

LA MOVILIDAD DE INGRESOS EN ESPAÑA*

LUIS AYALA CAÑÓN
Universidad Rey Juan Carlos

MERCEDES SASTRE GARCÍA
Universidad Complutense de Madrid

El objetivo de este trabajo es tratar de identificar los principales factores explicativos de la movilidad de ingresos en España mediante la explotación de las cinco primeras olas del PHOGUE (1994/1998). La atención se centra en dos cuestiones básicas. La primera es tratar de caracterizar cuál es la estructura de la movilidad mediante un ejercicio de descomposición del triple componente estructural, de intercambio y de crecimiento. La segunda es intentar explicar la dinámica de las rentas individuales mediante el análisis de las contribuciones de los diferentes grupos sociodemográficos y los cambios en las respectivas fuentes de renta. Los resultados apuntan al intercambio de posiciones dentro de la distribución de la renta como el principal componente de la movilidad de ingresos en España. Respecto a las características sociodemográficas, son las variables referidas a la composición y el tamaño del hogar aquellas con mayor contenido explicativo. La descomposición por fuentes de renta revela que son las rentas del trabajo asalariado, así como las rentas de la propiedad, las que causan mayores cambios longitudinales en los ingresos individuales.

Palabras clave: movilidad de ingresos, desigualdad, PHOGUE.

Clasificación JEL: D31, D63, J60.

Una de las líneas de investigación que más interés ha suscitado en los últimos años en el análisis de la distribución personal de la renta es la que toma como referencia el comportamiento dinámico de la desigualdad. El estudio de la variación longitudinal de los ingresos permite dar respuesta a cuestiones para las que los análisis estáticos sólo ofrecen una explicación limitada. Interrogantes como cuál es el efecto del crecimiento económico sobre la desigualdad o si actúa la movilidad de ingresos como un factor compensador de las desigualdades observadas en un corte temporal remiten obligatoriamente al estudio de la dinámica de las rentas de los hogares.

(*) Los autores agradecen los comentarios de dos evaluadores anónimos, que han permitido mejorar el trabajo, y la financiación recibida de la Comisión Interministerial de Ciencia y Tecnología (SEC 2001-0746) y el Instituto de Estudios Fiscales.

Durante la última década se ha consolidado una creciente corriente de estudio de los cambios a largo plazo de las rentas de los hogares. Ello ha sido posible gracias a la mayor disponibilidad de bases de datos con información sobre ingresos y estructura de panel¹. En el ámbito europeo, la elaboración de diversas olas del Panel de Hogares de la Unión Europea (PHOGUE), primera fuente internacional con información longitudinal homogénea, ha propiciado la aparición de distintos trabajos que ofrecen nuevos resultados sobre las diferencias internacionales en la movilidad de ingresos². Esta fuente permite contar, por primera vez, para el caso español, con una encuesta longitudinal sobre las rentas y las condiciones socioeconómicas de los hogares. Hasta ahora, la carencia de fuentes adecuadas había impedido un mayor desarrollo de este tipo de trabajos, si bien algunos estudios trataron de valorar el alcance de la movilidad. En una aportación pionera, Cantó (2000) explotó las posibilidades del carácter de panel rotatorio de la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares (ECPF)³. En otro trabajo, Ayala y Onrubia (2001) utilizaron un panel puro de declarantes del impuesto sobre la renta para evaluar la movilidad de las rentas declaradas entre 1982 y 1994. Menores son las evidencias sobre cuáles son los factores determinantes de la movilidad de ingresos, al centrarse los trabajos disponibles en parcelas muy concretas de la dinámica de las rentas⁴.

El objetivo principal de este trabajo es identificar los principales factores determinantes de la movilidad de ingresos en España mediante la explotación de las cinco primeras olas del PHOGUE (1994/1998). La atención se centra en dos cuestiones básicas. La primera es tratar de caracterizar la estructura de la movilidad de ingresos. La segunda es explicar la dinámica de las rentas individuales en España mediante un doble procedimiento de descomposición de las contribuciones por grupos de población y por fuentes de renta. Para ello, el trabajo se organiza como sigue. En un primer apartado se revisan las características de los datos y las opciones metodológicas adoptadas para ofrecer una visión general de la movilidad de ingresos en España. En segundo lugar, se realiza un ejercicio de descomposición de la movilidad con el objetivo de poder conocer su estructura y el diferente peso de los componentes estructural, de intercambio y de crecimiento. En el siguiente apartado se analizan los factores determinantes de la movilidad mediante

(1) En Estados Unidos, el *Panel Study of Income Dynamics* (PSID) recoge las rentas de una muestra representativa de hogares desde finales de la década de los sesenta. En la Unión Europea, algunos países cuentan con paneles de este tipo desde hace varios años, aunque con una longitud inferior a la del PSID. Tal es el caso del *German Socioeconomic Panel* (GSOEP) o del *British Household Panel Survey* (BHPS).

(2) Ver Maître y Nolan (1999), Layte *et al.* (2001), Whelan *et al.* (2001), García Serrano *et al.* (2001), Ayala y Sastre (2002a) y Prieto *et al.* (2002).

(3) Sus resultados revelaron la existencia de niveles de movilidad similares a los de otros países europeos, con un aumento de ésta en la segunda mitad de los años ochenta y un moderado descenso en la primera mitad de la siguiente década.

(4) Álvarez (1999) utiliza la ECPF para ver la movilidad de las rentas del trabajo, encontrando importantes diferencias entre sub-grupos. Cantó y Mercader (1998, 2001) obtienen diferencias importantes en la dinámica de la pobreza de los menores de edad, los jóvenes y las personas mayores.

la realización de diferentes descomposiciones por grupos de población y fuentes de renta. El estudio se cierra con la presentación de las principales conclusiones.

1. LA MOVILIDAD DE INGRESOS EN ESPAÑA: UNA VISIÓN GENERAL

1.1. *Datos y decisiones metodológicas*

La fuente utilizada en este trabajo es el Panel de Hogares de la Unión Europea (PHOGUE). Se trata de una encuesta longitudinal sobre las condiciones socioeconómicas de los hogares promovida por la Unión Europea, que se realiza de manera simultánea con cuestionarios comunes en la mayoría de los Estados Miembros. En el momento de la elaboración de este trabajo se disponía de los microdatos correspondientes al período comprendido entre 1994 y 1998⁵.

El análisis de la movilidad de ingresos obliga a definir, como primera decisión metodológica, una variable representativa de la renta del hogar. El concepto de renta utilizado es el de renta disponible del hogar. Dicha variable es la suma de todas las rentas después de transferencias y de la deducción del impuesto sobre la renta y las cotizaciones a la seguridad social. El PHOGUE permite desagregar cuatro fuentes distintas: rentas del trabajo asalariado, rentas del trabajo por cuenta propia, rentas del capital y la propiedad, y prestaciones sociales recibidas⁶.

El período de referencia es el determinado por la disponibilidad de información, que en el momento de realizar este trabajo corresponde a los años comprendidos entre 1994 y 1998. El carácter anual de los datos puede introducir también posibles sesgos en la interpretación de los resultados. La movilidad mensual podría ser mayor que la anual si se dan importantes fluctuaciones en esos doce meses⁷. Sin embargo, si los hogares o individuos pueden compensar las pérdidas de ingresos en un período determinado mediante el consumo de ahorro o el recurso al endeudamiento, parece razonable considerar períodos superiores al mensual para lograr un mayor acercamiento a las cifras reales de movilidad. En este trabajo, debido al modo de recogida de la información y a la reducida disponibilidad de datos distintos de los anuales, se toma como referencia la distribución anual de ingresos.

En relación a la dimensión temporal cabe precisar también qué tipo de movimientos se analiza. Parece lógico que a medida que se amplía el período de observación aumente la magnitud del cambio en las rentas de los hogares o individuos. La disponibilidad de información para cinco años obliga a interpretar los resultados como movilidad a medio plazo. Para diferenciar esos cambios de los más transito-

(5) Los datos sobre ingresos en cada ola se refieren al flujo correspondiente al año anterior.

(6) Las fuentes de renta se declaran netas de impuestos y deducciones, mientras que las rentas del capital pueden venir especificadas en términos brutos o netos. La consideración de datos netos en lugar de brutos debe tenerse en cuenta a la hora de interpretar los resultados, dada la posible influencia de las políticas redistributivas sobre los cambios en las rentas de los hogares desde una perspectiva de ciclo vital.

(7) Cantó *et al.* (2002) encuentran con la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares una movilidad de ingresos sensiblemente mayor cuando se toma como referencia el trimestre que cuando se considera el año.

rios, se analiza también la movilidad interanual o a corto plazo, como el promedio de los indicadores correspondientes a las transiciones entre las respectivas olas.

Para evitar que el diferente contexto inflacionista de cada año condicione los resultados obtenidos los ingresos se expresan en términos reales. Se utiliza para ello el índice de precios al consumo. Se trata, así, de rentas a precios de 1996. El nivel relativo de ingresos de cada hogar depende también de su tamaño y composición, obligando la consideración de ambos atributos a introducir ajustes de las rentas mediante la aplicación de escalas de equivalencia. La escala elegida para este trabajo es la de la "OCDE modificada", que asigna el valor 1 al primer adulto del hogar, 0,5 a los adultos restantes y 0,3 a los menores de 16 años. Como es habitual en los estudios distributivos, la renta equivalente de cada hogar se asigna a cada uno de sus miembros, lo que obliga a aceptar el supuesto de un mismo nivel de bienestar para todos los integrantes del hogar. La conocida sensibilidad de los resultados a la escala adoptada hace necesario el contraste de los resultados con la adopción de otras opciones, utilizando para ello la escala tradicional de la OCDE⁸.

Una disyuntiva metodológica especialmente relevante en el caso de la movilidad es la elección de la unidad de análisis. En línea con la decisión más frecuente en los estudios longitudinales optamos por el individuo en lugar del hogar, dadas las notables dificultades para el seguimiento en el tiempo de unidades que, por definición, pueden experimentar cambios importantes en su composición. La opción por el hogar como unidad de análisis obligaría a definir qué es un hogar desde una perspectiva longitudinal. En la medida en que los hogares pueden transformarse, dando lugar a nuevos hogares, parece más aconsejable optar por seguir a los individuos a lo largo del tiempo⁹. No obstante, dado que se trata de renta ajustada, los cambios en la situación de cada individuo en la escala de renta van a depender de lo que suceda en el hogar al que pertenece en cada período. Por dicha razón, cualquier ejercicio explicativo de la movilidad debe considerar las características de los hogares a los que pertenecen los individuos analizados. Se ha construido un panel puro con la submuestra de individuos con información disponible en las cinco oleadas del PHOGUE. Puede suceder, por tanto, como en cualquier encuesta longitudinal, que un número significativo de observaciones vayan desapareciendo a medida que aumenta el número de olas de recogida de información (*attrition*). Este problema se tiene en cuenta tomando como factores de elevación de los datos las ponderaciones individuales correspondientes a la última ola disponible¹⁰.

La última decisión metodológica guarda relación con el procedimiento habitual de realización de algún tipo de ajuste en las colas de las distribuciones para aumentar la coherencia de la comparación de las distintas olas (*trimming*). Es frecuente recurrir a procedimientos de truncamiento de la distribución en las compa-

(8) La escala de la OCDE asigna una ponderación de 0,7 a los adultos distintos del sustentador principal y 0,5 a los menores de edad.

(9) Un ejemplo sencillo es el de una pareja con hijos que se divorcia: ¿Cómo se deberían enlazar longitudinalmente las observaciones del período anterior y posterior al divorcio? ¿Cuál de los dos nuevos hogares debería heredar la historia del hogar original?

(10) Tal es el criterio aconsejado por EUROSTAT.

raciones de la desigualdad, ya sean intertemporales o espaciales, debido a la posible contaminación de los datos por anomalías en los valores extremos [Cowell *et al.* (1999)]. La aplicación de estos ajustes es todavía más relevante en el caso de la movilidad. Cowell y Schluter (1998) muestran que la mayoría de los indicadores disponibles no son robustos a la presencia de observaciones anómalas. Teniendo en cuenta estas consideraciones, las diferentes muestras anuales han sido truncadas simétricamente, con la eliminación de un 1% de observaciones en cada extremo¹¹.

