

La dinámica de las rentas individuales en la Unión Europea: divergencias y factores determinantes

Luis Ayala¹
Mercedes Sastre²

¹ *Facultad de Ciencias Sociales, Universidad de Castilla-La Mancha, Avenida de los Alfáres 44, 16002 Cuenca, layala@ecem-ab.uclm.es*

² *Departamento de Economía Aplicada VI, Universidad Complutense de Madrid, Campus de Somosaguas, 28223 Madrid, msastre@ccee.ucm.es*

Introducción¹

El análisis comparado de la desigualdad ha adquirido una importancia creciente en los últimos años. La demanda de nuevos indicadores globales de bienestar económico para distintos países, la renovación de los métodos de análisis y, sobre todo, la mayor disponibilidad de bases de datos homogéneas, han dado lugar a un aumento sin precedentes del número de estudios dedicados a la evaluación de las diferencias en los procesos distributivos de los países industrializados. Esta línea de investigación ha permitido notables avances en el conocimiento de las tendencias comparadas de la desigualdad, así como una mejor identificación de los determinantes de las diferencias en el reparto de las rentas en cada país. Cuestiones como las relaciones entre los cambios en la desigualdad salarial y la determinación de las rentas de los hogares, el efecto de las políticas públicas o las implicaciones de los cambios en la estructura demográfica sobre la desigualdad se conocen mucho mejor gracias a los análisis que toman como referencia diversas experiencias nacionales.

Menor atención han recibido, sin embargo, las cuestiones relativas al análisis dinámico de la desigualdad, con escasas evidencias hasta la fecha sobre las diferencias internacionales en lo relativo a la movilidad de las rentas de los hogares. Apenas se dispone de resultados para valorar la existencia de similitudes o divergencias en el carácter dinámico del proceso distributivo, reduciéndose la mayoría de los estudios disponibles hasta la fecha a la recopilación de evidencias sobre las líneas de investigación abiertas en cada país. En ello ha influido, sin duda, la carencia de bases de datos longitudinales comparables, que permitieran reconstruir de forma homogénea la dinámica de las rentas de los hogares en diferentes áreas geográficas. Igualmente, existen todavía límites evidentes en la fundamentación teórica y empírica del análisis de la movilidad, que se amplían cuando la perspectiva de análisis supera el ámbito nacional. Como señalan Fields y Ok (1999a), aunque son crecientes los avances en la definición de procedimientos de medición con igual grado de contenido axiomático y propiedades de análisis que en el caso de la desigualdad, son evidentes las distancias que existen todavía en el análisis de los dos fenómenos.

¹ Agradecemos el apoyo financiero prestado por el Instituto de Estudios Fiscales para la realización de este estudio. Parte del trabajo se realizó durante la estancia de Mercedes Sastre en ECASS (European Centre for Analysis in Social Sciences) de la Universidad de Essex que puso a nuestra disposición los datos del PHOGUE y cuya ayuda queremos agradecer.

Cabe hablar, incluso, de ciertos problemas de indefinición en el concepto de partida, que limitan las posibilidades de análisis. Por un lado, son varias las aproximaciones para el estudio de la movilidad de ingresos –movilidad absoluta o relativa, estructural o de intercambio, del conjunto de la distribución o de los extremos– sin que exista suficiente consenso sobre la superioridad relativa de cada enfoque. Por otro, el propio contenido normativo del concepto de movilidad permite la posibilidad de juicios de valor muy diversos. Así, una interpretación favorable de la movilidad es la que enfatiza su papel compensador de la desigualdad. Si la movilidad de los hogares en la escala de rentas es alta, aumenta la probabilidad de que individuos u hogares que en un primer período se ubicaban en los estratos con rentas más bajas ocupen una posición superior en el período siguiente. Cuanto más frecuentes sean estas transiciones, menor será la desigualdad a largo plazo. De la misma forma, la movilidad puede asociarse con el concepto de igualdad de oportunidades, que podría mejorar la eficiencia del sistema económico, en la medida en que el rendimiento de las inversiones individuales –en capital humano, entre otras– estaría poco afectado por la presencia de inercias en el acceso a ocupaciones y en la estructura retributiva. Existen, sin embargo, toda una serie de elementos asociados a la movilidad de ingresos que merecen juicios más negativos. Es el caso, por ejemplo, de la equivalencia entre las fluctuaciones de los ingresos individuales y la inseguridad de ingresos, limitativa del bienestar (Jarvis y Jenkins, 1999), o del vínculo entre los procesos de segmentación laboral y la movilidad salarial.

