

***LA ATTRITION EN EL PANEL DE HOGARES DE LA  
UNIÓN EUROPEA: ¿CÓMO INFLUYE EN LA MOVILIDAD  
DE INGRESOS?***

(versión preliminar)

Luis Ayala

*Instituto de Estudios Fiscales / Universidad Rey Juan Carlos*  
Carolina Navarro  
*Universidad Nacional de Educación a Distancia*  
Mercedes Sastre  
*Instituto de Estudios Fiscales / Universidad Complutense*

## INTRODUCCIÓN

El interés por el estudio dinámico de la distribución de la renta ha crecido considerablemente en los últimos años. El paso desde el análisis estático de los problemas de bienestar, desigualdad y pobreza a la adopción de un enfoque dinámico permite tanto una mejor comprensión del proceso distributivo como una evaluación más precisa de la eficacia de las políticas públicas. Las mejoras logradas en el estudio dinámico de la desigualdad y la pobreza se han nutrido de los avances conseguidos en el desarrollo de un cuerpo teórico cada vez más sólido y en la disponibilidad de nuevas bases de datos con información longitudinal sobre hogares e individuos. En el primer ámbito, la formalización de una gama variada de enfoques y la definición de un conjunto consistente de propiedades axiomáticas ha servido para sistematizar nuevas metodologías de análisis y una amplia batería de indicadores, que permiten recoger aspectos muy diferentes de la movilidad de ingresos.

Se une a ello el impulso también cobrado por una serie de técnicas econométricas especialmente aptas para el estudio de las transiciones de los hogares entre diferentes estratos de la distribución de la renta. La aplicación de modelos de duración o el análisis de eventos ligados a las transiciones entre estados son algunos ejemplos de las posibilidades que abre el análisis longitudinal, con implicaciones notables sobre los instrumentos de diagnóstico y planificación con los que cuentan los decisores públicos. La estimación paramétrica del tiempo en un estado determinado puede ayudar, por ejemplo, a los encargados de la toma de decisiones a predecir la estancia media esperada de los individuos en determinados programas públicos y ajustar, con ello, tanto el diseño como el coste de las políticas.

Este impulso difícilmente hubiera sido posible sin el desarrollo de paneles de hogares que permiten poner a prueba los diferentes enfoques. Aunque algunos países acumulaban una larga experiencia en la elaboración de microdatos longitudinales, como el Panel Study of Income Dynamics (PSID) estadounidense, puesto en marcha en los años sesenta, la década de los noventa albergó cambios sin precedentes, siendo varios los países que crearon, por primera vez, encuestas a hogares con la finalidad del seguimiento en el tiempo de los cambios en el nivel de ingresos y en las condiciones de vida.

En la mayoría de los países de la Unión Europea, la puesta en marcha a partir del primer tercio de los años noventa del Panel de Hogares de la Unión Europea (PHOGUE) supuso un cambio de indudable relevancia. Se trata de la primera encuesta de hogares con forma de panel con información homogénea para distintos países y una proyección temporal cercana a una década. En muchos de esos países, la única posibilidad de seguimiento longitudinal de los hogares se ceñía hasta entonces al uso de registros administrativos, como los de naturaleza tributaria o los de perceptores de prestaciones sociales, o a la explotación del carácter de panel rotatorio de algunas fuentes trimestrales, como Encuestas de Población Activa (EPA) o las Encuestas de Presupuestos Familiares (ECPF) disponibles en algunos países. La riqueza de la información del PHOGUE nos permite aproximarnos a cuestiones tales como el análisis de las transiciones laborales, las decisiones individuales sobre fecundidad o matrimonio, los cambios en el estado de salud, la evolución en el tiempo de las condiciones de la vivienda y el equipamiento del hogar, la fluctuación de los ingresos en el ciclo vital, la duración de las estancias en los programas asistenciales, la variedad de salidas del sistema educativo o los cambios de posición de los hogares en la escala social.

Existen, sin embargo, características intrínsecas de las encuestas longitudinales que imponen algunos límites al análisis de la mayoría de las cuestiones citadas. Entre ellas, la más relevante es la pérdida de un porcentaje importante de la muestra inicial a medida que se van realizando nuevas olas de las encuestas. Esta caída en el tiempo de las observaciones originales (attrition), no tiene por qué suponer, sin embargo, con carácter automático, un sesgo en las estimaciones de las transiciones entre estados. La attrition afecta únicamente a los procesos descritos si tiene un carácter selectivo. Si el reparto de la falta de respuesta en el tiempo no es aleatorio, es probable que las estimaciones que se realicen de los procesos longitudinales estén afectadas por sesgos en la medición. Los estudios realizados hasta el momento sobre el PHOGUE revelan que esta fuente no escapa al problema de la attrition, aunque con una incidencia muy diferente entre los países que han desarrollado la encuesta [Hill y Willis (2001), Peracchi (2002) y Behr *et al.* (2002)].

Siendo varios los posibles procesos afectados por el problema de erosión muestral caben pocas dudas de que en la medición de la movilidad de ingresos se trata

de un tema decisivo. Es muy distinto, por ejemplo, si el objetivo es contrastar la mejora o regresión en la igualdad de oportunidades, que los hogares con mayor probabilidad de salida de la muestra sean los de mayor renta a que las salidas sean más abundantes entre los más pobres. O si el objetivo es analizar en qué medida los cambios en el tiempo en la distribución de la renta reflejan independencia de la situación original, una mayor attrition en el caso de los individuos más cualificados podría sesgar los resultados. El objetivo de este trabajo es analizar los efectos de la attrition en el PHOGUE sobre la movilidad observada de las rentas individuales y se analizan diferentes propuestas de corrección del problema.

La existencia de un problema de selección no aleatoria de la attrition no significa, en cualquier caso, que los resultados de movilidad estén sesgados. El procedimiento habitual de corrección de la attrition consiste en el desarrollo de factores de ponderación longitudinales, que permiten tener en cuenta la probabilidad de que determinados individuos u hogares, que coinciden en un vector de características socioeconómicas, tengan una mayor probabilidad de salida de la muestra. Los productores de las estadísticas de base, como Eurostat, suelen ofrecer dichos factores de ponderación. No existe, sin embargo, un único sistema “correcto” de ponderación longitudinal, siendo muy sensibles las ponderaciones estimadas al tipo de especificación realizada. En este trabajo analizamos los efectos que genera la utilización de diversos factores de ponderación, tanto en lo que se refiere a los indicadores sintéticos de la movilidad observada como a la estructura de ésta por componentes y particiones de población.

En la medida en que, como muestran los trabajos citados, el problema de la attrition en el PHOGUE difiere sustancialmente entre los países que han desarrollado esta encuesta, parece relevante utilizar como referencia diferentes muestras nacionales. En este trabajo se opta por estudiar los efectos de la erosión muestral y las posibilidades de su corrección en Alemania, España, Francia, Italia y Reino Unido. La utilización de un marco comparado permite contrastar, además, no sólo cómo el problema de la attrition puede afectar de diferente forma al estudio de la movilidad en cada país, sino también en qué grado el problema puede condicionar el análisis comparado.

El trabajo se estructura como sigue. En una primera sección se describen las principales características del PHOGUE y se revisan sus ventajas y límites. En la segunda sección se analiza el problema del abandono de la muestra y se estiman diferentes procedimientos para corregir sus efectos en el análisis dinámico. En la tercera sección se examinan las consecuencias de la attrition sobre la medición de la movilidad de ingresos en los países seleccionados y se evalúa la sensibilidad de los resultados a los procedimientos de medición adoptados. El trabajo se cierra con una breve relación de conclusiones.

## **1. EL PANEL DE HOGARES DE LA UNIÓN EUROPEA: CARACTERÍSTICAS GENERALES**

El Panel de Hogares de la Unión Europea (PHOGUE) se elaboró por Eurostat en colaboración con los centros nacionales productores de estadísticas entre 1994 y 2001. Esta base de datos contiene información longitudinal sobre la renta monetaria y un conjunto de características socioeconómicas y demográficas relativas a los hogares e individuos, constituyendo, por tanto, una referencia obligada para el estudio de cuestiones relativas a la comparación entre países de la estructura de ingresos, su movilidad y sus determinantes.

Del conjunto de países que forman parte del PHOGUE nos centraremos para el análisis de la movilidad en cinco experiencias distintas dentro de la Unión Europea: Reino Unido, Alemania, Francia, Italia y España. La selección de una muestra de países obedece al hecho de intentar construir para cada caso una batería de indicadores que integren los diversos enfoques disponibles, limitándose la agilidad del análisis si tal proceso se aplicara sistemáticamente a todas las olas y países. La literatura, además, existente para cada país de la Unión Europea es muy desigual, debido a la diferente tradición en la construcción y elaboración de análisis de bases de datos longitudinales. Se han seleccionado países para los que se dispone de suficientes elementos de contraste proporcionados por los estudios nacionales. Se trata, además, de países que representan modelos diferentes tanto en lo referente a los niveles de desigualdad como a los posibles factores determinantes de la movilidad, como a los diferentes rasgos de los mercados de trabajo o el desigual alcance y diseño de las políticas redistributivas.

El Panel de Hogares de la Unión Europea (PHOGUE) es la base de datos sobre ingresos y condiciones de vida de los hogares de carácter longitudinal más completa del panorama internacional. Son numerosas las características que hacen del PHOGUE una

fuente única de información sobre renta y condiciones de vida en los Estados Miembros de la Unión Europea, pero también presenta importantes límites que condicionan las posibilidades de explotación.

### **1.1. Ventajas del PHOGUE**

Una de las principales ventajas del PHOGUE frente al resto de fuentes disponibles para el estudio de los ingresos de los hogares es que proporciona *información comparable entre países de la Unión Europea* a nivel micro, a partir de un diseño estandarizado, procedimientos técnicos y de implementación comunes, con el apoyo y la coordinación de Eurostat para el desarrollo de las diferentes encuestas nacionales.

Destaca también la *cobertura multidimensional* de esta fuente de información. El análisis de los procesos sociales exige un amplio respaldo estadístico que informe sobre las distintas dimensiones del bienestar y las condiciones de vida de los hogares e individuos. El PHOGUE constituye una de las fuentes de información más ricas a nivel comparado tanto sobre los ingresos como sobre una amplia gama de indicadores sociales, además de suficiente detalle en otras variables, como la situación económica, laboral, el estado de salud y, en general, las condiciones de vida de la población.

Otra característica relevante es el *diseño longitudinal* de la encuesta. Resulta de gran relevancia disponer de información sobre las condiciones de vida y los ingresos de los mismos hogares e individuos a lo largo de un período prolongado de tiempo, para poder analizar tanto las relaciones entre las distintas dimensiones del bienestar como las transiciones entre estados sociales. Hasta fechas recientes, la carencia de datos de tipo longitudinal ha constituido una importante restricción para el análisis de la dinámica de los procesos relacionados con la distribución de la renta.

Entre las ventajas típicas de los datos de panel frente a los de corte transversal (Baltagi, 2001, Matyas y Sevestre, 1992), cabe destacar, entre otras:

- a) Los datos de panel proporcionan mayor información, mayor variabilidad, menor colinealidad entre variables, mayor número de grados de libertad y, por tanto,

mayor eficiencia. El número de observaciones es mayor, por lo que se obtendrán estimaciones más robustas. Al mismo tiempo, permiten especificar y contrastar modelos más complejos.

- b) Los datos de panel son más adecuados para el estudio de la dinámica del ajuste y las alteraciones del bienestar individual. El seguimiento de los mismos hogares o individuos a lo largo de un período de tiempo permite analizar los cambios de estado y, analizar por tanto, la duración de determinadas situaciones.
- c) Por último, destaca la posibilidad de controlar la heterogeneidad no observada. El uso de datos de panel permite controlar el posible sesgo en la estimación que habitualmente se produce con los datos de sección cruzada si se omiten variables. La estructura propia de datos de panel, al incorporar efectos individuales (constantes a lo largo del tiempo), permite controlar dicho sesgo.

## **1.2. Límites del PHOGUE**

Pese a las ventajas citadas, de carácter general, el PHOGUE reúne también un conjunto de problemas que afectan a los datos de tipo longitudinal, que se añaden a los propios límites de esta fuente. Entre los primeros hay que citar:

- a) Existe un conjunto amplio de problemas, presentes también en los datos de sección cruzada, pero que en el caso de los paneles se reproducen de manera ampliada: límites en la cobertura de la población de interés, falta de respuesta por la ausencia de cooperación del encuestado o el error del entrevistador, problemas de memoria del encuestado, frecuencia de la entrevista o período de referencia.
- b) Aumento de los errores de medida: tales problemas se amplían cuando se reproducen en el tiempo las respuestas defectuosas, los errores de memoria o la distorsión deliberada de la respuesta, entre otros.
- c) Problemas de selección:

- Auto-selección. La presencia en la muestra de datos censurados o truncados puede introducir sesgos en la estimación. Este problema, no obstante, no es exclusivo de los datos de tipo longitudinal, sino que también puede producirse en las bases de datos de corte transversal.
  - Falta de respuesta, que puede producirse en la primera entrevista o en subsiguientes. Las razones por las que se produce se encuentran, entre otras, en el rechazo a la participación, la ausencia de todos los miembros del hogar o la imposibilidad para realizar el seguimiento del hogar. Junto a la pérdida de eficiencia que esto implica, la falta de respuesta puede producir importantes problemas de identificación de los parámetros de la población.
  - Caída del número de observaciones de la muestra. A pesar de que la falta de respuesta se produce también en datos de corte transversal, la situación se agrava con los datos de tipo longitudinal. La falta de respuesta en las entrevistas siguientes a la inicial produce la pérdida de parte de las observaciones y puede impedir el seguimiento de un segmento importante de la muestra. Asimismo, puede producir estimaciones segadas de procesos dinámicos.
- d) Duración limitada en el tiempo. Habitualmente, los paneles de hogares se realizan con periodicidad anual durante un período de tiempo relativamente corto, por lo que tan sólo cubren un “lapso” en el ciclo vital de cada individuo. Ello significa que los argumentos asintóticos dependen de un número de individuos tendente a infinito. Aumentar dicho intervalo temporal supone un elevado coste, así como el aumento de la probabilidad de *attrition*. En el caso del PHOGUE, las entrevistas se han realizado de forma anual durante ocho años a partir de la ola inicial de 1994.

Son numerosos los que estudios que se han dedicado a analizar este tipo de limitaciones. Hill y Willis (2001) desarrollan un modelo teórico sobre la decisión de participar como encuestado. El objetivo de estos autores consiste en analizar el impacto de la duración de la entrevista y las características del encuestador sobre la decisión de participar en la encuesta. Davey *et al.* (2001) centran la atención de su análisis en el problema de los valores perdidos en las encuestas de tipo longitudinal. Estos autores ofrecen un nuevo método denominado imputación múltiple para corregir dicho

problema cuando la selección se produce en características observables de los encuestados. Romeo (2001) desarrolla un enfoque para el tratamiento del error de medida en los datos de duración para eliminar las inconsistencias en los datos de la historia de los eventos. Otros autores, como Pierret (2001) y Wu *et al.* (2001), centran la atención en la calidad de la información retrospectiva. También son muchos los que se dedican al análisis de la *attrition* y sus efectos sobre la estructura de la muestra, como veremos después.

Pese a los límites citados, el PHOGUE constituye el instrumento estadístico con mayores posibilidades dentro del sistema europeo de encuestas sociales para el estudio de la renta y las condiciones de vida de los hogares. Se trata de una herramienta única para contar con indicadores sociales homogéneos y, sobre todo, ha permitido la aplicación a la realidad europea y española de nuevos métodos de estudio que han añadido nueva luz sobre procesos analizados hasta ahora desde una perspectiva exclusivamente estática.

El desarrollo del PHOGUE ha sido distinto en cada país. En países como España, Francia o Italia, entre otros, la encuesta tuvo que realizarse nueva desde el principio, dada la ausencia de fuentes equiparables que pudieran adaptarse a las exigencias de armonización impuestas por EUROSTAT. En Bélgica, Holanda y Suecia –que se incorporó en 1997– se utilizaron otras encuestas ya en uso para crear las muestras nacionales. En Alemania, Reino Unido y Luxemburgo, se dio una singular situación, al contar durante las tres primeras olas con dos paneles distintos. A partir de 1997 dejó de hacerse el PHOGUE en estos países, derivándose los datos desde entonces de los paneles ya existentes.

## **2. LA ATTRITION EN EL PANEL DE HOGARES DE LA UNIÓN EUROPEA**

### **2.1. La extensión de la *attrition***

Como se ha señalado previamente, el problema de la *attrition* en los datos de panel consiste en la falta de respuesta en entrevistas siguientes a la inicial, que da origen a una pérdida de observaciones en el tiempo y puede impedir el seguimiento de un segmento importante de la muestra. Este tipo de fenómenos pueden influir en los

resultados si se da un pérdida de representatividad de la población objeto de estudio. El problema de la *attrition* ha sido objeto de estudio en distintas encuestas longitudinales en otros países, como en el caso del PSID [(Beckett *et al.*, 1988), (Fitzgerald *et al.*, 1998 a y b)], el GSOEP [(Pannenberg, 2001), (Rendtel y Büchel, 1994)] o el propio PHOGUE [(Neukirch, 2002), (Behr *et al.* (2002), (Peracchi, 2002), (Nicoletti y Peracchi, 2002), (Rendtel, 2002), (Buck y McCulloch, 2001), (Watson y Healy, 1999)].

Fijando la atención en los países seleccionados para el análisis, los datos disponibles muestran que tanto la evolución como el alcance de la *attrition* son muy diferentes en cada país considerado (Gráfico 1). Respecto a los perfiles de caída de la muestra, destaca la presencia de patrones muy diferentes, pese a que en promedio se aprecia cierta estabilidad en el tiempo, con caídas interanuales cercanas al 9%, salvo en el año 1996, en el que la mayoría de los países registraron reducciones muy importantes de la muestra. España, por ejemplo, presenta una caída muy fuerte en la segunda ola (14%) y reducciones importantes después, aunque menos intensas que la inicial. Algo parecido sucede en el Reino Unido, si bien con pérdidas en cada año mucho más moderadas que en el caso español. El perfil, sin embargo, en Italia es muy diferente, con caídas crecientes en el tiempo. La erosión muestral interanual es muy uniforme en Alemania y lo contrario sucede en Francia, que no muestra un perfil claramente identificable.

Son acusadas también las diferencias en el alcance del problema. De la muestra inicial del conjunto del PHOGUE, al término de la última ola sólo seguían un 45% de las observaciones iniciales. El porcentaje aumenta, sin embargo, cuando la atención se centra en la suma de los cinco países considerados, si bien destacan de nuevo las disimilitudes entre las distintas experiencias. En general, los países que contaban con su propio panel, Alemania y Reino Unido, que adaptaron a los requerimientos de homogeneización de Eurostat, presentan porcentajes de *attrition* muy inferiores (cercanos a un tercio de la muestra) al resto. Destaca, en el extremo opuesto, el caso español, con una caída de la muestra inicial del 55%. En sólo ocho años, el PHOGUE alcanzó en España una tasa de *attrition* similar a la que tardó diecisiete años en alcanzar el Socio-economic Panel (SOEP) en Alemania (Rendtel, 2002) o a la que sólo llegó el PSID estadounidense después de más de dos décadas (Fitzgerald *et al.*, 1998).

## **2.2. Distribución de la pérdida de muestra por categorías socioeconómicas**

La pérdida progresiva de las observaciones iniciales de la muestra puede provocar sesgos en las estimaciones. La magnitud de estos efectos depende de la influencia sobre la estructura de la muestra y, más concretamente, de si este sesgo se reparte o no de forma aleatoria. Como demuestran distintos trabajos, aunque la *attrition* sea alta sólo constituye un problema si es selectiva (Jiménez-Martín y Peracchi, 2002). Si existen, efectivamente, categorías sociodemográficas en las que la incidencia de la pérdida de las observaciones iniciales es superior a la media, las posibles estimaciones que se hagan del proceso distributivo pueden introducir sesgos importantes. Si, por ejemplo, son los individuos con rentas más bajas los que en mayor medida abandonan la muestra el efecto previsible sería el de una reducción de la desigualdad –dependiendo lógicamente de la sensibilidad del indicador escogido a los cambios en cada estrato de renta–, debido al truncamiento de la distribución en su extremo inferior.

Una primera vía, desde el plano descriptivo, para recoger la incidencia diferencial del problema por categorías socioeconómicas, es analizar su alcance en cada colectivo específico. Para ello se puede comparar el porcentaje de permanencia en cada categoría con el del porcentaje de individuos que permanecen los ocho años en la muestra. Podemos atender tanto a las características del hogar como a las características estrictamente individuales. Los datos muestran, en general, cierta similitud en los patrones de attrition en la mayoría de los países, aunque con algunas diferencias según cuáles sean las categorías socioeconómicas consideradas (Cuadro 1).

Si se agrupa a la población por las deciles de renta iniciales, no se constata en todos los casos la evidencia encontrada en paneles de otros países, como el PSID estadounidense, de que cuanto mayor es el nivel de renta mayor es también la probabilidad de abandonar la encuesta. Mientras que en Francia, Reino Unido y Alemania existe un perfil nítidamente definido, con cierta linealidad respecto a la renta –menor probabilidad de salida de la muestra de las deciles más ricas–, España e Italia parecen coincidir en un mayor rango de variación de la attrition por deciles y en un patrón poco definido. Esta singularidad del modelo “latino” aparece también cuando se consideran otras variables, como la probabilidad de permanecer en la muestra de los hogares cuya principal fuente de renta son las prestaciones por desempleo. Este tipo de

hogares presentan tasas de attrition superiores a la media en España e Italia, sucediendo lo contrario en los otros tres países considerados.

Las coincidencias son plenas, sin embargo, en los resultados correspondientes a los hogares dependientes de las rentas del trabajo asalariado. La mayor estabilidad económica de este colectivo, comparada, por ejemplo, con la del que recibe fundamentalmente rentas de la propiedad, incrementa las posibilidades de seguimiento de los hogares y la probabilidad de que la permanencia en paneles longitudinales sea más prolongada. Los resultados parecen corroborar tal hipótesis, mostrando, sin excepción, porcentajes de permanencia más elevados. Lo contrario sucede, salvo en el caso de Alemania, con las rentas de la propiedad, con tasas de abandono sensiblemente superiores al resto de categorías, realidad fácilmente explicable por la mayor volatilidad e incertidumbre de este tipo de rentas.