Cuadro 1: NÚMERO DE OBSERVACIONES DEL PANEL PURO DEL PHOGUE ¹				
<i>Número de observaciones originales (individuos)</i>				
Ola 1	Ola 2	Ola 3	Ola 4	Ola 5
22.834	20.390	19.218	17.865	16.549
Panel Puro				
<i>Olas 1, 2</i>	<i>Olas 1, 2, 3</i>	<i>Olas 1, 2, 3, 4</i>	<i>Olas 1, 2, 3, 4, 5</i>	<i>Attrition (%)</i>
19.598	17.448	15.391	13.660	40,2
<i>Trimming 1% inf. y superior²</i>			<i>% obs. eliminadas</i>	
12.759			6,6	

Notas: % Attrition calculado con respecto al número de observaciones de la primera ola.

% observaciones eliminadas sobre el número de observaciones del panel puro para las cinco olas.

¹ Se eliminan los hogares con renta neta negativa y en los que no hay presente ningún adulto.

² *Trimming* con la escala de equivalencia de la OCDE modificada.

Las características de la muestra resultante de la aplicación de los diversos ajustes comentados se resumen en el cuadro 1. La construcción del panel puro con los individuos presentes en todas las olas supone una pérdida de más de un tercio del número inicial de observaciones. Dicho porcentaje es superior al de las encuestas realizadas en otros países en el marco del PHOGUE, si bien la muestra española es, tanto en términos absolutos como relativos, superior a la de la mayo-

(11) Otra alternativa posible es la recodificación en los extremos, que suaviza el posible ajuste, aunque no es menos arbitraria que el *trimming*, que suele ser la opción utilizada en la mayoría de los trabajos.

ría de Estados participantes¹². A esta reducción se añade tanto la derivada del truncamiento del 1% de ambos extremos (un 6,6% del panel puro) como la eliminación de las observaciones con rentas negativas y en las que no hay presente ningún adulto. El número final de observaciones es, en cualquier caso, suficientemente elevado –cerca de 13.000 observaciones– para poder realizar diferentes cruces por categorías socioeconómicas.

1.2. Principales indicadores de la movilidad de ingresos¹³

La elaboración de un cuadro descriptivo de la situación y las tendencias de la movilidad remite a la utilización de diversos indicadores. Como sucede en el caso de la desigualdad, existe una elevada probabilidad de que los resultados se muestren sensibles a las medidas seleccionadas, dado que cada indicador descansa en fundamentos teóricos distintos. El propio concepto de movilidad, de hecho, está cargado de marcadas connotaciones normativas, recogiendo cada indicador de forma implícita diferentes juicios de valor. Cada enfoque exige la utilización de indicadores específicos, sin que las distintas aproximaciones sean intercambiables.

Aunque no existe para el análisis de la movilidad un marco de opciones y de procedimientos de medición con igual grado de contenido axiomático y similares propiedades de análisis que en el caso de la desigualdad, en los últimos años se han registrado importantes avances que permiten diferenciar los enfoques disponibles¹⁴. Para el análisis de la realidad española utilizaremos los cuatro principales: la movilidad como compensación de la desigualdad, como independencia del origen o asociación estadística, como transiciones entre estados y como movimiento de ingresos. Este último enfoque se desarrolla en apartados posteriores, debido a las propiedades que ofrecen los indicadores que tratan de capturar esta dimensión para la realización de ejercicios de descomposición de la movilidad. El uso de distintos enfoques para medir la movilidad responde a las posibles diferencias tanto en el plano conceptual como en el signo y la magnitud de los respectivos indicadores, muy sensibles a la opción escogida¹⁵.

(12) La probabilidad de permanecer en la muestra en todas las olas es menor en las familias de mayor tamaño, en las zonas Noroeste, Madrid y Este, y en los hogares cuya fuente principal de ingresos son las pensiones y las rentas de la propiedad. En el Anexo A se ofrece una estimación de los cambios en la probabilidad de permanecer en la muestra debidos a los cambios en un conjunto amplio de variables.

(13) Todos los indicadores de este apartado, excepto los análisis de sensibilidad, se han obtenido utilizando las opciones metodológicas siguientes: panel puro del PHOGUE, renta disponible ajustada con la escala de equivalencia de la OCDE modificada y *trimming* inferior y superior del 1%.

(14) Una completa revisión de los distintos enfoques e indicadores puede encontrarse en Fields y Ok (1999b) y Ayala y Sastre (2002b).

(15) Supóngase la existencia de diferentes tipos de transformaciones de las rentas individuales, siendo x la distribución inicial e y la distribución final: a) $x = (1,2,3) \rightarrow y = (1,2,3)$; b) $x = (1,2,3) \rightarrow y = (3,2,1)$; c) $x = (1,2,3) \rightarrow y = (2,2,2)$; d) $x = (1,2,3) \rightarrow y = (1,2,5)$. Si el criterio para medir la movilidad es la falta de correlación de las rentas individuales, la transformación c tendría mayor movilidad que a , b y d . Si el criterio fuera la medición de las variaciones absolutas a lo largo del tiempo, la transformación con mayor movilidad sería b , mientras que c y d tendrían la misma movilidad. Si la atención se centra en las reordenaciones, a y d reflejarían una movilidad nula y en b y c todos los individuos pasan a un estrato diferente del inicial salvo el que ocupa la mediana. Por último, si el criterio es la igualdad resultante de la agregación de rentas, la transformación b tendría la mayor movilidad.

La primera vía citada para medir la movilidad –compensación de la desigualdad– responde a la idea de observar las posibles relaciones entre la desigualdad en un momento del tiempo (desigualdad de sección cruzada) y en el conjunto del período observado (desigualdad longitudinal). La importancia que puede tener el aumento de las diferencias de ingresos en un momento dado quedaría relativizada por el efecto compensador de los movimientos de las rentas en el largo plazo. La relación entre ambos tipos de desigualdad ha sido formalizada por Shorrocks (1978a), a través de un índice de rigidez que compara la desigualdad en distintos subperíodos (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:

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

donde I es un indicador de desigualdad¹⁶, X una distribución de ingresos y w_k un factor de ponderación de la renta agregada recibida en cada subperíodo k ($w_k = \mu(x_{tk-1}, t_k) / \mu(x_{t0}, t_n)$), donde μ es la media de la distribución correspondiente. R puede interpretarse como una medida de la rigidez de las rentas: con movilidad nula, $R = 1$, y con completa movilidad, $R = 0$. De manera análoga, se podría definir un índice de movilidad que fuera complementario, $M = 1 - R$, que permite interpretar la movilidad como el grado en que la desigualdad se reduce a medida que se agregan las rentas recibidas en cada subperíodo.

El indicador puede construirse considerando distintas medidas de la desigualdad. Los índices utilizados son los más habituales: índices de entropía generalizada (GE), Gini y Atkinson¹⁷. Ello hace que existan algunas diferencias en la estimación del índice de Shorrocks, debido al distinto peso que asigna cada indicador de desigualdad a los cambios en las rentas de distintas partes de la distribución. Así sucede cuando el índice de rigidez se estima con los datos de las cinco olas disponibles del PHOGUE. El gráfico 1 muestra cómo se reduce la desigualdad a medida que se amplía el período de observación. Los resultados obtenidos con el índice de Gini muestran una menor reducción de la desigualdad tanto en el corto ($M = 5\%$) como en el medio plazo ($M = 10\%$) que los que resultan de consi-

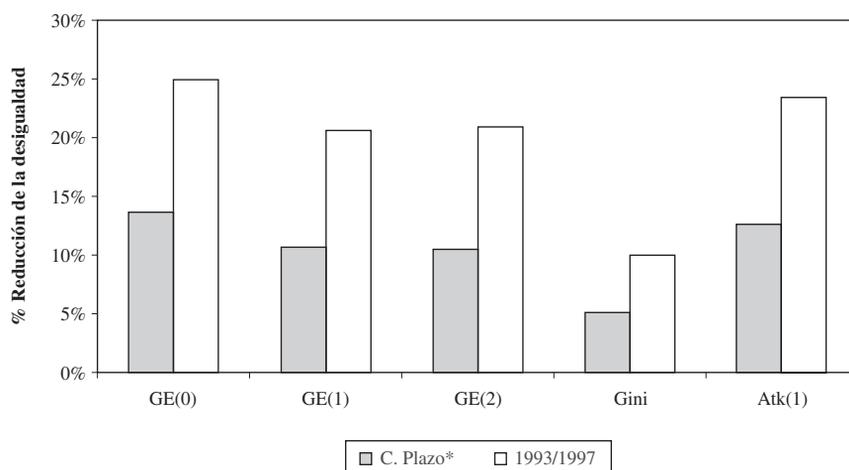
(16) El indicador de desigualdad debe cumplir la siguiente condición: $I(x) = g\left(\frac{x}{\mu(x)}\right)$, donde $\mu(x)$

es la media de la distribución x y $g(\cdot)$ es una función de las rentas relativas estrictamente convexa.

(17) El índice de Gini se define como $G = [1/(2n^2\mu)] \sum_i^n \sum_j^n |x_i - x_j|$, donde x_i representa la renta equivalente correspondiente a cada individuo $i = 1 \dots n$, x_j la renta del siguiente individuo, y μ la renta media de la población. Los índices de entropía generalizada se definen como $GE(c) = (1/c(1-c)) \left\{ [(1/n) \sum_i^n (x_i/\mu)^c] - 1 \right\}$ para $c \neq 0$ y $c \neq 1$; $GE(1) = (1/n) \sum_i^n (x_i/\mu) \log(x_i/\mu)$ si $c = 1$ y $GE(0) = (1/n) \sum \log(x_i/\mu)$ para $c = 0$. Los índices de Atkinson se diferencian del resto por partir de una función de bienestar implícita en su formulación que permite establecer el grado de aversión a la desigualdad, expresado a través del parámetro e : $A(e) = 1 - [(1/n) \sum_i^n (x_i/\mu)^{1-e}]^{1/(1-e)}$ para $e \geq 0$ y $e \neq 1$, y $A(e) = 1 - \exp[(1/n) \sum_i^n \ln(x_i/\mu)^e]$ para $e = 1$.

derar los índices de entropía generalizada (11 y 21%, respectivamente, con $c = 1$) o el índice de Atkinson (13 y 23%, respectivamente, con $\epsilon = 1$). Las diferencias interanuales no son estadísticamente significativas en la mayoría de los casos, por lo que cabe hablar de cierta estabilidad en el tiempo de los niveles de movilidad, con el condicionante lógico de la brevedad del período elegido (cuadro 2).

Gráfico 1: REDUCCIÓN DE LA DESIGUALDAD AL AUMENTAR EL PERÍODO DE OBSERVACIÓN



* Media de las cuatro transiciones interanuales

Cuadro 2: ÍNDICE DE RIGIDEZ DE SHORROCKS^a

	93/94	94/95	95/96	96/97	93/97
GE(0)	0,853*	0,861***	0,879*****	0,861*****	0,750
GE(1)	0,863	0,905*	0,909*,**	0,896**	0,793
GE(2)	0,845	0,919***	0,917*	0,900**	0,791
Gini	0,937	0,954*	0,955*	0,952*	0,900
Atk(1)	0,864*	0,872*	0,889*	0,872*	0,767

^a Para estimar cuándo son estadísticamente significativas las diferencias interanuales en la movilidad se han calculado intervalos de confianza (al 95%) mediante técnicas *bootstrap*. Si para un mismo índice años distintos están marcados con el mismo símbolo la diferencia no es estadísticamente significativa.

Tales resultados se situarían en un nivel intermedio en el entorno europeo, según las estimaciones de la movilidad realizadas para otros países con las mismas decisiones metodológicas [Ayala y Sastre (2002a)], y son muy similares a los obtenidos por Cantó (2000) con la ECPF –en el corto plazo– para el período comprendido entre mediados de los ochenta y la primera mitad de los noventa. Los valores obtenidos son, sin embargo, claramente inferiores a los estimados con los registros fiscales [Ayala y Onrubia (2001)]. Las razones de esta diferencia se encuentran en el diferente período de referencia –más de diez años en el Panel de declarantes por IRPF y cinco en el PHOGUE– y en las singularidades de los datos tributarios, con mayores posibilidades de salida de la muestra de aquellos individuos con ingresos más bajos e inestables.