Pese a las dificultades del análisis, son varios los interrogantes planteados por los análisis estáticos que sólo encuentran contestación desde una perspectiva dinámica. La aparente estabilidad en la distribución de la renta en varios países europeos ha estado acompañada, en varios casos, por reordenaciones importantes de los hogares en la escala de rentas, que han podido afectar a la valoración del bienestar. Otro plano importante para el análisis comparado es la distinta influencia de las políticas redistributivas cuando éstas se contemplan desde el largo plazo. La eficacia en el cumplimiento de los fines redistributivos o el grado de eficiencia en su diseño puede variar sustancialmente según cuáles sean cuál sea la dinámica de las rentas de los hogares. Así, la eficacia de las políticas destinadas a los hogares con rentas más bajas puede diferir sustancialmente dependiendo de si han sido diseñadas o no para combatir fenómenos transitorios o episodios de larga duración (Jenkins, 1999).

Probablemente, el mayor interés del estudio comparado de la dinámica de la distribución de la renta lo suscita la comparación de modelos sociales alternativos. Tal es el caso, por ejemplo, del debate generado por las diferencias en la extensión de la desigualdad y la pobreza entre países con un notable grado de flexibilización de los mercados de trabajo y aquellos donde persisten niveles de regulación considerablemente mayores. A menudo se contraponen el modelo vigente en Estados Unidos y, en menor medida, en el Reino Unido, con altos niveles de pobreza y grandes desigualdades, a la realidad del resto de países europeos, que en las dos últimas décadas registraron cambios mucho más moderados en la desigualdad y la pobreza. La discusión sobre el modelo óptimo remite al efecto amortiguador que a largo plazo podría tener la diferencia en la movilidad de ingresos. Sólo en los últimos años han aparecido los primeros análisis comparados que permiten clarificar la cuestión. Así, Gottschalk y Smeeding (2000), concluyen que mientras Estados Unidos es el país líder en el crecimiento de las desigualdades económicas presenta valores medios en lo que se refiere a la movilidad de ingresos. Tal conclusión aflora cuando se comparan los indicadores longitudinales básicos con los de los países nórdicos (Aaberge et al., 1997 y Fritzell, 1990) o los centroeuropeos (Burkhauser et al., 1998, Fabig, 1998 y Schluter, 1998).

Debates de este tipo llevan al primer plano del análisis la necesidad de considerar de forma integrada tres dimensiones del bienestar económico a menudo evaluadas de forma independiente: el crecimiento económico, la desigualdad y la movilidad. El efecto del crecimiento económico sobre las rentas de los hogares, lejos de presentar un carácter estático, debe interpretarse de forma dinámica, dada la diversidad de procesos –transiciones laborales, cambios en la escala salarial, modificaciones de las pautas de ahorro y consumo, etc.– que influyen en la posición a largo plazo de cada hogar en la distribución de ingresos. De la misma forma, en un contexto de alta movilidad, la desigualdad media durante un período temporal prolongado será inferior a la que puede inferirse de la consideración de un único momento del tiempo.

El objetivo de este trabajo es analizar la mayoría de las cuestiones planteadas a través del análisis de la desigualdad y la movilidad de las rentas de los hogares para una selección de países de la Unión Europea, representativos de experiencias muy diversas. Concretamente, se

aprovechan los datos del Panel de Hogares de la Unión Europea (PHOGUE) referidos a Alemania, España, Francia, Italia y Reino Unido. Se explotan para ello las cuatro olas disponibles (1994/97), que toman como referencia los ingresos del año anterior. La estructura del trabajo es como sigue. En un primer apartado, se analizan los principales enfoques para el análisis comparado de la movilidad y se define una selección de los indicadores más apropiados para el estudio empírico. En segundo lugar se presentan los datos seleccionados y las principales decisiones metodológicas adoptadas. En un tercer apartado se ofrece una amplia batería de resultados sobre la movilidad de las rentas de los hogares en los países seleccionados, atendiendo a enfoques alternativos de medición del fenómeno. En una última sección se analizan los factores determinantes de las diferencias de movilidad en los países considerados, para lo que se realizan diferentes ejercicios de descomposición. El trabajo se cierra con una breve relación de las principales conclusiones.