Igualmente lógica es la hipótesis de una mayor propensión a abandonar la muestra en sucesivas olas de los hogares pensionistas. En todos los países, los porcentajes de permanencia en la muestra de este segmento de hogares son inferiores a la media de la población. Tales resultados tienen su traslación lógica en los perfiles por edades de la *attrition*: la relación en casi todos los países presenta un perfil cuadrático, con tasas de salida considerablemente superiores a la media en los mayores de 65 años y en la mayoría de los casos, salvo España, en los hogares con sustentadores más jóvenes. Tales resultados se repiten en otros países que disponen de paneles de hogares más largos, en los que el envejecimiento de la población es una de las características con mayor capacidad explicativa de la salida de la encuesta (Fitzgerald *et al.*, 1998). El abandono de la muestra en varios países por parte de los jóvenes es también un hecho natural, dada la mayor movilidad residencial de este colectivo.

Tampoco parece aleatoria, en ningún país, la distribución de la *attrition* según el tamaño y el tipo de hogar. En Francia, Reino Unido y Alemania parece asentarse un perfil en forma de U, por el que los individuos que viven en hogares unipersonales y los de mayor dimensión presentan porcentajes de salida superiores a los del resto de la población. En Italia y, en menor medida, España, existe, sin embargo, una probabilidad de permanencia de los hogares numerosos mayor que la media, relacionada con la mayor estabilidad en la muestra de los hogares con una gran presencia de niños.

Coinciden, sin embargo, todos los países en la sobre-representación en la muestra de las parejas con hijos, debido, a priori, a que se trata del núcleo familiar más estable. Los resultados relativos al estado civil parecen corroborar tal impresión, con porcentajes de permanencia en la muestra mucho más reducidos en todos los países de los hogares con sustentadores divorciados o separados.

La divergencia entre el modelo “latino” y el resto también queda de manifiesto en el caso de la distribución de la attrition según el nivel educativo del sustentador principal. Mientras que en Francia, Reino Unido y Alemania los niveles educativos más altos parecen asociados a una mayor permanencia en la muestra, en España e Italia la educación aparentemente no parece ser un factor responsable de la salida de la muestra ni tampoco parece que exista una relación lineal o cuadrática con el nivel de ingresos. En el caso de España, este resultado contrasta con el obtenido con otras fuentes (Gradín *et al.*, 2004).

En la medida, finalmente, en que buena parte de la descripción realizada descansa en la hipótesis de la movilidad residencial de los hogares, determinante de la falta de respuesta por la imposibilidad de realizar el seguimiento del hogar, cobra sentido el análisis de la probabilidad de permanencia en la muestra según el régimen de vivienda. A priori, parece bastante razonable que los hogares con vivienda en propiedad tengan una movilidad residencial menor que los que acceden a la vivienda en régimen de alquiler. La distribución de frecuencias parece respaldar tal hipótesis, con porcentajes de permanencia muy superiores de los hogares con vivienda propia respecto a los que disfrutan de viviendas alquiladas.

### **2.3. La corrección de la attrition**

Una conclusión general del análisis descriptivo previo es que la attrition observada en el Panel de Hogares de la Unión Europea parece mostrar cierta selectividad, aunque sólo en algunas variables y países. Aunque la extensión de la attrition no parece cuestionar significativamente la representatividad longitudinal de la encuesta, puede resultar útil la construcción de un sistema de ponderación longitudinal de cada observación, que recoja la probabilidad de abandono de la encuesta, ya que, en algunos casos, la distribución no aleatoria puede sesgar los posibles resultados de los

estudios longitudinales. Siguiendo otros trabajos (Fitzgerald *et al.*, 1998, Pape, 2004, Gradín *et al.*, 2004), construimos estos factores longitudinales a partir de la estimación del *propensity score* o probabilidad de seguir en la encuesta, condicionada a la presencia de un conjunto de características socioeconómicas. Estos pesos serían, por tanto, el resultado de la estimación probabilística de cuántas observaciones que han salido de la muestra representa una observación concreta. A los individuos con mayor probabilidad de salida de la muestra se les asignaría una mayor ponderación.

La estimación parte, por tanto, de algún tipo de estimación de la probabilidad no lineal de permanecer en la muestra a partir de las características de los individuos entrevistados en la primera ola. Al término de la última ola disponible los individuos que estaban inicialmente pueden haber seguido en la muestra ( $Y=1$ ) o haber abandonado el panel ( $Y=0$ ):

$$\Pr(Y=1) = F(\mathbf{x}, \boldsymbol{\beta}) \quad (1)$$

siendo  $\mathbf{x}$  un vector que recoge las características de individuos u hogares en el momento de la primera observación. La probabilidad de permanencia en la encuesta puede formularse como:

$$\Pr(Y=1) = x_i' \boldsymbol{\beta} + u_i = p_s \quad (2)$$

donde  $\boldsymbol{\beta}$  representa el vector de coeficientes correspondientes a las características socioeconómicas de cada individuo u hogar ( $x_i'$ ) y  $p_s$  es la probabilidad estimada para cada observación. La estimación de tal probabilidad depende de las hipótesis que se hagan sobre  $u_i$ . Si se acepta que la forma más conveniente de modelizar la relación expresada es mediante una función de distribución logística,  $P(F) = e^F / (1+e^F)$ , la probabilidad de permanecer en el panel puede expresarse como:

$$P(Y=1) = \frac{e^{x_i' \boldsymbol{\beta}}}{1 + e^{x_i' \boldsymbol{\beta}}} = p_s \quad (3)$$

A partir de las probabilidades de permanencia en la muestra, que estimaremos a través de probits, pueden construirse factores de ponderación longitudinales. La estrategia más habitual consiste en el cálculo de la inversa de tales probabilidades<sup>1</sup>.

El peso longitudinal de cada observación  $i$  puede calcularse, por tanto, como:

$$\phi_{i,t} = \frac{(1/p_s)}{\sum(1/p_s)} = \frac{1}{p_s} \cdot \frac{N_{t=1}}{\sum(1/p_s)} \quad (4)$$

donde  $N_{t=1}$  representa el tamaño de la muestra inicial y de donde puede deducirse que  $\sum w_{i,t}=1$ . El primer término es el “propensity score weight”, que es la inversa de la probabilidad de permanecer en la muestra a lo largo del período considerado y que es el elemento clave en el análisis. El segundo término permite elevar la muestra de cada ola al tamaño de la inicial. Tal cálculo simplifica la comparación de las frecuencias entre olas y, al generar un factor común constante para todas las observaciones de una ola, no modifica el peso relativo de cada observación.

Una cuestión clave es la selección de variables en la especificación de las regresiones que tratan de explicar la probabilidad de permanecer en la muestra. En las estimaciones realizadas se incluyen las variables del PHOGUE a menudo identificadas como significativas en otros estudios previos que han tratado de estudiar la attrition con paneles de hogares. Las mayores garantías que ofrece la inclusión de variables significativas en otros trabajos no evita, sin embargo, una notable sensibilidad de los resultados tanto a la selección realizada como a la forma de considerar cada variable. La especificación de la renta, por ejemplo, por deciles, cuadrática o logarítmica, puede dar lugar a resultados diferentes.

Existe, además, un problema especial con los valores perdidos. Los valores “missing” en una variable excluyen la observación correspondiente de la regresión, sin que sea posible asignarle un peso específico. Una alternativa es asignar el valor medio de la distribución cuando no existe información sobre una variable concreta. Las

---

<sup>1</sup> Como señalan Kalton y Brick (1994), tal procedimiento puede resultar limitado si no se conoce correctamente la probabilidad conjunta de que un hogar salga de la muestra, además de la probabilidad individual de cada uno de sus miembros.

imputaciones, sin embargo, pueden generar problemas importantes, al ajustar la información a criterios estadísticos más que a datos reales. Parece más recomendable la exclusión de las regresiones de aquellas variables con mayor probabilidad de falta de respuesta. Existe también otra disyuntiva, al poder utilizar tanto la información que ofrecen los datos referidos a las características del sustentador principal como los datos estrictamente individuales.

Este abanico de opciones obliga a la estimación de diferentes modelos y a la selección de aquéllos que presenten resultados más robustos. En este trabajo estimamos dos tipos de modelos. El primer tipo extrae el vector de características determinantes de la attrition entre las variables relativas a las características del hogar y el sustentador principal. La presencia de valores missing en algunas variables identificadas en otros estudios como con un alto grado de asociación estadística con la probabilidad de permanencia en la muestra obliga a examinar los resultados que se producen tanto incluyéndolas como excluyéndolas del modelo. Se estiman, por ello, tres modelos distintos con este primer tipo de información. El primero incluye la renta del hogar por adulto equivalente, la principal fuente de renta de los hogares, el tipo de hogar, el régimen de vivienda y varias características relativas al sustentador principal, como la edad, el sexo, el estado civil y el nivel educativo. Se trata esta última, sin embargo, de la variable que presenta más valores perdidos en todos los países. Por tal razón, un segundo modelo incluye las mismas variables menos la educación. Un tercer modelo añade, además de la educación, otras variables del hogar sin problemas de falta de respuesta, como el tamaño del mismo, el número de niños y el número de miembros que trabajan.

El segundo tipo de modelos se nutre de las características estrictamente individuales, utilizando para ello el fichero de adultos del PHOGUE, que es el que contiene este tipo de información<sup>2</sup>. Un primer modelo utiliza como variables explicativas de la attrition la renta neta individual, la relación con la actividad, el sexo, el estado civil y el nivel educativo individual. Un segundo modelo añade la edad y el tercer modelo, además de esta última, el estado de salud.

---

<sup>2</sup> Se excluyen, por tanto, de las estimaciones, y, con ello, del cálculo de ponderaciones, a los niños y a los adultos sin cuestionario completo.

Los resultados, que se muestran en los Cuadros 2 y 3, corroboran la conclusión general del análisis descriptivo previo de un tipo de attrition no completamente aleatoria, al presentar algunas variables efectos estadísticamente significativos. Las estimaciones que tienen en cuenta la información del sustentador principal y el conjunto del hogar confirman algunos de los rasgos del análisis estadístico preliminar. Aparece, sin embargo, una relación más visible y de carácter positivo, en general, de la probabilidad de permanencia en el PHOGUE con la renta ajustada y negativo cuando ésta se expresa al cuadrado, salvo en el caso de Italia. Esta probabilidad también es menor, generalmente, en los hogares que dependen de las rentas de la propiedad, sin resultar significativa, en la mayoría de los países, la dependencia de las pensiones. Ello no parece incompatible, sin embargo, con la idea de que cuanto más avanzada es la edad del sustentador más reducida es la probabilidad del seguimiento en el tiempo del hogar. Los resultados permiten identificar también a las parejas con hijos como el tipo de hogar con mayor probabilidad de permanencia, una vez que se controlan otras características, si bien algunas de estas categorías no resultan significativas en varios de los países considerados. Resultan especialmente significativas, casi sin excepción, las situaciones de separación o divorcio, disminuyendo la probabilidad de permanecer en la muestra, y el régimen de vivienda, reduciéndose significativamente esa probabilidad en el régimen de vivienda en alquiler.

Los coeficientes de las diferentes categorías educativas no parecen ofrecer gran capacidad explicativa, salvo en el caso francés y, en ciertos grupos, en España. Se trata éste de un dato crucial en el procedimiento de estimación, ya que, como se ha señalado, es la variable con mayor falta de respuesta, obligando su inclusión a la eliminación de observaciones en la construcción de los factores de ponderación. Resulta relevante, por ello, que su eliminación del modelo no suponga cambios en los coeficientes, mejorando, en general, la robustez del análisis (Cuadro 2.b.) Ese segundo modelo, además, ofrece mejores resultados que cuando se incluyen otras variables con elevada tasa de respuesta, como el número de niños y el tamaño del hogar o el número de individuos que trabajan, al perder significación estadística la mayoría de las categorías (Cuadro 2.c.).

Los modelos construidos con la muestra de individuos adultos ofrecen resultados parecidos. La relación con la renta, en este caso individual, la situación laboral o el estado civil, es muy similar, y las variables educativas parecen contribuir poco a la

mejora de la estimación(Cuadro 3a). El panorama no cambia cuando se introduce la edad (Cuadro 3b) y el estado de salud (Cuadro 3c).

Para el cálculo de las ponderaciones parece, por tanto, más robusto el modelo 2b, que excluye la educación y evita reducir el número de observaciones. Resulta conveniente, no obstante, evaluar si los posibles resultados cambiarían sensiblemente según se opte por una u otra ponderación. El estudio de las correlaciones entre los pesos longitudinales obtenidos con cada estimación puede informar sobre la posible sensibilidad de los resultados a la opción escogida. Parece también importante comparar los pesos longitudinales obtenidos a partir de los probit con los que ofrece el fichero de microdatos de Eurostat. Los resultados no tienen por qué ser coincidentes, aunque aparentemente el procedimiento es similar. Eurostat se limita a señalar que los pesos longitudinales del PHOGUE se han construido considerando los patrones de no respuesta y con procedimientos de calibración que tienen en cuenta controles externos. En la práctica, cada productor de los ficheros originales cuenta con cierta discrecionalidad para la construcción de los sistemas de ponderación, teniendo, a menudo, que conciliarlos con diferentes objetivos relacionados con la depuración de datos.

El Cuadro 4 ofrece la matriz de correlaciones con los distintos pesos estimados para cada país. Los siete tipos de ponderación longitudinal corresponden, respectivamente, a los ofrecidos por Eurostat ( $\phi^E$ ), los estimados con las características del hogar y el sustentador principal ( $\phi_1^A, \phi_2^A, \phi_3^A$ ) y los estimados con las características individuales ( $\phi_1^B, \phi_2^B, \phi_3^B$ ). La comparación entre cada sistema de ponderación se realiza, lógicamente, teniendo en cuenta solamente los individuos con cuestionarios completos. Destaca del cuadro de resultados la nula relación entre los pesos ofrecidos por Eurostat y los estimados con los dos tipos de variables, lo que introduce la posibilidad de resultados diferentes si los cálculos realizados son muy dependientes del procedimiento de ponderación utilizado.

Un aspecto positivo es la altísima correlación entre las ponderaciones correspondientes al primer tipo de modelos en todos los países. La inclusión o no de la educación no parece relevante, resultando ésta una cuestión crucial, en la medida en que

la opción por el modelo  $A_2$  permitiría evitar la eliminación de un número de observaciones no deseñable en algunos países. Sí parece tener más importancia, sin embargo, que la estimación se base en las características individuales en lugar de las del hogar. La correlación entre ambas ponderaciones es positiva, pero moderada, lo que podría generar cierta sensibilidad en los resultados, según se opte por un criterio u otro.

La mayor eficiencia de las estimaciones que permiten contar con el conjunto de observaciones de la muestra aconseja, por tanto, seleccionar la segunda variante del primer tipo de los dos modelos estimados, poco sensible a la inclusión o no de otras variables del hogar, pero con pesos algo diferentes de los que resultan de considerar la información estrictamente individual y sin ninguna relación con las ponderaciones que ofrece Eurostat. Una manera simple de constatar la fiabilidad que pueden tener las ponderaciones estimadas es comparar la distribución inicial de frecuencias corregida con los pesos de sección cruzada de Eurostat con la que resulta de aplicar este sistema de ponderaciones a la ola inicial para los individuos que permanecen en la muestra durante todo el período de observación (panel puro). Si la especificación del modelo que sirve de base de las estimaciones es correcta debería haber, a priori, grandes coincidencias entre la distribución inicial y la del panel puro ponderado por los factores construidos con el “propensity score”.

Los datos para los diferentes países, recogidos en el Cuadro 5, revelan un alto grado de simetría entre las distribuciones de frecuencias de un conjunto muy amplio de características. Las desviaciones de la última columna respecto a la primera son muy reducidas en la mayoría de los casos, aunque el mejor ajuste se da en los casos de Alemania, Francia e Italia. El uso, por tanto, de los factores estimados en el análisis dinámico de la distribución de ingresos ofrece garantías suficientes.

En sentido contrario, llama la atención la distancia entre las frecuencias originales y las resultantes de aplicar a la muestra inicial del panel puro los pesos definidos por Eurostat. Su utilización implica conceder un mayor peso relativo a determinadas categorías de la población. En el caso de Alemania, Francia e Italia destaca el mayor peso concedido a las deciles más ricas. En España e Italia no se constata un efecto tan pronunciado, si bien se aprecia un menor peso con las ponderaciones de Eurostat del extremo inferior de la distribución de la renta. Se produce

también un redimensionamiento de la muestra en la distribución de la población según la fuente principal de renta del hogar. En general, salvo en Alemania, se aprecia una mayor ponderación con estos pesos de los hogares con rentas del trabajo asalariado y se dan también cambios en el peso demográfico de los pensionistas, aunque difieren entre los países considerados en su dirección, sucediendo algo similar en el caso de las rentas privadas. Los pesos de Eurostat también modifican ligeramente la distribución por tipos de hogar. Mientras que en España y Francia su aplicación hace perder peso a los hogares unipersonales, lo contrario sucede en Alemania e Italia. Coincidén, sin embargo, todos los países en una menor presencia en la muestra inicial de los hogares monoparentales cuando se usan las ponderaciones de Eurostat.

Se aprecian también divergencias entre países en la distribución por edades aplicando estos pesos, pero siempre alejándose las frecuencias de las de la muestra inicial. En el resto de variables analizadas los cambios son similares en todos los países, reduciéndose el peso de los hogares con sustentadores separados o divorciados, aumentando el de los hogares con titulares con mayor nivel educativo, con vivienda en propiedad y, en general, con mayor número de hijos. Este dato, en cualquier caso, no se traduce en una ganancia de peso en todos los países de los hogares de mayor dimensión, al resultar éste un rasgo presente en España y Francia, pero no en Alemania y Reino Unido, donde los datos apuntan al proceso contrario.

### **3. ATTRITION Y MOVILIDAD DE INGRESOS**

El estudio comparado de la dinámica de las rentas individuales es una de las principales posibilidades abiertas con el desarrollo del PHOGUE. Son varios los interrogantes planteados por los análisis estáticos comparados de la desigualdad que sólo encuentran contestación desde una perspectiva dinámica. La aparente estabilidad en la distribución de la renta en varios países europeos ha podido estar acompañada por reordenaciones importantes de los hogares en la escala de rentas, afectando a la valoración del bienestar. De la misma forma, la diversidad de procesos determinantes de los cambios en las fuentes de renta podría estar originando una diferente variabilidad en el tiempo de las rentas de los hogares. La acusada heterogeneidad de la intensidad de las prestaciones sociales, por ejemplo, podría explicar la mayor inestabilidad de la renta familiar en los países considerados. Sin olvidar, sin duda, el debate recurrente sobre

modelos sociales alternativos, con una extensión muy diferente de los problemas de desigualdad salarial y trabajo de bajos salarios en países con diferencias notables en la organización de los mercados de trabajo y la protección social.

Las posibles conclusiones a las que se puede arribar a partir de la aplicación de las metodologías habituales del análisis dinámico de las rentas individuales están muy condicionadas, sin embargo, por la posible falta de representatividad de la muestra del PHOGUE al término de su elaboración respecto a las características iniciales. Una mayor salida de los hogares de menores rentas, por ejemplo, podría dar lugar a la obtención de indicadores de movilidad ascendente muy superiores a lo que deberían ser sus valores reales. Los menores niveles de attrition en algunos países en las categorías educativas más altas podrían contribuir a reflejar incorrectamente los procesos de movilidad salarial. Aunque el análisis previo mostraba una diferente incidencia de la attrition en cada país, existe suficiente evidencia de que en la mayoría de los casos ésta se manifiesta de manera selectiva. La posibilidad de que la pérdida gradual de muestra no sea aleatoria puede afectar al análisis longitudinal de los hogares. La respuesta a qué grado y qué tipo de movilidad de ingresos prevalece en una sociedad concreta depende, en buena medida, de la calidad y representatividad de los datos de panel.

Dos son las cuestiones que permiten corroborar en qué medida la attrition del PHOGUE puede introducir o no sesgos de cierta magnitud en el estudio de la movilidad de ingresos. En primer lugar, se debe contrastar si los indicadores habituales de movilidad cambian sustancialmente o no debido al abandono progresivo de la muestra de determinados grupos de hogares. En segundo lugar, se puede estimar, a partir de los factores de ponderación longitudinal calculados en el apartado anterior, si esos sesgos pueden corregirse mediante el uso de métodos adecuados de ponderación de los individuos que abandonan la muestra.

### **3.1. *El efecto de la attrition sobre la movilidad de ingresos***

Un procedimiento estandarizado de cálculo de los efectos de la attrition sobre los resultados observables de la movilidad de ingresos consiste en la comparación de una batería de indicadores estimados para dos submuestras correspondientes a un período  $t - a$ , siendo  $t$  el número de olas disponibles del panel y  $a$  un número de años comprendidos

entre la primera y la última ola. Una primera submuestra sería la formada por todos los hogares que estaban en el panel en el momento  $t - a$  (submuestra  $k$ ) y otra, más reducida, la que permaneció en el panel durante las  $t$  olas o panel puro (submuestra  $p$ ). La intuición de este tipo de ejercicios es simple y ha sido desarrollada en diversos trabajos previos (Fizgerald *et al.*, 1998a, Behr *et al.*, 2003).

