

El efecto del tiempo en las probabilidades de transición entre distintos estados de la distribución de la renta.

Bárcena Martín, Elena.

Fernández morales, Antonio

Lacomba Arias, Beatriz

Martín Reyes Guillermina

La correspondencia debe dirigirse a:

Elena Bárcena Martín. Departamento de Estadística y Econometría, 68.

Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales. Universidad de Málaga.

Plaza El Ejido s/n. 29071 Málaga. Tel. 952 13 71 88; Fax: 952 13 12 94; e-mail:

barcena@uma.es

El efecto del tiempo en las probabilidades de transición entre distintos estados de la distribución de la renta.

Resumen

En este trabajo se analiza la pobreza en España desde una perspectiva dinámica, empleando los datos del Panel de Hogares Europeo (1994-2001). Con este objetivo se estiman las probabilidades de re-entrada y salida de la pobreza a través de las funciones de supervivencia y se aplica la metodología de las cadenas de Markov para estimar las probabilidades de transición entre estados de pobreza y no-pobreza. El análisis se completa con la consideración de la influencia del tiempo en las probabilidades de transición a través de las matrices expandidas, definidas en función del tiempo y estado de pobreza, esto es, introduciendo el “efecto inercia” en la dinámica de la pobreza.

Todo ello pone de manifiesto que las matrices de transición basadas en el modelo de Markov de primer orden, que no consideran el efecto inercia, arrojan probabilidades de transición entre estados más altas que las que se obtienen si consideramos la influencia que tiene el tiempo de permanencia en cada estado. Por tanto, el no considerar el efecto inercia hace que se infraestime la probabilidad de no transición, mostrando una imagen de mayor movilidad que la que se obtiene en la realidad.

Palabras clave: PHOGUE, pobreza, función de supervivencia, matriz de transición expandida, inercia.

J. E. L.: D1, D31, I32

El efecto del tiempo en las probabilidades de transición entre distintos estados de la distribución de la renta.

1. INTRODUCCIÓN.

Los estudios realizados sobre la situación de la pobreza y su evolución para cada país mediante estática comparativa son abundantes; pero mucho menos frecuentes son aquellos que se ocupan de la dinámica de la pobreza¹ y los que tratan de estudiar esta dinámica comparándola con otros países. Recientemente, la elaboración y difusión del Panel de Hogares de la Unión Europea (PHOGUE) por EUROSTAT, está favoreciendo la realización de este tipo de estudios al contar con datos homogéneos, susceptibles de comparación en el espacio y en el tiempo, mediante el seguimiento de las personas que componen el panel.

Los estudios estáticos, mediante los cuales se determinan la proporción de individuos que en un momento determinado se encuentran por debajo de un nivel de ingresos o línea de la pobreza, sólo analizan un aspecto del fenómeno, pero los trabajos más recientes de pobreza basados en datos de panel² ponen de manifiesto que las entradas y salidas de la pobreza son mucho más frecuentes de lo que cabe deducirse de los estudios de estática comparativa; y que la pobreza es un fenómeno más extendido de lo que muestran los estudios de corte transversal. Al parecer, aquellos individuos que alguna vez caen en la pobreza van consumiendo recursos acumulados siendo más probable que retornen a la situación de pobreza en el futuro. Esta probabilidad se incrementa a medida que crece el tiempo de permanencia en la situación de pobreza antes de salir de ella.

Los estudios sobre la dinámica de la pobreza en España son también escasos. Destaca el de Cantó (2002), elaborado a partir de los datos de la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares, y el de Ayala y Sastre (2002 y

¹ Destacan los trabajos de Layte y Whelam (2002), Jenkins and Rigg (2001), Devicienti (2001), Jenkins (1999), Jarvis y Jenkins (1997), Heady, Krause y Habich (1994).

² Entre los estudios basados en datos de panel destacan los de Layte y Whelam (2002), Jenkins and Rigg (2001), Devicienti (2000).

2004), a partir de las cinco primeras olas del PHOGUE. Por ello, resulta conveniente realizar un estudio sobre la movilidad de los ingresos de los individuos empleando las ocho olas del PHOGUE, de 1994-2001, que permita analizar la situación española.

El objetivo de este trabajo es analizar la influencia que el tiempo de permanencia en situación de pobreza tiene sobre las probabilidades de entrada y salida de la pobreza, así como en las probabilidades de transición entre estados de pobreza y no-pobreza.

El trabajo se estructura de la siguiente forma: en la siguiente sección se describe brevemente la fuente de datos empleada en el estudio, así como la variable seleccionada y la unidad de análisis. En la tercera sección se expone brevemente la metodología empleada en el estudio de la movilidad de los ingresos mediante las matrices de transición. La cuarta sección recoge los resultados empíricos. El estudio dinámico conlleva la estimación de las probabilidades de entrada y salida en la pobreza con especial referencia al tiempo de permanencia en cada estado (tablas de supervivencia). Dada la influencia del tiempo de permanencia en cada estado sobre las probabilidades de transición entre estados de pobreza y no-pobreza, detectándose un componente inercial en la naturaleza de la pobreza, se estiman las matrices de transición expandidas propuestas por McGinis (1968). En estas “matrices con inercia acumulada” se obtienen las probabilidades de transición teniendo en cuenta la influencia del tiempo de permanencia en el estado del que se parte. En el último apartado se recogen las conclusiones.

2. FUENTES ESTADÍSTICAS Y VARIABLES DEL ESTUDIO.

El concepto de pobreza se formula en este estudio a partir de los ingresos equivalentes del hogar. Por ello se trabaja con los microdatos procedentes del PHOGUE referente a los ingresos y características demográficas de los hogares.