1. La medición de la movilidad: enfoques e indicadores

Los problemas de interpretación teórica que suscita la movilidad de ingresos adquieren una nueva dimensión cuando no sólo se comparan distribuciones correspondientes a distintos momentos del tiempo sino también a realidades espaciales distintas. Dos cuestiones destacan especialmente, sin que exista una única respuesta a los interrogantes que abren. La primera es la relación entre movilidad y desigualdad. Aunque a menudo se interpretan como fenómenos complementarios, no existen relaciones automáticas entre ambos procesos. Valga como ejemplo la siguiente adaptación del propuesto por Gottschalk y Danziger (1997). Supóngase que la desigualdad en la distribución de ingresos en un corte temporal es similar a la de un edificio universitario con despachos de muy diferente calidad. La desigualdad en ese momento del tiempo está determinada por la variación en la calidad de los despachos. La movilidad, por su parte, equivaldría a la rotación de despachos, de tal manera que si cada curso no hubiera traslados la movilidad sería nula y si la rotación fuera automática la movilidad sería muy alta. Desigualdad y movilidad pueden considerarse, por tanto, como conceptos independientes.

La desigualdad de sección cruzada y la movilidad sí pueden afectar, sin embargo, a la extensión de la desigualdad a largo plazo. Si hubiera un sistema de rotación aleatoria es probable que en intervalos temporales amplios todo profesor tuviera que llegar en algún

momento a los despachos con menos luz natural y ventilación. La movilidad a largo plazo contribuiría a reducir la desigualdad. Podría darse, sin embargo, que aún sin existir movilidad, el bienestar de todos los profesores mejorara. Tal sería el caso de un programa de inversiones que posibilitara la mejora de todos los despachos. De tal manera que la mejora (bienestar) de los profesores con peor suerte en el reparto inicial podría venir a través de tres vías distintas: que mejorara el equipamiento de cada despacho (crecimiento), que se trasladara parte del mobiliario de los despachos mejor dotados a los que presentan peores condiciones (reducción de la desigualdad) o que existiera un sistema de rotación (movilidad). Lo más relevante, por tanto, es el cambio en el tiempo de cada una de estas tres dimensiones. Por mucho que la movilidad sea alta si la desigualdad registra un continuo proceso al alza, las posibilidades de compensación serán muy reducidas. La única posibilidad de compensar aumentos de la desigualdad es que aumente también la movilidad, de tal manera que son los cambios más que los niveles de la movilidad la verdadera fuerza de equilibrio frente a la desigualdad.

En el caso de las comparaciones internacionales parece claro, por tanto, que aquellos con desigualdad mayor que la media no tienen por qué presentar necesariamente niveles de movilidad también superiores². El notable aumento, por ejemplo, de la desigualdad y la pobreza en Estados Unidos y Reino Unido en la década de los ochenta sólo podría ser compensado si la movilidad de los ingresos hubiera crecido a un ritmo similar. Aún así, incluso en el caso de que la movilidad pudiera tener esa función neutralizante de la desigualdad no está claro si el bienestar de esos países aumenta o disminuye. La valoración de la movilidad desde una perspectiva *welfarista* dista de ser unívoca. Principios como la independencia del origen y la simetría de los movimientos de ingresos, esgrimidos a menudo en la definición de las propiedades axiomáticas de los diferentes índices de movilidad, presentan connotaciones normativas claramente diferentes. De ello se deduce que la movilidad expresada por los diferentes indicadores puede dar lugar a una gama muy plural de juicios interpretativos.

² La misma desconfianza puede extenderse a algunos de los supuestos más generalizados en el análisis comparado: 1.-si dos países tienen niveles similares de movilidad, las comparaciones de sección cruzada son una buena aproximación a las diferencias permanentes en desigualdad, 2.-si a un aumento de la desigualdad le acompaña en un país otro de la movilidad la desigualdad permanente aumenta menos que la de sección cruzada. Frente al arraigo de ambos principios Creedy (1997) demuestra que puede haber situaciones en las que no se confirman.

No es extraño, en este contexto, que los posibles enfoques para el análisis de la movilidad, ya sean referidos a una única realidad nacional como a países distintos, sean muy variados. A título sintético, es posible su agrupación en torno a tres líneas o interpretaciones de la movilidad distintas: la movilidad como compensación de la desigualdad, como movimiento y como igualdad de oportunidades.