Sea  $R_+^n$  el conjunto de distribuciones posibles para una población formada por  $N$  individuos, siendo  $N = \{1, 2, \dots, n\}$ ,  $\mathbf{x} = (x_1, x_2, \dots, x_n) \in R_+^n$  la distribución inicial de la renta ordenada de manera ascendente e  $\mathbf{y} = (y_1, y_2, \dots, y_n) \in R_+^n$  la correspondiente a un segundo período. Es posible asignar a cualquier individuo  $i \in N$  un vector de rentas  $(x_i, y_i)$  para el conjunto del período, que recoge las rentas de ese individuo en la distribución inicial y final, puesto que la transformación  $\mathbf{x} \rightarrow \mathbf{y}$  genera una variación intertemporal en las rentas individuales. Dicha transformación puede suponer tanto variaciones en los ingresos finales de cada individuo como cambios en su posición en la escala de rentas, que pueden resumirse a través de un índice de movilidad ( $\mathbf{M}$ ). Supongamos, contando con la disponibilidad de datos para el conjunto del período  $t$ , que en alguno de los años intermedios del período de realización del PHOGUE se quisiera analizar la movilidad de ingresos en el período transcurrido hasta entonces ( $t - a$ ). La transformación observable en el momento  $t - a$  es  $\mathbf{x}_k \rightarrow \mathbf{y}_k$ , siendo  $k \in N$  un individuo que permaneció en la muestra del PHOGUE en las  $t - a$  olas. Siendo  $\mathbf{x}_p \rightarrow \mathbf{y}_p$  la transformación de rentas correspondiente a los individuos que permanecen en la muestra todas las olas, puede afirmarse que existe un efecto de la attrition sobre la movilidad si  $\mathbf{M}(\mathbf{x}_k \rightarrow \mathbf{y}_k) \neq \mathbf{M}(\mathbf{x}_p \rightarrow \mathbf{y}_p)$ .

Son varios los índices que permiten sintetizar en una única medida las transformaciones de los ingresos individuales. Cada uno de ellos captura una dimensión diferente de la movilidad, respondiendo a distintos conceptos de partida. La relación entre la desigualdad de sección cruzada y longitudinal ha sido formalizada por Shorrocks (1978a), a través de un índice de movilidad que compara la desigualdad en distintos sub-períodos  $(t_{k-1}, t_k)$  dentro de un intervalo temporal concreto  $(t_0, t_n)$  con la desigualdad resultante de la consideración de las rentas agregadas de cada individuo en el conjunto del período:

$$R = \frac{I[x(t_0, t_n)]}{\sum_{i=1}^n w_k I[x(t_{k-1}, t_k)]} \quad (5)$$

donde  $I$  es un indicador de desigualdad,  $X$  una distribución de ingresos y  $w_k$  un factor de ponderación de la renta agregada recibida en cada subperíodo  $k$  ( $w_k = \mu(\mathbf{x}_{tk-1, tk})/\mu(\mathbf{x}_{t0, tn})$ ).

Otro tipo de enfoques tratan de estimar algún tipo de relación estadística entre las rentas individuales de la distribución final ( $\mathbf{y}$ ) y la inicial ( $\mathbf{x}$ ). La medida más básica es el coeficiente de correlación entre las rentas de las dos distribuciones ( $\rho(\mathbf{x}, \mathbf{y})$ ). Esta idea queda también recogida en el *índice de Hart*, definido como el complementario de la correlación entre las rentas (en logaritmos) de cada período. Un tercer enfoque, muy difundido, pone el acento en los cambios de estado dentro de la distribución de la renta. La forma más habitual de medir esta dimensión de la movilidad es mediante la construcción de matrices de transiciones de los individuos entre los distintos percentiles de la distribución en dos momentos del tiempo. A partir de estas matrices se pueden construir indicadores sintéticos del conjunto de transiciones. El más conocido es el de Shorrocks (1978b):

$$M(P) = \frac{n - tr(P)}{n - 1} \quad (6)$$

donde  $tr$  es la traza de la matriz de transición y  $n$  el número de percentiles y, por tanto, de filas y columnas de la matriz. A mayor probabilidad de permanencia en el mismo estrato de renta, mayor sería el valor de la traza y menor el valor del índice. Otro indicador, complementario del anterior, es el propuesto por Bartholomew (1973). Su índice promedia los movimientos fuera de la diagonal:

$$BI = \sum_{l=1}^n \sum_{j=1}^n p_{lj} |l - j| \quad (7)$$

donde  $p_{lj}$  representa las transiciones hacia percentiles distintos del inicial. Cuanto mayor sea el valor del índice, mayor es la movilidad. También resulta un indicador intuitivo de la movilidad el porcentaje de hogares que permanecen en la misma decila.

La estimación de los diferentes tipos de indicadores con las dos submuestras revela algunos resultados interesantes sobre los efectos de la attrition (Cuadro 6). En primer lugar, no parece que la salida futura de la muestra de una parte considerable de las observaciones introduzca un sesgo en las comparaciones entre países. No se producen reordenaciones entre ellos y la varianza de los valores de los diferentes indicadores nacionales no se modifica sustancialmente. Se repite, sin embargo, un patrón común de resultados en todos los países: la movilidad observada es sistemáticamente inferior con la muestra de panel puro para las ocho olas que con la formada por todos los individuos que estuvieron al menos las cuatro primeras olas. La única excepción es Francia, que repite ese comportamiento con los indicadores de rigidez de rentas, pero que muestra una mayor movilidad con el panel puro cuando se utilizan las matrices de transición. Las diferencias, en cualquier caso, entre los indicadores con las diferentes submuestras son pequeñas, especialmente en España y Alemania. Sólo en el Reino Unido la attrition parece tener un efecto más importante sobre la magnitud de la movilidad observada, especialmente cuando ésta se aproxima a través de indicadores de asociación estadística.

El principal efecto, sin embargo, de la attrition sobre las estimaciones de movilidad no está tan relacionado con los valores agregados de los índices sino con la posibilidad de obtener indicadores diferentes cuando se descompone la movilidad en sus componentes estructurales o cuando se analiza por particiones de población. Parece necesario identificar el modo en que la caída no selectiva de la muestra afecta o no a la diferenciación entre las reordenaciones de los individuos entre las dos distribuciones y las modificaciones en la estructura de rentas como factores que explican las fluctuaciones de los ingresos a lo largo del tiempo. Un indicador que permite una primera aproximación a esta diferenciación es el propuesto por Fields y Ok (1996), quienes definen un índice que resulta de la suma de los valores absolutos de los cambios de renta de cada individuo u hogar:

$$m_n(x, y) = \frac{\sum_{i=1}^n |\log x_i - \log y_i|}{n} \quad (8)$$

Una característica importante de este indicador es su carácter aditivamente descomponible en el componente de movilidad debida a las transferencias de renta entre individuos u hogares sin que cambie la renta total, asimilable a la movilidad de intercambio, y la movilidad debida al crecimiento económico, similar al concepto de movilidad estructural. El indicador puede descomponerse como:

$$m_n(x, y) = K(x, y) + T(x, y) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (\log y_i - \log x_i) + \frac{2}{n} \sum_{i \in L} (\log x_i - \log y_i) \quad (9)$$

donde  $K(x,y)$  resume los cambios en las rentas provocados por el crecimiento económico y  $T(x,y)$  refleja el movimiento total de rentas atribuible a las transferencias de los que ganan a los que pierden.

Las posibilidades de descomposición del índice de Fields y Ok se extienden también al ámbito de las particiones por grupos de población. El índice puede descomponerse como una media ponderada del movimiento de ingresos específico de cada categoría de la población. Si se divide la población en  $J \in \{1, \dots, n\}$  particiones,  $\forall j=1, \dots, J$  y  $x^j, y^j$ :

$$m_n[(x^1, \dots, x^J), (y^1, \dots, y^J)] = \sum_{j=1}^J \left( \frac{n_j}{n} \right) m_{nj}(x^j, y^j) \quad (10)$$

siendo  $\mathbf{x}$  e  $\mathbf{y}$  las distribuciones de renta de una misma población en dos momentos del tiempo y  $m_n$  una función del movimiento de rentas durante ese intervalo temporal. El índice puede desagregarse como una media ponderada de la movilidad de los distintos grupos de población, siendo las ponderaciones el peso demográfico de cada grupo:

$$m_n^*(x, y) = \sum_{j=1}^J \left( \frac{n_j}{n} \right) \left[ \frac{1}{n^j} \sum_{i=1}^n |\log y_i^j - \log x_i^j| \right] \quad (11)$$

La estimación, como en la batería de indicadores anterior, de los diferentes componentes de la movilidad en las dos submuestras añade matices interpretativos a los resultados previos (Cuadro 7). El índice de movilidad de Fields y Ok apenas registra pequeñas modificaciones cuando se pasa de una submuestra a otra, presentando valores más bajos en el caso de la muestra del panel puro. Lo principal, en este caso, es que no se modifica sustancialmente el peso de cada componente, permaneciendo el patrón de dominio del crecimiento en Reino Unido y de la movilidad debida a las transferencias en el resto. La attrition, en todo caso, parece acentuar este patrón, al producir pérdidas de peso del componente de crecimiento en todos los países, salvo en España. El efecto más grande de la pérdida no aleatoria de muestra se da en Francia, donde la attrition hace que el índice de movilidad asociado al crecimiento crezca un 7% y ciaga más del 6% el de transferencia.

La descomposición por grupos de población obliga a un nivel más desagregado de información para el análisis. La estimación de los indicadores de movilidad respectivos de cada categoría ( $M_i$ ) y de su contribución a la movilidad del conjunto de la población ( $C_i$ ) se ve afectada por las mayores dificultades de representatividad (Cuadros 8 y 9). Si la atención se fija en la movilidad por tipos de hogar, casi todos los países registran importantes diferencias tanto en los indicadores como en la contribución a la movilidad total, según se considere la muestra de panel puro o la muestra correspondiente a los que estuvieron al menos las cuatro primeras olas. La attrition produce en todos los países una menor contribución a la movilidad de las personas solas mayores de 65 años. Algo similar sucede con los individuos pertenecientes a hogares monoparentales, con indicadores y contribuciones mayores con la muestra  $k$  que con el panel puro, excepto en Francia y Reino Unido. Existen divergencias entre países, sin embargo, en el caso de los jóvenes que viven solos y en las parejas sin hijos.

Las clasificaciones menos desagregadas imponen, lógicamente, una menor distancia entre los indicadores obtenidos con cada muestra, aunque también se observan diferencias relevantes. Éstas afloran en las distintas fuentes de renta en todos los países, aunque sin que predomine un patrón común. Únicamente las pensiones parecen estar relacionadas, salvo en el caso de Francia, con valores observados de la movilidad ligeramente menores con el panel puro. La attrition parece aumentar la movilidad de los individuos que viven en hogares con sustentadores en edades intermedias y apenas

modifica las diferencias por sexos. Son muy moderados también los cambios en los indicadores correspondientes al estado civil, dando origen la caída de la muestra a una reducción de la contribución de los individuos que viven en hogares con sustentadores casados a la movilidad total y a aumentos, por el contrario, de la contribución relativa de separados y divorciados. En el resto de categorías las diferencias son poco marcadas, con la excepción de las diferencias según el régimen de tenencia de la vivienda, causando la attrition, por regla general, una reducción de la contribución a la movilidad en el caso de viviendas en propiedad y una ganancia en el de alquiler.

### ***3.2. La movilidad de ingresos con ponderación de la attrition: ¿difieren los resultados?***

La comparación de los resultados con las dos submuestras revela que el problema de la attrition, si bien no parece tener una gran incidencia sobre los indicadores agregados de movilidad, puede introducir sesgos de cierta magnitud en los ejercicios de descomposición de los movimientos intertemporales de los ingresos individuales. Parece razonable, por tanto, la introducción de procedimientos de corrección de la attrition que traten de corregir dichos sesgos.

Siguiendo las opciones marcadas en el análisis previo, disponemos de tres alternativas diferentes: ponderación unitaria de cada observación del panel ( $\phi_i^l = 1$ ), utilización de los pesos longitudinales de Eurostat ( $\phi_i^l = \phi^E$ ) y estimación de sistemas de ponderación a partir del cálculo de la probabilidad condicional de permanecer en la muestra ( $\phi_i^l = \phi_2^A$ ). Las ventajas y los problemas señalados anteriormente para cada opción se reproducen de manera ampliada cuando se aplican dichos factores al análisis de la dinámica de los ingresos individuales. Cada uno de los indicadores de movilidad utilizados es muy sensible al tipo de ponderación escogido, especialmente en el caso de la descomposición del índice de Fields y Ok.

El ajuste de los datos teniendo en cuenta una u otra ponderación podría dar lugar a variaciones muy diferentes de la movilidad observada. Si, por ejemplo, alguno de los factores longitudinales diera más peso a los grupos de renta baja, la movilidad observada podría ser sustancialmente mayor, dado que este grupo protagoniza

habitualmente un mayor número de transiciones en la escala de rentas que otros estratos de la distribución.

La cuestión más relevante, en cualquier caso, es si se producen importantes modificaciones en los indicadores agregados, y con ello en la robustez del análisis, cuando se opta por un procedimiento u otro de ponderación. La estimación de las correlaciones de los diferentes tipos de ponderaciones cuestionaba la neutralidad de la decisión (Cuadro 4). El cálculo de la misma batería de indicadores agregados de movilidad que en el caso anterior ilustra bien los posibles efectos de los procedimientos alternativos de corrección de la attrition. La atención se centra ahora en el conjunto de olas disponibles del PHOGUE (Cuadro 10).

En el caso de las medidas de asociación estadística se producen cambios sustanciales cuando se pasa de la no consideración de pesos longitudinales a la utilización de los factores estimados mediante las regresiones no lineales. En general, el índice de Hart muestra una mayor movilidad con estos últimos pesos que sin ellos. Cambian, con ello, los resultados, desde un cuadro de diferencias casi mínimas entre países a diferencias mucho más apreciables. Se registran, de hecho, reordenaciones, como en Francia, que se convierte, con España, en el país con la menor correlación entre las rentas iniciales y finales con los pesos estimados, siendo Italia el único caso en el que no hay cambios de posición.

Los cambios son mucho más moderados cuando la movilidad se analiza desde la perspectiva de la rigidez de ingresos o de las transiciones en la escala de rentas. Si se adopta el primero de estos enfoques, la situación generalizada es la de modificaciones poco visibles de las cifras. No obstante, aunque no dan lugar a reordenaciones entre países, sí modifican al alza (Alemania y Reino Unido) y a la baja (Francia) los valores iniciales. Los índices parecen insensibles al uso de los pesos estimados en lugar de no considerar ponderaciones individuales cuando la movilidad se estima a través de matrices de transición. No sucede lo mismo, sin embargo, cuando se opta por las ponderaciones iniciales de Eurostat. La nula relación con los pesos longitudinales estimados a través de la probabilidad de permanencia en la muestra se manifiesta ahora en diferencias apreciables en los valores de los índices y en reordenaciones de los países. Si se utilizan los factores propuestos por Eurostat, España, por ejemplo, pasaría

de ocupar una posición media si se toma como referencia el porcentaje de individuos que permanecen en la misma decila o en la vecina a ser el país con mayor número de transiciones.

Dados estos resultados, cabría esperar que los correspondientes a ejercicios de descomposición por tipos de movilidad o grupos de población pudieran verse afectados por el uso de un sistema u otro de ponderación longitudinal. Los resultados de la descomposición del índice de Fields y Ok en el doble componente de crecimiento y transferencia sí parecen dependientes de las decisiones adoptadas, manteniéndose, como en los índices agregados, el panorama de cambios relativamente pequeños cuando se opta por los pesos estimados en lugar de la ponderación unitaria y de mayor magnitud cuando los índices se calculan con los pesos de Eurostat. En el primer caso, aunque los cambios sean relativamente pequeños, modifican la contribución relativa a la movilidad de los dos componentes (al alza la del crecimiento en Alemania, Reino Unido y Francia, donde pasa a dominar en lugar de la situación de equilibrio en los cálculos sin ponderaciones, y a la baja en Italia). Los pesos de Eurostat, salvo en el Reino Unido, sistemáticamente elevan la contribución del crecimiento en todos los países.

La utilización de los pesos longitudinales alternativos produce mayores diferencias en los resultados de la descomposición de la movilidad por grupos de población. Pese a que los cambios en los índices específicos de movilidad de cada categoría son, en general, relativamente pequeños, no sucede lo mismo con el peso demográfico de cada grupo, lo que hace que la contribución total a la movilidad se modifica sustancialmente en varios grupos cuando se pasa de un sistema de ponderación a otro (Cuadros 12, 13 y 14). Estos cambios siguen un patrón bastante definido en el salto desde el cálculo de los indicadores con ponderaciones unitarias al uso de los factores estimados. Se eleva, por ejemplo, en todos los países la contribución relativa de los hogares unipersonales y se reduce sustancialmente la contribución de los individuos dependientes de rentas del trabajo, mientras que lo contrario sucede con aquellos cuya principal fuente de ingresos son las rentas privadas. Menos intensa es la modificación que produce el uso de los pesos en la partición por edades, salvo la mayor aportación de los jóvenes en Italia y Reino Unido y aparece con nitidez una mayor contribución de las mujeres.

Destaca también la mayor contribución a la movilidad de los segmentos de población con mayor probabilidad de que sus ingresos fluctúen en el tiempo, como aquellos con sustentadores separados o divorciados o que viven en viviendas en régimen de alquiler. Por último, existe también una clara relación lineal inversa entre el tamaño del hogar y la mayor contribución a la movilidad cuando se opta por utilizar los pesos estimados.

Este panorama cambia significativamente cuando los resultados se comparan con los que genera el uso de los pesos longitudinales propuestos por Eurostat. Los cambios en la contribución relativa de cada grupo son mucho más pronunciados y, en general, no siguen un patrón definido. Las estimaciones realizadas confirman, por tanto, una notable sensibilidad de los resultados al sistema de ponderación seleccionado, especialmente en el análisis más desagregado de la movilidad de ingresos.

#### **4. CONCLUSIONES**

La creciente disponibilidad de bases de datos longitudinales ha dado lugar al desarrollo de nuevas líneas de investigación que tratan de explorar diferentes aspectos relacionados con la desigualdad y el bienestar social. Entre otros procesos dinámicos, la movilidad de ingresos ha recibido una considerable atención, con un notable impulso del trabajo empírico, sustentado en una notable mejora de los métodos y las técnicas de análisis. Buena parte de este trabajo, sin embargo, se ha visto condicionada por los límites naturales de este tipo de información. La pérdida de observaciones a medida que se han ido realizando nuevas olas de datos (*attrition*) supone, habitualmente, un cambio en la representatividad de las observaciones finales, más intenso cuanto más selectiva sea la probabilidad de permanecer en la muestra.

El objetivo principal de este trabajo ha sido tratar de examinar en qué medida el Panel de Hogares de la Unión Europea está afectado por un problema de *attrition* no aleatoria y tratar de corregir su posible incidencia sobre el estudio de la movilidad de ingresos en un grupo de países de la Unión Europea.

Las diferentes estimaciones realizadas parecen poner de manifiesto que la *attrition* observada en el PHOGUE se caracteriza por cierta selectividad, aunque sólo en

algunas variables y países. La pérdida, aunque parcial, de la representatividad de la muestra a medida que se han ido realizando diferentes olas de estas fuente nos ha llevado a la construcción de un sistema de ponderación longitudinal de cada observación, dependiente de la probabilidad de permanencia en la encuesta. Se han construido, para ello, diferentes modelos de probabilidad, que corroboran la existencia de un tipo de *attrition* no completamente aleatoria. El modelo seleccionado para construir los pesos longitudinales, que permitan corregir el problema constatado de *attrition* no aleatoria, a la vez que parece generar un alto grado de simetría con las distribuciones de frecuencias de la muestra inicial, ofrece resultados bastante diferentes, en cuanto a las características iniciales de la muestra, con las que resultan de la utilización de los pesos proporcionados por Eurostat. Tal realidad alerta sobre la posible sensibilidad de los resultados de las estimaciones dinámicas cuando se opta por uno u otro procedimiento.

En el caso de la movilidad de ingresos, los contrastes realizados revelan una notable sensibilidad de los resultados al sistema de ponderación utilizado. Si bien la *attrition* no parece producir grandes efectos sobre los indicadores agregados de movilidad, afecta decisivamente a los ejercicios de descomposición de ésta, especialmente relevantes para el análisis de modelos sociales y evaluación de políticas públicas. A la luz de los cálculos realizados, la corrección de los resultados con sistemas de ponderación directamente diseñados a partir de la estimación de la probabilidad de permanecer en la muestra puede contribuir a corregir el problema. No obstante, las diferencias en los indicadores estimados, especialmente acusadas en algunas particiones de la población, según el tipo de ponderación utilizado obliga a considerar con suficiente cautela las posibles inferencias que puedan extraerse en términos de mejora del diagnóstico de los procesos analizados o de posibles cambios en el diseño de la intervención pública.

## Bibliografía

- Baltagi, B.H. (2001): *Econometric Analysis of Panel Data*, 2<sup>a</sup> edición, John Wiley & Sons.
- Bartholomew, D.J. (1973): *Stochastic Models for Social Process*, 2<sup>o</sup>ed. Londres: John Wiley and Sons.
- Becketti, S., Gould, W., Lillard, L. y Welch, F. (1988): “The Panel Study of Income Dynamics after 14 years: An evaluation”, *Journal of Labor Economics*, 6, pp.472-492.
- Behr, A., Bellgardt, E. y Rendtel, U. (2002): “Extent and determinants of panel attrition in the European Community Household Panel”, *Working Paper 7*, CHINTEX.
- Behr, A., Bellgardt, E. y Rendtel, U. (2003): “Comparing poverty, income inequality and mobility under panel attrition. A cross country comparison based on the European Community Household Panel”, *Working Paper 12*, CHINTEX.
- Buck, N. y McCulloch, A. (2001): “Country differences and survey differences in the analysis of attrition in panel studies”, *Chintex Workshop*, November 2001.
- Davey, A., Shanahan, M.J. y Schafer, J.L. (2001): “Correcting for Selective Nonresponse in the National Longitudinal Survey of Youth Using Multiple Imputation”, *Journal of Human Resources*, 36, pp. 500-519.
- Fitzgerald, J., Gottschalk, P. y Moffitt, R. (1998a): “An Analysis of sample Attrition in Panel Data – The Michigan Panel Study of Income Dynamics”, *Journal of Human Resources*, 33, pp. 251-299.
- Fitzgerald, J., Gottschalk, P. y Moffitt, R. (1998b): “The Impact of Attrition in the Panel Study of Income Dynamics on Intergenerational Analysis”, *Journal of Human Resources*, 33, pp. 300-344.
- Gradín, C., Cantó, O., y Del Río, C. (2004): “Inequality, poverty and mobility: choosing income or consumption as welfare indicators”. *Papeles de Trabajo del Instituto de Estudios Fiscales* nº18/04.
- Hill, D.H. y Willis, R.J. (2001): “Reducing Panel Attrition. A Search for Effective Policy Instruments”, *Journal of Human Resources*, 36 (3), pp. 416-438.
- Kalton, G., y Brick, J.M. (1994): “Weighting schemes for household panel surveys”. *Proceedings of the Survey Research Methods Section of the American Statistical Association*, pp. 785-790. Alexandria, VA: American Statistical Association.
- Matyas, L. y Sevestre, P. (eds.) (1992): *The Econometrics of Panel Data*, Kluwer Academic Publishers: The Netherlands.
- Neukirch, T. (2002): “Nonignorable attrition and selectivity biases in the Finnish subsample of the ECHP. An empirical study using additional register information”, *Working Paper 5*, CHINTEX.
- Nicoletti, C. y Peracchi, F. (2002): “A cross-country comparison of survey nonparticipation in the ECHP”, *Working Papers* of the Institute for Social and Economic Research, paper 2002-32, Colchester: University of Essex.