Esta base de datos, dado su diseño de panel, permite entrevistar a los mismos individuos a lo largo de varios años. De esta forma, no sólo describe la situación de los individuos europeos en un momento determinado, sino que las personas que entran en el panel en la primera ola se mantienen en los ciclos sucesivos, permitiendo la entrada de nuevos miembros del hogar y siguiendo a aquellos que lo han abandonado.

La variable utilizada en este estudio es el ingreso anual del hogar español incluyendo las transferencias y neto de retenciones a cuenta de IRPF, cotizaciones a la Seguridad Social y otros pagos asimilados, pero no de los pagos y devoluciones de IRPF. La unidad de análisis es el individuo, ya que es a la persona, y no al hogar al que pertenece, a la que se sigue a lo largo del tiempo. Como quiera que un mismo ingreso familiar puede dar lugar a diferentes niveles de vida en función del tamaño y composición del mismo, los ingresos se ajustan mediante la escala de equivalencia modificada de la OCDE.³ Con ello se obtiene la variable de estudio, ingreso equivalente del hogar (hei) que se asigna a cada persona miembro del hogar. Los ingresos aportados por el PHOGUE son anuales y pertenecen al año anterior al de la encuesta. Por ello, el periodo analizado es 1993-2000.

Se considerará que una persona es pobre cuando su ingreso equivalente sea inferior a un ingreso previamente fijado que se denomina “línea de pobreza”. La línea de la pobreza empleada es el 60% de la mediana (Me) de la distribución de ingresos equivalentes de cada año⁴. El porcentaje de individuos que en cada periodo son considerados pobres constituye la tasa de pobreza⁵ de dicho año. Junto a esta definición, se determinará que un individuo está en situación de pobreza severa cuando su ingreso equivalente sea inferior al 30% de la mediana de la distribución de ingresos equivalentes de cada año.

³ Esta escala asigna valor 1 al primer adulto del hogar, 0,5 a los adultos restantes y 0,3 a cada menor de 14 años.

⁴ Hay numerosas definiciones de la línea de la pobreza. En este estudio seguimos a EUROSTAT, que trabaja con el 60% de la mediana para el cálculo de indicadores estructurales con los datos del panel.

⁵ También conocida como “tasa de recuento” o por su expresión en inglés *head count ratio*.

Para seguir la trayectoria de los ingresos de las personas que permanecen en el panel las ocho olas, se selecciona la submuestra de personas presentes en todas ellas, que denominamos panel puro o muestra restringida⁶. Se han seguido 7.002 personas para España durante ocho años consecutivos. Para tener en cuenta el efecto del desgaste de la muestra, las estimaciones para cada año se obtienen de los datos de cada ola utilizando las ponderaciones del individuo correspondientes a cada año. Por el contrario, si las estimaciones son longitudinales se aplican las ponderaciones longitudinales de los individuos correspondientes a la última ola del panel, tal como recomienda EUROSTAT. Los ingresos se han expresado en pesetas reales de 1996 con el objeto de deducir la evolución de los precios.

En la mayoría de los trabajos sobre dinámica de la pobreza, la preocupación se centra en la movilidad existente entre estados de pobreza y no-pobreza. En este artículo se divide la distribución de los ingresos en cuatro intervalos, dos de pobreza y dos de no-pobreza, lo que permite enriquecer el estudio de las transiciones entre estados.

3. ANÁLISIS DE LA MOVILIDAD CON MATRICES DE TRANSICIÓN.

Una forma de aproximación a la movilidad de los ingresos es la que considera los cambios en la posición de las personas en la escala de rentas a lo largo del tiempo. Concretamente, en este trabajo se han considerado cuatro estados o intervalos de ingresos en las matrices de transición, dos por debajo de la línea de pobreza y dos por encima. Estos cuatro estados se han definido a partir de porcentajes respecto a la mediana de la distribución de los ingresos, quedando delimitados por los siguientes valores: 30%; 60% y 120% de la mediana. Nuestro interés radica en saber si el individuo ha modificado sus ingresos a lo largo del tiempo para ir transitando entre estos cuatro estados. Estas probabilidades de transición entre estados se estiman a partir de las matrices de transición.

⁶ La muestra restringida sólo está formada por personas adultas, según la definición de EUROSTAT (16 años o más).

Las matrices de transición son instrumentos que permiten un análisis dinámico de una variable al recoger la probabilidad, $p_{ij}(t)$, de que un elemento (k) que parte de un determinado estado o posición (i) alcance, en un periodo de tiempo concreto (t), cualquier otro estado (j). Se ha supuesto un proceso de Markov homogéneo y estacionario, caracterizado por tanto por:

$$p_{ij}^k(t) = p_{ij} \forall k \text{ y } \forall t.$$

La matriz $P=[p_{ij}]$ es una matriz estocástica $r \times r$ (siendo r el número de estados), de tal forma que proporciona la probabilidad de que un elemento se traslade desde el estado i en $t-1$ al estado j en t , y con las características propias de las matrices estocásticas. Dado que las probabilidades p_{ij} son desconocidas se estiman a través de los estimadores máximo verosímiles correspondientes.

A pesar de la popularidad de las matrices de transición de primer orden en la literatura, Blumen *et al.* (1955) detectan que existe tendencia a la infraestimación de los elementos de la diagonal principal de la matriz de transición observada. McCall (1971) lo justifica en términos de heterogeneidad de los elementos. Esta línea de investigación ha llevado a la formulación de los modelos mover-stayer.

Por otra parte, Shorrocks (1976) atribuye este fenómeno a la violación de la propiedad de primer orden⁷ de los procesos de Markov. Este autor propone como solución estimar un modelo de Markov de segundo orden. Con anterioridad, McGinnis (1968) indica que las cadenas de Markov estacionarias suponen una representación desafortunada de la movilidad, debido, precisamente, al axioma de dependencia de primer orden. Por ello, sugiere la elaboración de una cadena de Markov introduciendo un axioma adicional que determina que la probabilidad de permanecer en un estado es una función monótona estrictamente creciente del tiempo de permanencia en dicho estado. Este axioma genera un modelo dinámico de movilidad.