Un segundo enfoque para el análisis de la movilidad es el que toma como punto de partida la ausencia (o presencia) de una relación de dependencia entre las rentas individuales de la distribución final (y) respecto a la inicial (x). Los indicadores más apropiados para capturar esta dimensión de la movilidad son las medidas estadísticas que permiten estimar la correlación entre los ingresos de cada observación en diferentes cortes temporales. En este sentido, la medida más básica sería el coeficiente de correlación entre las rentas de las dos distribuciones ($\rho(x,y)$). 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. En la formulación propuesta por Shorrocks (1993) se expresa como:

$$M_{\text{HART}}(x,y) = 1 - \rho(\log x, \log y) \quad [2]$$

siendo ρ el coeficiente de correlación. Un indicador similar es el expresado por el parámetro que mide la pendiente de una recta de regresión entre el logaritmo de la renta en la distribución final y la renta en la distribución inicial del mismo individuo ($\beta \log x$).

Cuadro 3: INDICADORES DE ASOCIACIÓN ESTADÍSTICA¹

	93/94	94/95	95/96	96/97	C. plazo*	93/97
Coef. Correlación	0,690	0,838	0,834	0,801	0,791	0,663
$\beta(\log x)$	0,680	0,755	0,713	0,699	0,711	0,572
Índice de Hart	0,290	0,273	0,239	0,269	0,268	0,403

* Media de las cuatro transiciones interanuales.

¹ Todos los coeficientes son significativos al 99%.

Los resultados obtenidos con el PHOGUE definen unos niveles de asociación estadística en torno al 0,75 en el corto plazo y al 0,60 en el medio plazo (cuadro 3). Se trata de resultados que indican una movilidad algo superior a la que se desprende de las estimaciones de Cantó (2000) y muy superior a la de los regis-

tros fiscales [Ayala y Onrubia (2001)]. De nuevo, estos resultados sitúan a España en un nivel intermedio dentro de los países de la Unión Europea [Ayala y Sastre (2002a)]. El análisis de sensibilidad realizado, con otras escalas y sin truncamientos de la distribución, no ofrece grandes variaciones en los resultados, salvo cuando se compara la movilidad con y sin la eliminación del 1% en ambos extremos, resultando la dependencia de las rentas iniciales mayor si no se realiza este último ajuste (ver ANEXO B y ANEXO C).

Una tercera perspectiva es la que concibe la movilidad como transiciones entre estados en la distribución de la renta. La cuestión relevante no es ahora la magnitud del movimiento de las rentas individuales entre dos momentos del tiempo sino si ese cambio da lugar a modificaciones en la posición relativa de cada individuo en la distribución de ingresos. El procedimiento habitual para capturar esta dimensión de la movilidad es la construcción de matrices de transiciones de los hogares o individuos entre los distintos percentiles de la distribución (P). A partir de ellas se pueden construir indicadores sintéticos del conjunto de transiciones. Desde las primeras aproximaciones de Prais (1955), centradas en las probabilidades de cambio en la diagonal y en las respectivas filas, se han desarrollado diversos índices que resumen los posibles movimientos. El más conocido es el de Shorrocks (1978b):

$$M(P) = \frac{n - tr(P)}{n - 1} \quad [3]$$

donde tr es la traza de la matriz de transición P y n el número de percentiles. 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:

$$BI = \sum_{l=1}^n \sum_{j=1}^n p_{lj} |l - j| p_l \quad [4]$$

donde p_{lj} representa las transiciones hacia percentiles distintos del inicial y p_l es el porcentaje de individuos que en el período inicial estaban en la decila l . Cuanto mayor sea el valor del índice, mayor es la movilidad¹⁸.

Todos los índices anteriores interpretan la movilidad desde una perspectiva relativa, obviando la dimensión absoluta de las posibles transiciones. Una manera de incorporar el componente absoluto consiste en calcular como límites de referencia, en lugar de percentiles, porcentajes constantes respecto a la renta real media o mediana correspondiente a la distribución inicial.

Los resultados derivados de la aplicación de estos índices reflejan una mayor movilidad que la que se deducía de los enfoques anteriores (cuadro 4). Tanto las ma-

(18) Según Kuhl (2003) se puede demostrar que el índice toma valores entre $(q^2-1)/(3q)$. De manera

que el índice se podría normalizar: $BI^* = \frac{3}{q^2-1} \sum_{l=1}^q \sum_{j=1}^q p_{lj} |l - j| p_l$

trices de transiciones relativas como las absolutas dan lugar a índices de Bartholomew y Shorrocks –especialmente este último– superiores a los de otros países europeos. La aplicación de técnicas *bootstrap* permite apreciar que las diferencias interanuales no son significativas en la mayoría de los casos, reforzando la impresión de la ausencia de grandes cambios en los niveles de movilidad durante el período considerado¹⁹.

Los datos relativos al tipo de transiciones registradas parecen señalar un perfil en el que destaca la mayor movilidad de los individuos de renta media y baja y la notable inmovilidad de los ubicados en la parte alta de la distribución (gráfico 2). Así lo indica el análisis de la diagonal de la matriz, que en promedio refleja que sólo algo más de una cuarta parte de la población con rentas bajas permanecía en la misma decila cinco años después (un tercio en el caso de la movilidad interanual). Tal singularidad, contraria a la idea de que la movilidad debería ser mayor en los extremos por los posibles errores de medición [Jarvis y Jenkins (1998)] podría obedecer a las peculiaridades de la realidad laboral española, con un elevado grado de segmentación por la alta presencia de trabajadores con salarios bajos y mayor temporalidad e inestabilidad en sus rentas, frente a la acumulación de ventajas de los hogares en la parte alta de la distribución²⁰.

Cuadro 4: INDICADORES A PARTIR DE MATRICES DE TRANSICIÓN

	Índice de Bartholomew		Índice de Shorrocks	
	M. relativas ^a	M. absolutas ^b	M. relativas ^a	M. absolutas ^b
1993/1994 ^c	1,355	0,767	0,750	0,626*
1994/1995	1,223	0,705	0,680*	0,637*
1995/1996	1,188	0,642	0,689*	0,570**
1995/1997	1,253	0,651	0,704*	0,573**
C. plazo	1,255	0,691	0,706	0,602
1993/1997	1,775	0,998	0,845	0,757

^a Decilas.

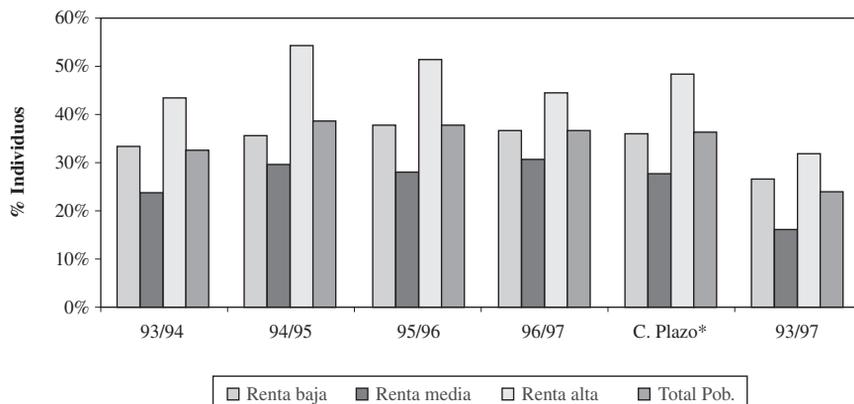
^b Puntos de corte: 0,5, 0,75, 1, 1,25 y 1,5 veces la renta media equivalente de la primera oleada.

^c Para estimar cuándo son estadísticamente significativas las diferencias interanuales en la movilidad se han calculado intervalos de confianza (al 95%) mediante técnicas *bootstrap*. Si para un mismo índice años distintos están marcados con el mismo símbolo la diferencia no es estadísticamente significativa.

(19) La aplicación de técnicas *bootstrap* a los indicadores de movilidad con matrices de transición se enfrenta a problemas notables, aunque menores en el caso del índice de Prais-Shorrocks que en el de Bartholomew. En el cuadro 4 sólo aparecen los estadísticos correspondientes al primer índice. Una exposición detallada de las posibilidades y límites se encuentra en Biewen (2002).

(20) Los movimientos de este último grupo deben interpretarse teniendo en cuenta que en la parte alta de la distribución se necesitan mayores cambios en la renta para saltar de decila que en los estratos inferiores.

Gráfico 2: PORCENTAJE DE INDIVIDUOS QUE PERMANECEN EN LA MISMA DECILA POR GRUPOS DE RENTA (CORTO Y MEDIO PLAZO)



* Media de las cuatro transiciones interanuales

Renta baja: decilas 1, 2, 3; Renta media: decilas 4, 5, 6, 7; Renta alta: decilas 8, 9, 10

2. ESTRUCTURA DE LA MOVILIDAD

Una primera perspectiva en la identificación de los principales factores explicativos de la movilidad de ingresos en España puede ser la diferenciación de los diferentes componentes que definen la estructura básica de la movilidad. Resulta necesario diferenciar si el factor que explica las fluctuaciones de los ingresos de los mismos individuos a lo largo del tiempo es la existencia de reordenaciones de los individuos entre las dos distribuciones o si los cambios deben atribuirse a posibles modificaciones en la estructura de rentas, con la mejora –sin deterioro de la situación relativa del resto– de algunos individuos. La literatura especializada, tomando prestados los términos del análisis sociológico de la movilidad intergeneracional, ha caracterizado estos procesos como movilidad de intercambio y movilidad estructural. Estudios más recientes añaden un tercer componente, resultante del crecimiento de las rentas durante el período de referencia. Para la identificación de cada componente utilizaremos la propuesta de descomposición de medidas axiomáticas de Fields y Ok (1996) y la propuesta de Ruiz-Castillo (2000) de descomposición del indicador normativo de Chakravarty, Dutta y Weymark (CDW) (1985). El primer indicador refleja el movimiento de ingresos entre dos distribuciones, mientras que el segundo ofrece información sobre el bienestar generado por los cambios en la distribución de ingresos. El punto común es la posibilidad de desagregación en los componentes señalados.

2.1. Movilidad de transferencia y crecimiento económico

La mayoría de los indicadores utilizados en el apartado anterior presentan límites importantes para capturar la doble dimensión señalada. Resulta necesario acudir a otras medidas alternativas que reúnan determinadas propiedades axiomáticas y que permitan incorporar elementos valorativos de los cambios en el bienestar. Fields y Ok (1996) sintetizan esas propiedades en un índice que resulta de la suma de los valores absolutos de los cambios de renta de cada individuo u hogar. Para un correcto establecimiento de comparaciones en el tiempo o en el espacio, estos movimientos se pueden normalizar tomando como referencia la población:

$$m_n(x, y) = \frac{\sum_{i=1}^n |\log x_i - \log y_i|}{n} \quad [5]$$

Frente a los enfoques anteriores, la primacía se concede ahora a la idea de movilidad como “movimiento puro” de los ingresos. En términos de la distinción trazada entre los distintos componentes de la movilidad, lo más relevante de esta medida es su carácter aditivamente descomponible en dos componentes: la 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. La consideración del doble componente permite descomponer el índice de Fields y Ok como:

$$m_n(x, y) = K(x, y) + T(x, y) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (\log y_i - \log x_i) + \frac{2}{n_{i \in L}} \sum_{i \in L} (\log x_i - \log y_i) \quad [6]$$

Si se asume que la renta total no cambia y que existen L individuos cuyas rentas se redujeron durante el período considerado ($L = \{i: x_i > y_i\}$) la utilidad social perdida por este grupo y transferida al resto ($\sum_{i \in L} (\log x_i - \log y_i)$) hace que el movimiento total de rentas atribuible a las transferencias de los que ganan a los que pierden pueda definirse como $T(x, y)$ ²¹. El crecimiento económico provoca cambios en las rentas ($\sum y_i \geq \sum x_i$) que se resumen en el término $K(x, y)$.

A partir de los datos del PHOGUE se puede estimar tanto el índice de Fields y Ok como el doble componente de transferencia de renta entre hogares y crecimiento económico (cuadro 5). Los resultados revelan, como sucedía con la mayoría de los indicadores del apartado anterior, un salto importante en la movilidad observada cuando se pasa del corto al medio plazo, así como una progresiva caída del indicador con el paso del tiempo. Lo relevante, en cualquier caso, es la información referente a la estructura de la movilidad, reflejada en la descomposición en los dos componentes citados. La variación longitudinal de los ingresos aparecería mayoritariamente explicada, según la metodología de Fields y Ok, por el

(21) Se multiplica por dos porque cualquier pérdida de renta de un individuo es a la vez ganancia de otro.

componente asimilable a la movilidad de intercambio²². La contribución del crecimiento económico es claramente menor. Salvo en las dos últimas olas disponibles, las rentas registraron un crecimiento real negativo²³. Sólo cuando la variación de rentas presenta un signo positivo aumenta su contribución a la movilidad total, aunque manteniéndose en niveles reducidos (un 10% y un 5% en 1995/96 y 1996/97, respectivamente).