Pannenberg, M. (2001): "Documentation of sample sizes and panel attrition in the German Socio Economic Panel (GSOEP) (1984 until 2000)", *DIW Research Notes*, 6.

Pape, A. (2004): "How Does Attrition Affect the Women's Employment Study Data?", National Poverty Center, University of Michigan (mimeo).

Peracchi, F. (2002): "The European Community Household Panel: A review", *Empirical Economics*, 27, pp. 63-90.

Pierret C.R. (2001): "Event History Data and Survey Recall. An Analysis of the National Longitudinal Survey of Youth 1979 Recall Experiment", *Journal of Human Resources*, 36, pp. 439-466.

Rendtel, U. (2002): "Attrition in Household Panels: A Survey", *Working Paper* 4, CHINTEX.

Rendtel, U. y Büchel, F. (1994): "Test for non-ignorable panel attrition and their application on wage estimates fro the German Socio Economic Panel (GSOEP)", *DIW Discussion papers*, 89.

Romeo, C.J. (2001): "Controlling for Seam Problems in Duration Model Estimates With Application to the Current Population Survey and the Computer Aided Telephone Interview Overlap Survey", *Journal of Human Resources*, pp. 467-499.

Shorrocks, A.F. (1978a): "Income Inequality and Income Mobility", *Journal of Economic Theory*, 19, pp. 376-393.

Shorrocks, A.F. (1978b): "The measurement of mobility", *Econometrica*, 46, pp. 1013-1024.

Watson, D. y Healy, M. (1999): *Sample attrition between waves 1and 2 in the European Community Household Panel Study*, European Commission, Luxembourg, 118/99.

Wu, L.L., Martin, S.P. y Long, D.A. (2001): "Comparing Data Quality of Fertility and First Sexual Intercourse Histories", *Journal of Human Resources*, 36, pp. 520-555.

**Cuadro 1**  
**Porcentaje de individuos que permanecen en el PHOGUE las ocho olas**  
**(según las características del hogar al que pertenecen)**

Characteristics	Spain	France	UK	Germany	Italy
<i>Adjusted Disposable Household Income (a). Deciles</i>					
Decile 1	43.79	42.35	56.78	52.47	52.28
Decile 2	46.34	46.59	61.03	56.48	59.03
Decile 3	46.94	50.00	64.39	63.74	56.14
Decile 4	44.52	51.35	70.72	61.78	56.15
Decile 5	43.88	52.26	71.17	63.72	57.45
Decile 6	45.53	56.07	73.65	67.72	53.32
Decile 7	48.73	57.21	72.20	66.38	52.10
Decile 8	43.79	56.32	74.44	65.14	53.76
Decile 9	42.58	57.51	71.76	67.08	52.73
Decile 10	45.46	54.59	70.11	69.45	49.21
<b>Total</b>	<b>45.15</b>	<b>52.42</b>	<b>68.62</b>	<b>63.39</b>	<b>54.21</b>
<i>Household head's main source of income</i>					
Wages and salaries	46.02	55.86	73.03	65.59	56.21
Income from self-employment	45.72	53.46	72.20	62.33	52.30
Pensions	43.39	45.93	59.79	54.20	49.66
Unemployment/Redundancy benefits	48.90	38.96	63.44	54.84	65.32
Any other social benefits or grants	41.19	44.16	60.73	56.95	53.10
Private income	34.79	43.32	48.64	64.08	44.99
<b>Total</b>	<b>45.15</b>	<b>52.42</b>	<b>68.62</b>	<b>63.39</b>	<b>54.21</b>
<i>Household type</i>					
1-person household: aged 65 or more	37.85	37.98	49.02	46.36	37.83
1-person household: aged 30-64	44.08	50.73	71.22	64.79	51.02
1-person household: less than 30	20.41	38.03	60.36	56.86	41.67
Single parents	49.53	54.23	63.74	55.72	45.40
2 adults without children	44.49	49.41	69.40	62.06	48.95
2 adults with one child	48.89	56.36	76.70	68.46	53.47
2 adults with two children	47.58	59.73	76.66	70.82	61.42
2 adults with three children or more	50.77	59.38	76.53	65.02	62.60
3+ adults without children, no members aged <25	42.96	51.04	57.66	59.79	49.46
3+adults without children, one or more < 25	41.90	49.82	55.08	60.82	52.85
3+adults with one child	45.03	50.12	72.31	57.55	56.21
3+adults with two children	45.45	48.64	68.87	62.15	57.70
3+adults with three or more children	46.34	42.89	49.68	63.50	68.89
<b>Total</b>	<b>45.15</b>	<b>52.42</b>	<b>68.62</b>	<b>63.39</b>	<b>54.21</b>
<i>Household head's age</i>					
Aged less than 30	46.56	49.39	60.03	60.12	50.76
Aged 30-64	45.67	54.80	73.01	65.92	56.09
Aged 65 or more	41.80	42.52	57.52	50.03	45.77
<b>Total</b>	<b>45.15</b>	<b>52.42</b>	<b>68.62</b>	<b>63.39</b>	<b>54.21</b>
<i>Household head's sex</i>					
varon	45.93	53.45	71.66	65.16	55.30
mujer	42.18	49.60	63.64	58.80	50.46
<b>Total</b>	<b>45.15</b>	<b>52.42</b>	<b>68.62</b>	<b>63.39</b>	<b>54.21</b>
<i>Household head's marital status</i>					
married	46.50	54.45	74.21	65.37	55.83
Separated	25.64	46.78	64.58	56.73	35.48
Divorced	33.48	47.90	63.05	57.52	44.74
Widowed	42.91	42.84	52.64	49.82	44.58
Never married	42.49	49.20	57.38	61.29	51.16
<b>Total</b>	<b>45.15</b>	<b>52.42</b>	<b>68.62</b>	<b>63.45</b>	<b>54.21</b>
<i>Household head's educational attainment</i>					
Recognised third level	43.95	58.00	72.27	68.02	53.59
Second stage of secon.	47.08	54.44	68.43	65.14	55.65

Less than second stage	45.12	48.43	67.11	53.89	53.62
Still at school		44.12	57.14	43.33	52.90
<b>Total</b>	<b>45.16</b>	<b>52.48</b>	<b>69.01</b>	<b>63.41</b>	<b>54.21</b>
<i>Tenure status</i>					
Owner	45.91	54.67	73.28	66.61	55.90
Rent	38.08	48.98	58.70	61.37	48.35
Accommodation is provided rent-free	50.14	49.73	60.62	59.31	52.80
<b>Total</b>	<b>45.15</b>	<b>52.43</b>	<b>69.15</b>	<b>63.40</b>	<b>54.21</b>
Number of children (<18) in the household					
0	42.69	48.20	63.17	60.45	50.12
1	46.42	53.61	74.07	63.74	54.73
2	46.96	57.54	74.64	69.17	60.37
3	50.00	60.52	75.18	63.87	63.02
4 and more	47.22	48.89	63.84	65.14	68.03
<b>Total</b>	<b>45.15</b>	<b>52.42</b>	<b>68.62</b>	<b>63.39</b>	<b>54.21</b>
Number of full time workers in the household					
0	43.25	42.97	55.99	52.58	47.89
1	46.27	52.13	70.83	63.93	56.08
2	45.77	58.76	76.04	68.21	55.54
3 and more	41.32	52.79	69.10	61.96	52.28
<b>Total</b>	<b>45.15</b>	<b>52.42</b>	<b>68.62</b>	<b>63.39</b>	<b>54.21</b>
Household size					
1	39.11	43.08	58.61	56.02	43.31
2	44.56	49.52	69.11	61.59	48.71
3	44.78	54.39	68.15	64.98	51.27
4	46.80	57.05	72.25	67.08	56.26
5	44.83	57.91	73.86	61.30	60.15
6	44.72	48.90	67.32	61.90	55.30
7	45.34	34.23	42.55	60.47	64.65
<b>Total</b>	<b>45.15</b>	<b>52.42</b>	<b>68.62</b>	<b>63.39</b>	<b>54.21</b>

**Cuadro 2.a**  
**Porcentaje de individuos que permanecen en el PHOGUE las ocho olas**  
**(según las características del hogar al que pertenecen)**

	<b>Spain</b>	<b>France</b>	<b>UK</b>	<b>Germany</b>	<b>Italy</b>
<i>Adjusted Disposable Household Income (a)</i>	-1.32e-08	6.20e-07*	.0000157*	.0000115*	-7.96e-06*
<i>Adjusted Disposable Household Income (a) squared</i>	4.63e-15	-4.99e-13*	-5.81e-10*	-7.69e-11*	7.65e-11*
<i>Main source of income</i>					
Income from self-employment	-.022	-.095334*	-.0431225	-.1515299*	-.1288874*
Pensions	.039	-.0038994	-.057756	.229283*	.0236479
Unemployment/Redundancy benefits	.067	-.3248291*	-.1073087	-.1367289*	.1769599*
Any other social benefits or grants	-.103*	-.1931303*	-.1499141*	-.0200669	-.0211851
Private income	-.200*	-.1063767	-.3481702*	.1042395**	-.2415152*
<i>Household type</i>					
1-person household: aged 30-64	.2021468*	.1161008	.2541995*	-.0138249	.2355286*
1-person household: less than 30	-.5204509*	-.1336973	.1000226	-.1536366	.042105
Single parents	.53733*	.2788008*	.1645646**	-.0956176	.1732522
2 adults without children	.0879735	.0368349	.01132	-.1300527	.1360728*
2 adults with one child	.1425258*	.1413686**	.1617139**	-.022022	.205665*
2 adults with two children	.1054912	.1851032*	.1023601	.0064724	.3919883*
2 adults with three children or more	.1971432*	.2321346*	.1541954	-.0865914	.3969349*
3+adults without children, no members aged less than 25	.0509624	.0419931	-.3719051*	-.3038116*	.1049446
3+adults without children,with members aged less than 25	-.0213912	-.0547962	-.3573602*	-.2584593*	.1623689*
3+adults with one child	.0483074	-.0475425	-.0626015	-.3166546*	.2351149*
3+adults with two children	.0638272	-.0700703	-.1140773	-.1596948	.2698968*
3+adults with three or more children	.1201149	-.1068105	-.5558942*	-.045774	.581984*
<i>Age of household's head</i>					
Aged 30-64	-.120759*	.0216407	.0772057**	.0915719*	.0972597*
Aged 65 or more	-.2370916*	-.2118209*	-.1673075*	-.4711972*	-.0728336
<i>Sex of household's head</i>					
Woman	-.0389707	-.0327062	-.0686386*	-.079315*	-.0562295*
<i>Marital status of household head</i>					
Separated	-.5990752*	-.1619071	-.2438569*	-.1274254	-.4063956*
Divorced	-.3423754*	-.1634596*	-.3004179*	-.1476911*	-.172973**
Widowed	-.0132401	-.0764916	-.3460161*	-.168962*	-.1196013*
Never married	-.1111138*	-.063466**	-.2834933*	-.0099661	.0134072
<i>Highest level of education completed</i>					
Second stage of secondary level of education	.0810751*	-.0666525*	-.0001276	-.0251591	.049347
Less than second stage of secondary level of education	.0528046*	-.1142993*	-.0197018	-.2454871*	.0186828
Still at school		-.1632142*	-.2378984	-.5198335*	.1270251*
<i>Tenure status</i>					
Rent	-.1997373*	-.1075921*	-.2303944*	-.089057*	-.2147398*
		-			
Accommodation is provided rent-free	.0733981*	.0898928**	-.243985*	-.1450006*	-.1224977*
<i>Constant</i>	-.0517804	.1308834	.6599022*	.3454967*	-.0178415
Sample size	22836	18134	12279	16027	21404
Log likelihood	15.561.633	12.308.747	-71.810.567	10.226.338	14.512.701
Pseudo R2	0.0102	0.0190	0.0535	0.0279	0.0168

Note: All children aged less than 18

\*Significant at 95%, \*\*Significant at 90%

(a): Modified OECD equivalent scale

**Cuadro 2.b**  
**Porcentaje de individuos que permanecen en el PHOGUE las ocho olas**  
**(según las características del hogar al que pertenecen)**

	<b>Spain</b>	<b>France</b>	<b>UK</b>	<b>Germany</b>	<b>Italy</b>
<i>Adjusted Disposable Household Income (a)</i>	-2.74e-08	8.76e-07*	.0000169*	.0000129*	-8.08e-06*
<i>Adjusted Disposable Household Income (a) squared</i>	5.36e-15	-6.29e-13*	-5.94e-10*	-8.34e-11*	7.59e-11*
<i>Main source of income</i>					
Income from self-employment	-.0181303	-.0952567*	-.0547499	-.144970*	-.131920*
Pensions	.0414488	-.0162654	-.0558086	.2191694*	.027924
Unemployment/Redundancy benefits	.0679133	-.3404077*	-.1441936	-.133844*	.1777736*
Any other social benefits or grants	-.1033874*	-.2116194*	-.1394067*	-.0484392	-.0003074
Private income	-.2017332*	-.125812**	-.3404174*	.0751144	-.241968*
<i>Household type</i>					
1-person household: aged 30-64	.2010016*	.1184703	.2411388*	.00034	.2303177*
1-person household: less than 30	-.5315307*	-.141142	.0978191	-.1192194	.0377376
Single parents	.5297229*	.3002985*	.1571839	-.0524969	.1650865
2 adults without children	.0886262	.0326891	.0019074	-.1001965	.1379351*
2 adults with one child	.1424794*	.1453316**	.1621501**	.0241177	.2059986*
2 adults with two children	.1024349	.1935223*	.0997062	.0572171	.3916743*
2 adults with three children or more	.1921041*	.226674*	.1543832	-.0844436	.3925412*
3+adults without children, no members aged less than 25	.0494903	.0355658	-.3706152*	-.272835*	.1040214
3+adults without children,with members aged less than 25	-.0230978	-.054548	-.3547626*	-.242725*	.1563592*
3+adults with one child	.0459006	-.0452172	-.0598096	-.315769*	.2353042*
3+adults with two children	.0626402	-.0797718	-.0778091	-.16870**	.2701005*
3+adults with three or more children	.1188405	-.1158502	-.5565189*	-.106186	.588314*
<i>Age of household's head</i>					
Aged 30-64	-.1192019*	.0239029	.069758**	.1150554*	.0909911*
Aged 65 or more	-.2371238*	-.2162682*	-.1822059*	.4381285*	-.0726
<i>Sex of household's head</i>					
Woman	-.041706**	-.0274055	-.0712261*	.0732588*	-.050774*
<i>Marital status</i>					
Separated	-.5944816*	-.171472**	-.2131501*	-.1207693	-.40869*
Divorced	-.3374506*	-.1575486*	-.288651*	.1472644*	-.17345**
Widowed	-.0121996	-.092476**	-.3411933*	.1973854*	-.107974*
Never married	-.1108714*	-.062422**	-.2730613*	.0075303	.012605
<i>Tenure status</i>					
Rent	-.1995221*	-.1088252*	-.2425316*	.1189381*	.2149557*
Accommodation is provided rent-free	.0756576*	-.083609**	-.2805053*	.1507938*	.1179342*
<i>Constant</i>	.0090823	.0348139	.6505053*	.2156395*	.0195142
Sample size	22837	18190	12440	16130	21424
Log likelihood	-15565.73	-12358551	-7281.2006	-10335269	-14530852
LR chi2	(28)=312.56	(28)=456.81	(28)=812.87	507.04	485.84
Prob > chi2	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Pseudo R2	0.0099	0.0181	0.0529	0.0239	0.0164

Note: All children aged less than 18

\*Significant at 95%, \*\*Significant at 90%  
(a): Modified OECD equivalent scale

**Cuadro 2.c**  
**Porcentaje de individuos que permanecen en el PHOGUE las ocho olas**  
**(según las características del hogar al que pertenecen)**

	<b>Spain</b>	<b>France</b>	<b>UK</b>	<b>Germany</b>	<b>Italy</b>
<i>Adjusted Disposable Household Income (a)</i>	-3.47e-09	3.23e-07	6.69e-06	8.87e-06*	-8.85e-06*
<i>Adjusted Disposable Household Income (a) squared</i>	3.68e-15	-3.38e-13*	-3.82e-10**	-6.35e-11*	8.48e-11*
Numer of children (aged less than 18)	-.0214531	.2881109*	.1247016*	.1602195*	.1168439**
Household size squared	-.0004171	-.0233272*	-.0248041*	-.0107445*	.0018389
Number of full time workers	-.0223435	.1441881*	.1572308*	.0962797*	.0262313**
<i>Main source of income</i>					
Income from self-employment	-.0207364	-.1048353*	-.0418698	-.1481374*	-.1313447*
Pensions	.0183503	.1686961*	.0831027	.3168927*	.0468884
Unemployment/Redundancy benefits	.0483126	-.1908557*	.0639205	-.0581674	.2003797*
Any other social benefits or grants	-.1203708*	-.0650402	.0187956	.0626698	-.0031959
Private income	-.2117037*	-.0346836	-.1926153*	.1650999*	-.2226812*
<i>Household type</i>					
1-person household: aged 30-64	.1997523*	.1567146*	.3127526*	.0369127	.2360723*
1-person household: less than 30	-.5278917*	-.0959006	.1280569	-.1203223	.0509377
Single parents	.5818115*	-.0306617	.1684668	-.2536352*	-.0311301
2 adults without children	.0939993	.0826617	.0753875	-.0947844	.1205641**
2 adults with one child	.1768655*	-.0156239	.2281644*	-.1058381	.0551395
2 adults with two children	.1643671	-.0865752	.2212406**	-.165875	.1124656
2 adults with three children or more	.2909569*	-.1019737	.4255926*	.3201081**	-.0463656
3+adults without children, no members aged less than 25	.0692126	.1751369*	-.1960504**	-.2318279*	.0609656
3+adults without children,with members aged less than 25	.0021285	.1659199*	-.1455792	-.2042337*	.1055697
3+adults with one child	.0976717	.0259583	.172443	-.348011*	.0530612
3+adults with two children	.135875	-.0623081	.2307913**	-.226543**	-.0505028
3+adults with three or more children	.2386442**	.067332	.1570882	-.0157926	.104785
<i>Age of household's head</i>					
Aged 30-64	-.1243387*	.0075307	.0738591**	.0837742*	.1040284*
Aged 65 or more	-.2411989*	-.1992051*	-.1023743	-.4321734*	-.0614371
<i>Sex of household's head</i>					
Woman	-.0352702	-.046925**	-.0494405**	-.0891817*	-.058719*
<i>Marital status</i>					
Separated	-.601678*	-.1511637	-.209729*	-.148868**	-.396687*
Divorced	-.3460627*	-.1633918*	-.3050951*	-.1487204*	-.1659093
Widowed	-.0117065	-.095563**	-.3557505*	-.1673746*	-.126591*
Never married	-.1076063*	-.054261	-.2597289*	-.0007996	.006234
<i>Highest level of education completed</i>					
Second stage of secondary level of education	.0804172*	-.0772073*	.0125578	-.0329275	.0530828
Less than second stage of secondary level of education	.0537658*	-.1041546*	-.0206285	-.2418076*	.0175944
Still at school		-.1471342*	-.3192435	-.5371837*	.1204182*
<i>Tenure status</i>					
Rent	-.2002222*	-.1000579*	-.2040275*	-.0958325*	-.2132576*
Accommodation is provided rent-free	.0722059*	-.0986523*	-.2464842*	-.1514629*	-.1216816*
<i>Constant</i>	-.0395077	.0086396	.4975428*	.2962407*	-.0345225
Sample size	22836	18134	12279	16027	21404
Log likelihood	-15.559.56	-12227186	-71217114	-10204355	-14505749
LR chi2	(33)323.69	(34)=640.00	(34)=930.73	(34)=629.91	(34)=508.52
Prob > chi2	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Pseudo R2	0.0103	0.0255	0.0613	0.0299	0.0172

Note: All children aged less than 18

\*Significant at 95%, \*\*Significant at 90%

(a): Modified OECD equivalent scale

**Cuadro 3.a**  
**Porcentaje de individuos que permanecen en el PHOGUE las ocho olas**  
**(según las características individuales)**