⁷ Esta propiedad se puede enunciar como que el desarrollo futuro queda determinado por el estado actual, y es independiente de cómo se ha alcanzado ese estado actual, es decir, el comportamiento futuro depende del pasado exclusivamente a través del presente. Por lo que se habla de un proceso sin memoria.

Según McGinnis, la cuestión principal en el análisis de la movilidad social se reduce a la dependencia del tiempo de permanencia en cada estado sobre las probabilidades de transición entre los mismos. Sin embargo, la teoría de Markov introduce el supuesto de dependencia exclusiva de la situación presente para determinar la situación futura. No parece ser éste el modo de operar de los cambios sociales. El problema de los modelos de Markov se conoce como “lumping of the diagonals”. Es decir, las probabilidades de no cambiar de estado, recogidas en la diagonal principal de la matriz de transición, son superiores a las predichas por el modelo. El enfoque de McGinnis se basa en que para determinar las probabilidades de transición no sólo hay que considerar el estado del que se parte en el momento anterior, sino también el tiempo que se ha permanecido en dicho estado. Esta es la idea de “inercia acumulada” que se incorpora en el modelo subdividiendo los estados en función del tiempo de permanencia de los individuos en cada uno de ellos. Es decir, se obtiene una cadena de Markov de dos dimensiones. Los estados de la matriz de transición se definen en función de los intervalos de ingreso y de la permanencia en cada intervalo obteniendo una “matriz de transición expandida” en la que el tiempo de permanencia juega un especial papel en la determinación de las probabilidades de transición. Todo este enfoque surge de la observación de que los elementos no son homogéneos en su tendencia a la movilidad, aunque hayan coincidido en un estado en algún momento del tiempo.

En este trabajo se estima la movilidad de los ingresos de los individuos a partir del modelo propuesto por McGinnis (1968) y la modificación del mismo propuesta por Henry et al. (1971). Así, a largo plazo el modelo de inercia acumulada depende de la estructura de la “matriz de transición expandida”.

Una de las utilidades fundamentales de las matrices de transición es describir el movimiento de los elementos entre diferentes estados previamente establecidos. De esta forma, una cuestión que surge de inmediato es la cuantificación del grado de movilidad en los individuos de la distribución, que nos permitirá comparar la mayor o menor transitoriedad de la situación de

pobreza o no-pobreza para las personas del estudio. Para ello se sintetiza numéricamente toda la información de la matriz en un índice que evalúe el grado de movilidad de la distribución subyacente.

Sean P_1 y P_2 dos matrices de transición. En términos ideales, un índice de movilidad, $M(P)$, debería arrojar el resultado $M(P_1) > M(P_2)$ siempre que la distribución que describa P_1 muestre una mayor movilidad que la de P_2 . Sin embargo, la definición del concepto de movilidad en las matrices de transición ha suscitado numerosos problemas, y es por eso que en la literatura se ha optado por postular un conjunto de propiedades “deseables” que deberían poseer los índices, y evaluar éstos en función de las primeras (Shorrocks, 1978).

De los diferentes indicadores para medir la movilidad en matrices de transición, en este trabajo se calcula el índice de Shorrocks (1978), $IM_S(P)$ y el índice de Bartholomew (1973), $IM_B(P)$. Estos índices se han seleccionado por ser dos de los más comúnmente empleados y por su complementariedad, ya que mientras el índice de Shorrocks se obtiene a partir de las probabilidades de la diagonal principal, el de Bartholomew tiene en cuenta las probabilidades de transición de los elementos situados fuera de dicha diagonal (los que se mueven de estado), ponderando en mayor medida los que se trasladan a estados más alejados del de partida:

$$IM_S(P) = \frac{r - tr(P)}{r - 1} = \frac{\sum_{i=1}^r (1 - p_{ii})}{r - 1}$$

$$IM_B(P) = \sum_{i=1}^r \sum_{j=1}^r p_i \cdot p_{ij} |i - j|$$

siendo $tr(P)$ la traza de la matriz P y p_i el porcentaje de elementos que parten del estado i .

Ambos índices indican mayor rigidez en el comportamiento de la variable cuanto más próximo a 0 es el valor resultante, estando el índice de Shorrocks acotado entre 0 y 1.

4. RESULTADOS EMPÍRICOS

4.1. Análisis estático.

En primer lugar se han calculado los valores que delimitan los estados considerados de pobreza severa ($0,3 \times Me$) y pobreza ($0,6 \times Me$). A su vez, como en las matrices de transición estimadas se han definido dos estados por debajo de la línea de la pobreza y dos por encima⁸, se proporciona el valor que delimita estos 2 últimos estados de no-pobreza ($1,2 \times Me$).

Tabla 1: Valores que definen los estados de pobreza-no pobreza en pesetas reales de 1996.

