

MOVILIDAD DE LOS INGRESOS EN ESPAÑA: EL EFECTO DE LA CRISIS

Elena BÁRCENA-MARTÍN

Universidad de Málaga

Ana I. MORO-EGIDO

Universidad de Granada

Resumen

Analizamos la movilidad de los ingresos en España en el periodo 2003-2009 y el impacto de la crisis. Observamos que los ingresos en términos reales han disminuido desde 2007, mientras que la desigualdad y la pobreza han aumentado. El estudio de los cambios en el ingreso, a partir de un modelo multinomial, revela que, en primer lugar, la crisis no ha tenido un efecto homogéneo ya que, aunque ha limitado las posibilidades de prosperar de todos los tramos de la distribución, además, a los individuos de ingresos medios los ha hecho más propensos a desplazamientos hacia la parte baja de la distribución. En segundo lugar, la crisis tampoco ha afectado por igual a los hogares, siendo más afectados aquellos cuya persona de referencia tiene un reducido nivel educativo, con mayor número de miembros y/o aquellos con mayor proporción de desempleados.

Palabras clave: movilidad de ingresos, desigualdad, pobreza, crisis, ECV (Encuesta de Condiciones de Vida).

Abstract

We analyse income mobility in Spain in the period 2003-2009 and the impact of the crisis. We note that mean income has declined since 2007, while inequality and poverty have increased. The study of changes in the level of income from a multinomial model, reveal that, first, the crisis had not a homogeneous effect because although the chances of success of all sections of the distribution have declined, the crisis has made middle incomes more prone to displacement towards the bottom of the distribution. Second, the crisis has not affected equally to households, the most affected being those whose reference person has a low level of education, with more members and/or those with the highest proportion of unemployed.

Key words: income mobility, inequality, poverty, crisis, EU-SILC.

JEL classification: D31, D63, J60.

I. INTRODUCCIÓN

LOS cambios en las condiciones macroeconómicas de un país, tales como el aumento del desempleo, ralentización del crecimiento, restricción del crédito, etc., afectan a la distribución de los ingresos y en concreto a las circunstancias económicas de los individuos. Tradicionalmente los economistas han evaluado el impacto de las fluctuaciones económicas en la situación de los individuos analizando la evolución de la desigualdad y la pobreza.

Sin embargo, aunque este análisis es importante en sí mismo, ignora un aspecto relevante, la evolución de la situación de cada individuo. El estudio de la movilidad de los ingresos permite examinar la evolución de la posición de los individuos en la distribución a lo largo del tiempo, y sobre todo nos permite responder a cuestiones como: ¿Qué proporción del cambio en la desigualdad se debe a crecimiento del ingreso y qué proporción se debe a las reordenaciones en la distribución del ingreso? ¿Cómo evolucionan estos componentes de los cambios en desigualdad a lo largo del tiempo y cómo les ha afectado la crisis? ¿Qué ingresos se ven más perjudicados por la recesión? ¿Qué colectivos son los más afectados por la crisis?

El estudio de la distribución personal del ingreso se puede abordar, por tanto, desde dos perspectivas: el análisis de la desigualdad y la pobreza, y el estudio de la dinámica de los ingresos, en la que se ha centrado la literatura en los últimos años debido principalmente a la disponibilidad de bases de datos microeconómicas que permiten introducir la dimensión longitudinal en el análisis distributivo. En concreto, en este trabajo utilizamos datos de la *Encuesta de Condiciones de Vida* (ECV), cuya naturaleza de panel rotante permite el estudio de la distribución de los ingresos en España. En primer lugar, estudiamos la evolución de la pobreza y desigualdad en el periodo 2003-2009, para a continuación completar el análisis abordando los aspectos dinámicos. Las dos perspectivas tienen importancia en sí mismas y se complementan a la hora de analizar la movilidad de los ingresos.

El trabajo está organizado en seis secciones. La sección II presenta los datos empleados y las principales decisiones metodológicas. La sección III analiza la evolución de los ingresos, la desigualdad y la pobreza. El análisis de la movilidad de los ingresos se presenta en la sección IV. En la V se realiza un estudio del sentido de los cambios en el nivel de in-

greso y el efecto de la crisis en distintas partes de la distribución controlando por factores sociodemográficos. Finalmente, la sección VI resume las principales conclusiones.

II. DATOS Y ASPECTOS METODOLÓGICOS

La fuente de datos empleada en este trabajo, la ECV, pertenece al conjunto, cada vez más completo, de operaciones estadísticas armonizadas para los países de la Unión Europea. Es un instrumento estadístico de primer orden para el estudio de la pobreza y desigualdad, el seguimiento de la cohesión social, el estudio de las necesidades de la población y del impacto de las políticas sociales y económicas sobre los hogares y las personas, así como para el diseño de nuevas políticas.

La ECV es una encuesta anual dirigida a hogares, que tuvo su antecesora en el *Panel de Hogares de la Unión Europea* (PHOGUE), realizado durante el periodo 1994-2001. La ECV contiene información a nivel individual y de hogar, posibilitando el enlace de las características del individuo (sexo, edad, nivel educativo, tipo de trabajo, sector en el que trabaja, etcétera) y de las del hogar al que pertenece (propiedad del hogar, si posee televisión, número de miembros en el hogar, etc.). Además, esta encuesta es un panel rotante que permite el seguimiento del individuo durante un periodo máximo de cuatro años, siempre y cuando no abandone la encuesta antes de que se agote el periodo de colaboración con la misma. En el momento de elaboración de este trabajo se disponía de los microdatos correspondientes a los años 2004-2010.

En todo análisis de la movilidad de los ingresos se han de tomar una serie de decisiones relevantes relativas a la elección de la variable objeto de estudio, relativas a la unidad de análisis, y forma de ponderación de las mismas y al periodo de estudio. Las decisiones adoptadas en este trabajo, que se detallan a continuación, son las convencionales.

La variable *Ingreso* es el ingreso anual disponible del hogar (1), que incluye todos los ingresos del hogar en conjunto y de cada uno de sus miembros. Dado el modo de recogida de la información en la ECV, los montantes relativos a ingresos son anuales y pertenecen al año natural anterior a la realización de la encuesta. Por ello el periodo analizado abarca desde 2003 a 2009. Debido a que un mismo nivel de ingreso del hogar puede dar lugar a diferentes niveles de vida dependiendo del tamaño y compo-

sición del hogar, corregimos estas diferencias empleando la escala de equivalencia de la OCDE modificada (2). Todos los ingresos están en términos reales de 2011, de forma que los ingresos de diferentes años son comparables ya que se deduce el efecto de la inflación.

En este trabajo consideramos el ingreso de los individuos, en línea con la decisión más frecuente en los estudios longitudinales basada en la dificultad de seguimiento en el tiempo de unidades que pueden experimentar cambios en su composición, como es el caso del hogar. Pero, aunque la unidad de medida sea el individuo, la unidad de análisis es el hogar. Esto significa que estamos trabajando con el ingreso ajustado por individuo bajo el supuesto de que no se producen desigualdades dentro del hogar. Por tanto, las características de los hogares a los que pertenecen los individuos son cruciales a la hora de analizar la movilidad de los ingresos.

En el estudio longitudinal se analiza a un mismo individuo en dos años consecutivos y, por tanto, es necesario hacer uso de ponderaciones que permiten mitigar los sesgos debido a la falta de respuesta y abandono de la muestra no aleatorio.

Por último, en el estudio de la movilidad del ingreso se ha realizado un ajuste en la cola de las distribuciones para aumentar la coherencia de la comparación de las distintas olas (*trimming*). El ajuste ha consistido en truncar simétricamente las muestras anuales con la eliminación de un 1 por 100 de las observaciones en cada extremo. Este tipo de truncamiento es frecuente en las comparaciones intertemporales debido a la posible contaminación de los datos por anomalías en los valores extremos (Cowell *et al.*, 1999).

III. EVOLUCIÓN DE LOS INGRESOS, DESIGUALDAD Y POBREZA

El estudio de la distribución de los ingresos lo abordamos, en esta sección, a través de una comparativa de los ingresos medios, la desigualdad y la pobreza a lo largo del periodo, y en la sección siguiente analizamos la dinámica de los ingresos.