	<b>Spain</b>	<b>France</b>	<b>UK</b>	<b>Germany</b>	<b>Italy</b>
<i>Total net personal income</i>	2.70e-08	3.86e-07*	.0000284*	5.24e-06*	-2.20e-06
<i>Total net personal income squared</i>	-6.00e-16	-2.05e-13*	-5.65e-10*	-2.55e-11*	8.46e-12
<i>Main activity status of adult and aged more or less than 65</i>					
Unemployed (aged less than 65)	-.031263	-.2576853*	-.1538891*	-.1466142*	-.0153411
Early retirement (aged less than 65)	.1799869*	-.0371029	.1452581	.0966911**	.0440084
Other economically inactive (aged less than 65)	.063682*	-.1739137*	-.1185378*	-.0005843	-.006785
Inactive (aged 65 or more)	-.151575*	-.3636825*	-.4269911*	-.4020204*	-.2856263*
<i>Sex of individual</i>					
Women	.0647187*	.1211704*	.1464736*	.1265247*	.0093863
<i>Marital status of adult</i>					
Separated	-.4597016*	-.2742272*	-.422855*	-.3042054*	-.4693892*
Divorced	-.3948901*	-.2030404*	-.383865*	-.1614535*	-.243968**
Widowed	-.1578387*	-.2409582*	-.503281*	-.2212632*	-.1835285*
Never married	-.1752719*	-.2012926*	-.485819*	-.2599085*	-.1588955*
<i>Highest level of education completed of adult</i>					
Second stage of secondary level of education	.0630016**	-.1044545*	-.0351467	-.058561**	-.0027759
Less than second stage of secondary level of education	.0843256*	-.1230885*	.0071959	-.2414433*	-.0396859
Still at school		-.2113204*	-.4047382	-.1415305	.0262642
<i>Constant</i>	-.1782162*	.2505301*	.6140667*	.4345421*	.2284528*
Sample size	17756	13740	8734	11802	17272
Log likelihood	-12107317	-93155541	-50700169	-75239373	-11834987
LR chi2	(13)=195.85	(14)=408.65	(14)=573.90	(14)=402.00	(14)=204.51
Prob > chi2	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Pseudo R2	0.0080	0.0215	0.0536	0.0260	0.0086

**Cuadro 3.b**  
**Porcentaje de individuos que permanecen en el PHOGUE las ocho olas**  
**(según las características individuales)**

	<b>Spain</b>	<b>France</b>	<b>UK</b>	<b>Germany</b>	<b>Italy</b>
<i>Total net personal income</i>	3.75e-08**	4.59e-07*	.0000302*	5.43e-06*	-1.57e-06
<i>Total net personal income squared</i>	-1.22e-15	-2.37e-13*	-5.86e-10*	-2.61e-11*	6.26e-12
<i>Main activity status of adult and aged more or less than 65</i>					
Unemployed (aged less than 65)	-.0358126	-.2570631*	-.1528595*	-.1407549*	-.0280022
Early retirement (aged less than 65)	.2814051*	.0869572	.2818251*	.1530198*	.1479274*
Other economically inactive (aged less than 65)	.0813108*	-.1672941*	-.1188392*	.0026166	-.0058698
Inactive (aged 65 or more)	.0385716	-.131983*	-.1688291*	-.289895*	-.0417336
<i>Age of individual squared</i>	-.0000582*	-.0000721*	-.0000744*	-.0000331*	-.0000769*
<i>Sex of individual</i>					
Woman	.0656776*	.1202638*	.1437551*	.1257788*	.0068282
<i>Marital status of adult</i>					
Separated	-.4676587*	-.2710253*	-.44224*	-.3159797*	-.4681796*
Divorced	-.4014659*	-.1970218*	-.3825904*	-.160894*	-.240607**
Widowed	-.1219709*	-.2003338*	-.4636078*	-.2033225*	-.1458315*
Never married	-.2344967*	-.2616872*	-.5555941*	-.2945382*	-.240198**
<i>Highest level of education completed of adult</i>					
Second stage of secondary level of education	.0558819	-.105112*	-.0469385	-.061856**	-.0162451
Less than second stage of secondary level of education	.1103257*	-.0983482*	.0208132	-.2412071*	-.0297319
Still at school		-.2478012*	-.4377541	-.1573662	.0727481
<i>Constant</i>	-.091829**	.372695*	.7365039*	.4930434*	.3693953**
Sample size	17756	13740	8734	11802	17272
Log likelihood	-12093186	-93028626	-50610285		-11815926
LR chi2	224.11	434.03	591.88	406.97	242.63
Prob > chi2	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Pseudo R2	0.0092	0.0228	0.0552	0.0263	0.0102

**Cuadro 3.c**  
**Porcentaje de individuos que permanecen en el PHOGUE las ocho olas**  
**(según las características individuales)**

	<b>Spain</b>	<b>France</b>	<b>UK</b>	<b>Germany</b>	<b>Italy</b>
<i>Total net personal income</i>	3.49e-08**	4.27e-07*	.0000305*	5.32e-06*	-1.74e-06
<i>Total net personal income squared</i>	-1.13e-15	-2.24e-13*	-6.00e-10*	-2.61e-11*	6.77e-12
<i>Main activity status of adult and aged more or less than 65</i>					
Unemployed (aged less than 65)	-.0385165	-.2471922*	-.13309**	-.1306351*	-.0270026
Early retirement (aged less than 65)	.2810674*	.0898398	.2799719*	.1716417*	.1599753*
Other economically inactive (aged less than 65)	.0910131*	-.149002*	-.0890438*	.0033625	-.0070078
Inactive (aged 65 or more)	.0317661	-.1296182*	-.168385*	-.2889203*	-.037159
<i>Age of individual squared</i>	-.0000431*	-.0000608*	-.0000658*	-.0000261**	-.0000685*
<i>Sex of individual</i>					
Woman	.0668547*	.1216025*	.1440779*	.1252661*	.0097748
<i>Marital status of adult</i>					
Separated	-.4583384*	-.2624719*	-.4335114*	-.3080499*	-.4557868*
Divorced	-.3911151*	-.1820752*	-.3720943*	-.1536473*	-.238648**
Widowed	-.1192498*	-.1921864*	-.4603968*	-.1996022*	-.1463493*
Never married	-.2306881*	-.2585341*	-.5579678*	-.2883408*	-.2429711*
<i>Highest level of education completed of adult</i>					
Second stage of secondary level of education	.0569817	-.1010378*	-.0477643	-.0610869**	-.0146344
Less than second stage of secondary level of education	.1210984*	-.089126*	.033881	-.2314721*	-.0217332
Still at school		-.259318*	-.4426456	-.1572795	.1168441**
<i>Health status of adult</i>					
Good	-.024949	-.0087384	.0432562	.0405555	-.0594951*
Fair	-.0337475	-.0332916	-.0760374**	.0791638**	-.0287001
Bad	-.1043829*	-.1873496*	-.1621951*	-.0605277	-.1470911*
Very bad	-.4195589*	-.3499933*	-.5669987*	-.2713061*	-.3534569*
<i>Constant</i>	-.0941199**	.3719957*	.7163503*	.4513321*	.3966534*
Sample size	17708	13655	8729	11778	17258
Log likelihood	-12037561	-92249396	-50375226	-74848429	-11789277
LR chi2	(18)=271.27	(19)=471.15	(19)=633.62	(19)=446.15	(19)=276.46
Prob > chi2	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Pseudo R2	0.0111	0.0249	0.0592	0.0289	0.0116

**Cuadro 4**  
**Matriz de correlaciones de los pesos longitudinales**

ESPAÑA	$\phi^E$	$\phi_1^A$	$\phi_2^A$	$\phi_3^A$	$\phi_1^B$	$\phi_2^B$	$\phi_3^B$
$\phi^E$	1.0000						
$\phi_1^A$	0.0082	1.0000					
$\phi_2^A$	-0.0005	0.9915	1.0000				
$\phi_3^A$	0.0344	0.9948	0.9859	1.0000			
$\phi_1^B$	-0.0125	0.3749	0.3691	0.3765	1.0000		
$\phi_2^B$	-0.0217	0.4012	0.3943	0.4038	0.9316	1.0000	
$\phi_3^B$	-0.0099	0.3543	0.3485	0.3577	0.8079	0.8680	1.0000
ALEMANIA	$\phi^E$	$\phi_1^A$	$\phi_2^A$	$\phi_3^A$	$\phi_1^B$	$\phi_2^B$	$\phi_3^B$
$\phi^E$	1.0000						
$\phi_1^A$	0.0448	1.0000					
$\phi_2^A$	0.0448	0.9485	1.0000				
$\phi_3^A$	0.0730	0.9399	0.8245	1.0000			
$\phi_1^B$	0.1164	0.4086	0.2854	0.5055	1.0000		
$\phi_2^B$	0.1300	0.4061	0.2833	0.5024	0.9939	1.0000	
$\phi_3^B$	0.1170	0.3884	0.2705	0.4796	0.9329	0.9387	1.0000
FRANCIA	$\phi^E$	$\phi_1^A$	$\phi_2^A$	$\phi_3^A$	$\phi_1^B$	$\phi_2^B$	$\phi_3^B$
$\phi^E$	1.0000						
$\phi_1^A$	0.0147	1.0000					
$\phi_2^A$	0.0216	0.9685	1.0000				
$\phi_3^A$	0.1247	0.7909	0.7494	1.0000			
$\phi_1^B$	0.0135	0.5940	0.5455	0.5492	1.0000		
$\phi_2^B$	0.0000	0.5935	0.5463	0.5469	0.9678	1.0000	
$\phi_3^B$	0.0014	0.5610	0.5147	0.5198	0.9001	0.9293	1.0000
ITALIA	$\phi^E$	$\phi_1^A$	$\phi_2^A$	$\phi_3^A$	$\phi_1^B$	$\phi_2^B$	$\phi_3^B$
$\phi^E$	1.0000						
$\phi_1^A$	0.1204	1.0000					
$\phi_2^A$	0.1196	0.9888	1.0000				
$\phi_3^A$	0.0996	0.9901	0.9790	1.0000			
$\phi_1^B$	0.0701	0.5111	0.5040	0.5060	1.0000		
$\phi_2^B$	0.0903	0.5068	0.4999	0.5012	0.9185	1.0000	
$\phi_3^B$	0.0750	0.4589	0.4539	0.4532	0.8401	0.9156	1.0000
R. UNIDO	$\phi^E$	$\phi_1^A$	$\phi_2^A$	$\phi_3^A$	$\phi_1^B$	$\phi_2^B$	$\phi_3^B$
$\phi^E$	1.0000						
$\phi_1^A$	0.1503	1.0000					
$\phi_2^A$	0.1559	0.9988	1.0000				
$\phi_3^A$	0.0928	0.6275	0.6266	1.0000			
$\phi_1^B$	0.0300	0.3292	0.3293	0.1978	1.0000		
$\phi_2^B$	0.0480	0.3238	0.3241	0.1938	0.9942	1.0000	
$\phi_3^B$	0.0472	0.3034	0.3036	0.1792	0.9758	0.9817	1.0000

**Cuadro 5**  
**Distribución de frecuencias en la primera ola con diferentes ponderaciones**  
**a) España**

	$\phi = I$		$\phi = \phi^E$		$\phi = \phi_2^A$
	Wave 1	Balanced panel W1	Wave 1	Balanced panel W1	Balanced panel W1
<i>Adjusted Disposable Household Income (a). Deciles</i>					
Decile 1	10.01	9,707	9.36	9,292	9,574
Decile 2	10.00	10,260	9.67	11,202	10,193
Decile 3	10.00	10,396	9.29	10,114	10,349
Decile 4	9.99	9,853	9.50	10,118	9,939
Decile 5	10.01	9,727	10.15	9,311	9,681
Decile 6	10.00	10,085	10.35	11,383	10,101
Decile 7	9.99	10,784	9.68	10,734	10,762
Decile 8	10.01	9,707	10.10	8,452	9,663
Decile 9	10.00	9,426	10.91	9,206	9,693
Decile 10	9.99	10,056	10.98	10,187	10,045
<i>Household head main source of income</i>					
Wages and salaries	57.49	58,592	57.70	61,239	57,403
Income from self-employment	12.44	12,597	12.26	14,154	12,493
Pensions	17.74	17,048	17.87	11,883	17,719
Unemployment/Redundancy benefits	4.59	4,975	4.79	4,798	4,571
Any other social benefits or grants	5.84	5,324	5.38	4,738	5,845
Private income	1.90	1,464	1.99	3,188	1,968
<i>Household type</i>					
1-person household: aged 65 or more	2.65	2,221	2.43	1,373	2,645
1-person household: aged 30-64	1.48	1,445	1.41	1,054	1,486
1-person household: less than 30	0.21	0,097	0.20	0,033	0,196
Single parents	0.93	1,018	0.78	0,463	0,943
2 adults without children	14.14	13,935	14.63	10,891	14,162
2 adults with one child	8.25	8,931	9.80	6,994	8,238
2 adults with two children	15.17	15,981	15.36	13,928	15,105
2 adults with three children or more	5.93	6,672	4.62	8,252	5,923
3+adults without children,without members aged less than 25	10.08	9,591	11.60	8,309	10,161
3+adults without children,with members aged less than 25	15.75	14,614	17.15	14,660	15,855
3+adults with one child	14.89	14,847	14.17	17,466	14,788
3+adults with two children	7.23	7,273	5.84	10,657	7,244
3+adults with three or more children	3.29	3,375	2.01	5,921	3,254
<i>Household head age</i>					
Aged less than 30	11.19	11,540	11.51	13,943	11,144
Aged 30-64	73.00	73,827	72.31	75,601	72,971
Aged 65 or more	15.81	14,633	16.19	10,456	15,886
<i>Household head sex</i>					
Male	79.35	80,712	79.34	81,289	79,149
Female	20.65	19,288	20.66	18,711	20,851
<i>Household head marital status</i>					
married	75.89	78,142	75.97	78,718	75,769
Separated	1.88	1,067	1.66	0,716	1,922
Divorced	0.99	0,737	1.02	0,732	0,993
Widowed	7.13	6,779	6.89	5,219	7,212
Never married	14.11	13,276	14.46	14,615	14,104
<i>Household head highest level of education completed</i>					
Recognised third leve	18.49	17,998	19.09	20,831	17,859
Second stage of secon	12.97	13,518	13.48	13,585	13,389
Less than second stag	68.54	68,483	67.43	65,584	68,752
Still at school					
<i>Tenure status</i>					
Owner	80.84	82,196	80.40	82,786	80,909
Rent	12.98	10,948	13.62	10,703	12,941

<u>Accommodation is provided rent-free</u>	6.17	6,856	5.98	6,511	6,150
<i>Number of children (&lt;18) in the household</i>					
0	44.32	41,903	47.43	36,320	44,505
1	23.49	24,147	24.28	24,689	23,376
2	22.80	23,710	21.58	24,752	22,757
3	6.80	7,525	5.36	9,840	6,887
4 and more	2.60	2,715	1.35	4,399	2,475
<i>Number of full time workers in the household</i>					
0	23.44	22,450	22.94	17,071	23,266
1	45.87	47,003	45.57	45,505	46,109
2	24.94	25,281	25.55	29,460	25,264
3 and more	5.75	5,266	5.95	7,963	5,361
<i>Household size</i>					
1	4.34	3,763	4.04	2,460	4,327
2	14.49	14,304	14.93	11,121	14,512
3	19.32	19,162	21.78	12,996	19,055
4	30.63	31,749	31.17	25,677	31,636
5	17.60	17,475	16.74	19,862	17,241
6	7.96	7,884	6.93	12,794	7,804
7	5.64	5,663	4.39	15,090	5,425

## b) Alemania

	$\phi = I$		$\phi = \phi^E$		$\phi = \phi_2^A$
	Wave 1	Balanced panel W1	Wave 1	Balanced panel W1	Balanced panel W1
<i>Adjusted Disposable Household Income (a). Deciles</i>					
Decile 1	10.00	8,277	11.47	8,220	9,540
Decile 2	10.01	8,921	8.68	8,165	9,626
Decile 3	9.99	10,042	9.26	9,761	10,323
Decile 4	10.02	9,769	8.64	9,068	9,931
Decile 5	9.98	10,032	9.56	8,822	9,984
Decile 6	9.99	10,676	9.23	10,097	10,466
Decile 7	10.00	10,471	9.28	10,682	10,113
Decile 8	10.00	10,276	10.78	11,223	9,791
Decile 9	10.01	10,588	10.68	10,599	9,944
Decile 10	9.99	10,949	12.42	13,364	10,282
<i>Household head main source of income</i>					
Wages and salaries	72.51	75,022	64.21	69,636	72,454
Income from self-employment	5.46	5,372	5.21	5,770	5,503
Pensions	11.70	10,003	18.07	13,860	11,642
Unemployment/Redundancy benefits	3.96	3,422	4.03	3,365	3,901
Any other social benefits or grants	2.31	2,077	3.06	1,858	2,323
Private income	4.06	4,105	5.42	5,512	4,177
<i>Household type</i>					
1-person household: aged 65 or more	3.23	2,359	6.37	4,573	3,250
1-person household: aged 30-64	3.41	3,481	6.43	6,304	3,681
1-person household: less than 30	1.58	1,414	2.43	2,168	1,574
Single parents	2.54	2,233	2.77	1,026	2,524
2 adults without children	22.61	22,131	26.23	18,610	22,574
2 adults with one child	13.44	14,517	12.56	10,929	13,436
2 adults with two children	16.86	18,836	14.48	15,566	16,855
2 adults with three children or more	8.02	8,229	6.15	7,277	8,033
3+adults without children,without members aged less than 25	5.40	5,089	5.64	7,137	5,292
3+adults without children,with members aged less than 25	10.11	9,701	9.19	12,037	10,053
3+adults with one child	8.07	7,322	5.20	8,890	7,997
3+adults with two children	3.05	2,993	1.84	3,556	3,045
3+adults with three or more children	1.69	1,696	0.70	1,926	1,687
<i>Household head age</i>					
Aged less than 30	16.00	15,170	12.24	13,661	15,795
Aged 30-64	73.92	76,874	70.98	75,085	74,117
Aged 65 or more	10.08	7,956	16.77	11,253	10,088
<i>Household head sex</i>					
Male	72.28	74,291	68.46	72,714	72,102
Female	27.72	25,709	31.54	27,286	27,898
<i>Household head marital status</i>					
married	74.14	76,241	67.80	71,729	73,995
Separated	1.70	1,521	1.86	1,185	1,713
Divorced	5.35	4,845	6.28	4,361	5,505
Widowed	5.11	4,007	8.40	5,404	5,193
Never married	13.69	13,201	15.66	17,221	13,594
<i>Household head highest level of education completed</i>					
Recognised third leve	24.90	26,548	26.33	26,239	25,712
Second stage of secon	53.56	54,685	56.15	57,215	54,696
Less than second stag	21.35	18,036	17.35	15,808	18,869
Still at school	0.19	0,127	0.17	0,212	0,126
<i>Tenure status</i>					
Owner	39.68	41,689	45.89	49,382	40,018
Rent	57.79	55,933	50.91	48,125	57,467
Accommodation is provided rent-free	2.52	2,359	3.21	2,441	2,516

Number of children (<18) in the household

0	46.32	44,175	56.30	50,829	46,423
1	22.84	22,970	19.61	20,451	22,689
2	20.71	22,599	16.92	19,321	20,786
3	7.29	7,341	5.44	7,085	7,202
4 and more	2.84	2,915	1.72	2,313	2,900
<i>Number of full time workers in the household</i>					
0	17.02	14,117	25.69	18,141	16,442
1	37.16	37,477	39.32	37,811	37,076
2	36.80	39,592	28.69	32,177	37,559
3 and more	9.02	8,813	6.30	11,871	8,923
<i>Household size</i>					
1	8.21	7,254	15.24	13,046	8,505
2	23.94	23,262	28.09	19,242	23,830
3	24.51	25,124	22.47	20,677	24,631
4	26.92	28,488	22.57	26,873	27,061
5	10.94	10,578	8.67	13,978	10,660
6	3.11	3,042	2.00	2,893	3,078
7	2.36	2,252	0.96	3,291	2,235

### c) Francia

	$\phi = I$	$\phi = \phi^E$	$\phi = \phi_2^A$		
	Wave 1	Balanced panel W1	Wave 1	Balanced panel W1	Balanced panel W1
<i>Adjusted Disposable Household Income (a). Deciles</i>					
Decile 1	10.02	8,092	9.77	7,571	9,108
Decile 2	9.99	8,878	9.57	8,872	9,624
Decile 3	10.01	9,549	9.64	9,356	9,826
Decile 4	10.00	9,790	9.68	9,636	9,968
Decile 5	9.99	9,958	10.02	10,482	10,126
Decile 6	10.00	10,692	9.83	10,039	10,503
Decile 7	10.02	10,933	10.00	11,074	10,478
Decile 8	10.00	10,744	10.34	11,304	10,324
Decile 9	9.98	10,954	10.52	11,270	10,384
Decile 10	10.00	10,409	10.64	10,395	9,661
<i>Household head main source of income</i>					
Wages and salaries	62.76	66,876	61.94	68,554	62,808
Income from self-employment	7.47	7,621	7.40	7,427	7,545
Pensions	18.93	16,583	20.41	16,338	18,933
Unemployment/Redundancy benefits	1.79	1,331	1.83	1,147	1,763
Any other social benefits or grants	6.87	5,786	6.17	4,859	6,793
Private income	2.18	1,803	2.25	1,674	2,159
<i>Household type</i>					
1-person household: aged 65 or more	4.30	3,113	5.10	2,673	4,305
1-person household: aged 30-64	4.15	4,015	4.66	2,766	4,200
1-person household: less than 30	1.95	1,415	2.19	1,202	1,954
Single parents	3.45	3,564	3.27	2,252	3,467
2 adults without children	22.51	21,216	24.15	20,311	22,426
2 adults with one child	9.97	10,723	10.92	12,154	9,958
2 adults with two children	17.17	19,560	16.16	18,583	17,266
2 adults with three children or more	10.73	12,149	9.11	10,254	10,737
3+adults without children,without members aged less than 25	3.95	3,847	4.30	5,584	3,988
3+adults without children,with members aged less than 25	9.11	8,658	8.69	10,498	9,117
3+adults with one child	6.75	6,457	6.22	7,468	6,678
3+adults with two children	3.65	3,386	3.28	4,057	3,641
3+adults with three or more children	2.32	1,897	1.94	2,197	2,264
<i>Household head age</i>					
Aged less than 30	11.64	10,964	11.64	13,289	11,512
Aged 30-64	74.15	77,505	72.31	75,221	74,246
Aged 65 or more	14.22	11,530	16.05	11,489	14,242
<i>Household head sex</i>					
Male	73.45	74,885	72.78	76,386	73,356
Female	26.55	25,115	27.22	23,614	26,644
<i>Household head marital status</i>					
married	70.79	73,501	69.14	75,236	70,805
Separated	0.94	0,839	0.96	0,650	0,930
Divorced	6.79	6,205	7.03	4,978	6,823
Widowed	6.07	4,958	6.74	4,402	6,011
Never married	15.41	14,455	16.13	14,701	15,431
<i>Household head highest level of education completed</i>					
Recognised third leve	19.83	21,876	20.33	22,344	20,753
Second stage of secon	37.80	39,130	37.30	39,168	37,781
Less than second stag	39.56	36,436	39.51	35,943	38,569
Still at school	2.81	2,358	2.86	2,376	2,690
<i>Tenure status</i>					
Owner	60.06	62,631	59.09	61,196	60,173
Rent	35.79	33,438	36.56	34,565	35,757
Accommodation is provided rent-free	4.14	3,931	4.35	4,238	4,071