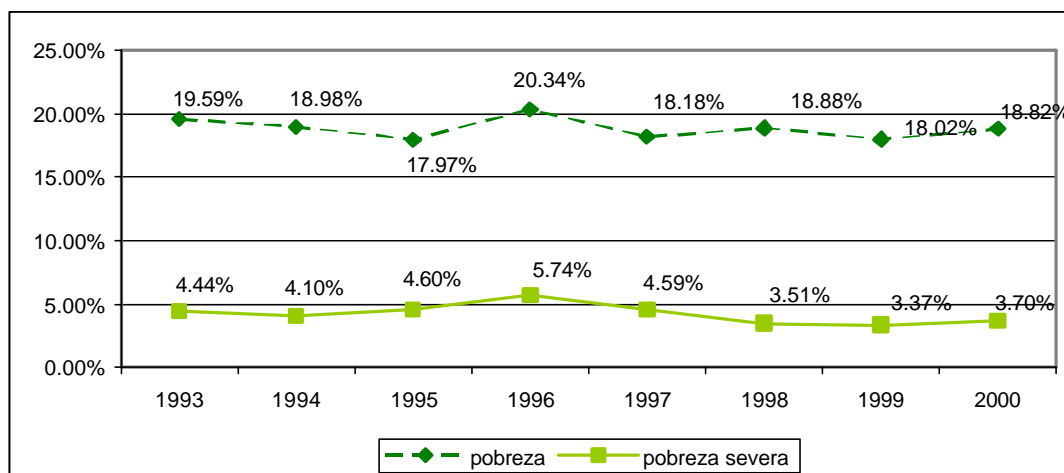
Valores límites	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000
$0,3 \times Me$	319173.47	318833.58	316231.88	319200.00	331883.49	362005.79	388086.16	411070.34
$0,6 \times Me$	638346.94	637667.16	632463.77	638400.00	663766.99	724011.57	776172.33	822140.67
$1,2 \times Me$	1276693.88	1275334.31	1264927.54	1276800.00	1327533.97	1448023.14	1552344.65	1644281.35

A partir de estos valores se ha obtenido el porcentaje de personas que se encuentra cada periodo en situación de pobreza severa⁹ (gráfico 1) y se compara con el porcentaje de pobres para cada año. La razón para calcular el porcentaje de pobreza severa es diferenciar, dentro de los individuos situados por debajo de la línea de la pobreza, aquellos que se mueven en niveles de ingresos cercanos a los valores que delimitan las situaciones de pobreza-no pobreza, y que poseen, en principio, mayores posibilidades de transitar entre dichos estados, de aquellos que, al disponer de ingresos alejados de la línea de pobreza, pueden considerarse en situación de pobreza severa.

⁸ El INE ofrece también datos de flujos de individuos entre estados distinguiendo entre 4 estados calculados a partir de la mediana, pero difieren de los calculados en este trabajo, 1 es de pobreza y 3 de no pobreza: $hei < 0,5 \times Me$; $0,5 \times Me < hei < Me$; $Me < hei < 1,5 \times Me$; $hei > 1,5 \times Me$.

⁹ La tasa de recuento de pobreza severa estima la proporción de individuos cuyos ingresos equivalentes no superan el 30% del ingreso mediano contemporáneo.

Gráfico 1: Porcentaje de individuos que se encuentran en situación de pobreza y pobreza severa



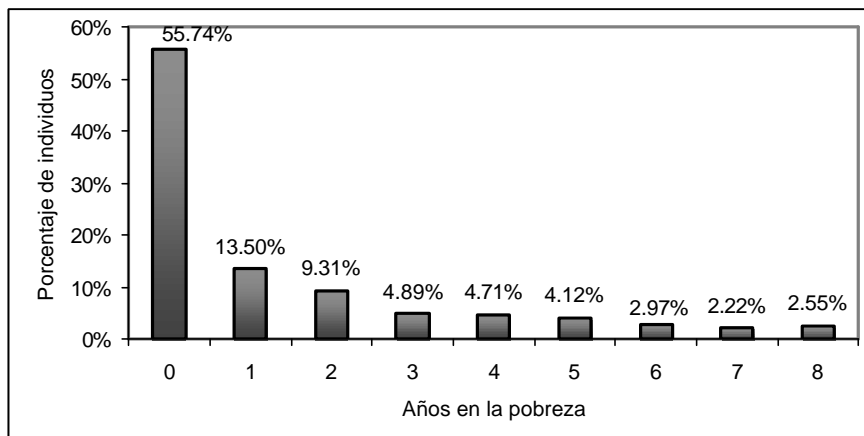
El Gráfico 1 muestra las medidas de pobreza relativa a nivel nacional. Se observa que la tasa de recuento, H, no refleja una tendencia clara a lo largo del periodo. Decece desde 1993 a 1995, disminuyendo entre ambos años 1,62 puntos porcentuales, mientras que desde 1995 en adelante experimenta disminuciones e incrementos alternativos, alcanzando su valor máximo en 1996 y manteniéndose en valores cercanos a 18,45% a partir de 1997. Globalmente, a lo largo de todo el periodo, H se reduce aproximadamente 0,77 puntos, alcanzando los niveles máximo y mínimo en 1996 y en 1995, respectivamente. La tasa de recuento de pobreza severa tampoco presenta una tendencia definida en el periodo. Entre 1997 y 1999 se reduce en 1,22 puntos, disminuyendo cada año, pero durante el resto del periodo presenta oscilaciones. A lo largo de todo el periodo esta tasa se reduce 0,74 puntos, alcanzando sus valores máximo y mínimo en los mismos años que la tasa de recuento de pobreza.

4.2. Análisis dinámico. Tablas de supervivencia.

Estos resultados de estática comparativa pueden enriquecerse mediante el seguimiento de los individuos en el tiempo, ya que los datos del panel ofrecen la posibilidad de analizar la transitoriedad o permanencia de las personas en los diferentes estados de pobreza considerados. Por este motivo, como una primera aproximación al análisis de la dinámica de la pobreza, se ha

obtenido el porcentaje de personas que se encuentran x periodos ($x = 0, 1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8$) en situación de pobreza.

Gráfico 2: $I_1(x)$: Porcentaje de individuos bajo la línea de la pobreza según años de permanencia.



Nota: Puede resultar llamativo que la proporción de individuos que están en la pobreza siete años (2,22%) sea menor que la de los que permanecen ocho años (2,55%), pero esto se debe a que sólo podemos observar periodos de ingresos bajos con una duración máxima igual a la del panel (ocho años). Por lo tanto, el último porcentaje coincide con el de los individuos que permanecen al menos ocho años en la pobreza.