1. Evolución de los ingresos

Comenzamos examinando la evolución de los ingresos equivalentes (escala OCDE modificada) durante el periodo 2003-2010 (3) a través del compor-

CUADRO N.º 1

INGRESO MEDIO Y MEDIANO ANUAL EQUIVALENTE EN ESPAÑA (*)

Años	Hogares	Media	Desv. Estándar
2003	14.640	14.471	8.875
2004	12.937	14.567	9.359
2005	12.149	14.939	9.419
2006	12.315	15.308	9.524
2007	13.014	15.903	9.695
2008	13.360	15.653	9.760
2009	13.597	15.491	10.320
2010**		14.706	

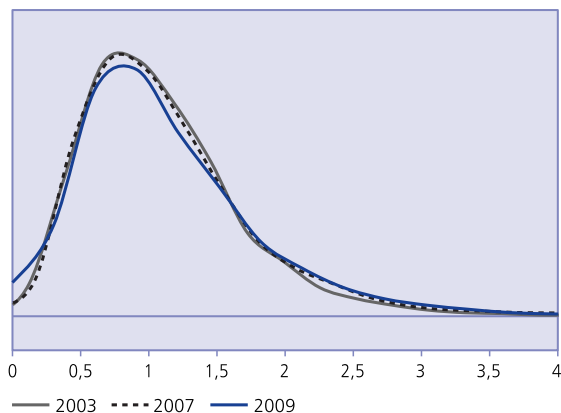
Notas:

(*) Ingresos en euros reales de 2011.

(**) Datos provisionales ofrecidos por el INE.

tamiento del ingreso medio y mediano de un promedio de 13.100 hogares por año analizado (cuadro n.º 1). Distinguimos claramente dos subperiodos, 2003-2007, en el que el ingreso medio (4) creció un promedio de 9,91 por 100, y 2007-2010, subperiodo de recesión en el que el ingreso medio se ha reducido un promedio de 7,5 por 100.

Para ilustrar dónde se han producido los cambios en la distribución de ingresos del periodo analizado, aspecto no reflejado por la evolución del ingreso medio, estimamos de forma no paramétrica la función de densidad de los ingresos para los años 2003, 2007 y 2009, límites de los subperiodos ana-

**GRÁFICO 1
FUNCIÓN DE DENSIDAD DE LOS INGRESOS INDIVIDUALES PARA ESPAÑA**


lizados, mediante el método Kernel (5). El gráfico 1 muestra las funciones de densidad del ingreso relativizado por el ingreso mediano contemporáneo.

En el gráfico 1 se observa que entre 2003 y 2007 la función de densidad experimentó pequeños cambios, sin embargo, entre 2007 y 2009 la densidad en la parte más baja de la distribución ha incrementado, reduciéndose la de la parte intermedia y no habiendo cambios reseñables en la parte alta de la distribución. Este primer análisis gráfico nos lleva a pensar que los más afectados por la recesión son los individuos con ingresos medios y bajos, que han pasado a engrosar la parte más baja de la distribución. Pero esta afirmación no se puede contrastar si no realizamos un estudio de la movilidad de los ingresos.

2. Evolución de la desigualdad

En el periodo analizado podemos diferenciar dos subperiodos, delimitados por el comportamiento de la desigualdad, que coinciden con los observados en la evolución del ingreso medio. En el cuadro n.º 2 se reportan las medidas de desigualdad del Índice de Gini (6). Durante el primer subperiodo, 2003-2007, la desigualdad se mantiene en valores estables y en el segundo subperiodo, 2007-2010, la desigualdad crece.

3. Evolución de la pobreza

En el análisis de la evolución de la pobreza relativa consideramos una línea de pobreza que varía en términos reales, de forma que va cambiando año a año con el fin de, por un lado, deducir el efecto del incremento del ingreso y, por otro, que los cambios en las medidas de pobreza se deban exclusivamente a la

CUADRO N.º 2

MEDIDAS DE DESIGUALDAD

Años	Gini
2003	30,69
2004	31,82
2005	31,14
2006	31,30
2007	31,28
2008	32,25
2009	33,88
2010*	34,00

Nota: (*) Datos ofrecidos por el INE de forma provisional.

redistribución del ingreso. En su definición seguimos la recomendación de Eurostat, y la situamos en el 60 por 100 de la mediana del ingreso contemporáneo.

Como es usual en los estudios en la literatura sobre la evolución de la pobreza, analizamos varios indicadores con el fin de obtener conclusiones robustas. En primer lugar calculamos la tasa de recuento (H), que indica la proporción de individuos cuyo ingreso es inferior a la línea de pobreza. En segundo lugar, obtenemos la intensidad de la pobreza (I) como:

$$I = 1 - \frac{\mu_p}{z};$$

donde μ_p es el ingreso medio de los pobres y z la línea de pobreza. En tercer lugar, consideramos la incidencia de la pobreza extrema (He), que es la proporción de individuos con ingreso inferior a la mitad de la línea de pobreza.

El cuadro n.º 3 muestra las medidas de pobreza relativa a nivel nacional descritas anteriormente. Se observa que la tasa de recuento (H) no refleja una tendencia clara a lo largo del inicio del periodo. Presenta pequeñas oscilaciones en torno a valores cercanos a 19,8 por 100, y solo a partir de 2009 empieza a crecer. En el periodo anterior a la crisis la intensidad de la pobreza (I) oscilaba en torno a 6,25 por 100, mientras que a partir de 2008 la intensidad crece. Este mismo comportamiento lo presenta la tasa de pobreza extrema (He).

En resumen, podemos decir que con el comienzo de la crisis se evidencia un crecimiento de la desigual-

dad pero, sin embargo, la proporción de pobres ha tardado más en comenzar a crecer. El análisis de la pobreza extrema nos muestra que, si bien el porcentaje de pobres inicialmente se mantuvo, los que primero notaron los efectos de la crisis fueron los individuos situados en la parte más baja de la distribución, y así lo demuestran los incrementos en la intensidad de la pobreza, el porcentaje de individuos con ingresos por debajo del 30 por 100 del ingreso mediano.

Como se ha comentado en la introducción, el análisis de la evolución de las medidas de desigualdad y pobreza no nos permite conocer en profundidad cómo ha evolucionado la distribución de los ingresos desde el punto de vista de los individuos. Solo tenemos unas instantáneas en distintos momentos del tiempo, pero ignoramos los cambios que se han producido más allá del nivel agregado. Para considerar la evolución individual de los ingresos, en la siguiente sección estudiamos la movilidad de los ingresos a través de distintos índices.

IV. MOVILIDAD DE LOS INGRESOS

El análisis de la tendencia de la movilidad se realiza a través del cálculo de diversos indicadores (7). Como indican Ayala y Sastre (2005), dado que cada indicador descansa en fundamentos teóricos distintos, los resultados son sensibles al indicador elegido. Los datos presentados corresponden a la movilidad interanual para pares de años consecutivos en el periodo 2004-2009, con un promedio de 18.300 individuos analizados en dos periodos consecutivos.

Una primera interpretación de la movilidad de ingresos descansa en la ausencia (o presencia) de una relación de dependencia de los ingresos de cada individuo en la distribución final respecto a la distribución inicial. El indicador más básico dentro de este enfoque es la correlación de los ingresos de los individuos en distintos momentos en el tiempo, $\rho(x_t, x_0)$, siendo x_t el ingreso en el periodo final y x_0 el ingreso en el periodo inicial. Otro indicador similar es la pendiente de la recta de regresión bivalente entre el logaritmo del ingreso de la distribución final y el de la distribución inicial ($\beta_{\log x_0}$). La misma idea de asociación de las rentas en los dos periodos se recoge en el Índice de Hart, que se formula como el complementario de la correlación entre los ingresos (en logaritmos) de los distintos periodos. En la formulación recogida por Shorrocks (1993) se expresa como:

$$M_{Hart} = 1 - \rho(\log x_t, \log x_0)$$

CUADRO N.º 3

MEDIDAS DE POBREZA RELATIVA

Años	H	I	He
2003	19,91 (0,406)**	6,18 (0,169)	3,80 (0,195)
2004	19,74 (0,460)	6,23 (0,191)	3,88 (0,208)
2005	19,86 (0,508)	6,34 (0,233)	4,31 (0,331)
2006	19,75 (0,495)	6,18 (0,221)	4,15 (0,311)
2007	19,65 (0,492)	6,79 (0,318)	3,85 (0,230)
2008	19,48 (0,456)	7,94 (0,293)	5,43 (0,277)
2009	20,73 (0,464)	9,04 (0,318)	6,60 (0,299)
2010*	21,80		
2011*	21,10		

Notas:

(*) Datos ofrecidos por el INE de forma provisional.

(**) Entre paréntesis se muestran las desviaciones estándar de cada medida calculada.