Cuadro 5: DESCOMPOSICIÓN DEL ÍNDICE DE FIELDS Y OK

	Movilidad	K	T
1993/1994	0,313	0,001 (0,005) ^a	0,312 (0,995)
1994/1995	0,300	-0,041 (-0,137)	0,340 (1,133)
1995/1996	0,275	0,029 (0,106)	0,246 (0,894)
1996/1997	0,293	0,015 (0,053)	0,277 (0,947)
C. Plazo*	0,295	0,001 (0,005)	0,294 (0,995)
1993/1997	0,390	0,006 (0,014)	0,385 (0,986)

* Media de las cuatro transiciones interanuales.

^a Contribución porcentual a la movilidad total entre paréntesis.

2.2. Movilidad y bienestar

Una segunda propuesta de descomposición de la movilidad aumenta la posibilidad de establecer valoraciones normativas de los cambios en el bienestar social originados por aquélla. Según Chakravarty, Dutta y Weymark (CDW) (1985) la movilidad puede definirse como el resultado de comparar el bienestar derivado de una estructura de rentas observada con otra estructura de rentas hipotéticamente inmóvil que mantuviera constantes las posiciones ocupadas inicialmente por

(22) Van Kerm (2001) obtiene un resultado similar para Bélgica, Alemania (ex-RFA) y Estados Unidos para el período 1985/1997.

(23) La secuencia de variación de las rentas contrasta con los datos de la Contabilidad Nacional. No hay que olvidar que se trata de la renta disponible de un panel puro de hogares, ajustada por una escala de equivalencia y resultante, además, de la aplicación de procedimientos de truncamiento de la distribución.

los individuos. Si se dispone de información sobre dos distribuciones de ingresos de los mismos individuos en diferentes momentos del tiempo, puede compararse el bienestar asociado a la distribución resultante de la agregación de las rentas de los dos períodos con el que existiría si no hubiera habido movilidad. Si el índice es positivo, la movilidad ha supuesto una mejora del bienestar social.

Siguiendo con la idea de dos distribuciones inicial (x) y final (y), se pueden definir tres distribuciones adicionales: la distribución de la renta agregada para toda la población $z = \{(x_1 + y_1), \dots, (x_n + y_n)\}$, una distribución hipotética y_b , que resultaría del caso en que la distribución final (y) tuviera tal forma que cada hogar recibiese la misma proporción de renta que en la distribución inicial (x), y una distribución agregada hipotética en ausencia de movilidad ($z_b = x + y_b$). CDW (1985) sugieren índices de movilidad que incorporan funciones de bienestar social (FBS) del tipo:

$$M_{CDW}(x, y) = \left\{ \frac{\omega(z) - \omega(z_b)}{\omega(z_b)} \right\} * 100 \quad [7]$$

siendo $\omega(\cdot)$ el bienestar asociado a cada estructura de rentas. Una FBS apropiada para el análisis empírico, es aquella que permite expresar el bienestar agregado de una distribución en función de su media, $\mu(x)$, y un índice de desigualdad relativo, $I(x)$:

$$\omega(x) = \mu(x) [1 - I(x)] \quad [8]$$

Al ser, por definición, la media de la distribución agregada real igual a la de la distribución agregada hipotética ($\mu(z) = \mu(z_b)$) y la desigualdad de dicha distribución igual a la de la distribución inicial $I(x) = I(z_b)$, el indicador de movilidad puede expresarse como:

$$M_{CDW}(x, y) = \left\{ \frac{I(x) - I(z)}{1 - I(x)} \right\} * 100 \quad [9]$$

Basándose en los índices de CDW, Ruiz-Castillo (2000) formula una descomposición de la movilidad en tres componentes: movilidad estructural, de intercambio y de crecimiento. En una primera descomposición, la movilidad estructural resultaría del efecto sobre el bienestar de las diferencias entre la desigualdad inicial y la final, una vez eliminadas las reordenaciones, mientras que la movilidad de intercambio recogería el efecto de las reordenaciones:

$$M_{CDW}(x, y) = ME(x, y) + MI(x, y) \quad [10]$$

En una segunda fase, es posible aislar también el efecto del crecimiento. A cualquier transformación ($x \rightarrow y$) entre dos distribuciones que difieren en su renta media se puede asociar otra transformación $x \rightarrow u$, siendo $u = \frac{\mu(x)}{\mu(y)}$ y, de tal manera que la media de la distribución u es la misma que la de la distribución inicial y su desigualdad es similar a la de la distribución final. La movilidad resultante del proceso $x \rightarrow u$ difiere de la asociada a la transformación $x \rightarrow y$ debido a la variación

de las rentas. Se puede definir un tercer componente, que recogería el efecto del crecimiento de la renta sobre la movilidad:

$$GRM(x,y,u) = M(x,y) - M(x,u) \quad [11]$$

La movilidad asociada a la transformación $x \rightarrow y$ puede descomponerse, por tanto, incluyendo también este último término:

$$M_{CDW}(x,y) = ME(x,u) + MI(x,u) + GRM(x,y,u) \quad [12]$$

El primero de estos términos recoge la movilidad estructural y resulta de las diferencias entre la desigualdad de la distribución inicial y final, una vez eliminadas las reordenaciones y sin cambios en la renta media. El segundo término refleja la movilidad de intercambio y tiene su origen en las reordenaciones entre las distribuciones x y u , bajo el supuesto de que no hubiera cambios en la renta media. El tercer término captura la movilidad que resulta de los cambios en la renta media.

El indicador de CDW se limita a dos períodos. El hecho de contar con un número impar de olas del PHOGUE invita a construir diferentes distribuciones agregadas de ingresos, lo que puede dar lugar a resultados distintos. Para el ejercicio empírico hemos optado por tres alternativas: la comparación de las rentas agregadas de las dos primeras olas con la suma de la tercera y cuarta ola, la comparación de las rentas agregadas de las dos primeras olas con la suma de las tres siguientes y la comparación de las rentas agregadas de las tres primeras olas con la suma de las dos últimas.

Los resultados obtenidos permiten confirmar como rasgo básico de la dinámica de los ingresos en España el carácter determinante del componente de intercambio (cuadro 6). Son las permutaciones en la escala de ingresos, más que los cambios en la desigualdad o el crecimiento de las rentas, el principal factor explicativo de la movilidad. Tales cambios remiten a la singularidad de algunos de los mecanismos de acceso a las fuentes de renta y, a priori, invitan a asignar una notable capacidad explicativa, de nuevo, a la segmentación del mercado de trabajo, con importantes niveles de rotación en las partes baja y media de la distribución de ingresos.

Las estimaciones muestran cierta sensibilidad al indicador de desigualdad elegido así como al procedimiento seguido para agregar las rentas. Esta variación es el resultado natural de la inclusión en la función de bienestar social de índices que asignan una ponderación diferente a lo que sucede en distintas partes de la distribución. La movilidad es mayor cuando se consideran índices que otorgan mayor importancia a los cambios en la parte media en lugar de a los extremos de la distribución, lo que se corresponde con el mayor número de transiciones en ese estrato que reveló el análisis previo de las matrices de transición²⁴.

(24) El valor más reducido del indicador de movilidad con el $GE(c = 2)$ podría explicarse por la mayor ponderación que concede este índice a lo que sucede en la cola alta de la distribución, donde se apreció una escasa movilidad.

Cuadro 6: DESCOMPOSICIÓN DEL ÍNDICE DE MOVILIDAD DE CHAKRAVARTY-DUTTA-WEYMARK

	Movilidad M(x,y)	M. Estructural ME(x,u)	M. Intercambio MI(x,u)	M. Crecimiento GRM
<i>Ola (1 + 2) – Ola (3 + 4)</i>				
GE(0)	1,364	-0,084 (-0,062) ^a	1,448 (1,062)	0,005 (0,003)
GE(1)	0,766	-0,031 (-0,040)	0,797 (1,040)	0,006 (0,008)
GE(2)	0,557	-0,018 (-0,033)	0,576 (1,033)	0,010 (0,0018)
Gini	0,969	-0,015 (-0,015)	0,984 (1,015)	0,006 (0,006)
Atk(1)	1,163	-0,071 (-0,061)	1,234 (1,061)	0,004 (0,003)
<i>Ola (1 + 2) – Ola (3 + 4 + 5)</i>				
GE(0)	2,125	0,629 (0,296)	1,495 (0,704)	0,015 (0,007)
GE(1)	1,460	0,482 (0,330)	0,979 (0,670)	-0,021 (-0,015)
GE(2)	1,353	0,481 (0,356)	0,871 (0,644)	-0,068 (-0,051)
Gini	1,871	0,631 (0,337)	1,240 (0,663)	0,005 (0,002)
Atk(1)	1,817	0,535 (0,294)	1,282 (0,706)	0,013 (0,007)
<i>Ola (1 + 2 + 3) – Ola (4 + 5)</i>				
GE(0)	1,301	-0,389 (-0,299)	1,691 (1,299)	-0,004 (-0,003)
GE(1)	1,031	-0,314 (-0,305)	1,345 (1,305)	-0,001 (-0,001)
GE(2)	1,027	-0,366 (-0,356)	1,393 (1,356)	0,014 (0,014)
Gini	1,398	-0,357 (-0,255)	1,755 (1,255)	-0,026 (-0,019)
Atk(1)	1,118	-0,332 (-0,297)	1,450 (1,297)	-0,003 (-0,003)

^a Contribución porcentual a la movilidad total entre paréntesis.

3. FACTORES DETERMINANTES DE LA MOVILIDAD

3.1. La influencia de las características socioeconómicas

Una segunda aproximación a la explicación de la movilidad consiste en la identificación de los grupos y las fuentes de renta más móviles. Con tal objetivo, parece razonable intentar adaptar a este ámbito algunas de las técnicas habituales en el análisis de la desigualdad. El estudio de los factores determinantes de la desigualdad en la distribución de la renta disponible ha descansado, mayoritariamente, en la utilización de dos enfoques distintos: la descomposición por categorías sociodemográficas de la población, atendiendo a aspectos como el territorio, la demografía, el mercado de trabajo o la formación, y la desagregación de los efectos de las desigualdades en las distintas fuentes de renta de los hogares o individuos. Este marco de análisis resulta, sin duda, relevante para explicar la movilidad en España. La contestación a interrogantes como cuáles son las diferencias en la estabilidad de los ingresos según la edad de los perceptores, si las rentas de los hogares monoparentales tienen una mayor probabilidad de cambio en el medio plazo o si las características sociolaborales son decisivas para explicar la fluctuación de los ingresos, resulta fundamental para explicar no sólo los niveles observados de movilidad sino también sus posibles tendencias futuras.

No existe, sin embargo, en el ámbito concreto de la dinámica de las rentas individuales una tradición de análisis tan extensa como la aplicada en el estudio de la desigualdad. Sólo en el período más reciente han aparecido algunas propuestas que permiten profundizar en el estudio de las cuestiones planteadas. Fields y Ok (1999a) proponen una técnica de descomposición por distintas particiones de la población del indicador revisado en el epígrafe anterior. El indicador básico que agrega la variación de las rentas individuales puede descomponerse como una media ponderada de los movimientos concretos de cada categoría socioeconómica. Así, si se divide la población en $J \in \{1, \dots, n\}$ particiones, $\forall j = 1, \dots, J$ y x^j, y^j :

$$m_n[(x^1, \dots, x^J), (y^1, \dots, y^J)] = \sum_{j=1}^J \left(\frac{n_j}{n} \right) m_{nj}(x^j, y^j) \quad [13]$$

siendo x e y las distribuciones de ingresos de una misma población en dos momentos del tiempo y m_n una función del movimiento de rentas durante ese período. El único indicador de movilidad que puede desagregarse como una media ponderada de la movilidad de los distintos grupos de población es la variación agregada per cápita de las rentas, siendo las ponderaciones el peso demográfico relativo de cada grupo:

$$m_n^*(x, y) = \sum_{j=1}^J \left(\frac{n_j}{n} \right) \left[\frac{1}{n_j} \sum_{i=1}^{n_j} |\log y_i^j - \log x_i^j| \right] \quad [14]$$

Tal como se define el índice y la técnica de descomposición cabe anticipar una mayor contribución a la movilidad de aquellas categorías socioeconómicas con un mayor peso demográfico²⁵.