El gráfico 2 refleja que más de un 44% de los individuos han estado al menos un periodo en situación de pobreza¹⁰, cifra que supera el doble de la tasa de pobreza para un año determinado (alrededor del 19%). Parte de ellos se enmarcan en lo que podría denominarse pobreza transitoria, por su alternancia entre los estados de pobreza y no-pobreza, pero a su vez, se observa un conjunto de personas que se sitúan bajo la línea de la pobreza permanentemente. Un 2,55% de la muestra tiene, durante los ocho años considerados, ingresos por debajo de la línea de pobreza. Esta proporción es muy superior a la esperada si los sucesos consistentes en tener ingresos bajos en cada entrevista fuesen estadísticamente independientes. Todo ello pone de manifiesto que la pobreza es un fenómeno mucho más extendido que lo que cabe deducir de los estudios transversales.

Los resultados reflejan que, independientemente del número de periodos considerados, existe un gran porcentaje de personas que experimentan la

¹⁰ Restringiéndonos a los hogares que han estado al menos 1 periodo con ingresos inferiores a la línea de pobreza, el número de periodos que un hogar se encuentra por término medio en situación de pobreza es de 3,16.

situación de pobreza. Tal y como apunta Cantó (2002), resulta razonable pensar que la duración del periodo en la pobreza, o fuera de ella, afecta a la probabilidad que tiene un individuo de salir o volver a esta situación, indicando cierta inercia en la experiencia de la pobreza. Este hecho resulta especialmente relevante, ya que los resultados sugieren la necesidad de un análisis de las posibilidades de salida y entrada de la pobreza en función del tiempo de permanencia en cada estado.

Una manera de considerar esta cuestión es mediante la estimación no paramétrica y univariante de la probabilidad de re-entrada y salida de la pobreza, que depende del tiempo de permanencia en estados de no-pobreza y pobreza respectivamente, con las *tablas de supervivencia*¹¹. Este método tiene la ventaja de no imponer una forma determinada de la función de probabilidad.

Las probabilidades de salida se estiman siguiendo a Devicienti (2001), es decir, dividiendo el número de personas que salen de la situación de pobreza después de x años en esa situación entre el número total de personas que permanecen en la pobreza al menos x años. De forma análoga se han estimado las probabilidades de re-entrada, referida al conjunto de personas que, habiendo estado en situación de pobreza, comienzan un periodo de no-pobreza y tienen riesgo de entrar de nuevo en la pobreza¹². Este método tiene la ventaja de que incluye los periodos censurados por la derecha. Como no se consideran los periodos censurados por la izquierda, sólo se tienen en cuenta aquellos individuos que son observados al entrar en la pobreza o no-pobreza, es decir, que comienzan los periodos de pobreza o no-pobreza en la segunda observación o a partir de ella.

¹¹ Las tablas de supervivencia se calculan a través del método actuarial. La idea básica de la tabla de supervivencia es subdividir el periodo de observación en intervalos de tiempo más pequeños. En cada intervalo, se utiliza todas las personas que se han observado como mínimo durante ese periodo de tiempo para calcular la probabilidad de que un evento terminal (en nuestro caso, salida o re-entrada en la pobreza) tenga lugar dentro de ese intervalo. Las probabilidades estimadas para cada intervalo se utilizan para estimar la probabilidad global de que el evento tenga lugar en diferentes puntos temporales.

¹² Por ello se habla de re-entrada. El individuo, durante el periodo de observación era pobre, ha salido de la pobreza y vuelve a caer en situación de pobreza.

Con todo, hay que señalar que la limitación de información, debido a la disponibilidad de sólo ocho entrevistas consecutivas, no nos permite obtener la probabilidad de salida y re-entrada en la pobreza a largo plazo. Otra limitación en este tipo de estudio consiste en que la definición de forma arbitraria de la línea de pobreza implica un corte abrupto en la definición de pobres y no pobres. Para superar esta limitación se ha efectuado nuevamente un análisis de sensibilidad¹³, no viéndose afectados los resultados de forma significativa por cambios en la definición de la línea de pobreza.

En la tabla 2 se muestran las probabilidades de salida para aquellos individuos que comienzan un periodo de pobreza junto con las estimaciones de la proporción de personas que permanecen pobres después de un periodo de tiempo determinado, (función de supervivencia). La tabla 3 proporciona información similar, pero sobre re-entrada en la pobreza para aquellos individuos que, habiendo sido pobres, han salido de esta situación. Dada la periodicidad de los datos muestrales, un individuo permanece en la pobreza o en la no-pobreza como mínimo un año.

Comenzando por las tasas de salida, Tabla 2, tras un año de permanencia en la pobreza más de la mitad de los individuos salen de la misma. Esa tasa disminuye sistemáticamente en las entrevistas sucesivas en las que persiste la situación de ingresos bajos. Por lo tanto, la probabilidad de salida es decreciente al aumentar el tiempo de permanencia en la pobreza y la disminución más acusada se produce cuando el individuo permanece en la pobreza más de un año. Ello implica que de aquellos que comienzan un periodo de pobreza, el 56% sigue en esa situación tras un año, el 39% tras dos años y el 25% tras seis años. Esto es, después de seis años, el 75% de los que habían comenzado el periodo de pobreza habrían salido de la misma. Ahora bien, si la salida no se produce en los dos años siguientes a la entrada, la probabilidad de salida posterior es muy baja. El tiempo mediano de permanencia en la pobreza al iniciar un periodo en ella está comprendido entre

¹³ Este análisis de sensibilidad ha consistido en desestimar las transiciones que no sobrepasan la línea de pobreza en un 10% de la línea de pobreza, por encima o por debajo.

dos y tres años, o dicho de otro modo, más de la mitad de quienes caen en la pobreza permanecen dos o más años consecutivos en esa situación.