Los indicadores obtenidos para el periodo analizado (cuadro n.º 4) no nos permiten llegar a una conclusión robusta acerca de la tendencia de la movilidad interanual. Ni siquiera el efecto de la crisis es el mismo. Se aprecia una asociación lineal positiva de los ingresos y de los logaritmos de los ingresos entre 0,615 y 0,768, lo que nos permite concluir que los resultados indican un grado de movilidad interanual similar (o ligeramente superior) al obtenido por Ayala y Sastre (2005) para el periodo 1993-1997 con datos del *Panel de Hogares de la Unión Europea* y algo superior a lo indicado por los resultados de Cantó (2000) para el periodo 1985-1992 con datos de la *Encuesta Continua de Presupuestos Familiares*.

Una segunda interpretación de la movilidad se basa en su definición como la distancia entre los ingresos de los individuos durante un intervalo de tiempo. Dicha distancia refleja la inestabilidad en los ingresos de los individuos, por lo que puede asociarse a cuestiones de inseguridad en la percepción de rentas. El indicador de Fields y Ok (1996) es el más difundido de los indicadores de las fluctuaciones intertemporales de los ingresos, y es el resultado de la suma de los valores absolutos de los cambios de ingreso de cada individuo normalizada por el tamaño de la población:

$$M_{F-Ok} = \frac{\sum_{i=1}^n |\ln(x_{it}) - \ln(x_{i0})|}{n}$$

Este indicador nos permite realizar dos tipos de descomposición, una que nos ofrece información sobre la estructura de la movilidad, y otra que permite obtener la movilidad total como media ponderada de la movilidad de distintos grupos de población.

La primera descomposición permite diferenciar entre el componente de movilidad debida al crecimiento económico ($K(x_t, x_0)$), similar al concepto de movilidad estructural, y la movilidad debida a las

transferencias de ingresos entre individuos sin que cambie el ingreso total ($T(x_t, x_0)$), asimilable a la movilidad de intercambio. El indicador puede descomponerse como:

$$M_{F-Ok} = K(x_t, x_0) + T(x_t, x_0) = \frac{\sum_{i=1}^n \ln(x_{it}) - \ln(x_{i0})}{n} + \frac{2 \sum_{i \in L} \ln(x_{i0}) - \ln(x_{it})}{n}$$

donde L es el conjunto de individuos que reducen sus ingresos, $K(x_t, x_0)$ resume los cambios en las rentas provocados por el crecimiento económico y $T(x_t, x_0)$ refleja el movimiento total de rentas atribuible a las transferencias de los que ganan a los que pierden.

Los resultados revelan un incremento de la movilidad a partir del comienzo de la recesión. Lo relevante es la información expuesta en el cuadro n.º 5 referente a la estructura de la movilidad, reflejada en la descomposición en sus dos componentes. La variación longitudinal de los ingresos aparecería mayoritariamente explicada, según la metodología de Fields y Ok, por el componente asimilable a la movilidad de intercambio. Estos resultados coinciden con los de Ayala y Sastre (2005) para España en el periodo 1993-1997. La contribución del crecimiento económico es claramente menor y en las dos últimas observaciones experimenta un cambio de signo. El valor negativo en las dos últimas transiciones analizadas nos indica que los ingresos experimentaron un crecimiento real negativo (8), compensado por una mayor movilidad de intercambio que hace que la movilidad en conjunto crezca en estos dos periodos.

La segunda descomposición del Índice de Fields y Ok supone expresarlo como una media ponderada de los movimientos concretos de cada categoría socioeconómica.

CUADRO N.º 4

INDICADORES DE ASOCIACIÓN ESTADÍSTICA

	2004/ 2005	2005/ 2006	2006/ 2007	2007/ 2008	2008/ 2009
$\rho(x_t, x_0)$	0,768	0,740	0,747	0,733	0,743
$\beta_{\log x_0}$	0,708	0,686	0,671	0,754	0,615
M_{Hart}	0,282	0,306	0,307	0,371	0,397

CUADRO N.º 5

DESCOMPOSICIÓN DEL ÍNDICE DE FIELDS Y OK

	2004/ 2005	2005/ 2006	2006/ 2007	2007/ 2008	2008/ 2009
$K(x_t, x_0)$	0,033	0,014	0,065	-0,025	-0,016
$T(x_t, x_0)$	0,254	0,279	0,220	0,329	0,338
M_{F-Ok}	0,287	0,294	0,285	0,304	0,322

$$M_{F-Ok} = \frac{\sum_{i=1}^n |\ln(x_{it}) - \ln(x_{i0})|}{n} =$$

$$= \sum_{j=1}^J \frac{n_j}{n} \sum_{i=1}^{n_j} \frac{|\ln(x_{it}) - \ln(x_{i0})|}{n_j} = \sum_{j=1}^J \frac{n_j}{n} M_{F-Ok, j}$$

La contribución de cada grupo a la movilidad depende tanto de la movilidad del grupo en sí, ($M_{F-Ok, j}$), como del peso demográfico de cada uno de ellos, (n_j/n). En nuestro caso hemos clasificado la población en tres grupos, según el nivel de ingresos equivalentes. Denominaremos grupo de ingresos bajos a los individuos cuyos ingresos equivalentes estén situados por debajo del valor de la tercera decila del ingreso de 2005 (9). El grupo de ingresos altos lo conforman los individuos con ingresos por encima del valor de la séptima decila del ingreso de 2005. Finalmente, el grupo de ingresos medios lo constituyen aquellos con ingresos entre la tercera y la séptima decila del ingreso de 2005.

La descomposición de la movilidad por grupos de ingreso (cuadro n.º 6) nos muestra que la contribución del grupo de ingresos bajos es superior a la del grupo de ingresos medios, excepto en las transiciones entre 2005/2006, y esta es superior a la de ingresos altos. Este patrón no se ha visto alterado por la crisis, aunque las contribuciones a la movilidad de los distintos grupos de ingreso han experimentado oscilaciones. Respecto a la movilidad, el grupo de ingresos bajos es el que experimenta un mayor crecimiento de la misma a partir de la crisis. Sin embargo, esta medida, aunque más informativa gracias a su descomponibilidad, no es direccional y, por tanto, no podemos evaluar si los cambios en la movilidad de estos grupos se dan en el mismo sentido.

Una tercera interpretación de la movilidad de ingresos es la que concibe esta como los cambios en la posición relativa de los individuos en la escala de ingresos a lo largo del tiempo. Lo relevante en este caso es si ese movimiento le permite ocupar una posición relativa distinta de la que partía en la distribución inicial. Para captar los cambios en la posición relativa de los individuos trabajamos con matrices de transición (R) entre las clases definidas por los deciles de la distribución. Tal y como indican Ayala y Sastre (2002), la principal ventaja de estas medidas frente a las medidas de distancia descritas anteriormente radica en que los movimientos que estas reflejan no tienen que ser necesariamente simétricos, con distinta probabilidad, por ejemplo, de que los individuos más ricos desciendan en la escala de renta a que asciendan aquellos con menores ingresos. Además, como indican Cowel y Schluter (1998), las medidas de movilidad basadas en matrices de transición son más robustas ante errores de medida. Sin embargo, las matrices tienen la desventaja de que se pierde la información de los cambios que se producen dentro de una misma decila, y de la magnitud del cambio del ingreso que supone el cambio de decila (Fields y Ok, 1999). Aun así, consideramos que las matrices de transición nos permiten analizar un aspecto relevante para el análisis del efecto de la crisis sobre los ingresos de los individuos, que consiste en indicar el sentido del cambio en los ingresos. En este trabajo empleamos matrices de transición absolutas, que consideran límites constantes fijados como los deciles de la distribución de ingresos de 2005.