1.1. *La movilidad como compensación de la desigualdad*

Una de las perspectivas de análisis de la movilidad más apropiadas para el análisis comparado es la de función compensadora de la desigualdad. En línea con lo comentado anteriormente, un país con una movilidad elevada presentará niveles más bajos de desigualdad a largo plazo que cuando ésta se observa en un corte temporal. Una forma de valorar, por tanto, la movilidad es observar las relaciones entre la desigualdad de sección cruzada y la desigualdad longitudinal. Esta propuesta ha derivado en algunas propuestas de contenido operativo. La más célebre es la propuesta por *Shorrocks* (1978a), que define la movilidad como el grado en que la desigualdad se reduce a medida que se agregan las rentas que cada unidad perceptora recibe en períodos sucesivos. Tal indicador puede construirse con diversas medidas de desigualdad, siempre que cumplan la siguiente condición:

$$I[Y] = g\left(\frac{Y}{\mathbf{m}}\right)$$

donde \mathbf{m} es la media de la distribución Y y $g(\cdot)$ es una función de las rentas relativas estrictamente convexa.

Si tenemos información sobre los ingresos de los hogares para distintos momentos del tiempo, la forma más intuitiva para observar la movilidad en los términos expresados es comparar la desigualdad de cada subperíodo con la correspondiente al conjunto del período. Esta última se obtiene agregando las rentas de cada subperíodo k :

$$Y(t_0, t_n) = \sum_{k=1}^n Y(t_{k-1}, t_k) \qquad \mathbf{m}t_0, t_n) = \sum_{k=1}^n \mathbf{m}t_{k-1}, t_k)$$

Para cualquier índice que satisfaga la condición anterior de estricta convexidad de las rentas relativas debe cumplirse que:

$$I[Y(t_0, t_n)] \leq \sum_{k=1}^n w_k I[Y(t_{k-1}, t_k)]$$

donde el facto de ponderación w_k es el porcentaje de la renta agregada que se recibe en el subperíodo k : ($w_k = I[Y(t_{k-1}, t_k)] / I[Y(t_0, t_n)]$).

De la expresión anterior puede inferirse que la desigualdad se reduce a medida que aumenta el período de percepción de rentas. Una forma de medir la movilidad, por tanto, es comparar la desigualdad en distintos sub-períodos (t_{k-1}, t_k) dentro del intervalo de referencia (t_0, t_n) . El índice de movilidad propuesto por Shorrocks es:

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

donde R es una medida de la rigidez de las rentas. Si la movilidad es nula, R adquiere el valor 1. El extremo opuesto sería el de completa movilidad, $R=0$, que surge cuando la distribución se va igualando hasta la perfecta equidistribución al final del período [$I(Y(t_0, t_n))=0$].

1.2. La movilidad como movimiento

Un segundo enfoque de los procesos de movilidad de ingresos interpreta ésta como el aumento en la distancia entre las rentas de los hogares e individuos que componen la distribución durante un intervalo temporal conocido (t_0, t_n) . Dicha distancia permite ver la inestabilidad en las rentas de los individuos, por lo que puede asociarse a cuestiones como la volatilidad o la inseguridad de la percepción de rentas.

Desde el plano de la definición de indicadores operativos, siendo X e Y las distribuciones inicial y final, de tal forma que $x_i @ y_i$, la pregunta de cuánta movilidad existe puede reinterpretarse como cuál es la distancia entre x_i e y_i (Fields y Ok, 1996). Cualquier medida que parta de esta interpretación remite a algún tipo de agregación de las diferencias individuales entre las dos distribuciones. La amplia batería de indicadores disponibles puede clasificarse en dos grupos según se trate de medidas sencillas de asociación estadística o de indicadores que incorporan posibilidades de descomposición que tienen en cuenta diferentes dimensiones del bienestar económico.

- Medidas de correlación intertemporal

Entre los indicadores más difundidos para el análisis de la movilidad de ingresos destacan las medidas estadísticas que tratan de estimar la correlación en las rentas de los mismos individuos u hogares en distintos momentos del tiempo. Se trata de los indicadores más apropiados para capturar el movimiento de las rentas, aunque resultan insuficientes para abarcar otras dimensiones de la movilidad, como la independencia o no de las rentas iniciales. La medida más básica sería, desde esta perspectiva, el coeficiente de correlación de las rentas en las dos distribuciones: $r(y_0, y_t)$. Otra medida similar es el parámetro que mide la pendiente de una recta de regresión bivalente entre la renta de la distribución final y la correspondiente a la distribución inicial: $b \log y_t$.