Tabla 2. Proporción de individuos pobres, y tasa de salida de la pobreza, según duración, de todas las personas que empiezan un periodo de pobreza.

Nº de entrevistas desde el comienzo del periodo de pobreza	Proporción acumulada que permanece pobre	Tasa de riesgo de salida de la pobreza
1	0,5636	0,5583
2	0,3900	0,3640
3	0,3105	0,2269
4	0,2765	0,1159
5	0,2566	0,0745
6	0,2478	**

Nota: Las estimaciones se han realizado a partir de periodos de no-pobreza no censurados por la izquierda.

Fuente: Elaboración propia a partir del PHOGUE (1994-2001)

La información anterior se completa con la de la Tabla 3. En ella figuran las tasas de re-entrada en la pobreza después de experimentar una salida de la misma.

La tasa de entrada disminuye desde 0,12 para un año después de salir de la situación de ingresos bajos hasta 0,01 después de cinco años. La mayor reducción tiene lugar después del primer año tras la salida de la pobreza. A partir de ese momento la probabilidad de volver a esa situación se reduce de forma continua, pero de modo más atenuado. La Tabla 3 muestra que para el conjunto de individuos que comienzan un periodo de no-pobreza, un 21,7% volverá a la situación de pobreza en los cinco años siguientes, pero si esa vuelta no se produce en el primer año, la probabilidad de que ocurra más tarde es muy baja. Esto es, quienes logran salir de la pobreza por un año, la abandonan, en general, por un periodo más largo y a medida que permanecen fuera más tiempo, la probabilidad de retorno es cada vez menor.

Tabla 3. Proporción de individuos no-pobres, y tasa de entrada en la pobreza, según duración, de todas las personas que terminan un periodo de pobreza.

Nº de entrevistas desde el comienzo del periodo de no-pobreza	Proporción acumulada que permanece no-pobre	Tasa de riesgo de entrada en la pobreza
1	0,8847	0,1224
2	0,8459	0,0448
3	0,8194	0,0318
4	0,7970	0,0277
5	0,7884	0,0108
6	0,7834	**

Nota: Las estimaciones se han realizado a partir de periodos de no-pobreza no censurados por la izquierda.

Fuente: Elaboración propia a partir del PHOGUE (1994-2001)

Como consecuencia de lo anterior se concluye que los periodos repetidos de pobreza constituyen un fenómeno significativo en España. Por ello, en el diseño de políticas de ayuda contra la pobreza no sólo hay que considerar los periodos prolongados de permanencia en ella, sino también los frecuentes periodos cortos en situación de bajos ingresos, teniendo en cuenta que las entradas y las salidas de dicha situación se producen con mayor frecuencia en el año inmediato posterior a la transición y que a partir de ahí cualquier cambio en un sentido u otro es más difícil.

4.3. Análisis dinámico. Matrices de transición.

La dependencia de las probabilidades de salida y re-entrada en la pobreza del tiempo que el individuo permanece en cada estado nos lleva a cuestionar las cadenas de Markov de primer orden como una buena aproximación a la estimación de las probabilidades de transición. El modelo de Markov requerido habría de tener en cuenta el tiempo de permanencia del individuo en el estado concreto de partida. Esto sugiere la conveniencia de trabajar con las matrices de transición propuestas por McGinnis, que permiten introducir la variable tiempo.

Por este motivo se ha estimado una matriz con cuatro estados, es decir cuatro intervalos de ingresos, que equivalen a dos de pobreza (estado 1: $hei \leq 0,3 \times Me$; estado 1: $0,3 \times Me < hei \leq 0,6 \times Me$), y dos estados de no-pobreza (estado 3: $0,6 \times Me < hei \leq 1,2 \times Me$ y estado 4: $hei > 1,2 \times Me$). A su vez se tiene en

cuenta el tiempo que permanece el individuo en cada uno de los cuatro estados, lo que da lugar a siete estados: 1, un año de permanencia; 2, dos años de permanencia; 3, tres años de permanencia; 4, cuatro años de permanencia; 5, cinco años de permanencia; 6, seis años de permanencia; 7, siete o más años de permanencia. Como resultado se obtiene una matriz 4×4 , derivada de la matriz expandida (28×28), que tiene en cuenta la inercia acumulada.

Tabla 4. Matriz de transición con inercia acumulada expandida.

p: Estados según ingresos.

t: Estados según tiempo de permanencia.