(25) Puede haber grupos con una acusada inestabilidad de ingresos, pero que suponen un porcentaje de la población total tan reducido que su contribución a la movilidad es muy limitada. Puede

La riqueza de la información socioeconómica que ofrece el PHOGUE permite realizar diferentes particiones de la población. Estas están sujetas, sin embargo, a problemas conceptuales de difícil resolución. Como se señaló, aunque se toma como referencia el individuo la variable de renta son los ingresos por adulto equivalente del hogar. Estos pueden depender, por tanto, más de las características del hogar que del propio individuo. Por dicha razón se han escogido para el análisis aquellas características más relevantes referidas al conjunto del hogar. Concretamente, las variables seleccionadas son el territorio de residencia, el tamaño y el tipo de hogar.

No existen, en general, grandes diferencias entre los indicadores de movilidad de las distintas áreas geográficas, destacando, levemente, los valores más altos de las zonas con mayor peso de las actividades agrarias, con mayor presencia de rentas medias y bajas, y una mayor fluctuación intertemporal (cuadro 7). Se trata, en cualquier caso, de una partición muy poco flexible, que define áreas geográficas con una notable heterogeneidad interna –combinando regiones con estructuras productivas y demográficas muy diferentes– y en la que aparecen grupos demasiado amplios, como es el caso de la zona este, con cerca de una cuarta parte de la población total, o excesivamente pequeños frente al resto, como Canarias (3,6% del total).

La clasificación según el tamaño del hogar ofrece un cuadro de resultados más heterogéneo. Los grupos de población más relevantes en términos demográficos presentan, en general, indicadores más bajos de movilidad. Un segundo rasgo es una relación casi lineal entre la movilidad de los ingresos individuales y el tamaño del hogar al que se pertenece. Los hogares unipersonales registran movimientos muy pausados de sus rentas, lo que obedece, sin duda, a la importancia de las personas mayores dentro de este colectivo y a su carácter de receptoras de rentas cuasi fijas en términos reales. La inestabilidad de las rentas de los hogares con más miembros puede estar relacionada con la mayor posibilidad de que se produzcan cambios en su composición a lo largo del tiempo, como las salidas del hogar de alguno de sus miembros²⁶.

Conclusiones parecidas afloran cuando la partición se realiza utilizando como criterio la tipología de hogares a los que pertenecen los individuos de la muestra. Los indicadores de movilidad correspondientes a los grupos con mayor peso demográfico –individuos en hogares formados por parejas con hijos– presentan unos valores menores o cercanos a la media. Muy por debajo de ésta se sitúan los individuos que viven en hogares en los que el sustentador es una persona mayor de 65 años, ya sean personas solas o parejas, debido a la importancia que tiene en su renta el flujo regular de transferencias públicas. Tal como sucede en otros países, los hogares monoparentales no sólo han dejado de ser una realidad cuantitativamente poco relevante, sino que la acusada inestabilidad de sus rentas les convierte, en este caso, en uno de los grupos de población más vulnerables²⁷.

darse también el caso contrario, como el de los receptores de transferencias, con un peso importante y una movilidad menor que la media.

(26) Las estimaciones realizadas con los datos del PHOGUE revelan que en menos de la mitad de los hogares que en la primera ola tenían siete miembros se mantenía ese tamaño al final del período considerado.

(27) Los hogares monoparentales también constituyen un grupo en el que son frecuentes los cambios en su composición. Una quinta parte de los considerados como tales en la primera ola deja de serlo durante el período de observación.

Cuadro 7: DESCOMPOSICIÓN DE LA MOVILIDAD POR CATEGORÍAS SOCIOECONÓMICAS

	P_j	1993 a 1994			1994 a 1995			1995 a 1996			1996 a 1997			1993 a 1997		
		M_j	C_j	C_j/P_j												
<i>Región</i>																
Noroeste (GAL, AST, CTB)	13,02	0,34	14,31	1,10	0,40	17,31	1,33	0,28	13,26	1,02	0,34	15,24	1,17	0,42	14,02	1,08
Noreste (PV, NV, LR, AR)	9,92	0,29	9,15	0,92	0,25	8,36	0,84	0,27	9,71	0,98	0,27	9,21	0,93	0,40	10,18	1,03
Madrid	14,16	0,40	18,10	1,28	0,18	8,68	0,61	0,17	8,59	0,61	0,24	11,84	0,84	0,38	13,95	0,98
Centro (CyL, CLM, EX)	13,56	0,30	13,05	0,96	0,37	16,58	1,22	0,26	12,93	0,95	0,30	13,82	1,02	0,42	14,63	1,08
Este (CAT, CV, BAL)	25,61	0,28	23,08	0,90	0,28	24,11	0,94	0,30	27,73	1,08	0,28	24,12	0,94	0,36	23,32	0,91
Sur (AND, MU, CyM)	19,87	0,29	18,19	0,92	0,32	21,01	1,06	0,32	23,25	1,17	0,32	21,66	1,09	0,40	20,18	1,02
Canarias	3,57	0,34	3,84	1,07	0,29	3,42	0,96	0,30	3,89	1,09	0,30	3,62	1,01	0,37	3,38	0,95
Resto	0,28	0,32	0,29	1,02	0,57	0,53	1,90	0,62	0,63	2,25	0,50	0,48	1,71	0,45	0,32	1,16
<i>Tamaño del hogar</i>																
1	2,98	0,21	2,02	0,68	0,17	1,73	0,58	0,17	1,80	0,60	0,16	1,64	0,55	0,23	1,77	0,59
2	13,65	0,24	10,46	0,77	0,22	9,81	0,72	0,20	10,00	0,73	0,20	9,13	0,67	0,31	10,86	0,80
3	20,08	0,27	17,45	0,87	0,26	17,43	0,87	0,28	20,22	1,01	0,26	18,01	0,90	0,35	18,18	0,91
4	28,86	0,27	25,14	0,87	0,26	25,18	0,87	0,26	26,91	0,93	0,28	27,85	0,96	0,36	26,36	0,91
5	10,10	0,34	10,86	1,08	0,35	11,64	1,15	0,34	12,58	1,24	0,33	11,36	1,12	0,40	10,32	1,02
6	6,75	0,30	6,55	0,97	0,34	7,71	1,14	0,39	9,67	1,43	0,37	8,48	1,26	0,49	8,45	1,25
7 ó más	17,57	0,49	27,51	1,57	0,45	26,51	1,51	0,29	18,83	1,07	0,39	23,53	1,34	0,53	24,06	1,37

P_j = porcentaje de individuos del grupo j. M_j = movilidad del grupo j. C_j = contribución relativa a la movilidad del grupo j.

Cuadro 7: DESCOMPOSICIÓN DE LA MOVILIDAD POR CATEGORÍAS SOCIOECONÓMICAS (continuación)

	P_j	1993 a 1994		1994 a 1995		1995 a 1996		1996 a 1997		1993 a 1997						
		M_j	C_j	C_j/P_j	M_j	C_j	C_j/P_j	M_j	C_j	C_j/P_j	M_j	C_j	C_j/P_j			
<i>Tipo de hogar</i>																
Hog. unipersonales, ≥ 65 años	1,94	0,17	1,02	0,53	0,14	0,89	0,46	0,13	0,95	0,49	0,14	0,92	0,47	0,19	0,93	0,48
Hog. unipersonales, 30-64 años	1,02	0,30	0,97	0,95	0,24	0,82	0,80	0,22	0,82	0,81	0,20	0,69	0,68	0,32	0,83	0,81
Hogares unipersonales, 30 años	0,02	0,38	0,03	1,23	0,33	0,03	1,11	0,28	0,02	1,03	0,38	0,03	1,31	0,25	0,02	0,64
Hogares monoparentales	5,83	0,34	6,42	1,10	0,27	5,30	0,91	0,33	6,99	1,20	0,29	5,75	0,99	0,46	6,82	1,17
Parejas sin niños, ≥ 65 años	5,68	0,17	3,03	0,53	0,13	2,42	0,43	0,14	2,98	0,52	0,12	2,34	0,41	0,21	3,08	0,54
Parejas sin niños, < 65 años	5,08	0,31	4,96	0,98	0,29	4,92	0,97	0,23	4,18	0,82	0,26	4,48	0,88	0,40	5,26	1,03
Parejas, con un hijo < 16 años	9,26	0,26	7,65	0,83	0,28	8,59	0,93	0,28	9,34	1,01	0,24	7,65	0,83	0,34	8,10	0,88
Parejas, con dos hijos < 16 años	15,64	0,24	12,11	0,77	0,26	13,46	0,86	0,25	14,26	0,91	0,28	15,11	0,97	0,34	13,82	0,88
Parejas, ≥ 1 hijo ($1 > 16$)	34,05	0,32	35,13	1,03	0,31	35,01	1,03	0,30	36,80	1,08	0,29	33,48	0,98	0,41	35,89	1,05
Resto de hogares	21,47	0,42	28,69	1,34	0,40	28,58	1,33	0,30	23,66	1,10	0,40	29,55	1,38	0,46	25,25	1,18
TOTAL	100,0	0,31	100,0	1,00	0,30	100,0	1,00	0,28	100,0	1,00	0,29	100,0	1,00	0,39	100,0	1,0

P_j = porcentaje de individuos del grupo j. M_j = movilidad del grupo j. C_j = contribución relativa a la movilidad del grupo j.

3.2. La contribución de las fuentes de renta

Igual que la pertenencia a un hogar determinado, la fuente principal de ingresos a los que se accede puede ser relevante en la explicación de la movilidad. Varias son las cuestiones relacionadas con la movilidad por fuentes de renta que cobran un sentido especial en el análisis de la experiencia española: ¿Son los elevados niveles de inestabilidad salarial el principal factor explicativo de los cambios en la posición de los individuos en la distribución de la renta? ¿Son las rentas de capital las más inestables del conjunto de fuentes? ¿Actúan las prestaciones sociales como un mecanismo compensador de la fluctuación de otras rentas?

Tal como sucede en el análisis de la desigualdad, la metodología aplicable a este tipo de descomposiciones difiere de la empleada para ver la movilidad por categorías sociodemográficas. No existe un cuerpo teórico y empírico tan sólido como en el análisis de la desigualdad por fuentes de renta que, a su vez, presenta mayores carencias y dificultades teóricas que la descomposición por grupos de población²⁸. Tales problemas se reproducen de manera ampliada en el caso de la movilidad. En este caso, se trataría de estimar cómo ha contribuido cada fuente a la variación longitudinal de las rentas de cada individuo y establecer a partir de ello algún tipo de medida que permitiera agregar esas contribuciones individuales. La única propuesta operativa es, hasta la fecha, la desarrollada por Jenkins (1999), que trata de extender al análisis de la movilidad los fundamentos desarrollados por Shorrocks (1982a,b) para el análisis de la desigualdad por fuentes de renta²⁹.

Para explicar la contribución de cada fuente a la variabilidad en el tiempo de las rentas individuales se puede trasladar al análisis de la movilidad la regla de descomposición de la familia de índices de entropía generalizada, que es a su vez una extensión de la descomposición de la varianza desarrollada por Shorrocks. La movilidad de ingresos puede interpretarse, según esta regla, como una combinación de la contribución de cada fuente a la renta individual, de la variabilidad en el tiempo de cada componente de renta y de la correlación con otras fuentes de renta. Para cada individuo, la contribución de cada fuente (β_{if}) sería:

$$\beta_{if} = \rho_{if} \frac{\sigma_{if}(x_{if})}{\sigma_i(x_i)} \quad [15]$$

siendo $\sum_f \beta_{if} = 1$, ρ_{if} la correlación entre cada fuente de ingresos y la renta total de cada individuo durante el período de referencia, σ_{if} la desviación típica de cada fuente de renta para el conjunto del período y σ_i la desviación típica longitudinal de las rentas totales. Como en la descomposición de la desigualdad, la contribu-

(28) La descomposición de la desigualdad por fuentes de renta presenta como principales problemas la heterogeneidad en la composición de las rentas de los individuos y la correlación existente entre las distintas fuentes, que hace difícil aislar las respectivas contribuciones. Una revisión de los límites y los enfoques disponibles se encuentra en Lerman (1999).