Number of children (<18) in the household

0	45.97	42,264	49.09	43,034	45,991
1	18.28	18,690	18.73	20,629	18,045
2	21.94	24,078	20.53	23,355	21,983
3	9.38	10,828	8.17	9,568	9,964
4 and more	4.44	4,140	3.48	3,413	4,018
<i>Number of full time workers in the household</i>					
0	23.69	19,423	25.10	17,377	22,773
1	36.50	36,300	35.52	35,066	35,660
2	36.84	41,300	36.64	43,905	38,489
3 and more	2.96	2,977	2.74	3,653	3,078
<i>Household size</i>					
1	10.40	8,543	11.96	6,641	10,459
2	24.06	22,725	25.74	21,318	23,836
3	19.16	19,874	20.39	21,880	19,455
4	26.11	28,417	24.43	29,218	26,476
5	12.86	14,203	11.45	14,634	13,419
6	4.98	4,644	4.18	4,447	4,621
7	2.44	1,593	1.85	1,860	1,733

### d) Reino Unido

	$\phi = I$		$\phi = \phi^E$		$\phi = \phi_2^A$
	Wave 1	Balanced panel W1	Wave 1	Balanced panel W1	Balanced panel W1
<i>Adjusted Disposable Household Income (a). Deciles</i>					
Decile 1	10.02	8,288	8.93	7,721	9,133
Decile 2	10.01	8,901	9.94	9,148	9,947
Decile 3	9.99	9,376	10.29	9,585	9,838
Decile 4	9.98	10,291	10.11	10,341	10,443
Decile 5	10.00	10,372	10.35	10,541	10,204
Decile 6	10.01	10,742	10.02	10,495	10,409
Decile 7	10.00	10,522	10.06	10,327	10,135
Decile 8	10.01	10,858	9.90	10,726	10,411
Decile 9	9.98	10,441	10.13	10,584	9,882
Decile 10	9.99	10,210	10.27	10,530	9,598
<i>Household head main source of income</i>					
Wages and salaries	58.04	61,766	54.51	58,779	58,481
Income from self-employment	10.06	10,580	9.91	10,268	9,881
Pensions	14.24	12,409	18.35	15,670	14,336
Unemployment/Redundancy benefits	0.74	0,683	0.62	0,759	0,737
Any other social benefits or grants	14.58	12,907	14.73	12,808	14,388
Private income	2.34	1,655	1.87	1,716	2,177
<i>Household type</i>					
1-person household: aged 65 or more	5.25	3,750	7.42	5,440	5,297
1-person household: aged 30-64	3.78	3,924	4.33	4,044	3,803
1-person household: less than 30	1.34	1,181	1.54	0,998	1,356
Single parents	5.35	4,966	5.75	4,793	5,398
2 adults without children	24.12	24,389	25.14	25,732	24,188
2 adults with one child	9.82	10,973	8.96	9,900	9,837
2 adults with two children	16.27	18,173	15.95	17,642	16,234
2 adults with three children or more	10.66	11,888	10.20	10,996	10,773
3+adults without children,without members aged less than 25	5.03	4,225	4.83	4,527	5,007
3+adults without children,with members aged less than 25	9.23	7,408	7.35	7,444	8,860
3+adults with one child	5.39	5,684	5.17	5,460	5,409
3+adults with two children	2.53	2,535	2.34	2,294	2,562
3+adults with three or more children	1.23	0,891	1.02	0,712	1,276
<i>Household head age</i>					
Aged less than 30	17.90	15,662	13.88	13,881	17,391
Aged 30-64	68.78	73,180	68.56	71,580	69,119
Aged 65 or more	13.31	11,159	17.57	14,539	13,490
<i>Household head sex</i>					
Male	62.09	64,845	61.30	64,125	62,185
Female	37.91	35,155	38.70	35,875	37,815
<i>Household head marital status</i>					
married	64.60	69,811	66.61	70,374	64,786
Separated	2.67	2,512	2.35	2,125	2,687
Divorced	8.43	7,744	7.48	7,079	8,627
Widowed	6.46	4,954	8.26	6,282	6,484
Never married	17.83	14,898	15.30	14,047	17,416
<i>Household head highest level of education completed</i>					
Recognised third leve	33.71	34,749	32.19	33,885	33,346
Second stage of secon	12.73	12,420	11.13	11,215	12,370
Less than second stag	53.50	51,210	56.64	53,328	52,880
Still at school	0.06	0,046	0.04	0,039	0,044
<i>Tenure status</i>					
Owner	71.48	75,483	71.29	74,353	71,638
Rent	26.97	22,815	27.21	24,096	26,820
Accommodation is provided rent-free	1.55	1,354	1.50	1,222	1,542

Number of children (<18) in the household

0	48.75	44,878	50.60	48,184	48,510
1	17.13	18,486	16.14	17,078	17,202
2	20.68	22,491	20.35	21,556	20,713
3	9.89	10,835	9.28	10,071	10,299
4 and more	3.56	3,311	3.63	3,110	3,276
<i>Number of full time workers in the household</i>					
0	25.94	21,160	29.51	24,490	24,518
1	34.18	35,282	33.47	33,900	34,224
2	33.58	37,215	31.24	35,337	34,406
3 and more	6.30	6,343	5.78	6,274	6,852
<i>Household size</i>					
1	10.38	8,867	13.30	10,501	10,456
2	26.02	26,207	27.14	27,431	26,144
3	20.85	20,708	19.51	19,901	21,159
4	25.10	26,427	23.73	25,544	24,986
5	12.15	13,080	11.38	12,349	12,308
6	3.62	3,554	3.32	3,259	3,556
7	1.87	1,158	1.62	1,015	1,391

### e) Italia

	$\phi = I$		$\phi = \phi^E$		$\phi = \phi_2^A$
	Wave 1	Balanced panel W1	Wave 1	Balanced panel W1	Balanced panel W1
<i>Adjusted Disposable Household Income (a). Deciles</i>					
Decile 1	10.03	9,669	9.17	8,204	9,344
Decile 2	10.00	10,891	10.02	10,470	10,549
Decile 3	9.99	10,349	10.39	10,087	9,988
Decile 4	10.39	10,762	10.28	10,482	10,513
Decile 5	9.64	10,220	9.63	10,623	10,097
Decile 6	9.97	9,806	10.02	9,715	9,912
Decile 7	9.98	9,591	9.83	9,465	9,639
Decile 8	10.00	9,918	10.14	10,928	10,035
Decile 9	9.99	9,720	10.16	9,958	10,022
Decile 10	10.00	9,074	10.37	10,068	9,900
<i>Household head main source of income</i>					
Wages and salaries	60.07	62,282	57.62	61,401	60,133
Income from self-employment	16.92	16,324	16.69	16,194	16,904
Pensions	17.13	15,687	20.08	17,308	17,078
Unemployment/Redundancy benefits	1.04	1,248	1.00	1,272	1,059
Any other social benefits or grants	2.94	2,876	2.63	2,240	2,904
Private income	1.91	1,584	1.99	1,584	1,923
<i>Household type</i>					
1-person household: aged 65 or more	2.49	1,739	4.11	2,457	2,536
1-person household: aged 30-64	1.83	1,722	2.75	2,449	1,854
1-person household: less than 30	0.28	0,215	0.42	0,360	0,274
Single parents	0.81	0,680	1.04	0,659	0,834
2 adults without children	13.30	12,010	16.01	14,109	13,300
2 adults with one child	10.61	10,469	8.46	8,732	10,586
2 adults with two children	14.71	16,668	13.28	14,126	14,685
2 adults with three children or more	5.13	5,923	6.21	6,223	5,091
3+adults without children,without members aged less than 25	11.29	10,297	9.27	8,869	11,246
3+adults without children,with members aged less than 25	20.01	19,509	16.19	19,122	20,059
3+adults with one child	13.09	13,569	13.43	13,597	13,084
3+adults with two children	4.76	5,062	6.25	6,465	4,750
3+adults with three or more children	1.68	2,135	2.59	2,830	1,701
<i>Household head age</i>					
Aged less than 30	10.09	9,445	9.85	10,594	10,167
Aged 30-64	76.93	79,595	74.65	78,316	76,861
Aged 65 or more	12.98	10,960	15.50	11,090	12,972
<i>Household head sex</i>					
Male	77.63	79,182	76.25	77,985	77,606
Female	22.37	20,818	23.75	22,015	22,394
<i>Household head marital status</i>					
married	78.59	80,930	76.46	78,433	78,571
Separated	1.16	0,758	1.52	1,018	1,156
Divorced	0.71	0,585	0.98	0,811	0,730
Widowed	5.85	4,813	7.78	6,377	5,823
Never married	13.69	12,914	13.26	13,362	13,719
<i>Household head highest level of education completed</i>					
Recognised third leve	8.47	8,360	8.46	8,133	8,278
Second stage of secon	31.16	31,959	29.76	31,487	31,537
Less than second stag	55.37	54,714	55.96	55,279	54,833
Still at school	5.00	4,873	5.82	5,005	5,255
<i>Tenure status</i>					

Owner	73.97	76,272	72.19	72,933	73,954
Rent	19.79	17,650	21.48	20,478	19,788
Accommodation is provided rent-free	6.24	6,078	6.33	6,589	6,259
<i>Number of children (&lt;18) in the household</i>					
0	49.21	45,493	48.74	47,368	49,269
1	24.19	24,417	22.43	22,743	24,160
2	19.69	21,929	19.86	20,745	19,670
3	5.54	6,440	6.95	6,928	5,463
4 and more	1.37	1,722	2.02	2,216	1,438
<i>Number of full time workers in the household</i>					
0	16.83	14,869	20.04	15,632	16,269
1	41.78	43,211	39.44	40,644	41,997
2	33.39	34,206	32.31	34,380	33,821
3 and more	8.00	7,714	8.21	9,344	7,913
<i>Household size</i>					
1	4.60	3,676	7.27	5,267	4,664
2	13.79	12,389	16.56	14,524	13,790
3	23.58	22,299	18.22	18,597	23,265
4	33.76	35,032	29.30	30,634	33,274
5	15.57	17,271	16.91	17,966	16,377
6	6.08	6,199	7.54	8,053	5,754
7	2.63	3,134	4.19	4,960	2,876

**Cuadro 6**  
**Indicadores de movilidad, olas 1-4**

	Spain	Germany	France	Italy	U. Kingdom
<b>SUBMUESTRA <i>k</i></b>					
Hart Index	0.502	0.512	0.486	0.499	0.461
Shorrocks GE(0)	0.725	0.732	0.736	0.674	0.742
Shorrocks GE(1)	0.815	0.802	0.759	0.769	0.787
Shorrocks GE(2)	0.785	0.790	0.602	0.757	0.678
Shorrocks Gini	0.914	0.907	0.917	0.892	0.905
Shorrocks Atk(1)	0.747	0.744	0.754	0.697	0.759
Bartholomew (Relative Matrices)	1.571	1.653	1.387	1.718	1.676
Bartholomew (Absolute Matrices)	0.957	0.820	0.784	1.060	1.077
Shorrocks (Relative Matrices)	0.779	0.794	0.740	0.812	0.815
Shorrocks (Absolute Matrices)	1.117	1.113	1.110	1.124	1.129
% Persons remaining in the same decile	0.299	0.286	0.334	0.269	0.267
% Persons in the same or neighbouring decile	0.615	0.608	0.672	0.580	0.592
<b>SUBMUESTRA <i>p</i></b>					
Hart Index	0.499	0.517	0.487	0.498	0.435
Shorrocks GE(0)	0.727	0.730	0.741	0.676	0.752
Shorrocks GE(1)	0.819	0.802	0.764	0.773	0.793
Shorrocks GE(2)	0.799	0.803	0.619	0.765	0.684
Shorrocks Gini	0.915	0.907	0.918	0.893	0.909
Shorrocks Atk(1)	0.748	0.742	0.758	0.699	0.768
Bartholomew (Relative Matrices)	1.572	1.649	1.388	1.721	1.634
Bartholomew (Absolute Matrices)	0.957	0.821	0.781	1.062	1.058
Shorrocks (Relative Matrices)	0.780	0.789	0.748	0.808	0.810
Shorrocks (Absolute Matrices)	1.118	1.113	1.109	1.124	1.129
% Persons remaining in the same decile	0.298	0.290	0.327	0.273	0.271
% Persons in the same or neighbouring decile	0.615	0.611	0.667	0.583	0.603

**Cuadro 7**  
**Descomposición del índice de Fields y Ok, olas 1-4**

	<i>Mobility</i>	<i>K</i>	<i>T</i>
<b>SUBMUESTRA <i>k</i></b>			
Spain	0,440	0,134	0,305
Germany	0,308	0,070	0,238
France	0,342	0,106	0,236
Italy	0,470	0,184	0,286
United Kingdom	0,424	0,231	0,193
<b>SUBMUESTRA <i>p</i></b>			
Spain	0,436	0,127	0,310
Germany	0,302	0,071	0,231
France	0,336	0,114	0,222
Italy	0,469	0,191	0,278
United Kingdom	0,410	0,227	0,182

**Cuadro 8**  
**Descomposición de la movilidad por grupos de población, olas 1-4**  
**(submuestra k)**

	SPAIN				GERMANY				FRANCE				ITALY				U. KINGDC			
	P <sub>i</sub>	M <sub>i</sub>	C <sub>i</sub>	C <sub>i</sub> /P <sub>i</sub>	P <sub>i</sub>	M <sub>i</sub>	C <sub>i</sub>	C <sub>i</sub> /P <sub>i</sub>	P <sub>i</sub>	M <sub>i</sub>	C <sub>i</sub>	C <sub>i</sub> /P <sub>i</sub>	P <sub>i</sub>	M <sub>i</sub>	C <sub>i</sub>	C <sub>i</sub> /P <sub>i</sub>	P <sub>i</sub>	M <sub>i</sub>	C <sub>i</sub>	
One person aged 65+	2,48	0,26	1,49	0,60	2,76	0,33	3,00	1,09	3,55	0,29	2,96	0,83	2,16	0,38	1,77	0,82	4,74	0,30	3,3	
One person 30-64	1,33	0,48	1,46	1,10	3,34	0,38	4,16	1,24	4,00	0,40	4,73	1,18	1,67	0,41	1,45	0,87	3,91	0,39	3,6	
One person <30	0,11	0,57	0,14	1,31	1,44	0,52	2,44	1,69	1,74	0,77	3,92	2,25	0,27	0,59	0,34	1,26	1,28	0,91	2,7	
Single parent	1,06	0,69	1,67	1,58	2,35	0,55	4,22	1,80	3,61	0,31	3,27	0,91	0,76	0,60	0,97	1,28	5,10	0,38	4,6	
Two adults, no kids	13,51	0,36	10,95	0,81	22,34	0,35	25,57	1,14	21,04	0,33	20,38	0,97	12,92	0,40	11,00	0,85	24,46	0,39	22,7	
Two adults, 1 kid	8,25	0,49	9,27	1,12	13,99	0,29	13,07	0,93	10,61	0,36	11,04	1,04	10,52	0,46	10,20	0,97	10,66	0,42	10,4	
Two adults, 2 kids	16,38	0,39	14,68	0,90	17,79	0,22	12,97	0,73	18,26	0,28	15,12	0,83	15,48	0,49	16,16	1,04	17,44	0,41	16,8	
Two adults, 3 or more kids	6,25	0,48	6,88	1,10	8,29	0,27	7,14	0,86	11,76	0,30	10,36	0,88	5,37	0,52	5,90	1,10	11,13	0,55	14,3	
Three adults, no kids, no <25	9,65	0,38	8,24	0,85	5,20	0,39	6,57	1,26	3,58	0,32	3,30	0,92	11,00	0,46	10,73	0,98	4,40	0,36	3,7	
Three adults, no kids, <25	15,55	0,48	17,13	1,10	9,88	0,30	9,68	0,98	8,78	0,45	11,54	1,31	19,78	0,49	20,71	1,05	7,44	0,45	7,8	
Three or more adults, 1 kid	14,91	0,46	15,73	1,05	8,00	0,28	7,25	0,91	6,90	0,38	7,57	1,10	13,27	0,48	13,62	1,03	5,70	0,40	5,3	
Three or more adults, 2 kids	7,07	0,49	7,91	1,12	2,84	0,25	2,33	0,82	3,89	0,34	3,88	1,00	4,98	0,49	5,18	1,04	2,65	0,46	2,9	
Three or more adults, ≥3 kids	3,44	0,57	4,44	1,29	1,77	0,28	1,61	0,91	2,27	0,29	1,92	0,85	1,81	0,51	1,97	1,09	0,49	1,2		
Wages and salaries	59,04	0,35	47,20	0,80	73,91	0,25	59,01	0,80	65,48	0,31	58,36	0,89	60,96	0,37	47,88	0,79	59,98	0,37	52,0	
Income from self-employment	12,23	0,79	22,05	1,80	5,46	0,35	6,24	1,14	7,62	0,39	8,67	1,14	16,66	0,77	27,13	1,63	10,34	0,43	10,4	
Pensions	17,10	0,32	12,59	0,74	10,96	0,28	10,07	0,92	16,79	0,29	14,15	0,84	16,65	0,41	14,56	0,87	13,88	0,31	10,2	
Unemployment benefits	4,63	0,58	6,10	1,32	3,64	0,39	4,62	1,27	1,53	0,37	1,68	1,10	1,12	0,86	2,05	1,83	0,72	0,71	1,2	
Any other social benefits	5,28	0,60	7,18	1,36	2,10	0,87	5,93	2,82	6,61	0,46	8,87	1,34	2,84	0,66	3,95	1,39	13,21	0,70	21,8	
Private income	1,73	1,24	4,89	2,82	3,93	1,11	14,13	3,59	1,97	1,43	8,26	4,19	1,78	1,17	4,43	2,49	1,87	0,94	4,1	
<30	11,10	0,53	13,32	1,20	15,58	0,33	16,89	1,08	11,31	0,44	14,59	1,29	9,65	0,54	11,16	1,16	16,03	0,60	22,8	
30-64	73,99	0,45	75,64	1,02	75,35	0,31	74,62	0,99	76,48	0,34	75,29	0,98	77,90	0,47	77,33	0,99	71,15	0,40	67,5	
Aged 65+	14,91	0,33	11,04	0,74	9,07	0,29	8,49	0,94	12,21	0,28	10,13	0,83	12,45	0,43	11,51	0,92	12,82	0,32	9,6	
Male	79,91	0,43	78,15	0,98	73,63	0,26	62,15	0,84	74,50	0,33	72,07	0,97	78,04	0,46	77,02	0,99	63,62	0,36	53,3	
Female	20,09	0,48	21,85	1,09	26,37	0,44	37,85	1,44	25,50	0,37	27,93	1,10	21,96	0,49	22,98	1,05	36,38	0,54	46,€	

P<sub>j</sub>= % of sample in group j, M<sub>j</sub>=group j mobility, C<sub>j</sub>= group j relative contribution to mobility.

(cont.)

Married	77,07	0,43	75,89	0,98	75,38	0,28	69,37	0,92	72,38	0,33	70,12	0,97	79,69	0,47	79,25	0,99	67,62	0,40	63, <sup>a</sup>	
Separated	1,71	0,60	2,33	1,36	1,63	0,52	2,77	1,70	0,89	0,54	1,41	1,59	0,93	0,61	1,22	0,77	2,48	0,47	2,7	
Divorced	0,87	0,43	0,86	0,99	5,08	0,40	6,63	1,30	6,70	0,30	5,89	0,88	0,65	0,35	0,49	0,75	8,16	0,48	9,1	
Widowed	6,85	0,41	6,45	0,94	4,41	0,41	5,90	1,34	5,27	0,38	5,80	1,10	5,45	0,49	5,63	1,03	6,02	0,36	5,1	
Never married	13,50	0,47	14,47	1,07	13,28	0,35	15,09	1,14	14,74	0,39	16,76	1,14	13,27	0,48	13,41	1,01	15,65	0,53	19, <sup>b</sup>	
Recognised third level educ.	18,79	0,38	16,06	0,85	25,71	0,29	23,84	0,93	21,09	0,39	23,82	1,13	8,28	0,39	6,84	0,83	33,70	0,40	31, <sup>c</sup>	
Second stage of secondary	12,86	0,49	14,41	1,12	54,28	0,31	55,05	1,01	38,84	0,33	37,18	0,96	31,73	0,41	27,62	0,87	11,73	0,43	11, <sup>c</sup>	
Less than second stage	68,35	0,45	69,53	1,02	19,26	0,32	20,12	1,04	37,00	0,31	33,66	0,91	54,92	0,51	59,53	1,08	52,77	0,43	53, <sup>c</sup>	
Owner	81,63	0,43	80,67	0,99	40,97	0,29	38,85	0,95	61,18	0,34	60,42	0,99	75,05	0,48	76,47	1,02	73,95	0,39	68, <sup>c</sup>	
Paying rent	11,88	0,46	12,31	1,04	56,42	0,32	58,47	1,04	34,73	0,35	35,29	1,02	18,74	0,44	17,63	0,94	24,12	0,50	28, <sup>c</sup>	
Rent-free accommodation	6,48	0,48	7,02	1,08	2,57	0,31	2,63	1,02	4,08	0,36	4,28	1,05	6,21	0,45	5,90	0,95	1,44	0,47	1,6	
1	3,93	0,35	3,09	0,79	7,55	0,39	9,60	1,27	9,29	0,43	11,61	1,25	4,10	0,41	3,56	0,87	9,93	0,41	9,7	
2	13,87	0,36	11,33	0,82	23,52	0,36	27,49	1,17	22,64	0,33	21,87	0,97	13,39	0,41	11,69	0,87	26,36	0,40	24, <sup>c</sup>	
3	18,96	0,45	19,53	1,03	24,79	0,32	25,62	1,03	19,52	0,37	21,00	1,08	23,04	0,47	22,95	1,00	20,38	0,40	19,4	
4	31,68	0,42	30,46	0,96	27,93	0,25	22,81	0,82	27,08	0,31	24,75	0,91	34,53	0,49	35,79	1,04	25,85	0,41	25,0	
5	17,97	0,46	18,89	1,05	10,79	0,27	9,34	0,87	14,15	0,34	14,14	1,00	16,06	0,46	15,85	0,99	12,42	0,52	15,1	
6	8,02	0,53	9,71	1,21	3,15	0,29	2,92	0,93	5,08	0,35	5,25	1,03	6,03	0,55	7,04	1,17	3,58	0,50	4,2	
≥7	5,58	0,55	6,98	1,25	2,28	0,30	2,22	0,97	2,24	0,21	1,38	0,62	2,85	0,52	3,13	1,10	1,48	0,48	1,6	

P<sub>j</sub>=% of sample in group j, M<sub>j</sub>=group j mobility, C<sub>j</sub>= group j relative contribution to mobility.