Estado anterior		MATRIZ DE TRANSICIÓN																											
		Estado actual																											
		1							2							3							4						
p	t	1	2	3	4	5	6	7	1	2	3	4	5	6	7	1	2	3	4	5	6	7	1	2	3	4	5	6	7
1	1	0	0.305	0	0	0	0	0	0.328	0	0	0	0	0	0	0.316	0	0	0	0	0	0	0.051	0	0	0	0	0	0
	2	0	0	0.410	0	0	0	0	0.371	0	0	0	0	0	0	0.212	0	0	0	0	0	0	0.007	0	0	0	0	0	0
	3	0	0	0	0.559	0	0	0	0.368	0	0	0	0	0	0	0.073	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	4	0	0	0	0	0.529	0	0	0.425	0	0	0	0	0	0	0.046	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	5	0	0	0	0	0	0.365	0	0.587	0	0	0	0	0	0	0.048	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	6	0	0	0	0	0	0	0.681	0.319	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	7	0	0	0	0	0	0	1.000	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
2	1	0.075	0	0	0	0	0	0	0	0.520	0	0	0	0	0	0.359	0	0	0	0	0	0	0.046	0	0	0	0	0	0
	2	0.077	0	0	0	0	0	0	0	0	0.629	0	0	0	0	0.268	0	0	0	0	0	0	0.026	0	0	0	0	0	0
	3	0.066	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0.694	0	0	0	0.216	0	0	0	0	0	0	0.023	0	0	0	0	0	0
	4	0.070	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0.751	0	0	0.176	0	0	0	0	0	0	0.003	0	0	0	0	0	0
	5	0.026	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0.797	0	0.177	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	6	0.019	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0.827	0.154	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	7	0.015	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0.833	0.152	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
3	1	0.020	0	0	0	0	0	0	0.112	0	0	0	0	0	0	0	0.703	0	0	0	0	0	0.166	0	0	0	0	0	0
	2	0.015	0	0	0	0	0	0	0.097	0	0	0	0	0	0	0	0	0.761	0	0	0	0	0.127	0	0	0	0	0	0
	3	0.015	0	0	0	0	0	0	0.097	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0.778	0	0	0	0.110	0	0	0	0	0	0
	4	0.008	0	0	0	0	0	0	0.085	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0.819	0	0	0.087	0	0	0	0	0	0
	5	0.012	0	0	0	0	0	0	0.490	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0.012	0	0.487	0	0	0	0	0	0
	6	0.004	0	0	0	0	0	0	0.116	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0.795	0.085	0	0	0	0	0	0
	7	0.004	0	0	0	0	0	0	0.127	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0.802	0.068	0	0	0	0	0	0
4	1	0.006	0	0	0	0	0	0	0.015	0	0	0	0	0	0	0.187	0	0	0	0	0	0	0	0.792	0	0	0	0	0
	2	0.002	0	0	0	0	0	0	0.008	0	0	0	0	0	0	0.129	0	0	0	0	0	0	0	0	0.861	0	0	0	0
	3	0.001	0	0	0	0	0	0	0.007	0	0	0	0	0	0	0.104	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0.887	0	0	0
	4	0.001	0	0	0	0	0	0	0.005	0	0	0	0	0	0	0.092	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0.903	0	0
	5	0.001	0	0	0	0	0	0	0.005	0	0	0	0	0	0	0.082	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0.912	0
	6	0.001	0	0	0	0	0	0	0.004	0	0	0	0	0	0	0.078	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0.917
	7	0.001	0	0	0	0	0	0	0.001	0	0	0	0	0	0	0.075	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0.924

La matriz de transición expandida recogida en la tabla 4 se sintetiza en la tabla 5. En la tabla 6, se recoge la matriz de transición para España cuando no se considera la inercia acumulada. Al comparar las matrices con inercia y sin inercia se observa, tal y como apunta McGinnis (1968), que los elementos de la diagonal principal están infraestimados por el modelo de Markov de primer orden en la matriz que no considera el efecto de la permanencia en un estado. Al considerar el efecto inercia, las probabilidades de transición entre posiciones de pobreza y no-pobreza son menores que cuando no se tiene en cuenta la inercia.

Tabla 5. Matriz de transición con inercia acumulada.

	1	2	3	4
1	0.352	0.345	0.267	0.037
2	0.071	0.600	0.297	0.033
3	0.016	0.108	0.738	0.139
4	0.003	0.009	0.133	0.855

Tabla 6. Matriz de transición sin inercia acumulada.

	1	2	3	4
1	0.305	0.328	0.316	0.051
2	0.075	0.520	0.359	0.046
3	0.020	0.112	0.703	0.166
4	0.006	0.015	0.187	0.792

Las probabilidades de permanencia de las personas en los estados con mayores ingresos son más altas que la de las personas con ingresos más bajos. Es decir, los elementos de la diagonal principal van aumentando a medida que aumentan los ingresos.

El vector estacionario o distribución de equilibrio que puede derivarse a partir de la matriz estocástica no debe entenderse como una predicción de lo que ocurrirá en un futuro. Es un indicador de la tendencia que sigue la distribución a partir del comportamiento de la variable en cuestión. Muestra el porcentaje de elementos que terminarían en cada uno de los estados considerados, siempre que las condiciones económicas, sociales, etc., no se alterasen en el largo plazo. El vector ergódico, tabla 7, refleja que, si no se producen cambios externos, en el largo plazo, habrá un 16,9% de pobres. Especial atención requieren los individuos en situación de pobreza severa, que resultarían un 2,7% sobre el total. Esto puede sugerir la necesidad de políticas específicas para los individuos de ingresos más bajos en España.

Tabla 7. Vector ergódico estimado a partir de la matriz de transición con inercia acumulada.

1	2	3	4
0.027	0.142	0.405	0.426

Por último, como complemento al análisis llevado a cabo con las matrices de transición se han calculado los índices de movilidad de Shorrocks, $IM_S(P)$, y Bartholomew, $IM_B(P)$, en las matrices estimadas habiendo tenido en cuenta el efecto inercia en el comportamiento de las personas.

Tabla 8. Índices de Movilidad de la matriz de transición con inercia y sin inercia.

	$IM_S(P)$	$IM_B(P)$
Con inercia	0.49	0.26
Sin inercia	0.56	0.34

Debe recordarse que el índice de Shorrocks utiliza únicamente los valores de la diagonal principal, por lo que los resultados obtenidos son coherentes con las matrices de transición estimadas. En la matriz con inercia este índice toma valores menores debido a que los valores de la diagonal principal son menores. Respecto al índice de Bartholomew, sugiere una mayor influencia del estado de partida en las transiciones de los individuos. Esta influencia, además, es mayor en la matriz con inercia debido al efecto de la permanencia en un estado sobre las probabilidades de transición.

5. CONCLUSIONES

Los estudios dinámicos ofrecen una información más amplia y detallada que los estáticos. Así, nuestro estudio nos permite concluir que el porcentaje de personas clasificadas como pobres en cada uno de los años estudiados es de un 19% aproximadamente, pero los que permanecen pobres todos los años suponen una proporción bastante menor (2,55%). El resultado más llamativo del análisis dinámico es la existencia de una alta movilidad entre estados de pobreza y no pobreza, ya que a pesar de que el 19% de los individuos son pobres en un año concreto, la proporción de individuos que han caído en la pobreza al menos un año es mucho mayor, alrededor de un 44%. Por tanto, la

pobreza es un fenómeno mucho más extendido de lo que se puede deducir del análisis estático.