(29) La contribución absoluta de cada fuente de renta a la desigualdad es $S_f(x) = \rho_f \chi_f \sqrt{I_2(x) I_2(x^f)}$, donde ρ_f es la correlación entre la fuente f y la renta total, χ_f es la participación de cada fuente en el total de rentas e I_2 es el índice de entropía generalizada con $(c = 2)$.

ción de cada fuente a la variación longitudinal de las rentas individuales puede obtenerse como:

$$\beta_{if} = \rho_{if} (\mu_{if} / \mu_i) \sqrt{(I_{2if} / I_{2i})} \quad [16]$$

donde μ_f y μ son las medias respectivas de cada fuente y del total de rentas para el conjunto del período e I_{2f} e I_2 son los índices de entropía generalizada ($c = 2$) de esa misma fuente y del total de rentas, respectivamente. Para obtener la contribución de cada fuente a la movilidad de ingresos del conjunto de la población bastaría con hacer una suma ponderada de las respectivas contribuciones a la variación de las rentas individuales.

Los diferentes tipos de renta que aparecen en el PHOGUE pueden agruparse siguiendo la clasificación habitual de rentas del trabajo asalariado, rentas mixtas o del trabajo por cuenta propia, rentas de la propiedad y transferencias públicas. Hay que advertir que existen notables diferencias de calidad en la información referida a cada fuente que pueden sesgar los posibles resultados. Andrés y Mercader (2001) constatan para el PHOGUE de 1994 una representatividad muy superior de algunas fuentes. Así, mientras que las rentas del trabajo asalariado suponen cerca de un 90% de la magnitud equivalente de la Contabilidad Nacional las rentas por cuenta propia no llegan a un tercio de la cifra correspondiente. Las rentas de capital presentan una subestimación de un 25% y en el caso de las prestaciones sociales existen notables diferencias según el tipo de transferencia realizada (una sobrevaloración de más del 20% en las pensiones y una subestimación cercana a la mitad en el caso de las prestaciones por desempleo).

Con las necesarias cautelas, es posible una primera aproximación a la explicación de la movilidad observada mediante el análisis de la contribución de cada fuente de renta (cuadro 8). El modo en que se calculan las contribuciones, en las que el peso relativo de cada tipo de ingreso resulta fundamental, permite anticipar que deberían ser las fuentes más importantes en la renta total aquellas que más contribuyen a la variación longitudinal de los ingresos. Dicho resultado se confirma con los datos referidos a la realidad española. Son las rentas del trabajo –cerca de un 45% de las rentas individuales– y las prestaciones sociales –casi un tercio del total– los componentes con mayor aportación a la movilidad de ingresos.

No obstante, existen diferencias apreciables en la dinámica seguida por estos dos fuentes de renta. Mientras que en los ingresos procedentes de las transferencias sociales su peso sobre el total de rentas es muy superior a su contribución a la movilidad, en el caso de los salarios sucede lo contrario. Se trata de un resultado acorde con las particulares características de la estructura salarial española, con altos niveles de temporalidad en el empleo y de inestabilidad de las remuneraciones, especialmente en las zonas baja y media de la distribución, como se deducía de las matrices de transición. La singular estructura del sistema de prestaciones sociales, con una tupida red de prestaciones categóricas, que favorece el mantenimiento a largo plazo de las condiciones de elegibilidad, y la indicación de la mayoría de las prestaciones según el crecimiento de los precios, explicarían la práctica ausencia de fluctuaciones en este tipo de rentas.

Cuadro 8: CONTRIBUCIÓN DE LAS FUENTES DE RENTA A LA VARIACIÓN LONGITUDINAL DE LA RENTA NETA AJUSTADA, 1993-97

	Salarios	Rentas por cuenta propia	Rentas del capital	Transferencias públicas	TOTAL
Escala OCDE modificada, <i>trimming</i> 1% inferior y superior					
Contribución (%)	63,6	14,2	7,1	15,1	100,0
Renta (%) ¹	43,6	13,3	4,8	38,2	100,0
Ratio	1,5	1,1	1,5	0,4	1
Escala OCDE, <i>trimming</i> 1% inferior y superior					
Contribución (%)	63,0	14,2	7,1	15,7	100,0
Renta (%)	41,2	13,8	5,1	39,9	100,0
Ratio	1,5	1,0	1,4	0,4	1
Escala OCDE modificada (sin <i>trimming</i>)					
Contribución (%)	61,9	16,0	7,2	15,0	100,0
Renta (%)	42,9	15,1	5,0	37,0	100,0
Ratio	1,4	1,1	1,4	0,4	1

¹ Promedio de las rentas longitudinales individuales.

Los ingresos más variables, en cualquier caso, son las rentas de la propiedad. Aunque su peso sobre la renta total es reducido, menos de un 5% del total, su contribución a la movilidad es mucho mayor. La existencia de un acusado componente procíclico en la evolución de este tipo de rentas explicaría sus mayores cambios en el tiempo. No obstante, cabe citar de nuevo los problemas de representatividad de este tipo de rentas, que limitan las posibles inferencias. En el caso de las rentas por cuenta propia, la contribución a la movilidad es sólo levemente superior a su participación en las rentas individuales. Dicho resultado contradice el obtenido por Ayala y Onrubia (2001), según el cual las rentas mixtas eran las más móviles del conjunto de fuentes. De nuevo hay que considerar las diferencias en el tipo de datos utilizados por cada estudio y en la representatividad de este tipo de ingresos en cada fuente.

Los resultados anteriores son robustos ante posibles decisiones metodológicas alternativas. El peso de las rentas del trabajo es muy similar con diferentes escalas, sin que tampoco haya grandes cambios si no se eliminan las observaciones extremas.

La relevancia de los cambios en los ingresos del trabajo asalariado en la explicación de la movilidad obliga a un análisis más detallado de las fluctuaciones de esta fuente de renta. Por ello pasamos de considerar individuos a los que se asigna la renta equivalente del hogar al que pertenecen, a considerar individuos asalaria-

dos y rentas salariales. Para aislar las principales características determinantes de una mayor variación de los cambios en las rentas del trabajo asalariado se puede seguir el procedimiento de Fields y Ok ya utilizado en el análisis del conjunto de la población. Existen, sin embargo, algunos límites de la base de datos que dificultan esta tarea. Así, mientras que la situación laboral de cada individuo se define en relación al año en curso (t) los ingresos obtenidos se refieren al año anterior ($t-1$). Esta discrepancia ha obligado a asignar los ingresos del trabajo del año $t-1$ a cada individuo clasificado como asalariado en el año t , por lo que se pierde la información de la primera ola. En segundo lugar, la doble necesidad de una definición estricta de asalariados –individuos entre 21 y 57 años en la segunda ola³⁰, sin ingresos por cuenta propia, desempleo o pensiones, y cuya principal fuente de renta es el trabajo asalariado todos los meses del año– y de contar con un panel puro para las olas disponibles acrecienta el problema de caída de observaciones de la muestra. Si es elevado el número de transiciones desde el desempleo al empleo o en sentido inverso, o desde el trabajo asalariado a la inactividad, la pérdida de observaciones puede ser muy superior a la del conjunto de la muestra del PHOGUE³¹. Por último, al tratarse ahora de datos individuales y no del conjunto de rentas del hogar, las características relevantes son las del individuo.

Los resultados revelan la existencia de importantes diferencias entre las respectivas categorías de asalariados (cuadro 9). El segmento con mayor movilidad salarial para el conjunto del período es el correspondiente al estrato más joven, apreciándose una clara relación inversa entre la edad y la fluctuación de los ingresos. Este resultado es similar al encontrado en otros países [Burkhauser y Poupore (1997) y Buchinsky y Hunt (1999)]. Su acomodación, sin embargo, a las teorías de la movilidad ocupacional y salarial de los jóvenes no es inmediata. Según el modelo de Sicherman y Galor (1990), esta variabilidad de los ingresos en el tiempo podría tener su origen en el desajuste entre las cualificaciones de los jóvenes y los requerimientos de los puestos de trabajo desempeñados. Tal desajuste podría ser una elección racional si facilitara una rápida promoción, con lo que se maximizaría el valor presente de la renta recibida a lo largo de la vida laboral. Otros autores, sin embargo, subrayan un posible efecto contrario, al reducirse el capital humano específico debido a la sobrecualificación [Büchel y Mertens, (2000)]. La movilidad ocupacional, además, no significa necesariamente una mejora en el nivel de ingresos, dadas las singularidades del mercado de trabajo español y la importante rotación de los trabajadores jóvenes en ocupaciones de baja cualificación. Los trabajos empíricos disponibles confirman dos hechos: la sobrecualificación no aumenta necesariamente las posibilidades de promoción [García Serrano y Malo (1996)] y la movilidad ocupacional sólo afecta positivamente a los salarios si es voluntaria [Davia (2003)].

(30) Se toma como edad límite 57 años para que en la quinta ola la edad máxima sea inferior a 61 años.

(31) El porcentaje de *attrition* es casi del 50%, lo que limita la muestra final de trabajadores con las características descritas a un número cercano a 1.600 individuos.

Cuadro 9: DESCOMPOSICIÓN DEL ÍNDICE DE FIELDS Y OK DE LOS ASALARIADOS
(PANEL PURO DE TRABAJADORES A TIEMPO COMPLETO ENTRE 20 Y 60 AÑOS QUE TRABAJAN TODO EL AÑO)

	P _i	1994 a 1995				1995 a 1996				1996 a 1997				1994 a 1997			
		M _i	C _i	C _i /P _i	M _i	C _i	C _i /P _i	M _i	C _i	C _i /P _i	M _i	C _i	C _i /P _i	M _i	C _i	C _i /P _i	
<i>Edad</i>																	
De 20 a 30	18,0	0,156	17,77	0,99	0,166	20,60	1,14	0,173	22,02	1,22	0,200	20,76	1,15				
De 31 a 40	41,4	0,171	44,86	1,08	0,147	42,07	1,02	0,139	40,69	0,98	0,177	42,35	1,02				
De 41 a 50	31,9	0,148	29,89	0,94	0,133	29,16	0,92	0,126	28,41	0,89	0,161	29,61	0,93				
De 51 a 60	8,7	0,135	7,47	0,86	0,136	8,17	0,94	0,144	8,88	1,02	0,144	7,28	0,83				
<i>Sexo</i>																	
Varones	67,2	0,166	70,67	1,05	0,148	68,78	1,02	0,151	71,56	1,07	0,185	71,78	1,07				
Mujeres	32,8	0,141	29,33	0,89	0,138	31,22	0,95	0,122	28,44	0,87	0,149	28,22	0,86				
<i>Edad y sexo</i>																	
Varones de 20 a 30	10,8	0,156	10,65	0,98	0,177	13,25	1,23	0,184	14,04	1,30	0,217	13,59	1,26				
Varones de 31 a 40	27,5	0,182	31,62	1,15	0,147	27,98	1,02	0,152	29,51	1,07	0,190	30,22	1,10				
Varones de 41 a 50	22,2	0,160	22,48	1,01	0,137	20,90	0,94	0,131	20,58	0,93	0,172	22,08	1,00				
Varones de 51 a 60	6,7	0,140	5,92	0,88	0,144	6,65	0,99	0,157	7,43	1,11	0,152	5,89	0,88				
Mujeres de 20 a 30	7,2	0,157	7,12	0,99	0,148	7,34	1,02	0,157	7,98	1,11	0,173	7,18	1,00				
Mujeres de 31 a 40	13,9	0,150	13,24	0,95	0,146	14,09	1,01	0,113	11,18	0,80	0,151	12,13	0,87				
Mujeres de 41 a 50	9,7	0,121	7,41	0,77	0,123	8,26	0,85	0,114	7,83	0,81	0,134	7,53	0,78				
Mujeres de 51 a 60	2,0	0,120	1,55	0,76	0,108	1,52	0,75	0,100	1,44	0,71	0,119	1,39	0,69				

P_j = porcentaje de individuos del grupo j, M_j = movilidad del grupo j, C_j = contribución relativa a la movilidad del grupo j.