**Cuadro 9**  
**Descomposición de la movilidad por grupos de población, olas 1-4**  
**(submuestra *p*)**

	SPAIN				GERMANY				FRANCE				ITALY				U. KINGDC			
	P <sub>i</sub>	M <sub>i</sub>	C <sub>i</sub>	C <sub>i</sub> /P <sub>i</sub>	P <sub>i</sub>	M <sub>i</sub>	C <sub>i</sub>	C <sub>i</sub> /P <sub>i</sub>	P <sub>i</sub>	M <sub>i</sub>	C <sub>i</sub>	C <sub>i</sub> /P <sub>i</sub>	P <sub>i</sub>	M <sub>i</sub>	C <sub>i</sub>	C <sub>i</sub> /P <sub>i</sub>	P <sub>i</sub>	M <sub>i</sub>	C <sub>i</sub>	
One person aged 65+	2,22	0,25	1,25	0,56	2,36	0,31	2,46	1,04	3,11	0,27	2,50	0,80	1,74	0,36	1,32	0,76	3,75	0,29	2,6	
One person 30-64	1,44	0,44	1,47	1,02	3,48	0,41	4,77	1,37	4,01	0,41	4,94	1,23	1,72	0,43	1,59	0,93	3,92	0,35	3,3	
One person <30	0,10	0,74	0,16	1,69	1,41	0,51	2,39	1,69	1,42	0,68	2,87	2,03	0,22	0,71	0,32	1,50	1,18	0,76	2,1	
Single parent	1,02	0,65	1,52	1,49	2,23	0,47	3,46	1,55	3,56	0,31	3,30	0,93	0,68	0,54	0,78	1,15	4,97	0,38	4,6	
Two adults, no kids	13,94	0,33	10,65	0,76	22,13	0,36	26,19	1,18	21,22	0,32	20,12	0,95	12,01	0,40	10,16	0,85	24,39	0,39	23,0	
Two adults, 1 kid	8,93	0,52	10,58	1,18	14,52	0,28	13,47	0,93	10,72	0,37	11,95	1,11	10,47	0,44	9,89	0,95	10,97	0,40	10,6	
Two adults, 2 kids	15,98	0,40	14,51	0,91	18,84	0,22	13,43	0,71	19,56	0,27	16,01	0,82	16,67	0,48	17,22	1,03	18,17	0,40	17,5	
Two adults, 3 or more kids	6,67	0,48	7,29	1,09	8,23	0,26	7,13	0,87	12,15	0,30	10,95	0,90	5,92	0,51	6,42	1,08	11,89	0,54	15,6	
Three adults, no kids, no <25	9,59	0,37	8,06	0,84	5,09	0,38	6,46	1,27	3,85	0,31	3,53	0,92	10,30	0,45	9,89	0,96	4,23	0,34	3,5	
Three adults, no kids, <25	14,61	0,49	16,37	1,12	9,70	0,30	9,75	1,00	8,66	0,43	11,21	1,29	19,51	0,50	20,68	1,06	7,41	0,42	7,5	
Three or more adults, 1 kid	14,85	0,47	16,02	1,08	7,32	0,27	6,48	0,89	6,46	0,40	7,67	1,19	13,57	0,49	14,16	1,04	5,68	0,36	5,0	
Three or more adults, 2 kids	7,27	0,49	8,09	1,11	2,99	0,24	2,37	0,79	3,39	0,29	2,96	0,87	5,06	0,52	5,58	1,10	2,54	0,43	2,6	
Three or more adults, ≥3 kids	3,37	0,52	4,02	1,19	1,70	0,29	1,64	0,97	1,90	0,35	1,99	1,05	2,14	0,43	1,98	0,93	0,89	0,46	1,0	
Wages and salaries	58,59	0,34	45,32	0,77	75,02	0,24	59,74	0,80	66,88	0,30	59,44	0,89	62,28	0,36	48,22	0,77	61,77	0,35	53,2	
Income from self-employment	12,60	0,82	23,71	1,88	5,37	0,34	6,11	1,14	7,62	0,38	8,73	1,15	16,32	0,80	27,89	1,71	10,58	0,41	10,5	
Pensions	17,05	0,32	12,37	0,73	10,00	0,27	9,01	0,90	16,58	0,30	14,64	0,88	15,69	0,40	13,41	0,85	12,41	0,31	9,3	
Unemployment benefits	4,97	0,59	6,75	1,36	3,42	0,37	4,14	1,21	1,33	0,36	1,43	1,07	1,25	0,90	2,40	1,92	0,68	0,70	1,1	
Any other social benefits	5,32	0,62	7,52	1,41	2,08	0,80	5,49	2,65	5,79	0,45	7,67	1,33	2,88	0,70	4,29	1,49	12,91	0,71	22,3	
Private income	1,46	1,29	4,32	2,95	4,10	1,14	15,51	3,78	1,80	1,51	8,08	4,48	1,58	1,12	3,79	2,39	1,66	0,82	3,3	
<30	11,54	0,52	13,85	1,20	15,17	0,33	16,57	1,09	10,96	0,42	13,86	1,26	9,44	0,53	10,65	1,13	15,66	0,58	22,1	
30-64	73,83	0,45	75,41	1,02	76,87	0,30	76,01	0,99	77,51	0,33	76,30	0,98	79,60	0,47	79,42	1,00	73,18	0,39	69,1	
Aged 65+	14,63	0,32	10,74	0,73	7,96	0,28	7,42	0,93	11,53	0,29	9,84	0,85	10,96	0,42	9,93	0,91	11,16	0,32	8,6	
Male	80,71	0,42	77,99	0,97	74,29	0,26	63,10	0,85	74,88	0,33	73,13	0,98	79,18	0,47	78,54	0,99	64,85	0,34	53,6	
Female	19,29	0,50	22,01	1,14	25,71	0,43	36,90	1,44	25,12	0,36	26,87	1,07	20,82	0,48	21,46	1,03	35,15	0,54	46,4	

P<sub>i</sub>= % of sample in group j, M<sub>i</sub>=group j mobility, C<sub>i</sub>= group j relative contribution to mobility.

(cont.)

Married	78,14	0,43	76,41	0,98	76,24	0,28	70,59	0,93	73,50	0,33	71,85	0,98	80,93	0,47	80,66	1,00	69,81	0,39	65,5	
Separated	1,07	0,64	1,56	1,46	1,52	0,46	2,33	1,53	0,84	0,53	1,33	1,59	0,76	0,56	0,90	1,19	2,51	0,43	2,6	
Divorced	0,74	0,38	0,65	0,88	4,85	0,38	6,04	1,25	6,21	0,27	5,05	0,81	0,59	0,37	0,46	0,79	7,74	0,47	8,9	
Widowed	6,78	0,43	6,71	0,99	4,01	0,42	5,60	1,40	4,96	0,40	5,85	1,18	4,81	0,51	5,22	1,09	4,95	0,35	4,1	
Never married	13,28	0,48	14,67	1,11	13,20	0,35	15,16	1,15	14,45	0,37	15,88	1,10	12,91	0,46	12,75	0,99	14,90	0,50	18,2	
Recognised third level educ.	18,00	0,38	15,64	0,87	26,55	0,28	24,49	0,92	21,88	0,37	24,24	1,11	8,36	0,37	6,65	0,80	34,75	0,38	32,0	
Second stage of secondary	13,52	0,49	15,05	1,11	54,68	0,31	55,90	1,02	39,13	0,33	37,95	0,97	31,96	0,40	27,12	0,85	12,42	0,42	12,7	
Less than second stage	68,48	0,44	69,32	1,01	18,04	0,31	18,49	1,02	36,44	0,31	33,24	0,91	54,71	0,51	59,75	1,09	51,21	0,42	52,7	
Owner	82,20	0,43	80,32	0,98	41,69	0,29	40,00	0,96	62,63	0,34	63,75	1,02	76,27	0,48	77,37	1,01	75,48	0,38	69,2	
Paying rent	10,95	0,46	11,43	1,04	55,93	0,31	57,64	1,03	33,44	0,33	32,36	0,97	17,65	0,45	16,90	0,96	22,82	0,50	27,8	
Rent-free accommodation	6,86	0,53	8,25	1,20	2,36	0,30	2,31	0,98	3,93	0,33	3,89	0,99	6,08	0,44	5,73	0,94	1,35	0,47	1,5	
1	3,76	0,33	2,89	0,77	7,25	0,40	9,61	1,33	8,54	0,41	10,32	1,21	3,68	0,41	3,24	0,88	8,87	0,38	8,2	
2	14,30	0,33	10,96	0,77	23,26	0,36	27,76	1,19	22,73	0,32	21,40	0,94	12,39	0,40	10,62	0,86	26,21	0,39	24,8	
3	19,16	0,46	20,14	1,05	25,12	0,31	25,98	1,03	19,87	0,38	22,33	1,12	22,30	0,46	21,69	0,97	20,71	0,38	19,4	
4	31,75	0,43	31,15	0,98	28,49	0,24	22,40	0,79	28,42	0,30	25,70	0,90	35,03	0,48	36,20	1,03	26,43	0,40	25,5	
5	17,47	0,45	17,85	1,02	10,58	0,26	9,12	0,86	14,20	0,34	14,48	1,02	17,27	0,48	17,70	1,02	13,08	0,50	16,0	
6	7,88	0,55	10,01	1,27	3,04	0,29	2,96	0,97	4,64	0,34	4,65	1,00	6,20	0,52	6,94	1,12	3,55	0,47	4,1	
≥7	5,66	0,54	7,00	1,24	2,25	0,29	2,16	0,96	1,59	0,24	1,13	0,71	3,13	0,54	3,62	1,15	1,16	0,46	1,3	

P<sub>j</sub>=% of sample in group j, M<sub>j</sub>=group j mobility, C<sub>j</sub>= group j relative contribution to mobility.

**Cuadro 10**  
**Indicadores de movilidad, olas 1-8**

	Spain	Germany	France	Italy	U. Kingdom
$\phi_i^l = 1$					
Hart Index	0.593	0.593	0.588	0.541	0.589
Shorrocks GE(0)	0.665	0.687	0.713	0.644	0.668
Shorrocks GE(1)	0.752	0.751	0.738	0.729	0.709
Shorrocks GE(2)	0.723	0.752	0.595	0.719	0.629
Shorrocks Gini	0.876	0.875	0.896	0.867	0.858
Shorrocks Atk(1)	0.687	0.699	0.730	0.666	0.686
Bartholomew (Relative Matrices)	2.015	1.971	1.672	2.002	2.122
Bartholomew (Absolute Matrices)	1.575	1.094	1.047	1.456	1.566
Shorrocks (Relative Matrices)	0.867	0.853	0.820	0.885	0.893
Shorrocks (Absolute Matrices)	1.148	1.136	1.132	1.145	1.151
% Persons remaining in the same decile	0.220	0.232	0.262	0.204	0.197
% Persons in the same or neighbouring decile	0.503	0.524	0.594	0.498	0.475
$\phi_i^l = \phi^E$					
Hart Index	0.591	0.566	0.603	0.517	0.571
Shorrocks GE(0)	0.669	0.689	0.709	0.652	0.683
Shorrocks GE(1)	0.755	0.752	0.732	0.732	0.724
Shorrocks GE(2)	0.728	0.746	0.593	0.720	0.646
Shorrocks Gini	0.879	0.878	0.894	0.869	0.865
Shorrocks Atk(1)	0.693	0.702	0.725	0.674	0.701
Bartholomew (Relative Matrices)	2.087	1.882	1.738	1.964	2.070
Bartholomew (Absolute Matrices)	1.709	1.068	1.078	1.447	1.500
Shorrocks (Relative Matrices)	0.877	0.830	0.839	0.873	0.890
Shorrocks (Absolute Matrices)	1.151	1.136	1.134	1.145	1.148
% Persons remaining in the same decile	0.211	0.253	0.245	0.214	0.199
% Persons in the same or neighbouring decile	0.477	0.546	0.574	0.503	0.489
$\phi_i^l = \phi_2^A$					
Hart Index	0.601	0.582	0.598	0.543	0.591
Shorrocks GE(0)	0.662	0.713	0.705	0.647	0.673
Shorrocks GE(1)	0.748	0.787	0.724	0.730	0.716
Shorrocks GE(2)	0.714	0.795	0.554	0.718	0.642
Shorrocks Gini	0.875	0.882	0.894	0.868	0.860
Shorrocks Atk(1)	0.684	0.726	0.722	0.669	0.692
Bartholomew (Relative Matrices)	2.027	1.970	1.688	2.001	2.127
Bartholomew (Absolute Matrices)	1.577	1.103	1.070	1.452	1.583
Shorrocks (Relative Matrices)	0.871	0.856	0.822	0.885	0.897
Shorrocks (Absolute Matrices)	1.148	1.137	1.134	1.145	1.151
% Persons remaining in the same decile	0.217	0.230	0.260	0.204	0.192
% Persons in the same or neighbouring decile	0.498	0.521	0.592	0.497	0.477

**Cuadro 11**  
**Descomposición del índice de Fields y Ok, olas 1-8**

	<i>Mobility</i>	<i>K</i>	<i>T</i>
$\phi_i^l = 1$			
Spain	0.612	0.456	0.156
Germany	0.375	0.170	0.205
France	0.415	0.210	0.205
Italy	0.582	0.418	0.164
United Kingdom	0.585	0.417	0.168
$\phi_i^l = \phi^E$			
Spain	0.661	0.513	0.148
Germany	0.377	0.179	0.199
France	0.422	0.218	0.204
Italy	0.555	0.399	0.156
United Kingdom	0.564	0.395	0.170
$\phi_i^l = \phi_2^A$			
Spain	0.614	0.457	0.156
Germany	0.391	0.189	0.202
France	0.426	0.222	0.204
Italy	0.578	0.408	0.170
United Kingdom	0.597	0.433	0.164

**Cuadro 12**  
**Descomposición de la movilidad por grupos de población, olas 1-8**  
 $(\phi_i^l = 1)$

	SPAIN				GERMANY				FRANCE				ITALY				U. KINGDC			
	P <sub>i</sub>	M <sub>i</sub>	C <sub>i</sub>	C <sub>i</sub> P <sub>i</sub>	P <sub>i</sub>	M <sub>i</sub>	C <sub>i</sub>	C <sub>i</sub> P <sub>i</sub>	P <sub>i</sub>	M <sub>i</sub>	C <sub>i</sub>	C <sub>i</sub> P <sub>i</sub>	P <sub>i</sub>	M <sub>i</sub>	C <sub>i</sub>	C <sub>i</sub> P <sub>i</sub>	P <sub>i</sub>	M <sub>i</sub>	C <sub>i</sub>	
One person aged 65+	2.22	0.34	1.22	0.55	2.36	0.37	2.31	0.98	3.11	0.28	2.12	0.68	1.74	0.46	1.36	0.78	3.75	0.43	2.7	
One person 30-64	1.44	0.55	1.30	0.90	3.48	0.47	4.35	1.25	4.01	0.45	4.33	1.08	1.72	0.52	1.55	0.90	3.92	0.48	3.1	
One person <30	0.10	1.23	0.20	2.01	1.41	0.63	2.38	1.68	1.42	0.92	3.14	2.22	0.22	0.67	0.25	1.15	1.18	1.26	2.5	
Single parent	1.02	0.67	1.12	1.10	2.23	0.62	3.70	1.66	3.56	0.41	3.48	0.98	0.68	0.58	0.68	0.99	4.97	0.71	5.9	
Two adults, no kids	13.94	0.45	10.17	0.73	22.13	0.43	25.24	1.14	21.22	0.36	18.23	0.86	12.01	0.47	9.71	0.81	24.39	0.48	20.0	
Two adults, 1 kid	8.93	0.54	7.86	0.88	14.52	0.35	13.52	0.93	10.72	0.46	11.93	1.11	10.47	0.53	9.45	0.90	10.97	0.55	10.4	
Two adults, 2 kids	15.98	0.57	14.75	0.92	18.84	0.32	15.98	0.85	19.56	0.35	16.48	0.84	16.67	0.53	15.04	0.90	18.17	0.61	18.8	
Two adults, 3 or more kids	6.67	0.61	6.70	1.00	8.23	0.29	6.32	0.77	12.15	0.41	12.12	1.00	5.92	0.61	6.19	1.05	11.89	0.79	16.1	
Three adults, no kids, no <25	9.59	0.49	7.73	0.81	5.09	0.40	5.49	1.08	3.85	0.36	3.36	0.87	10.30	0.57	10.05	0.98	4.23	0.39	2.8	
Three adults, no kids, <25	14.61	0.72	17.26	1.18	9.70	0.37	9.64	0.99	8.66	0.53	11.13	1.29	19.51	0.68	22.96	1.18	7.41	0.60	7.5	
Three or more adults, 1 kid	14.85	0.73	17.59	1.18	7.32	0.38	7.52	1.03	6.46	0.52	8.14	1.26	13.57	0.68	15.78	1.16	5.68	0.57	5.5	
Three or more adults, 2 kids	7.27	0.83	9.81	1.35	2.99	0.28	2.22	0.74	3.39	0.48	3.91	1.15	5.06	0.57	4.93	0.97	2.54	0.69	3.0	
Three or more adults, ≥3 kids	3.37	0.78	4.28	1.27	1.70	0.29	1.33	0.78	1.90	0.36	1.64	0.86	2.14	0.56	2.05	0.96	0.89	0.73	1.1	
Wages and salaries	58.59	0.52	50.16	0.86	75.02	0.32	63.70	0.85	66.88	0.39	62.19	0.93	62.28	0.48	51.55	0.83	61.77	0.52	55.0	
Income from self-employment	12.60	0.90	18.49	1.47	5.37	0.40	5.73	1.07	7.62	0.50	9.13	1.20	16.32	0.84	23.65	1.45	10.58	0.60	10.5	
Pensions	17.05	0.50	13.92	0.82	10.00	0.34	9.01	0.90	16.58	0.30	12.00	0.72	15.69	0.56	15.12	0.96	12.41	0.42	8.8	
Unemployment benefits	4.97	0.79	6.40	1.29	3.42	0.45	4.09	1.20	1.33	0.42	1.36	1.02	1.25	0.88	1.90	1.52	0.68	0.97	1.1	
Any other social benefits	5.32	0.85	7.43	1.40	2.08	0.91	5.04	2.43	5.79	0.58	8.06	1.39	2.88	0.86	4.27	1.49	12.91	0.94	20.8	
Private income	1.46	1.50	3.60	2.46	4.10	1.14	12.43	3.03	1.80	1.67	7.26	4.02	1.58	1.29	3.51	2.22	1.66	1.13	3.2	
<30	11.54	0.70	13.20	1.14	15.17	0.40	16.29	1.07	10.96	0.51	13.50	1.23	9.44	0.65	10.57	1.12	15.66	0.77	20.6	
30-64	73.83	0.63	75.67	1.02	76.87	0.37	76.29	0.99	77.51	0.42	78.14	1.01	79.60	0.58	78.65	0.99	73.18	0.57	71.2	
Aged 65+	14.63	0.47	11.13	0.76	7.96	0.35	7.42	0.93	11.53	0.30	8.36	0.73	10.96	0.57	10.78	0.98	11.16	0.43	8.1	
Male	80.71	0.60	79.54	0.99	74.29	0.33	64.55	0.87	74.88	0.41	74.17	0.99	79.18	0.58	78.72	0.99	64.85	0.52	57.2	
Female	19.29	0.65	20.46	1.06	25.71	0.52	35.45	1.38	25.12	0.43	25.83	1.03	20.82	0.59	21.28	1.02	35.15	0.71	42.7	

P<sub>i</sub>= % of sample in group j, M<sub>i</sub>=group j mobility, C<sub>i</sub>= group j relative contribution to mobility.

(cont.)