A partir de las matrices de transición construimos índices sintéticos de las transiciones. El más conocido es el índice de movilidad propuesto en Shorrocks (1978):

$$M_S = \frac{n - \text{tr}(R)}{n - 1}$$

CUADRO N.º 6

DESCOMPOSICIÓN DE LA MOVILIDAD POR GRUPOS DE INGRESOS

	2004/2005			2005/2006			2006/2007			2007/2008			2008/2009		
	M_{F-Ok}	P	C	M_{F-Ok}	P	C	M_{F-Ok}	P	C	M_{F-Ok}	P	C	M_{F-Ok}	P	C
Total	0,287			0,294			0,285			0,304			0,322		
Ingresos bajos	0,382	30,98	41,19	0,387	28,43	37,46	0,420	28,10	41,43	0,454	24,39	36,45	0,512	24,59	39,05
Ingresos medios ...	0,254	40,88	36,25	0,266	42,34	38,35	0,246	41,42	35,77	0,260	40,62	34,78	0,271	40,78	34,31
Ingresos altos	0,230	28,14	22,56	0,243	29,23	24,20	0,213	30,49	22,80	0,250	34,99	28,77	0,248	34,63	26,65

Nota: M_{F-Ok} : movilidad según el Índice de Fields y Ok para el grupo correspondiente; P: porcentaje de individuos del grupo correspondiente; C: contribución relativa a la movilidad del grupo correspondiente.

donde $tr(R)$ es la traza de la matriz de transición y n el número filas y columnas de la matriz (en nuestro caso 10). A mayor probabilidad de transición, menor sería el valor de la traza y, por tanto, mayor el valor del índice. El valor de este índice oscila entre 0 y 1. Tomando el valor cero en el caso de movilidad nula, y $n/(n-1)$ en el caso de movilidad total (10). Otro indicador, complementario del anterior, es el propuesto por Bartholomew (1973). Su índice promedia los movimientos fuera de la diagonal:

$$M_B = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n p_{ij} |i-j| p_i$$

donde p_{ij} representa las transiciones hacia decilas distintas de la inicial y p_i es el porcentaje de individuos que en el periodo inicial estaban en la decila i . Cuanto mayor sea el valor del índice, mayor es la movilidad. Este índice tomará el valor cero en caso de movilidad nula (11).

Ambos índices muestran una tendencia decreciente de la movilidad a partir del inicio de la crisis (cuadro n.º 7). Esta conclusión puede parecer contraria a la obtenida con el Índice de Fields y Ok, pero hay que tener en cuenta que miden distintos conceptos de movilidad. Así, podríamos decir que a partir de la crisis la inestabilidad de la renta es mayor (medida a través del Índice de Fields y Ok), y sin embargo, este incremento en la inestabilidad no lleva aparejado más cambios en las posiciones relativas de los individuos. Nuestro interés se centra ahora en el análisis detallado de los cambios en las posiciones relativas para detectar quiénes experimentan los saltos, hacia dónde y si la crisis ha provocado cambios en el sentido de las transiciones, ya que los anteriores índices no discriminan el sentido de las mismas. Todo ello nos lleva a describir de forma resumida las matrices de transición correspondientes a los movimientos interanuales en el periodo considerado.

CUADRO N.º 7

INDICADORES A PARTIR DE LAS MATRICES DE TRANSICIÓN

	2004/ 2005	2005/ 2006	2006/ 2007	2007/ 2008	2008/ 2009
M_S	0,752	0,753	0,729	0,730	0,727
M_B	1,384	1,419	1,366	1,364	1,347

El cuadro n.º 8 muestra las transiciones entre decilas y observamos que entre el 31,7 y 34,6 por 100 de los individuos permanecen en la misma decila entre dos periodos consecutivos. Una cifra cercana a la obtenida por Ayala y Sastre (2005) para el periodo 1993-1997. Sin embargo, ligeramente diferente a la de Cantó (2000) para España en el periodo 1985-1992 que, considerando transiciones anuales, obtiene que el porcentaje de individuos que permanecen en la misma decila es 39,3 por 100.

También en el cuadro n.º 8 se observa que a partir del comienzo de la recesión las transiciones, en general, son menos frecuentes. Sin embargo, un análisis del sentido de estas transiciones nos permite concluir que antes de la crisis las transiciones de ingresos hacia decilas superiores eran más frecuentes que las transiciones en sentido opuesto. En cambio, durante la crisis este comportamiento se invierte, siendo más frecuentes las transiciones descendentes que ascendentes.

El análisis detallado de las transiciones que se producen en los tres grupos de renta anteriormente definidos nos permite evidenciar situaciones diferenciadas (cuadro n.º 9).

El cuadro n.º 9 muestra, en primer lugar, que la proporción de individuos que permanecen en

CUADRO N.º 8

 TRANSICIONES ENTRE DECILAS
(Porcentaje)

	2004/2005	2005/2006	2006/2007	2007/2008	2008/2009
Permanece en la misma decila	31,7	31,7	34,1	34,4	34,6
Asciende una decila	17,8	17,0	18,8	15,9	16,0
Desciende una decila	15,5	15,6	13,5	16,8	17,3
Asciende dos decilas	9,4	8,9	9,8	7,5	7,3
Desciende dos decilas	7,5	7,6	6,0	7,8	7,8
Asciende más de dos decilas	10,5	9,8	11,3	8,7	7,8
Desciende más de dos decilas	7,6	9,4	6,6	8,8	9,2

CUADRO N.º 9

**TRANSICIONES ENTRE DECILAS POR GRUPOS DE INGRESOS
(Porcentaje)**

<i>Ingresos bajos*</i>	2004/2005	2005/2006	2006/2007	2007/2008	2008/2009
Permanece en la misma decila	34,1	35,9	33,7	34,5	35,0
Asciende una decila	19,9	19,2	19,4	18,7	18,1
Desciende una decila	11,7	11,8	9,3	12,3	13,3
Asciende dos decilas	11,6	11,1	11,9	11,0	11,6
Desciende dos decilas	2,6	2,7	2,1	3,1	4,6
Asciende más de dos decilas	20,1	19,3	23,6	20,4	17,4
Desciende más de dos decilas	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0

Nota: (*) Ingresos bajos son los inferiores a la tercera decila de la distribución de ingresos de 2005.

<i>Ingresos medios*</i>	2004/2005	2005/2006	2006/2007	2007/2008	2008/2009
Permanece en la misma decila	22,5	22,2	24,1	26,5	26,2
Asciende una decila	18,3	17,3	19,9	15,6	16,8
Desciende una decila	16,8	16,4	14,1	17,8	18,2
Asciende dos decilas	12,0	11,5	13,8	9,9	8,9
Desciende dos decilas	10,5	10,3	8,2	10,5	9,7
Asciende más de dos decilas	10,4	10,3	11,2	9,3	8,7
Desciende más de dos decilas	9,5	12,1	8,6	10,5	11,6

Nota: (*) Ingresos medios son los situados entre la tercera y séptima decila de la distribución de ingresos de 2005.

<i>Ingresos altos*</i>	2004/2005	2005/2006	2006/2007	2007/2008	2008/2009
Permanece en la misma decila	42,4	41,4	48,1	43,5	44,2
Asciende una decila	14,6	14,5	16,6	14,2	13,6
Desciende una decila	17,9	18,1	16,6	18,8	19,2
Asciende dos decilas	3,2	3,0	2,3	2,4	2,3
Desciende dos decilas	8,6	8,5	6,6	8,1	7,8
Asciende más de dos decilas	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Desciende más de dos decilas	13,3	14,5	9,9	13,1	13,0

Nota: (*) Ingresos altos son los situados por encima de la séptima decila de la distribución de ingresos de 2005.

la misma decila es mayor en la parte alta y baja de la distribución, por este orden, al igual que concluye Cantó (2000) para las transiciones anuales. Por el contrario, la mayor inestabilidad la experimentan los ingresos medios. En segundo lugar, el análisis del sentido de las transiciones nos descubre que los individuos de ingresos bajos experimentan más transiciones hacia arriba que hacia abajo, y, por tanto, hay un saldo neto positivo de transiciones ascendentes que la crisis ha reducido. En tercer lugar, los ingresos altos experimentan más transiciones hacia abajo que hacia arriba, resultando en un saldo neto positivo de transiciones descendentes, que la crisis ha aumentado. Por último, los ingresos medios realizaban más transiciones hacia arriba que hacia abajo antes de la crisis, resultando en un saldo neto de transiciones positivas en sentido ascendente, pero durante la crisis se ha invertido el sentido de las transiciones, resultando un saldo neto de transiciones descendentes.

Estas transiciones las experimentan individuos que pertenecen a hogares con características muy diferentes. Un análisis adecuado de las mismas nos lleva a controlar las características de los hogares de los individuos para conocer el efecto de la crisis sobre el sentido de las transiciones controlando por una serie de factores relativos a la persona de referencia, al hogar en conjunto y a los cambios en las características del hogar entre dos periodos consecutivos.