Cuadro 9: DESCOMPOSICIÓN DEL ÍNDICE DE FIELDS Y OK DE LOS ASALARIADOS
(PANEL PURO DE TRABAJADORES A TIEMPO COMPLETO ENTRE 20 Y 60 AÑOS QUE TRABAJAN TODO EL AÑO) (continuación)

	P _i	1994 a 1995			1995 a 1996			1996 a 1997			1994 a 1997		
		M _i	C _i	C _i /P _i	M _i	C _i	C _i /P _i	M _i	C _i	C _i /P _i	M _i	C _i	C _i /P _i
<i>Nivel educativo</i>													
Educación primaria	44,0	0,180	50,15	1,14	0,148	44,98	1,02	0,152	47,42	1,08	0,189	47,98	1,09
Educación secundaria	21,5	0,142	19,27	0,90	0,156	23,10	1,08	0,137	20,74	0,97	0,154	19,13	0,89
Educación terciaria	34,5	0,140	30,58	0,89	0,134	31,93	0,93	0,130	31,85	0,92	0,165	32,89	0,95
<i>Nivel educativo y edad</i>													
Educación primaria, 20 a 30 años	7,3	0,146	6,74	0,93	0,160	8,04	1,11	0,171	8,83	1,21	0,202	8,48	1,16
Educación secundaria, 20 a 30 años	4,8	0,168	5,11	1,07	0,167	5,55	1,16	0,206	7,01	1,46	0,171	4,75	0,99
Educación terciaria, 20 a 30 años	5,9	0,158	5,92	1,00	0,171	7,00	1,18	0,148	6,18	1,04	0,220	7,54	1,27
Educación primaria, 30 a 40 años	13,9	0,235	20,68	1,48	0,161	15,44	1,11	0,170	16,71	1,20	0,206	16,59	1,19
Educación secundaria, 30 a 40 años	10,6	0,145	9,74	0,92	0,161	11,82	1,12	0,119	8,93	0,84	0,166	10,17	0,96
Educación terciaria, 30 a 40 años	16,9	0,135	14,45	0,86	0,127	14,80	0,88	0,126	15,06	0,89	0,160	15,59	0,92
Educación primaria, 40 a 50 años	16,6	0,165	17,39	1,05	0,135	15,50	0,93	0,129	15,18	0,91	0,186	17,84	1,07
Educación secundaria, 40 a 50 años	5,4	0,118	4,00	0,74	0,146	5,40	1,00	0,114	4,32	0,80	0,117	3,64	0,68
Educación terciaria, 40 a 50 años	9,9	0,136	8,50	0,86	0,121	8,26	0,84	0,128	8,91	0,90	0,143	8,13	0,82
Educación primaria, 50 a 60 años	6,2	0,136	5,34	0,86	0,140	5,99	0,96	0,152	6,70	1,08	0,141	5,07	0,82
Educación secundaria, 50 a 60 años	0,7	0,097	0,42	0,61	0,068	0,32	0,47	0,098	0,48	0,69	0,145	0,57	0,84
Educación terciaria, 50 a 60 años	1,8	0,148	1,71	0,93	0,147	1,86	1,02	0,131	1,70	0,93	0,155	1,64	0,90
TOTAL ASALARIADOS	100,0	0,16	100,0	1,00	0,15	100,0	1,00	0,15	100,0	1,00	0,19	100,0	1,00

P_j = porcentaje de individuos del grupo j, M_j = movilidad del grupo j, C_j = contribución relativa a la movilidad del grupo j.

No existen grandes diferencias en los respectivos indicadores según el sexo del asalariado, con valores moderadamente más altos para los varones. Si se cruza este dato con el anterior, se puede caracterizar a los varones jóvenes como el colectivo con mayor movilidad. La contribución al total de la variación de ingresos de asalariados es casi la mitad del total. La situación contraria es la de las mujeres de mayor edad, con una notable estabilidad en sus ingresos y un peso demográfico muy reducido sobre el total de asalariados.

Otra característica relevante en la determinación de la movilidad de los asalariados es el nivel formativo. A priori cabría esperar una mayor inestabilidad en los ingresos de los colectivos con menor bagaje educativo, dados sus menores recursos ante eventuales cambios en el ciclo económico y la posibilidad citada de mayores rotaciones entre los trabajos con remuneraciones más bajas³². Este proceso es compatible, sin embargo, con una mayor movilidad en la escala salarial de los trabajadores con mayor formación. Algunos trabajos revelan que en los niveles educativos más altos, al menos en el caso de los jóvenes, hay una mayor probabilidad de movilidad ascendente [Davia (2003)]. Ambas hipótesis anticiparían, por tanto, un posible perfil en forma de U de la relación entre movilidad y nivel educativo. Los datos para el caso español parecen confirmar tal perfil, al presentar los asalariados con educación primaria y terciaria una variación intertemporal de los ingresos superior a la de los asalariados con formación secundaria.

Este resultado contrasta con lo señalado respecto a las diferencias por grupos de edad. Diversos estudios han mostrado que el stock educativo medio de las generaciones más jóvenes es sensiblemente superior al de los trabajadores con edades más avanzadas [Fina *et al.* (2000)]. En la medida en que el análisis de la movilidad por estratos de edad revelaba una mayor fluctuación de los asalariados en el estrato más joven podría esperarse a priori una relación entre movilidad y educación de signo positivo. Esta aparente contradicción obliga a examinar con detalle el patrón de la movilidad cruzando los niveles educativos por grupos de edad. Con las cautelas que impone la restricción muestral, la taxonomía resultante ayuda a clarificar el complejo mapa de relaciones, con dos resultados principales. En primer lugar, en el caso de los asalariados más jóvenes, los resultados parecen señalar la coexistencia de dos situaciones muy diferentes: como señalan otros trabajos existe un primer subconjunto compuesto por un segmento de titulados recientes, con mayor cualificación, que se benefician de los cambios en la estructura de la demanda, con crecientes posibilidades de rotación en sectores con mayores requerimientos de cualificación y remuneraciones más altas; por otro lado, hay otro grupo de jóvenes que sólo alcanzaron un nivel formativo básico, que acceden con facilidad a empleos precarios y que rotan frecuentemente entre este tipo de ocupaciones³³. El segundo resultado es la inexistencia de una relación generalizada entre formación y movilidad salarial para los diferentes grupos de edad. Mientras que en los estratos con edades superiores a los cincuenta años existe una relación positiva en el medio plazo, ésta es de signo negativo en el grupo entre 30 y 40 años, con mayor inestabilidad de ingresos en los trabajadores menos formados.

(32) El hecho de que los individuos salgan de la muestra si dejan de ser asalariados matiza esta afirmación.

(33) Davia (2003), Contini y Villosio (2000).

4. CONCLUSIONES

El análisis de la información longitudinal que ofrece el Panel de Hogares de la Unión Europea sobre la dinámica de las rentas individuales permite disponer de un cuadro preciso de la movilidad de ingresos en España y sus factores determinantes. La evaluación realizada ha confirmado, actualizando, las conclusiones de trabajos anteriores sobre el alcance y la variabilidad en el tiempo de los ingresos de los hogares españoles. La construcción de una amplia batería de indicadores permite caracterizar esta movilidad como similar a la de otros países europeos, con independencia del enfoque utilizado en la medición. Como rasgos diferenciadores del caso español, los datos del PHOGUE apuntan a un mayor número de transiciones entre diferentes lugares de la distribución de ingresos que el que resultaba de otros estudios y una mayor movilidad de los individuos ubicados en posiciones medias o bajas de la distribución de la renta.

A diferencia de otros trabajos, buena parte de la atención se ha centrado en el análisis de la estructura de la movilidad y de los factores determinantes de ésta. La aplicación de diversas técnicas de descomposición permite confirmar el intercambio de posiciones dentro de la distribución de la renta como el principal componente de la movilidad de ingresos en España. Los resultados coinciden en señalar las reordenaciones en la escala de rentas, más que los cambios en la desigualdad o el crecimiento económico, como la fuerza principal en la determinación de la movilidad de los ingresos individuales. Implícitamente, los resultados reflejarían la posibilidad de que la movilidad de ingresos no esté alterando sustancialmente la estructura de la distribución de la renta.

Los procedimientos de análisis desarrollados para tratar de identificar qué categorías o qué tipo de ingresos aportan una mayor contribución a la movilidad observada también permiten extraer implicaciones notables. Existe una clara relación entre el tamaño del hogar y las variaciones longitudinales de los ingresos y una menor variabilidad de las rentas de las personas solas. En este último dato influye, sin duda, la importancia de las prestaciones sociales, que han sido identificadas como un factor compensador de la inestabilidad en el flujo de otras fuentes de renta. Destaca, sobre todo, el alto movimiento observado en las rentas del trabajo asalariado, con una alta inestabilidad en esta fuente de ingresos. El hecho de que se haya podido constatar dos tipos de movilidad muy diferentes, con un segmento de trabajadores con alta cualificación y movilidad, y otro grupo, con una presencia importante de jóvenes, también con cambios importantes en el flujo de ingresos, que en la práctica puede asociarse a una elevada rotación entre empleos precarios, obliga a reflexionar sobre el efecto del marco institucional en los resultados distributivos, tanto desde el plano estático como desde la perspectiva dinámica adoptada en este trabajo.

Se trata, en cualquier caso, de un primer ejercicio de aproximación a muchas de estas cuestiones, siendo necesaria una mayor profundización en el estudio de algunas de las relaciones esbozadas. Parece necesario, en este sentido, un análisis más completo que relacione la movilidad observada en las rentas salariales con los distintos tipos de transiciones que tienen lugar en el mercado de trabajo español. Algo similar puede decirse de los resultados referentes al tipo y al tamaño del hogar, que exigen un estudio más detallado de los cambios en la composición de los hogares. Estos análisis están condicionados, sin embargo, por la brevedad re-

lativa del período de observación. En la medida en que vaya aumentando el número de olas disponibles del PHOGUE será posible ofrecer un retrato más ajustado de las diversas cuestiones apuntadas.

ANEXO A. ANÁLISIS DE LA *ATTRITION*

Cuadro A.1: PROBABILIDAD DE PERMANENCIA EN EL PHOGUE (PROBIT)				
	93/94	94/95	95/96	93/96
log (renta inicial)	0,0020	0,0173*	0,0064*	0,0048
<i>Tamaño del hogar</i>				
2 personas	0,0395	0,0057	0,0520*	-0,0039
3 personas	0,0535*	0,0046	0,0711*	0,0447
4 personas	0,0714*	0,0209	0,0990*	0,0589
≥ 5 personas	0,0739*	0,0175	0,0906*	0,0684*
<i>Tipo de hogar</i>				
Persona sola < 65	-0,0352	-0,0188	-0,0569*	-0,0484
Hogar monoparental	-0,0605*	0,0056	-0,0492*	0,0075
Parejas sin niños, ≥ 65	-0,0650*	-0,0071	-0,0481	0,0195
Parejas sin niños, < 65	-0,0770*	-0,0126	-0,0865*	0,0071
Parejas, un hijo < 16	-0,0748*	0,0214	-0,0583*	0,0379
Parejas, dos hijos < 16	-0,0489*	-0,0280	-0,0837*	0,0183
Parejas, ≥ 1hijo (1 > 16)	-0,0924*	-0,0056	-0,0798*	-0,0352
Resto de hogares	-0,0928*	-0,0432*	-0,1095*	-0,0565*
<i>Región</i>				
Noreste	0,0013	-0,0297*	-0,0014	-0,0345*
Madrid	-0,0721*	-0,0418*	0,0248*	-0,0400*
Centro	-0,0060	0,0301*	0,0378*	0,0558*
Este	-0,0194*	-0,0405*	-0,0249*	-0,0509*
Sur	-0,0069	-0,0438*	0,0424*	0,0177
Canarias	-0,0158	0,0052	-0,0075	0,0083
<i>Fuente principal de ingresos</i>				
Rentas por cuenta propia	-0,0254*	-0,0286*	-0,0123	-0,0086
Pensiones	0,0094	-0,0098	0,0016	-0,0272*
Prestaciones de desempleo	0,0125	0,0022	0,0250	-0,0192
Otras prestaciones	-0,0549*	0,0062	-0,0144	-0,0770*
Rentas de la propiedad	-0,0269	-0,0525*	-0,0529*	-0,0521*
N	22752	20329	19151	22752
Log L	-9164	-7030	-7194	-13376

* Significativo al 95%.