Married	78.14	0.61	77.88	1.00	76.24	0.35	71.72	0.94	73.50	0.41	72.13	0.98	80.93	0.57	79.88	0.99	69.81	0.55	66.1	
Separated	1.07	0.73	1.27	1.19	1.52	0.65	2.65	1.75	0.84	0.60	1.22	1.46	0.76	0.61	0.80	1.06	2.51	0.63	2.7	
Divorced	0.74	0.55	0.66	0.90	4.85	0.44	5.74	1.18	6.21	0.38	5.74	0.92	0.59	0.46	0.46	0.79	7.74	0.71	9.3	
Widowed	6.78	0.56	6.24	0.92	4.01	0.45	4.79	1.20	4.96	0.42	4.96	1.00	4.81	0.63	5.20	1.08	4.95	0.46	3.9	
Never married	13.28	0.64	13.95	1.05	13.20	0.42	14.88	1.13	14.45	0.46	15.90	1.10	12.91	0.62	13.66	1.06	14.90	0.70	17.7	
Recognised third level educ.	18.00	0.49	14.30	0.79	26.55	0.36	25.67	0.97	21.88	0.47	24.63	1.13	8.36	0.44	6.29	0.75	34.75	0.54	32.1	
Second stage of secondary	13.52	0.61	13.39	0.99	54.68	0.38	55.98	1.02	39.13	0.40	37.67	0.96	31.96	0.51	27.88	0.87	12.42	0.63	13.3	
Less than second stage	68.48	0.65	72.31	1.06	18.04	0.36	17.56	0.97	36.44	0.37	32.71	0.90	54.71	0.64	59.79	1.09	51.21	0.60	52.5	
Owner	82.20	0.60	80.93	0.98	41.69	0.36	40.35	0.97	62.63	0.41	62.18	0.99	76.27	0.58	76.40	1.00	75.48	0.54	69.5	
Paying rent	10.95	0.61	10.85	0.99	55.93	0.38	57.23	1.02	33.44	0.42	33.49	1.00	17.65	0.60	18.06	1.02	22.82	0.71	27.6	
Rent-free accommodation	6.86	0.73	8.21	1.20	2.36	0.38	2.41	1.02	3.93	0.46	4.33	1.10	6.08	0.53	5.54	0.91	1.35	0.77	1.7	
1	3.76	0.44	2.72	0.72	7.25	0.47	9.03	1.25	8.54	0.47	9.59	1.12	3.68	0.50	3.16	0.86	8.87	0.56	8.5	
2	14.30	0.45	10.49	0.73	23.26	0.44	27.11	1.17	22.73	0.36	19.43	0.86	12.39	0.48	10.16	0.82	26.21	0.49	22.0	
3	19.16	0.55	17.36	0.91	25.12	0.38	25.14	1.00	19.87	0.45	21.70	1.09	22.30	0.56	21.46	0.96	20.71	0.54	19.0	
4	31.75	0.62	32.32	1.02	28.49	0.34	25.76	0.90	28.42	0.40	27.59	0.97	35.03	0.60	36.37	1.04	26.43	0.61	27.6	
5	17.47	0.67	19.22	1.10	10.58	0.31	8.81	0.83	14.20	0.44	15.12	1.06	17.27	0.63	18.70	1.08	13.08	0.76	17.0	
6	7.88	0.79	10.16	1.29	3.04	0.31	2.54	0.84	4.64	0.51	5.73	1.23	6.20	0.64	6.83	1.10	3.55	0.72	4.3	
$\geq 7$	5.66	0.84	7.73	1.36	2.25	0.27	1.60	0.71	1.59	0.22	0.83	0.52	3.13	0.62	3.32	1.06	1.16	0.70	1.3	

$P_j$ =% of sample in group j,  $M_j$ =group j mobility,  $C_j$ = group j relative contribution to mobility.

**Cuadro 13**  
**Descomposición de la movilidad por grupos de población, olas 1-8**  
 $(\phi_i^l = \phi^E)$

	SPAIN				GERMANY				FRANCE				ITALY				U. KINGDC			
	P <sub>i</sub>	M <sub>i</sub>	C <sub>i</sub>	C <sub>i</sub> /P <sub>i</sub>	P <sub>i</sub>	M <sub>i</sub>	C <sub>i</sub>	C <sub>i</sub> /P <sub>i</sub>	P <sub>i</sub>	M <sub>i</sub>	C <sub>i</sub>	C <sub>i</sub> /P <sub>i</sub>	P <sub>i</sub>	M <sub>i</sub>	C <sub>i</sub>	C <sub>i</sub> /P <sub>i</sub>	P <sub>i</sub>	M <sub>i</sub>	C <sub>i</sub>	
One person aged 65+	1.37	0.32	0.67	0.49	4.57	0.42	5.14	1.12	2.67	0.28	1.80	0.67	2.46	0.48	2.13	0.87	5.44	0.43	4.1	
One person 30-64	1.05	0.50	0.80	0.76	6.30	0.44	7.38	1.17	2.77	0.44	2.89	1.04	2.45	0.52	2.30	0.94	4.04	0.47	3.3	
One person <30	0.03	1.62	0.08	2.45	2.17	0.55	3.14	1.45	1.20	0.87	2.49	2.07	0.36	0.59	0.38	1.06	1.00	1.18	2.0	
Single parent	0.46	0.66	0.46	1.00	1.03	0.63	1.71	1.66	2.25	0.40	2.12	0.94	0.66	0.56	0.67	1.02	4.79	0.66	5.6	
Two adults, no kids	10.89	0.45	7.38	0.68	18.61	0.43	21.00	1.13	20.31	0.36	17.17	0.85	14.11	0.44	11.19	0.79	25.73	0.45	20.6	
Two adults, 1 kid	6.99	0.50	5.34	0.76	10.93	0.38	11.06	1.01	12.15	0.46	13.35	1.10	8.73	0.52	8.20	0.94	9.90	0.52	9.1	
Two adults, 2 kids	13.93	0.56	11.84	0.85	15.57	0.34	14.09	0.91	18.58	0.35	15.56	0.84	14.13	0.50	12.75	0.90	17.64	0.62	19.2	
Two adults, 3 or more kids	8.25	0.63	7.83	0.95	7.28	0.29	5.67	0.78	10.25	0.40	9.82	0.96	6.22	0.59	6.57	1.06	11.00	0.80	15.5	
Three adults, no kids, no <25	8.31	0.52	6.50	0.78	7.14	0.40	7.50	1.05	5.58	0.43	5.64	1.01	8.87	0.55	8.72	0.98	4.53	0.39	3.1	
Three adults, no kids, <25	14.66	0.80	17.82	1.22	12.04	0.35	11.16	0.93	10.50	0.54	13.36	1.27	19.12	0.64	21.97	1.15	7.44	0.57	7.5	
Three or more adults, 1 kid	17.47	0.78	20.49	1.17	8.89	0.38	9.06	1.02	7.47	0.53	9.46	1.27	13.60	0.64	15.62	1.15	5.46	0.58	5.5	
Three or more adults, 2 kids	10.66	0.85	13.77	1.29	3.56	0.20	1.91	0.54	4.06	0.48	4.58	1.13	6.46	0.55	6.38	0.99	2.29	0.68	2.7	
Three or more adults, ≥3 kids	5.92	0.78	7.01	1.18	1.93	0.23	1.19	0.62	2.20	0.34	1.77	0.81	2.83	0.61	3.13	1.10	0.71	0.75	0.9	
Wages and salaries	61.24	0.57	52.77	0.86	69.64	0.32	59.73	0.86	68.55	0.40	64.27	0.94	61.40	0.48	52.69	0.86	58.78	0.51	52.6	
Income from self-employment	14.15	0.92	19.75	1.40	5.77	0.41	6.28	1.09	7.43	0.49	8.66	1.17	16.19	0.77	22.55	1.39	10.27	0.61	11.0	
Pensions	11.88	0.51	9.15	0.77	13.86	0.33	11.96	0.86	16.34	0.33	12.89	0.79	17.31	0.53	16.54	0.96	15.67	0.41	11.3	
Unemployment benefits	4.80	0.75	5.43	1.13	3.36	0.45	4.04	1.20	1.15	0.40	1.10	0.96	1.27	0.82	1.89	1.48	0.76	0.96	1.2	
Any other social benefits	4.74	0.84	6.03	1.27	1.86	0.91	4.49	2.42	4.86	0.54	6.22	1.28	2.24	0.78	3.15	1.41	12.81	0.91	20.6	
Private income	3.19	1.42	6.85	2.15	5.51	0.92	13.50	2.45	1.67	1.73	6.86	4.10	1.58	1.11	3.18	2.01	1.72	1.03	3.1	
<30	13.94	0.74	15.59	1.12	13.66	0.42	15.09	1.10	13.29	0.49	15.54	1.17	10.59	0.60	11.46	1.08	13.88	0.73	17.5	
30-64	75.60	0.67	76.74	1.02	75.09	0.37	73.89	0.98	75.22	0.43	76.02	1.01	78.32	0.55	77.77	0.99	71.58	0.56	71.2	
Aged 65+	10.46	0.48	7.67	0.73	11.25	0.37	11.02	0.98	11.49	0.31	8.44	0.73	11.09	0.54	10.77	0.97	14.54	0.42	10.8	
Male	81.29	0.65	79.66	0.98	72.71	0.33	63.30	0.87	76.39	0.42	75.15	0.98	77.98	0.55	77.07	0.99	64.12	0.50	57.1	
Female	18.71	0.72	20.34	1.09	27.29	0.51	36.70	1.35	23.61	0.44	24.85	1.05	22.02	0.58	22.93	1.04	35.88	0.67	42.8	

P<sub>i</sub>= % of sample in group j, M<sub>i</sub>=group j mobility, C<sub>i</sub>= group j relative contribution to mobility.

(cont.)

Married	78.72	0.66	78.53	1.00	71.73	0.36	68.51	0.96	75.24	0.42	74.99	1.00	78.43	0.54	76.81	0.98	70.37	0.55	68.41	
Separated	0.72	0.73	0.79	1.10	1.19	0.57	1.78	1.50	0.65	0.57	0.88	1.35	1.02	0.50	0.91	0.90	2.12	0.58	2.17	
Divorced	0.73	0.47	0.52	0.71	4.36	0.41	4.77	1.09	4.98	0.38	4.47	0.90	0.81	0.42	0.62	0.77	7.08	0.68	8.53	
Widowed	5.22	0.57	4.52	0.87	5.40	0.49	6.96	1.29	4.40	0.42	4.37	0.99	6.38	0.62	7.17	1.12	6.28	0.44	4.92	
Never married	14.61	0.71	15.64	1.07	17.22	0.39	17.82	1.03	14.70	0.44	15.25	1.04	13.36	0.60	14.49	1.08	14.05	0.64	15.93	
Recognised third level educ.	20.83	0.61	19.23	0.92	26.24	0.38	26.58	1.01	22.34	0.47	24.88	1.11	8.13	0.46	6.72	0.83	33.88	0.52	31.28	
Second stage of secondary	13.59	0.61	12.46	0.92	57.22	0.38	58.01	1.01	39.17	0.41	37.88	0.97	31.49	0.49	27.90	0.89	11.22	0.62	12.25	
Less than second stage	65.58	0.69	68.31	1.04	15.81	0.35	14.56	0.92	35.94	0.38	32.11	0.89	55.28	0.60	59.67	1.08	53.33	0.58	54.84	
Owner	82.79	0.66	82.61	1.00	49.38	0.36	47.44	0.96	61.20	0.42	61.38	1.00	72.93	0.55	72.93	1.00	74.35	0.52	69.11	
Paying rent	10.70	0.64	10.32	0.96	48.12	0.39	50.01	1.04	34.57	0.42	34.10	0.99	20.48	0.57	20.89	1.02	24.10	0.67	28.41	
Rent-free accommodation	6.51	0.72	7.06	1.08	2.44	0.39	2.51	1.03	4.24	0.45	4.52	1.07	6.59	0.52	6.18	0.94	1.22	0.76	1.65	
1	2.46	0.42	1.55	0.63	13.05	0.45	15.66	1.20	6.64	0.46	7.18	1.08	5.27	0.51	4.82	0.91	10.50	0.52	9.69	
2	11.12	0.45	7.55	0.68	19.24	0.43	22.14	1.15	21.32	0.36	17.94	0.84	14.52	0.44	11.63	0.80	27.43	0.46	22.41	
3	13.00	0.54	10.64	0.82	20.68	0.40	22.05	1.07	21.88	0.45	23.52	1.08	18.60	0.54	18.04	0.97	19.90	0.51	18.14	
4	25.68	0.62	24.06	0.94	26.87	0.36	25.62	0.95	29.22	0.41	28.64	0.98	30.63	0.57	31.75	1.04	25.54	0.61	27.63	
5	19.86	0.66	19.94	1.00	13.98	0.28	10.43	0.75	14.63	0.47	16.40	1.12	17.97	0.61	19.64	1.09	12.35	0.77	16.80	
6	12.79	0.78	15.14	1.18	2.89	0.33	2.50	0.86	4.45	0.49	5.14	1.16	8.05	0.61	8.83	1.10	3.26	0.70	4.05	
≥7	15.09	0.92	21.11	1.40	3.29	0.18	1.60	0.49	1.86	0.26	1.17	0.63	4.96	0.59	5.28	1.07	1.02	0.71	1.28	

$P_j$ = % of sample in group j,  $M_j$ =group j mobility,  $C_j$ = group j relative contribution to mobility.

**Cuadro 14**  
**Descomposición de la movilidad por grupos de población, olas 1-8**  
 $(\phi_i^l = \phi_2^A)$

	SPAIN				GERMANY				FRANCE				ITALY				U. KINGDC			
	P <sub>i</sub>	M <sub>i</sub>	C <sub>i</sub>	C <sub>i</sub> P <sub>i</sub>	P <sub>i</sub>	M <sub>i</sub>	C <sub>i</sub>	C <sub>i</sub> P <sub>i</sub>	P <sub>i</sub>	M <sub>i</sub>	C <sub>i</sub>	C <sub>i</sub> P <sub>i</sub>	P <sub>i</sub>	M <sub>i</sub>	C <sub>i</sub>	C <sub>i</sub> P <sub>i</sub>	P <sub>i</sub>	M <sub>i</sub>	C <sub>i</sub>	
One person aged 65+	2.65	0.34	1.45	0.55	3.25	0.41	3.41	1.05	4.31	0.29	2.90	0.67	2.54	0.46	2.00	0.79	5.30	0.44	3.8	
One person 30-64	1.49	0.56	1.36	0.91	3.68	0.52	4.88	1.33	4.20	0.50	4.93	1.17	1.85	0.52	1.66	0.89	3.80	0.49	3.1	
One person <30	0.20	1.12	0.36	1.83	1.57	0.65	2.63	1.67	1.95	0.99	4.53	2.32	0.27	0.65	0.31	1.12	1.36	1.40	3.1	
Single parent	0.94	0.68	1.04	1.10	2.52	0.65	4.20	1.67	3.47	0.42	3.41	0.98	0.83	0.62	0.89	1.07	5.40	0.69	6.2	
Two adults, no kids	14.16	0.45	10.43	0.74	22.57	0.45	25.97	1.15	22.43	0.36	19.06	0.85	13.30	0.47	10.84	0.82	24.19	0.50	20.1	
Two adults, 1 kid	8.24	0.55	7.33	0.89	13.44	0.36	12.48	0.93	9.96	0.47	11.01	1.11	10.59	0.52	9.57	0.90	9.84	0.57	9.4	
Two adults, 2 kids	15.11	0.57	13.92	0.92	16.85	0.32	13.85	0.82	17.27	0.35	14.27	0.83	14.69	0.53	13.34	0.91	16.23	0.62	16.7	
Two adults, 3 or more kids	5.92	0.63	6.05	1.02	8.03	0.29	5.89	0.73	10.74	0.42	10.64	0.99	5.09	0.61	5.41	1.06	10.77	0.81	14.5	
Three adults, no kids, no <25	10.16	0.49	8.08	0.79	5.29	0.41	5.61	1.06	3.99	0.36	3.38	0.85	11.25	0.57	11.01	0.98	5.01	0.41	3.4	
Three adults, no kids, <25	15.86	0.72	18.56	1.17	10.05	0.38	9.70	0.96	9.12	0.55	11.70	1.28	20.06	0.68	23.57	1.17	8.86	0.63	9.3	
Three or more adults, 1 kid	14.79	0.73	17.52	1.18	8.00	0.39	7.94	0.99	6.68	0.52	8.22	1.23	13.08	0.67	15.09	1.15	5.41	0.57	5.1	
Three or more adults, 2 kids	7.24	0.82	9.68	1.34	3.04	0.28	2.16	0.71	3.64	0.48	4.07	1.12	4.75	0.57	4.65	0.98	2.56	0.70	3.0	
Three or more adults, ≥3 kids	3.25	0.80	4.23	1.30	1.69	0.30	1.28	0.76	2.26	0.35	1.87	0.83	1.70	0.56	1.65	0.97	1.28	0.78	1.6	
Wages and salaries	57.40	0.53	49.41	0.86	72.45	0.33	60.37	0.83	62.81	0.39	58.20	0.93	60.13	0.48	49.80	0.83	58.48	0.53	51.5	
Income from self-employment	12.49	0.89	18.21	1.46	5.50	0.41	5.77	1.05	7.55	0.50	8.89	1.18	16.90	0.82	24.05	1.42	9.88	0.60	9.9	
Pensions	17.72	0.50	14.35	0.81	11.64	0.35	10.32	0.89	18.93	0.30	13.31	0.70	17.08	0.55	16.26	0.95	14.34	0.42	10.1	
Unemployment benefits	4.57	0.77	5.76	1.26	3.90	0.46	4.58	1.17	1.76	0.42	1.74	0.99	1.06	0.89	1.62	1.53	0.74	0.94	1.1	
Any other social benefits	5.85	0.84	7.96	1.36	2.32	0.96	5.73	2.47	6.79	0.59	9.34	1.38	2.90	0.83	4.16	1.43	14.39	0.93	22.3	
Private income	1.97	1.34	4.31	2.19	4.18	1.24	13.23	3.17	2.16	1.68	8.51	3.94	1.92	1.23	4.11	2.14	2.18	1.21	4.4	
<30	11.14	0.70	12.78	1.15	15.80	0.42	16.86	1.07	11.51	0.55	14.88	1.29	10.17	0.64	11.19	1.10	17.39	0.80	23.4	
30-64	72.97	0.63	75.18	1.03	74.12	0.39	73.33	0.99	74.25	0.43	74.97	1.01	76.86	0.57	76.20	0.99	69.12	0.58	66.7	
Aged 65+	15.89	0.46	12.04	0.76	10.09	0.38	9.80	0.97	14.24	0.30	10.15	0.71	12.97	0.56	12.61	0.97	13.49	0.43	9.8	
Male	79.15	0.61	78.05	0.99	72.10	0.33	61.50	0.85	73.36	0.42	72.26	0.99	77.61	0.57	77.14	0.99	62.18	0.53	54.8	
Female	20.85	0.65	21.95	1.05	27.90	0.54	38.50	1.38	26.64	0.44	27.74	1.04	22.39	0.59	22.86	1.02	37.82	0.71	45.1	

P<sub>i</sub>= % of sample in group j, M<sub>i</sub>=group j mobility, C<sub>i</sub>= group j relative contribution to mobility.

(cont.)

Married	75.77	0.61	75.68	1.00	74.00	0.36	68.84	0.93	70.80	0.41	68.58	0.97	78.57	0.57	77.57	0.99	64.79	0.56	60.33	
Separated	1.92	0.69	2.16	1.13	1.71	0.68	3.00	1.75	0.93	0.61	1.33	1.43	1.16	0.65	1.31	1.13	2.69	0.64	2.87	
Divorced	0.99	0.57	0.93	0.93	5.50	0.47	6.61	1.20	6.82	0.39	6.18	0.91	0.73	0.47	0.59	0.81	8.63	0.71	10.30	
Widowed	7.21	0.56	6.62	0.92	5.19	0.48	6.35	1.22	6.01	0.41	5.82	0.97	5.82	0.61	6.14	1.05	6.48	0.47	5.12	
Never married	14.10	0.64	14.61	1.04	13.59	0.44	15.20	1.12	15.43	0.50	18.09	1.17	13.72	0.61	14.39	1.05	17.42	0.73	21.37	
Recognised third level educ.	17.86	0.50	14.45	0.81	25.71	0.37	24.57	0.96	20.75	0.49	23.78	1.15	8.28	0.44	6.35	0.77	33.35	0.56	31.36	
Second stage of secondary	13.39	0.61	13.37	1.00	54.70	0.40	56.16	1.03	37.78	0.41	35.97	0.95	31.54	0.51	27.80	0.88	12.37	0.67	13.99	
Less than second stage	68.75	0.64	72.17	1.05	18.87	0.38	18.49	0.98	38.57	0.38	34.02	0.88	54.83	0.63	59.51	1.09	52.88	0.60	53.52	
Owner	80.91	0.60	79.67	0.98	40.02	0.38	38.99	0.97	60.17	0.42	59.16	0.98	73.95	0.58	74.17	1.00	71.64	0.54	65.37	
Paying rent	12.94	0.61	12.92	1.00	57.47	0.40	58.41	1.02	35.76	0.43	36.35	1.02	19.79	0.59	20.07	1.01	26.82	0.72	32.55	
Rent-free accommodation	6.15	0.74	7.41	1.21	2.52	0.40	2.59	1.03	4.07	0.47	4.49	1.10	6.26	0.53	5.76	0.92	1.54	0.81	2.09	
1	4.33	0.45	3.17	0.73	8.51	0.50	10.92	1.28	10.46	0.50	12.36	1.18	4.66	0.49	3.96	0.85	10.46	0.58	10.20	
2	14.51	0.45	10.75	0.74	23.83	0.46	28.06	1.18	23.84	0.36	20.20	0.85	13.79	0.48	11.46	0.83	26.14	0.50	22.11	
3	19.05	0.56	17.34	0.91	24.63	0.39	24.56	1.00	19.46	0.46	21.16	1.09	23.26	0.56	22.45	0.97	21.16	0.55	19.63	
4	31.64	0.62	32.18	1.02	27.06	0.34	23.86	0.88	26.48	0.41	25.63	0.97	33.27	0.61	34.89	1.05	24.99	0.62	25.94	
5	17.24	0.68	19.05	1.10	10.66	0.31	8.55	0.80	13.42	0.45	14.20	1.06	16.38	0.63	17.84	1.09	12.31	0.77	15.95	
6	7.80	0.79	10.09	1.29	3.08	0.32	2.52	0.82	4.62	0.51	5.56	1.20	5.75	0.63	6.31	1.10	3.56	0.73	4.38	
≥7	5.42	0.84	7.43	1.37	2.23	0.27	1.53	0.68	1.73	0.22	0.88	0.51	2.88	0.62	3.08	1.07	1.39	0.77	1.79	

P<sub>j</sub>=% of sample in group j, M<sub>j</sub>=group j mobility, C<sub>j</sub>= group j relative contribution to mobility.

**Gráfico 1**  
**Attrition en el Panel de Hogares de la Unión Europea, 1994-2001**