V. FACTORES DETERMINANTES DE LA MOVILIDAD

El análisis del efecto de la crisis sobre el sentido de las transiciones lo realizamos a través de un modelo multinomial. La variable dependiente (*Transición*) tiene tres posibles modalidades que recogen las siguientes situaciones: desplazamiento interanual hacia una decila superior, desplazamiento inter-

anual hacia una decila inferior o no desplazamiento de decila. Cuando la variable endógena a modelizar es una variable discreta con varias alternativas posibles de respuesta (J) nos encontramos ante los modelos de respuesta múltiple. En nuestro caso las alternativas que presenta la variable endógena no se pueden ordenar. La especificación general de los modelos de respuesta múltiple con datos no ordenados queda recogida a través de la siguiente expresión:

$$\Pr(Y_i = j) = \frac{e^{\beta_j' Z_{ij}}}{\sum_{j=0}^J e^{\beta_j' Z_{ij}}}$$

donde Z_{ij} es la matriz de regresores del modelo. En este caso el modelo que se utilizará es el modelo multinomial. En estos modelos, para resolver la indeterminación en la estimación de los modelos, se normaliza tomando el valor cero para los parámetros de la alternativa 0. Por tanto las probabilidades resultantes son:

$$\Pr(Y_i = j) = \frac{e^{\beta_j' Z_{ij}}}{1 + \sum_{j=1}^{J-1} e^{\beta_j' Z_{ij}}} \text{ para } j = 1, 2, \dots, J-1$$

$$\Pr(Y_i = 0) = \frac{1}{1 + \sum_{j=1}^{J-1} e^{\beta_j' Z_{ij}}} \text{ para } j = 0$$

Este modelo nos permite analizar el efecto de las distintas variables explicativas admitiendo un efecto asimétrico en las transiciones, es decir, una característica puede favorecer las transiciones en un sentido y no tener efecto en el otro sentido. Evidentemente, modelizar la asimetría a través de un modelo multinomial con solo estas tres categorías nos lleva a ignorar la magnitud de la transición. Hemos optado por este modelo para mantener el número de categorías en un tamaño tratable que simplifique el proceso de extraer conclusiones.

Para modelizar el efecto de la crisis sobre el sentido de las transiciones incluimos una variable dicotómica (*Crisis*) que nos permite diferenciar si las transiciones se realizan durante el periodo de crisis (del año 2007 en adelante).

Se ha considerado, además, una serie de variables relativas al hogar. Como se indicó en la sección II, consideramos que el ingreso anual equivalente del hogar se distribuye de forma uniforme entre los individuos de un mismo hogar, por lo que las caracte-

terísticas relevantes son las referidas al hogar. Dado que estas características están referidas al momento de la entrevista, mientras la información del ingreso está referida al año anterior, es necesario seleccionar a los individuos que están en la encuesta tres años consecutivos, de modo que podemos ajustar las características demográficas con las del ingreso. Por ello, en las secciones anteriores trabajábamos con una muestra más amplia que en este caso, en el que nos quedamos con los individuos que en cada ola ofrecen datos para tres periodos consecutivos. Las ponderaciones empleadas nos permiten afirmar que las conclusiones son representativas de la población objeto de estudio y corrigen el sesgo por abandono de la muestra (12). Consideramos las siguientes variables relativas al hogar que agrupamos en tres tipos:

— Relativas a la persona de referencia del hogar (13): consideramos variables binarias para determinar si la persona de referencia es una mujer (*Mujer*), si es mayor de 65 años (*Mayor de 65*) o menor de 30 (*Menor de 30*), y si tiene estudios de secundaria de primera etapa (incluye formación e inserción laboral equivalente) o inferiores (*Educación Primaria*) o si tiene educación superior (*Educación Superior*).

— Relacionadas con las características del hogar en su conjunto: tamaño del hogar (*Tamaño*), número de niños menores de 14 años (*N.º de niños*), si es un hogar con un solo adulto (*1 adulto*), porcentaje de miembros del hogar que son mayores de 65 años (*% mayores*), porcentaje de miembros activos del hogar que tienen contrato permanente (*% permanente*), que están desempleados (*% desempleados*) o que son autónomos (*% autónomos*), y variables dicotómicas que indican la comunidad autónoma (la Comunidad de Madrid se toma como referencia).

— Cambios producidos en estas características del hogar en su conjunto en el periodo analizado.

1. Resultados del modelo

Los resultados de la estimación del efecto de la crisis, recogidos en el cuadro n.º 10, muestran que el modelo es explicativo en su conjunto (ver valor de la χ^2), y por tanto explica más que un modelo vacío o sin predictores. La categoría tomada como referencia es la de permanecer en la misma decila.

El análisis del efecto de la variable *Crisis* nos permite concluir que la crisis ha favorecido las transiciones hacia abajo y limitado las transiciones hacia

CUADRO N.º 10

REGRESIÓN MULTINOMIAL PARA LAS TRANSICIONES DE DECILAS

Transición	Ingresos totales		Ingresos bajos		Ingresos medios		Ingresos altos	
	Hacia abajo	Hacia arriba	Hacia abajo	Hacia arriba	Hacia abajo	Hacia arriba	Hacia abajo	Hacia arriba
Crisis	1.073* [0,042]	0,797*** [0,031]	1.003 [0,077]	0,872** [0,061]	1.122* [0,068]	0,796*** [0,049]	1.011 [0,072]	0,717*** [0,055]
Características de la persona de referencia								
Mujer	1.057 [0,041]	1.101*** [0,040]	1.039 [0,076]	1.030 [0,067]	1.153** [0,070]	1.241*** [0,072]	0,953 [0,071]	0,962 [0,069]
Menor de 30	1.264* [0,160]	1.558*** [0,172]	1.394 [0,371]	1.998*** [0,491]	0,981 [0,186]	1.199 [0,223]	1.575* [0,366]	1.609** [0,313]
Mayor de 65.....	1.061 [0,090]	0,936 [0,079]	1.392** [0,212]	1.039 [0,156]	0,898 [0,113]	1.072 [0,129]	0,858 [0,154]	0,484*** [0,092]
Educación Primaria	0,997 [0,050]	0,934 [0,044]	0,951 [0,094]	0,996 [0,092]	1.014 [0,080]	0,748*** [0,056]	1.117 [0,102]	1.144 [0,101]
Educación Superior.....	0,711*** [0,041]	0,687*** [0,037]	1.052 [0,151]	1.116 [0,144]	0,952 [0,092]	0,890 [0,081]	0,600*** [0,053]	0,650*** [0,056]
Características del hogar								
Tamaño.....	0,995 [0,020]	1,071*** [0,020]	1,056 [0,042]	1,125*** [0,038]	0,952 [0,028]	1,045 [0,030]	0,973 [0,037]	1,011 [0,039]
N.º de niños.....	1,038 [0,030]	0,884*** [0,026]	0,751*** [0,040]	0,660*** [0,036]	1,176*** [0,055]	0,936 [0,043]	1,286*** [0,067]	1,014 [0,057]
Un adulto.....	0,929 [0,086]	1,130 [0,096]	1,202 [0,189]	0,952 [0,132]	0,832 [0,131]	1,072 [0,156]	1,155 [0,219]	1,742*** [0,293]
% mayores	0,532*** [0,073]	0,543*** [0,073]	0,310*** [0,074]	0,492*** [0,109]	0,805 [0,167]	0,453*** [0,093]	0,848 [0,261]	1,483 [0,479]
% permanentes	0,231*** [0,026]	0,234*** [0,026]	0,398*** [0,102]	0,564** [0,144]	0,346*** [0,064]	0,411*** [0,072]	0,189*** [0,039]	0,197*** [0,039]
% desempleados	1,353 [0,329]	1,217 [0,288]	2,174** [0,852]	1,763 [0,621]	1,186 [0,463]	0,623 [0,243]	0,527 [0,304]	2,157 [1,291]
% autónomos.....	2,220*** [0,248]	1,860*** [0,202]	4,279*** [0,861]	2,753*** [0,544]	1,798*** [0,312]	1,541*** [0,256]	1,508** [0,316]	1,685** [0,354]
Galicia	1,334*** [0,121]	1,108 [0,093]	1,240 [0,237]	1,063 [0,197]	1,021 [0,150]	0,916 [0,121]	1,999*** [0,320]	1,475** [0,231]
Asturias	1,137 [0,113]	0,928 [0,088]	0,805 [0,181]	0,911 [0,180]	0,995 [0,152]	0,725** [0,106]	1,336* [0,227]	1,081 [0,201]
Cantabria	1,085 [0,137]	1,111 [0,133]	1,085 [0,288]	1,086 [0,270]	0,994 [0,187]	0,930 [0,175]	0,857 [0,198]	1,217 [0,290]
País Vasco	1,051 [0,109]	0,866 [0,082]	1,343 [0,337]	1,252 [0,295]	0,894 [0,149]	0,784 [0,124]	1,003 [0,160]	0,800 [0,119]
Navarra	1,147 [0,122]	0,919 [0,097]	2,023** [0,562]	2,143*** [0,551]	0,932 [0,180]	0,930 [0,158]	1,176 [0,180]	0,781 [0,120]
La Rioja	0,940 [0,112]	0,985 [0,105]	0,768 [0,193]	1,069 [0,235]	1,138 [0,207]	0,910 [0,158]	0,752 [0,159]	0,988 [0,188]
Aragón.....	1,101 [0,117]	0,982 [0,097]	1,455* [0,323]	1,251 [0,271]	1,001 [0,167]	1,086 [0,165]	1,026 [0,195]	0,700** [0,121]
Castilla y León.....	0,984 [0,093]	0,873 [0,075]	0,996 [0,193]	1,066 [0,196]	0,924 [0,138]	0,775* [0,105]	0,937 [0,165]	0,695** [0,116]
Castilla-La Mancha.....	1,205* [0,124]	0,925 [0,088]	0,955 [0,192]	0,949 [0,182]	1,254 [0,207]	0,795 [0,123]	1,308 [0,270]	0,862 [0,182]
Extremadura.....	0,947 [0,098]	0,883 [0,084]	0,931 [0,179]	0,709* [0,135]	1,138 [0,208]	1,067 [0,181]	0,772 [0,181]	1,093 [0,195]
Cataluña.....	1,147 [0,098]	0,956 [0,076]	1,174 [0,233]	1,012 [0,194]	1,103 [0,157]	1,001 [0,131]	1,084 [0,147]	0,859 [0,107]
C. Valenciana.....	1,433*** [0,130]	1,155* [0,098]	1,546** [0,303]	1,462** [0,280]	1,217 [0,179]	0,952 [0,129]	1,492*** [0,226]	1,035 [0,151]
Baleares.....	1,111 [0,141]	1,073 [0,122]	1,818** [0,465]	1,473 [0,351]	0,963 [0,201]	1,048 [0,190]	0,964 [0,192]	0,961 [0,183]
Andalucía	1,299*** [0,111]	1,071 [0,086]	1,196 [0,211]	1,129 [0,201]	1,350** [0,190]	1,029 [0,135]	1,338** [0,196]	0,872 [0,128]