ANEXO B. RESULTADOS CON LA ESCALA DE LA OCDE

Cuadro B.1: INDICADORES DE ASOCIACIÓN ESTADÍSTICA

	93/94	94/95	95/96	96/97	C. plazo*	93/97
Coef. correlación	0,706	0,832	0,829	0,805	0,793	0,668
β (log x)	0,685	0,762	0,718	0,706	0,718	0,578
Índice de Hart	0,281	0,269	0,232	0,264	0,262	0,395

* Media de las cuatro transiciones interanuales.

Cuadro B.2: INDICADORES A PARTIR DE MATRICES DE TRANSICIÓN

	Índice de Bartholomew		Índice de Shorrocks	
	M. relativas ^a	M. absolutas ^b	M. relativas ^a	M. absolutas ^b
1993/1994	1,350	0,761	0,754	0,633
1994/1995	1,214	0,674	0,713	0,604
1995/1996	1,153	0,658	0,661	0,596
1995/1997	1,223	0,672	0,695	0,610
C. plazo*	1,235	0,691	0,706	0,611
1993/1997	1,729	0,982	0,830	0,745

* Media de las cuatro transiciones interanuales.

^a Decilas.

^b Puntos de corte: 0,5, 0,75, 1, 1,25 y 1,5 veces la renta media equivalente de la primera oleada.

Cuadro B.3: DESCOMPOSICIÓN DEL ÍNDICE DE FIELDS Y OK

	Movilidad	K	T
1993/1994	0,314	0,003 (0,009) ^a	0,311 (0,991)
1994/1995	0,301	-0,038 (-0,127)	0,339 (1,127)
1995/1996	0,276	0,032 (0,114)	0,245 (0,886)
1996/1997	0,294	0,019 (0,064)	0,275 (0,936)
C. Plazo*	0,296	0,004 (0,012)	0,293 (0,988)
1993/1997	0,393	0,015 (0,037)	0,378 (0,963)

* Media de las cuatro transiciones interanuales.

^a Contribución porcentual a la movilidad total entre paréntesis.

ANEXO C. RESULTADOS SIN *TRIMMING* (ESCALA DE LA OCDE MODIFICADA)

Cuadro C.1: INDICADORES DE ASOCIACIÓN ESTADÍSTICA

	93/94	94/95	95/96	96/97	C. plazo*	93/97
Coef.correlación	0,689	0,774	0,769	0,791	0,756	0,679
β (log x)	0,496	0,637	0,556	0,542	0,557	0,439
Índice de Hart	0,489	0,415	0,371	0,408	0,421	0,558

* Media de las cuatro transiciones interanuales.

Cuadro C.2: INDICADORES A PARTIR DE MATRICES DE TRANSICIÓN

	Índice de Bartholomew		Índice de Shorrocks	
	M. relativas ^a	M. absolutas ^b	M. relativas ^a	M. absolutas ^b
1993/1994	1,355	0,755	0,733	0,619
1994/1995	1,252	0,685	0,700	0,627
1995/1996	1,178	0,636	0,672	0,552
1995/1997	1,241	0,662	0,694	0,590
C. plazo*	1,256	0,684	0,700	0,597
1993/1997	1,733	0,976	0,825	0,735

* Media de las cuatro transiciones interanuales.

^a Decilas.

^b Puntos de corte: 0,5, 0,75, 1, 1,25 y 1,5 veces la renta media equivalente de la primera oleada.

Cuadro C.3: DESCOMPOSICIÓN DEL ÍNDICE DE FIELDS Y OK

	Movilidad	K	T
1993/1994	0,395	0,018 (0,046) ^a	0,377 (0,954)
1994/1995	0,365	-0,051 (-0,139)	0,415 (113,9)
1995/1996	0,340	0,024 (0,072)	0,315 (0,928)
1996/1997	0,366	0,013 (0,036)	0,352 (0,964)
C. Plazo*	0,366	0,001 (0,004)	0,365 (0,996)
1993/1997	0,480	0,005 (0,011)	0,475 (0,989)

* Media de las cuatro transiciones interanuales.

^a Contribución porcentual a la movilidad total entre paréntesis.



REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Álvarez, J. (1999): "Dynamics and Seasonality in Quarterly Panel Data: An Analysis of Earnings Mobility in Spain", CEMFI Working Paper n.º 9914.
- Andrés, L. y M. Mercader (2001): "Sobre la fiabilidad de los datos de renta en el Panel de Hogares de la Unión Europea (PHOGUE, 1994)", *Estadística Española*, n.º 43, págs. 241-280.
- Ayala, L. y J. Onrubia (2001): "La distribución de la renta en España según datos fiscales", *Papeles de Economía Española*, n.º 88, págs. 89-112.
- Ayala, L. y M. Sastre (2002a): "Europe vs. the United States: Is There a Trade-Off Between Mobility and Inequality", *Institute for Social and Economic Research*, WP 2002-26, University of Essex.
- Ayala, L. y M. Sastre (2002b): "La medición de la movilidad de ingresos: enfoques e indicadores", *Hacienda Pública Española / Revista de Economía Pública*, n.º 162, págs. 101-131.
- Bartholomew, D.J. (1973): *Stochastic Models for Social Process*, 2.º ed. Londres: John Wiley and Sons.
- Biewen, M. (2002): "Bootstrap Inference for Inequality, Mobility and Poverty Measurement", *Journal of Econometrics*, vol. 108, págs. 317-342.
- Büchel, F. y A. Mertens (2000): "Overeducation, Undereducation and the Theory of Career Mobility", IZA Discusión Paper n.º 195.
- Buchinsky, M. y J. Hunt (1999): "Wage Mobility in the United States", *The Review of Economics and Statistics*, vol. 81, págs. 351-368.
- Burkhauser, R. y J. Poupore (1997): "A Cross-National Comparison of Permanent Inequality in the United States and Germany", *The Review of Economics and Statistics*, vol. 79, págs. 10-17.
- Cantó, O. (2000): "Income mobility in Spain: how much is there?", *Review of Income and Wealth*, vol. 46, págs. 85-102.
- Cantó, O., C. Del Río y C. Gradín (2002): "Poverty Statistics and Dynamics: Does the accounting period matter?", Instituto de Estudios Fiscales, Papeles de Trabajo 22/2002.
- Cantó, O. y M. Mercader (1998): "Child poverty in Spain: What can be said?", UNICEF International Child Development Centre, Economic and Social Policy Series n.º 66.
- Cantó, O. y M. Mercader (2001): "Young people leaving home: the impact on poverty in Spain". En Bradbury, B., Jenkins, S.P. y Micklewright, J. (eds.): *The Dynamics of Child Poverty in Industrialised Countries*, Cambridge University Press.
- Chakravarty, S., B. Dutta y J. Weymark (1985): "Ethical indices of income mobility", *Social Choice and Welfare*, vol. 2, págs. 1-21.
- Contini, B. y C. Villosio (2003): "Job Changes and Job Dynamics" LABORatorio R. Revelli, Centre for Employment Studies, Working Paper Series n.º 5.
- Cowell, F., J.A. Litchfield y M. Mercader-Prats (1999): "Income Inequality Comparisons with Dirty Data: The UK and Spain during the 1980s", DARP D. Paper n.º 45.
- Cowell, F. y C. Schluter (1998): "Income mobility: a Robust Approach", DARP D. Paper n.º 37.
- Davia, M.A. (2003): *La inserción laboral de los jóvenes en la Unión Europea: un estudio comparativo de trayectorias laborales*, Tesis Doctoral, Universidad de Alcalá de Henares.
- Fields, G. y E.A. Ok (1996): "The Meaning and Measurement of Income Mobility", *Journal of Economic Theory*, vol. 71, págs. 349-377.
- Fields, G. y E.A. Ok (1999a): "Measuring Movement of Incomes", *Economica*, vol. 66, págs. 455-71.

- Fields, G. y E.A. Ok (1999b): "The Measurement of Income Mobility: An Introduction to the Literature". En Silber, J. (ed.): *Handbook of Income Inequality Measurement*. Boston: Kluwer.
- Fina, L., L. Toharia, C. García Serrano y F. Mañé (2000): "Cambio ocupacional y necesidades educativas de la economía española". En Sáez, F. (coord.): *Formación y empleo*. Madrid: Fundación Argentaria-Visor.
- García Serrano, C., M.A. Malo y L. Toharia (2001): *La pobreza en España. Un análisis crítico basado en el Panel de Hogares de la Unión Europea (PHOGUE)*. Madrid: Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales.
- García Serrano, C. y M.A. Malo (1996): "Desajuste educativo y movilidad salarial en España", *Revista de Economía Aplicada*, vol. 4, págs. 105-131.
- Jarvis, S. y S.P. Jenkins (1998): "How Much Income Mobility Is There in Britain?", *Economic Journal*, vol. 108, págs. 428-443.
- Jenkins, S.P. (1995): "Accounting for Inequality Trends: Decomposition Analyses for the UK, 1971-86", *Economica*, vol. 62, págs. 29-63.
- Jenkins, S.P. (1999): "Modelling Household Income Dynamics", Institute for Social and Economic Research, University of Essex, ESRC Working Paper n.º 99-9.
- Kuhl, K. (2003): "Income mobility, unemployment and GDP", IRISS Working Paper Series n.º 2003-01.
- Layte, R., B. Maître, B. Nolan y C. Whelan (2001): "Persistent and Consistent Poverty in the 1994 and 1995 Waves of the ECHP", *Review of Income and Wealth*, vol. 47, págs. 427-449.
- Lerman, R.I. (1999): "How Do Income Sources Affect Income Inequality". En Silber, J. (ed.): *Handbook of Income Inequality Measurement*. Boston: Kluwer Academic Publishers.
- Maître, B. y B. Nolan (1999): "Income Mobility in the European Community Household Panel Survey", EPAG WP n.º 4, Institute for Social & Economic Research, University of Essex.
- Mills y Zandvakili (1997): "Statistical Inference via Bootstrapping for Measures of Inequality", *Journal of Economic Perspectives*, vol. 12, págs. 133-150.
- Prais, S.J. (1955): "Measuring Social Mobility", *Journal of the Royal Statistical Society*, vol. 118, págs. 56-66.
- Prieto, J., R. Salas y S. Álvarez (2002): "Movilidad social y desigualdad económica", Instituto de Estudios Fiscales, Papeles de Trabajo 7-2002.
- Ruiz-Castillo, J. (2000): "The Measurement of Structural and Exchange Income Mobility", Working Paper 00-56, Economic Series 22, Universidad Carlos III.
- Shorrocks, A.F. (1978a): "Income Inequality and Income Mobility", *Journal of Economic Theory*, vol. 19, págs. 376-393.
- Shorrocks, A.F. (1978b): "The measurement of mobility", *Econometrica*, vol. 46, págs. 1013-1024.
- Shorrocks, A.B. (1982a): "Inequality decomposition by factor components", *Econometrica*, vol. 50, págs. 193-212.
- Shorrocks, A.B. (1982b): "The impact of income components on the distribution of family incomes", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 98, págs. 311-326.
- Shorrocks, A.F. (1993): "On the Hart measure of income mobility". En Casson, M. y Creedy, J. (eds.): *Industrial Concentration and Economic Inequality*. Edward Elgar.
- Sicherman, N. y O. Galor (2000): "A Theory of Career Mobility", *Journal of Political Economy*, vol. 98, págs. 169-192.

- Van Kerm, P. (2001): "What Lies Behind Income Mobility: Reranking and Distributional Change in Belgium, Germany and the USA", CEPS/Instead (mimeo).
- Whelan, C.T., R. Layte, B. Maître y B. Nolan (2001): "Persistent Income Poverty and Deprivation in the European Union: An Analysis of the First Three Waves of the ECHP", EPAG WP n.º 17, Institute for Social & Economic Research, University of Essex.

Fecha de recepción del original: julio, 2002

Versión final: diciembre, 2003

ABSTRACT

The purpose of this paper is to draw an overall picture of the main determinants of income mobility in Spain. We use data from the first five waves of the European Community Household Panel (1994/1998). Two key questions are considered in the paper. First, we make an attempt to characterise the structure of income mobility through a three-fold decomposition: structural, exchange and growth mobility. Second, the main determinants of income dynamics are identified by estimating the individual contribution of different demographic groups and the income source changes. Our results confirm re-rankings in the income scale as the most relevant component when explaining income mobility in Spain. Regarding socio-demographic features, the type and size of households are the most relevant characteristics for income mobility. The decomposition by income sources also allows us to identify earnings and property as the incomes most linked to longitudinal income changes.

Key words: income mobility, inequality, ECHP.

JEL classification: D31, D63, J60.