princeton University Press.
- LAZARSFELD, P.F. y HENRY, N.W. (1968): *Latent structure analysis*. Boston: Houghton Mifflin.
- MACK, J. y LANSLEY, S. (1985): *Poor Britain*. Londres: Allen and Urwin.
- MARTÍNEZ, R. y RUIZ-HUERTA, J. (1999): "Algunas reflexiones sobre la medición de la pobreza. Una aplicación al caso español". En Maravall, J.M. (ed.): *Dimensiones de la desigualdad. III Simposio sobre igualdad y distribución de la renta y la riqueza. Vol. 1*, pp 367-428. Madrid: Fundación Argentaria y Visor Editorial.
- MARTÍNEZ, R. y RUIZ-HUERTA, J. (2000) "Income, multiple deprivation and poverty: an empirical analysis using Spanish data". *26ª General Conference of The International Association for Research in Income and Wealth*, Cracovia, 27 agosto-2 septiembre.
- MUFFELS, R. y FOUARGE, D. (2001): "Do European welfare regimes matter in explaining social exclusion? Dynamic analyses of the relationship between income poverty and deprivation: a comparative perspective". *ESPE Conference*. Atenas.
- NAVARRO, C. y AYALA, L. (2008): "Multidimensional housing deprivation indices with application to Spain" en *Applied Economics*, 40(5): pp 597-611.

- NOLAN, B. y WHELAN, C.T. (1996): *Resources, deprivation and poverty*. Oxford: Clarendon Press.
- PÉREZ-MAYO, J. (2002): *Modelos dinámicos de variables latentes aplicados a la construcción de indicadores económicos y sociales*. Universidad de Extremadura. Cáceres: Servicio de Publicaciones de la Universidad de Extremadura.
- PÉREZ-MAYO, J. (2004): "Consistent poverty dynamics in Spain", *IRISS-Working Papers 2004-09*, Differdange (Luxemburgo): CEPS/INSTEAD.
- PÉREZ-MAYO, J. (2005): "Identifying deprivation profiles in Spain: a new approach" en *Applied Economics*, 37: pp 943-955.
- POULSEN, C.A. (1982): *Latent structure analysis with choice modelling*. Aarhus School of Business Administration and Economics.
- SCHLUTER, C. (1997): "On the non-stationarity of German income mobility (and some observations on poverty dynamics)". *DARP Discussion Paper n° 30*. Londres: STICERD-London School of Economics.
- STEVENS, A.H. (1994): "Persistence in poverty and welfare: the dynamics of poverty spells: updating Bane and Ellwood" en *American Economic Review (Papers and Proceedings)*, 84: pp 34-37.
- STEVENS, A.H. (1999): "Climbing out of poverty, falling back in: measuring the persistence of poverty over multiple spells", en *Journal of Human Resources*, 3: pp 557-588.
- TOWNSEND, P. (1979): *Poverty in the United Kingdom*. Harmondsworth: Penguin Books.
- VERMUNT, J.K. (1997): *Log-linear Models for Event Histories*. Londres: Sage Publications.
- WHELAN, C.T.; LAYTE, R. y MAÎTRE, B., (2002): "Multiple deprivation and persistent poverty in the European Union" en *Journal of Applied Social Science Studies*, 122: pp 31-54.
- WHELAN, C.T.; LAYTE, R.; MAÎTRE, B. y NOLAN, B. (2001): "Income, Deprivation, and Economic Strain. An Analysis of the European Community Household Panel" en *European Sociological Review*, 17(4): pp 357-372.