CUADRO N.º 10 (continuación)

REGRESIÓN MULTINOMIAL PARA LAS TRANSICIONES DE DECILAS

Transición	Ingresos totales		Ingresos bajos		Ingresos medios		Ingresos altos	
	Hacia abajo	Hacia arriba	Hacia abajo	Hacia arriba	Hacia abajo	Hacia arriba	Hacia abajo	Hacia arriba
Murcia.....	1,310** [0,152]	0,832* [0,087]	0,977 [0,205]	0,822 [0,174]	1,383* [0,241]	0,896 [0,141]	1,418 [0,323]	0,577** [0,127]
Ceuta	0,884 [0,158]	0,547*** [0,097]	0,409*** [0,129]	0,355*** [0,109]	1,053 [0,301]	0,562* [0,170]	1,776* [0,567]	0,987 [0,330]
Melilla	1,204 [0,204]	1,051 [0,166]	1,614 [0,204]	1,076 [0,386]	0,924 [0,269]	1,435 [0,382]	1,353 [0,351]	0,765 [0,210]
Canarias	1,295** [0,146]	1,045 [0,111]	1,045 [0,247]	0,781 [0,170]	1,417* [0,257]	1,213 [0,208]	1,413* [0,268]	1,106 [0,205]
Cambios interanuales								
Tamaño.....	0,959 [0,048]	0,992 [0,046]	0,919 [0,095]	1,007 [0,087]	0,950 [0,071]	0,873* [0,061]	1,012 [0,087]	1,127 [0,105]
N.º de niños.....	1,177** [0,089]	0,958 [0,066]	1,274* [0,186]	0,744** [0,097]	0,986 [0,113]	1,211* [0,135]	1,293* [0,193]	0,995 [0,129]
Un adulto	0,931 [0,186]	0,970 [0,160]	0,594 [0,237]	0,716 [0,213]	0,878 [0,227]	0,857 [0,258]	0,978 [0,387]	1,113 [0,334]
% mayores	1,369*** [0,164]	1,129 [0,134]	1,333 [0,266]	1,214 [0,238]	1,181 [0,222]	1,062 [0,195]	1,482 [0,393]	1,122 [0,305]
% permanentes	1,797*** [0,196]	1,468*** [0,155]	2,052*** [0,518]	1,386 [0,332]	1,356* [0,232]	1,174 [0,192]	1,834*** [0,357]	1,069 [0,216]
% desempleados	1,377 [0,291]	0,870 [0,165]	1,433 [0,450]	1,008 [0,271]	1,029 [0,348]	0,944 [0,301]	6,042*** [3,100]	0,769 [0,369]
% autónomos.....	0,702*** [0,068]	0,912 [0,086]	0,574*** [0,101]	0,986 [0,167]	0,824 [0,122]	0,874 [0,125]	0,770 [0,143]	1,075 [0,210]
Constante.....	0,908 [0,105]	1,307** [0,145]	0,602** [0,149]	0,906 [0,196]	1,223 [0,223]	1,928*** [0,330]	1,036 [0,209]	1,232 [0,260]
Observaciones	38.731	38.731	11.633	11.633	16.105	16.105	10.993	10.993
χ^2	822,3	822,3	460,4	460,4	336,9	336,9	505,4	505,4

Notas:

*** p < 0,01; ** p < 0,05; * p < 0,1.

(a) La variable transición tiene tres categorías: hacia abajo, hacia arriba, permanece (categoría base).

(b) Se muestra la razón de riesgos relativos (*relative risk ratio*).

(c) Errores estándar robustos entre corchetes.

arriba de la distribución. A su vez se observa un efecto diferenciado sobre los individuos situados en distintas partes de la distribución, incluso cuando se controla por las características sociodemográficas. Así, esta ha afectado a todas las rentas limitando las posibilidades de prosperar y, además, a los individuos de ingresos medios los ha hecho más propensos a las disminuciones de ingreso.

En relación a las características de la persona de referencia, los hogares cuya persona de referencia es una mujer tienen más probabilidad de experimentar una transición hacia decilas superiores. Los resultados de la literatura relacionados con el efecto del género de la persona de referencia sobre la movilidad no son concluyentes. Si el efecto del género lo analizamos separadamente para las distintas partes de la distribución, este solo es significativo para los individuos de ingresos medios introduciendo más inestabilidad.

Respecto a la edad, podemos decir que de forma general los jóvenes tienen más riesgo de experimentar transiciones en ambos sentidos que los de mediana edad, mientras que ser mayor de 65 años no parece influir en la movilidad. Estos resultados son consistentes con las conclusiones de la literatura, que corroboran mayor movilidad de los individuos que viven en hogares con persona de referencia joven, argumentando una mayor inestabilidad laboral (Ayala y Sastre, 2008). Una posible explicación de este resultado es que las primeras etapas de participación en el mercado de trabajo son más inestables. El análisis por grupos de ingresos muestra que la inestabilidad de los jóvenes proviene de los ingresos altos y en menor medida de los bajos. El efecto de los mayores no es nulo cuando desagregamos por niveles de ingresos. Se observa una mayor probabilidad de transición hacia decilas inferiores para los de ingresos bajos y una menor probabilidad de transición hacia arriba para los de ingresos altos.

La educación de la persona de referencia tiene influencia sobre el sentido de las transiciones, haciendo que los individuos con mayores niveles educativos presenten menos inestabilidad, como cabe esperar. Los resultados de la literatura en este sentido demuestran que aquellos con mayores niveles educativos tienen mayor capacidad de adaptación a los cambios en el mercado laboral y para aprovechar las oportunidades (Schultz, 1975). En nuestro modelo esta conclusión proviene de los ingresos altos, donde suelen estar los individuos de mayor nivel educativo, lo que viene a reforzar la idea de aprovechamiento de oportunidades.

Respecto a las características del hogar en conjunto, parece existir una relación positiva entre el tamaño del mismo y las probabilidades de transición hacia arriba. Sin embargo, el tamaño no tendría influencia en las transiciones hacia decilas inferiores. Ayala y Sastre (2005) encuentran una relación positiva entre la inestabilidad y el tamaño del hogar y argumentan que puede deberse a la mayor posibilidad de cambios en su composición a lo largo del tiempo. En nuestro modelo, observamos que la mayor inestabilidad está más relacionada con transiciones hacia arriba que hacia abajo de la distribución, ligado, quizá, a una mayor capacidad de generar ingresos. La desagregación del efecto del tamaño del hogar para los distintos grupos de ingreso nos permite concluir que los resultados solo se mantienen para los ingresos bajos.