Por otro lado, durante el periodo considerado se ha estabilizado la tasa de pobreza alrededor del 19%, disminuyendo entre 1993 y 1995, para después experimentar alternativamente disminuciones e incrementos. La tasa de recuento de la pobreza extrema no muestra una tendencia clara aunque se reduce en 0,74 puntos a lo largo del periodo.

Como resultado del análisis de la dinámica de la pobreza realizado en este trabajo a través de las tablas de supervivencia, el tiempo que un individuo permanece en la pobreza se presenta como un hecho significativo, ya que condiciona la probabilidad de escapar de esta situación, haciendo más dificultosa la transición al estado de no-pobreza. De igual modo, cuanto más tiempo permanezca un individuo fuera de la pobreza, la probabilidad de volver a la situación de bajas rentas es menor.

Esta relevancia del factor tiempo induce al empleo de matrices de transición que incorporen el factor inercia. Como resultado de la estimación de estas matrices puede concluirse que las probabilidades de permanencia de los individuos con mayores ingresos son más altas que la de los individuos con ingresos más bajos, a pesar del efecto de reducción de los valores de la diagonal principal en la matriz de transición que considera el factor tiempo respecto a la que no lo considera.

La situación a largo plazo que puede adelantarse a partir de las matrices de transición con inercia y sus vectores ergódicos, muestra una tasa de pobreza alrededor del 17%. Al mismo tiempo, la proporción de individuos en situación de pobreza severa supone, un 2,7%, lo que refleja la dificultad de poder mejorar el indicador de pobreza, ya que éstas son las que presentan menor movilidad. Esto pone de manifiesto la necesidad de que las políticas redistributivas españolas tengan como principal destino el extremo inferior de la distribución.

De todo esto cabe concluir que las políticas distributivas tendrían que considerar los individuos en situación de extrema pobreza y aquellos que, a pesar de estar cerca de la línea pobreza, experimentan sucesivas entradas y salidas de la pobreza.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Amemiya, T. (1985): "Advanced Econometrics". B. Blackwell, Oxford.
- Ayala, L. y Sastre, M. (2002): "Europe vs. The United States: is there a trade-off between mobility and inequality?", *ISER Working Papers*, 26
- Ayala, L. y Sastre, M. (2004): "La movilidad de ingresos en España: estructura y factores determinantes" *Revista de Economía Aplicada*, 36, vol. 12, pp. 1-36
- Bane, M.J. y Ellwood (1986): "Slipping into and out of poverty: the dynamics of spells" *Journal of Human Resources*, 21, 1, pp. 1-23.
- Bárcena Martín; Fernández Morales, A.; Lacomba Arias, B.; Martín Reyes, G. (2004): "Dinámica de la pobreza a corto plazo en España y Reino Unido a través de los datos del Panel de Hogares de la Unión Europea." *Estadística Española*, 157, p. 1-32
- Bartholomew, D.J. (1973): *Stochastic models of social processes*. Wiley series in Probability and Mathematical Statistics-Applied. London
- Blumen, I., Kogan, M. y McCarthy, P.J. (1955): "The industrial mobility of labour as a probability process". Ithaca, N.Y.: Cornell University Press
- Cantó, O. (2002): "Climbing out of poverty, falling back in: low incomes' stability in Spain" *Applied Economics*, vol. 34, 15, pp. 1903-1916.
- Devicienti, F. (2001): "Poverty persistence in Britain: a multivariate analysis using the BHPS, 1991-1997", In P. Moyes, C. Seidl and A.F. Shorrocks (Eds.), *Inequalities: Theory, Measurement and Applications*, *Journal of Economics*, Suppl. 9, pp. 1-34.
- Heady, Krause y Habich (1994): "Long and short term poverty: Is Germany a two-thirds society", *Social Indicators Research*, 31, pp.1-25.
- Henry, N.W., McGinnis, R. y Tegtmeyer, H.W. (1971): "A finite model of mobility". *Journal of Mathematical Sociology*, 1, pp. 107-116.
- Instituto Nacional de Estadística:
<http://www.ine.es/daco/daco42/panelhog/fluj1996.xls>
- Jarvis, S. y Jenkins, S.P. (1997): "Low income dynamics in 1990s Britain" *Fiscal Studies* 18: pp. 1-20.
- Jenkins, S.P. (1999): "Modelling household income dynamics" ESRC Research Centre for Micro-Social Change *Working Paper* 99-9, Iser, Colchester: University of Essex.
- Jenkins, S.P. y Rigg, A. (2001): "The dynamics of poverty in Britain", Department of work and pensions, *Research Report* 157, Leeds, corporate Document Services.

- Layte, R. y Whelam, C. (2002): "Moving in and out of poverty: the impact of welfare regimes on poverty dynamics in the EU". *EPAG Working Paper 2002-30*, Colchester: University of Essex.
- McCall, J.J. (1971): "A Markovian model of income dynamics" *Journal of the American Statistical Association*, 66, 335, pp. 439-447
- McGinnis, R. (1968): "A stochastic model of social mobility" *American Sociological Review*, 33, pp. 712-721.
- Shorrocks, A. F. (1976): "Income mobility and the Markov assumption" *The Economic Journal*, 86, pp. 566-578.
- Shorrocks, A. F. (1978): "The measurement of mobility", *Econometrica*, 46, pp. 1013-1024.
- Stevens, A.H. (1999): "Climbing out of poverty, falling back in: measuring the persistence of poverty over multiple spells", *Journal of Human Resources*, 34, pp. 557-588.