El número de hijos menores de 14 años en el hogar parece reducir las posibilidades de incrementos en los ingresos. Cuando se analiza el efecto sobre los distintos grupos de ingresos podemos decir que un mayor número de hijos limita la posibilidad de escapar de la parte baja de la distribución, y propicia movimientos hacia decilas inferiores en el caso de ingresos medios y altos.

El hecho de que el hogar esté compuesto solo por un adulto no afecta a las probabilidades de transición, quizá porque gran parte de estos hogares están compuestos por individuos cuyas características (por ejemplo, ser mayores de 65 años) ya están recogidas por otras variables.

La proporción de mayores en el hogar es una característica que confiere estabilidad a los ingresos. Este resultado ha sido observado en la literatura y se debe a que los mayores son, en su gran mayoría, perceptores de rentas cuasi fijas en términos reales, y se ven afectados en menor medida por los cambios económicos. El efecto de esta variable es el mismo

para el grupo de ingresos bajos y no tiene efectos para el grupo de ingresos altos.

Respecto a las variables relativas al mercado laboral se obtienen resultados en consonancia con los obtenidos en la literatura. El mayor porcentaje de individuos activos del hogar con contratos fijos hace que los ingresos sean más estables. El autoempleo es una característica que imprime mayor inestabilidad a los ingresos. Ambos resultados se mantienen a lo largo de la distribución del ingreso. Por último, un mayor porcentaje de desempleados en el hogar solo afecta a las posibilidades de transición hacia abajo para los ingresos bajos, lo que parece indicar una concentración del desempleo en la parte baja de la distribución.

Respecto a la localización geográfica cabe destacar el mayor riesgo de transiciones hacia decilas inferiores en las comunidades de Galicia, Castilla-La Mancha, Comunidad Valenciana, Andalucía, Murcia y Canarias. En la descomposición de este efecto por tramos de ingresos, en Andalucía este efecto aparece para los individuos con ingresos medios y altos, y la Comunidad Valenciana para los individuos con ingresos altos y bajos. Galicia muestra inestabilidad en los ingresos altos y Navarra en los de ingresos bajos.

En relación a las variables que indican cambios en las características del hogar, podemos indicar que el cambio en el tamaño del hogar no tiene efecto sobre las transiciones. El aumento en el número de hijos aumenta las posibilidades de experimentar pérdidas de ingreso. Pero este efecto no es homogéneo en todos los tramos de la distribución. Mientras los individuos de ingresos bajos son los que menos movilidad experimentan, los de ingresos altos aumentan la probabilidad de moverse a decilas inferiores. Menos común es el efecto sobre los ingresos medios cuya probabilidad de transición hacia decilas superiores aumenta. El aumento en el número de adultos por hogar no presenta efectos significativos. Por otro lado, el cambio en la proporción de mayores en el hogar tiene una asociación positiva con las transiciones de ingreso hacia decilas inferiores.

Respecto a los cambios en variables relacionadas con el estatus en el mercado de trabajo, las variaciones en la proporción de empleados permanentes están asociadas a una mayor volatilidad de los ingresos, y este efecto se repite en los distintos tramos de la distribución. Un aumento en la proporción de desempleados aumenta las probabilidades de bajada de ingresos, solo para los ingresos altos. Por último, el aumento en la proporción de autónomos

está asociado a menores probabilidades de disminuciones en los ingresos. Este resultado puede verse como un indicador del autoempleo como vía de escape a los descensos en los ingresos, especialmente en la parte baja de la distribución.

Con el objetivo de analizar si existen efectos diferenciadores de la crisis para los distintos tipos de hogares hemos vuelto a estimar el modelo introduciendo las interacciones de las principales características del hogar y de la persona de referencia con la variable indicadora de periodo de crisis. Los resultados del modelo se recogen en el cuadro n.º 11.

Los resultados del cuadro n.º 11 muestran que la crisis no tiene efecto general en la inestabilidad de los ingresos, como se mostraba anteriormente. La inclusión de las interacciones nos revela que la crisis ha hecho más vulnerables a las transiciones hacia decilas inferiores a los hogares con persona de referencia con reducido nivel educativo y a los hogares con mayor número de miembros y a aquellos con mayor proporción de desempleados. El reducido nivel educativo y un mayor tamaño del hogar son características que restan posibilidades de adaptación a los cambios. El que en un hogar haya una gran proporción de desempleados los hace más vulnerables a los recortes de las medidas sociales. Y por último, aquellos hogares que tienen mayor proporción de miembros con contratos fijos, ven reducir la estabilidad de la que gozaban hasta antes de la crisis, con lo que el efecto mostrado en el cuadro n.º 11 se compensa con el que se estimó para el cuadro n.º 10.

Por otro lado, aquellos hogares con persona de referencia con mayor nivel educativo también han sufrido las consecuencias de la crisis, ya que se ha reducido la estabilidad de sus ingresos. Por último, los hogares que se han visto menos perjudicados por la crisis (siempre en términos relativos) han sido los hogares cuya persona de referencia es mayor de 65 y/o mayor porcentaje de autónomos. En la literatura también se ha evidenciado un menor impacto de la crisis para los mayores argumentando que su vinculación al mercado laboral es menor (Muriel y Sibieta, 2009).

En definitiva, contrasta el efecto de la crisis sobre dos grupos de hogares diferentes. Los hogares que tienen mayor proporción de desempleados, inicialmente gozaban de cierta estabilidad en los ingresos, aunque ingresos bajos, pero la llegada de la crisis ha aumentado sus probabilidades de reducir ingresos. Por otro lado, hogares que tradicionalmente tienen inestabilidad en sus ingresos, tales como los que tienen mayor porcentaje de autónomos, no ven

CUADRO N.º 11

REGRESIÓN MULTINOMIAL INCLUYENDO LAS INTERACCIONES CON LA VARIABLE CRISIS

Ingresos totales		
Transición	Hacia abajo	Hacia arriba
Crisis	0,723 [0,147]	0,683** [0,128]
Crisis_mujer	1,004 [0,083]	0,952 [0,078]
Crisis_menor de 30	0,886 [0,231]	0,737 [0,202]
Crisis_mayor de 65	0,728* [0,126]	1,039 [0,181]
Crisis_educación primaria	1,290** [0,144]	0,991 [0,106]
Crisis_educación superior	1,228 [0,154]	1,295** [0,158]
Crisis_tamaño	1,099** [0,049]	1,042 [0,044]
Crisis_n.º de niños	0,886 [0,057]	0,968 [0,061]
Crisis_un adulto	1,303 [0,259]	1,063 [0,211]
Crisis_% de mayores	1,228 [0,322]	1,004 [0,265]
Crisis_% de permanentes	1,617** [0,346]	0,897 [0,193]
Crisis_% de desempleo	2,511** [1,093]	1,674 [0,761]
Crisis_% de autónomos	0,618** [0,127]	1,018 [0,202]
Características de la persona de referencia	Sí	Sí
Características del hogar	Sí	Sí
Cambios interanuales	Sí	Sí
Observaciones	38.731	38.731
χ^2	880,8	880,8

Notas:

*** p < 0,01; ** p < 0,05; * p < 0,1.

(a) Errores estándar robustos entre corchetes.

incrementar esta inestabilidad con la llegada de la crisis, e incluso reducen sus probabilidades de reducir ingresos, siempre y cuando contemplemos por las demás variables relativas al mercado de trabajo.

Por tanto, podemos concluir que la crisis ha afectado a la dinámica de los ingresos de forma diferente según las características de los hogares y según el tramo de la distribución al que pertenece.

VI. CONCLUSIONES

En este trabajo se analiza el efecto de la crisis sobre la dinámica de los ingresos en España en el

periodo 2003-2009. Como primera aproximación al estudio del efecto de la crisis hemos analizado la evolución de los ingresos, su desigualdad y la pobreza en España. Se ha observado que la tendencia creciente de los ingresos se ha invertido en el periodo de crisis. La desigualdad y la pobreza también han experimentado un cambio en su tendencia, aumentando a partir de 2007. Adicionalmente, se observa que los individuos en la parte baja de la distribución son los que primero evidencian el efecto de la crisis.

El análisis de la movilidad de los ingresos se ha realizado a través de una gama de indicadores que nos permite confirmar y actualizar las conclusiones de trabajos anteriores sobre la movilidad de los ingresos en España. Como principales características de la dinámica de los ingresos en España observamos que hay un alto grado de movilidad (14), alrededor del 66 por 100 de los individuos cambian de decila de un año a otro, pero mayoritariamente son de corto recorrido, ya que solo un 17 por 100 de las transiciones interanuales son superiores a dos decilas. Además, hay más movilidad en la parte media y baja de la distribución que en la parte alta. En cuanto a la estructura de la movilidad, la variación longitudinal de los ingresos aparece mayoritariamente explicada por el componente asimilable a la movilidad de intercambio, según la metodología de Fields y Ok.

Nos hemos centrado en el estudio del sentido de las transiciones y sus principales determinantes, con especial atención al efecto de la crisis. Para ello, hemos estimado un modelo multinomial controlando por las principales características del hogar, desagregando por distintos niveles de ingreso. Encontramos que los hogares con persona de referencia joven o con mayor proporción de autónomos tienen más riesgo de inestabilidad en sus ingresos. En cambio, los hogares que tienen persona de referencia con estudios superiores, mayor proporción de miembros del hogar mayores de 65 y/o mayor proporción de contratos permanentes, tienen más probabilidad de tener estabilidad en sus ingresos.

Respecto al efecto de la crisis, esta no ha tenido el mismo efecto sobre los distintos tramos de la distribución. Ha limitado las posibilidades de prosperar de todos los tramos de la distribución y, además, a los individuos de ingresos medios los ha hecho más propensos a las disminuciones de ingresos. Respecto al tipo de hogar más afectado por la crisis podemos afirmar que aquellos cuya persona de referencia tiene un reducido nivel educativo, los hogares con mayor número de miembros, y aquellos con mayor

proporción de desempleados son los que han experimentado con mayor frecuencia reducciones en sus ingresos. Por todo ello, a pesar de que en un principio se pensara que esta crisis podía ser distinta de las demás arrastrando en mayor medida a la parte alta de la distribución, dada su vinculación con los mercados financieros, los datos muestran que esta no se diferencia de las anteriores crisis en el tipo de hogar afectado.

Este trabajo no es más que una primera aproximación al estudio del efecto de la crisis sobre la movilidad de los ingresos, ya que un análisis adecuado requeriría un estudio más detallado de algunas de las relaciones esbozadas, de las consecuencias de la misma en el largo plazo y un seguimiento de los individuos por un periodo de tiempo más largo.

NOTAS

(1) El ingreso anual del hogar se compone de los ingresos del trabajo por cuenta ajena, beneficios/pérdidas del trabajo por cuenta propia, prestaciones sociales, rentas procedentes de esquemas privados de pensiones no relacionados con el trabajo, rentas del capital y de la propiedad, transferencias entre otros hogares, ingresos percibidos por menores y el resultado de la declaración por el IRPF y por el Impuesto sobre el Patrimonio. No se incluyen las componentes no monetarias, salvo el coche de empresa.

(2) 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.

(3) Los datos correspondientes a 2010 son los datos provisionales ofrecidos por el INE (Instituto Nacional de Estadística).

(4) El ingreso mediano sigue un comportamiento similar al del ingreso medio.

(5) Para ello, se ha utilizado el Kernel de Epanechnikov empleando la ventana óptima.

(6) El Índice de Gini se define como

$$G = \frac{1}{2\mu} \sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^a |x_i - x_j| n_i n_j.$$

Lo hacemos variar entre cero y 100. Toma el valor cero en el caso de equidistribución y 100 en el caso de máxima concentración.

(7) AYALA y SASTRE (2002) realizan una revisión de los principales enfoques e indicadores de movilidad que se emplean en este trabajo.

(8) Aunque la secuencia de variación coincide con la que se deduce del análisis de los ingresos medios, los porcentajes de variación no coinciden. Hay que recordar que en este apartado estamos trabajando con aquellos individuos que responden la encuesta al menos dos olas consecutivas y hemos realizado truncamiento en la distribución, por lo que es lógico que los resultados difieran.

(9) Las decilas se han calculado en el fichero transversal de ingresos correspondientes a 2005, y se han mantenido estos límites en todas las transiciones analizadas. Los datos de movilidad pertenecen al fichero longitudinal que contiene solo a los individuos que al menos participan en la encuesta en dos olas consecutivas, y, por tanto, no coinciden en su totalidad con los individuos del fichero transversal. Por ello, los grupos de ingreso no suponen cada uno un 33 por 100, ni siquiera en el año 2005.

(10) Sin embargo, BAVAUD (2008) demuestra que este índice no puede tomar valores superiores a 1, ya que descarta la posibilidad de que la traza tome valor 0.

(11) KHUL (2003) demuestra que el índice toma como máximo el valor $(n^2-1)/3n$.

(12) Eurostat ofrece las ponderaciones correspondientes para los individuos que permanecen tres olas consecutivas y tienen en cuenta la no-respuesta.

(13) Denominamos persona de referencia a la persona responsable de la vivienda, que es aquel miembro del hogar a cuyo nombre esté el título de propiedad (vivienda en propiedad) o el contrato de arrendamiento o subarrendamiento de la vivienda (vivienda en alquiler). En el caso de que la vivienda la disfrute el hogar por cesión gratuita, se considerará responsable de la vivienda al miembro del hogar a quien se le haya cedido. Si dos personas comparten la responsabilidad de la vivienda, la de mayor edad de ellas se considerará como primera responsable y la otra como segunda. Si más de dos personas comparten la responsabilidad de la vivienda, las dos de mayor edad se considerarán como responsables de la vivienda.

(14) Este hecho ha sido contrastado entre otros por AYALA y SASTRE (2008), DG REGIONAL POLICY (2010) y ARISTEI y PERUGINI (2012).

BIBLIOGRAFÍA

ARISTEI, D., y PERUGINI, C. (2012), «The Drivers of Income Mobility in Europe», ECINEQ, Working Paper n.º 2012-262.

AYALA, L., y SASTRE, M. (2002), «La medición de la movilidad de ingresos: enfoques e indicadores», *Hacienda Pública Española/Revista de Economía Pública*, 162(3): 101-131.

— (2005), «La movilidad de ingresos en España», *Revista de Economía Aplicada*, 38(13): 123-158.

— (2008), «The structure of income mobility: empirical evidence from five UE countries», *Empirical Economics*, 35: 451-473.

BARTHOLOMEW, D. J. (1973), *Stochastic Models for Social Process* (2.ª ed.), John Wiley and Sons, Londres.

BAVAUD, F. (2008), «The endogenous analysis of flows, with applications to migrations, social mobility and opinion shifts», *Journal of Mathematical Sociology*, 32(4): 239-266.

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

COWELL, F.; LITCHFIELD, J.A., y MERCADER-PRATS, M. (1999), «Income Inequality Comparisons with Dirty Data: The UK and Spain during the 1980s», DARP, D. Paper n.º 45.

COWELL, F., y SCHLUTER, C. (1998), «Income Mobility: A Robust Approach», DARP, D. Paper n.º 37.

DG REGIONAL POLICY (2010), «Social Mobility and Intra-Regional Income Distribution across Eu Member States», *Series of Working Papers on Regional Research and Indicators*. Produced by the Directorate-General for Regional Policy, n.º 2008CE160AT054/2008CE16 CAT017.

FIELDS, G.S., y OK, E.A. (1996), «The meaning and measurement of income mobility», *Journal of Economic Theory*, 71(2): 349-377.

— (1999), «Measuring movements of income», *Economica*, 66(264): 455-471.

GREENE, W. (2008), *Análisis Económico*, Prentice Hall.

HILBE, J.H. (2009), *Logistic Regressions Models*, Chapman and Hall/CRC.

KUHL, K. (2003), «Income mobility, unemployment and GDP», IRISS, Working Paper Series 2003-01.

MURIEL, A., y SIBIETA, L. (2009), «Living Standards During Previous Recessions», Briefing Note BN85. Institute for Fiscal Studies, Londres. Disponible en: <http://www.ifs.org.uk/bns/bn85.pdf>.

SCHULTZ, T.W. (1975), «The value of the ability to deal with disequilibria», *Journal of Economic Literature*, 13(3): 827-846.

SHORROCKS, A. F. (1978), «The Measurement of Mobility», *Econometrica*, 46(5): 1013-1024.

— (1993), «On the Hart measure of income mobility», en CASSON, M., y CREEDY, J. (eds.), *Industrial Concentration and Economic Inequality*, Edward Elgar, Cheltenham.