La misma idea de asociación de las rentas en los dos períodos se recoge en el *índice de Hart*, que se formula como el complementario de la correlación entre las rentas de los distintos períodos. En la formulación propuesta por Shorrocks (1993) se expresa como:

$$M_{\text{HART}}(\mathbf{Y}) = 1 - r(\log y_0, \log y_t)$$

donde Y es un vector de rentas, r es el coeficiente de correlación, y_t la renta del período de referencia e y_0 la renta del período anterior.

- Indicadores de movimiento descomponibles

Uno de los avances más significativos en el análisis de la movilidad es la definición de medidas de movimiento de las rentas que permiten diferenciar el efecto de las reordenaciones de los individuos u hogares en la escala de rentas del efecto que procede del cambio en la estructura de rentas. El primero de esos componentes se caracteriza como *movilidad de intercambio* o cambio en el bienestar que tiene lugar debido al efecto de las permutaciones de las unidades de referencia entre las dos distribuciones. El segundo se interpreta como *movilidad estructural* o efecto sobre el bienestar de los cambios entre las dos distribuciones una vez controlado el efecto de las permutaciones.

Existen distintas posibilidades para estimar el peso de ambos componentes. En una aportación pionera Markandya (1984) sugirió dos procedimientos alternativos: 1.- definir la movilidad de intercambio como la proporción del cambio en el bienestar que tendría lugar si la distribución de ingresos permaneciera constante; 2.- definir la movilidad estructural como el cambio en el bienestar que tendría lugar si no existiera movilidad. Esta doble posibilidad no implica que los resultados sean equivalentes. No existe, de hecho, en el estado actual de la investigación un cuerpo de análisis comúnmente aceptado para obtener la descomposición. Dentro de las alternativas destacan las medidas axiomáticas de Fields y Ok (1996) y el enfoque ético propuesto por Chakravarty, Dutta y Weymark (1985).

Los primeros autores proponen una serie de propiedades axiomáticas para poder definir índices de movilidad que toman como referencia el movimiento agregado de las rentas³. El único indicador de movilidad que reúne tales requisitos es la suma de los valores absolutos de los respectivos cambios de renta de cada individuo u hogar:

$$d_n = \sum_{i=1}^n |\log x_i - \log y_i|$$

³ Estas propiedades son homogeneidad lineal, invarianza transitiva, normalización, estricta descomponibilidad, débil descomponibilidad, invarianza de escala, sensibilidad al crecimiento y contribución individual.

siendo X e Y las distribuciones inicial y final. Una medida de la movilidad como esta puede presentar problemas de inconsistencia en el caso de tamaños distintos de las distribuciones que se comparan, siendo un claro ejemplo el análisis de la movilidad en distintos países. El análisis empírico obliga a relativizar estos movimientos agregados tomando como referencia la población o el tamaño de la distribución, medido a través del total de rentas. Si así se procede, los indicadores válidos son los movimientos per capita o porcentuales, respectivamente:

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

Una propiedad adicional de este índice es que es aditivamente descomponible en dos componentes similares a los de movilidad estructural y de intercambio. En este caso, puede hablarse de movilidad debida a las transferencias de renta entre individuos u hogares sin que cambie la renta total y movilidad debida al crecimiento económico. Para ver la primera fuente, puede definirse el conjunto de individuos cuyas rentas se redujeron durante el período considerado como $L \equiv \{i: x_i > y_i\}$. El conjunto de la utilidad social perdida por este grupo y que se trasfiere al resto –dado que se asume que la renta total no cambia– es $\sum_{i \in L} (\log x_i - \log y_i)$. De tal forma que el movimiento total debido a las transferencias de renta desde los que ganan a los que pierden puede definirse como⁴:

$$T(x, y) = \frac{2}{n} \sum_{i \in L} (\log x_i - \log y_i)$$

El componente de crecimiento es fácilmente derivable. Dadas dos distribuciones de ingresos en el tiempo para los mismos individuos (x y y) y un proceso de crecimiento económico ($\sum y_i \geq \sum x_i$) el cambio en el movimiento de las rentas que produce este último puede evaluarse como:

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

De tal manera que el indicador de Fields y Ok puede descomponerse como:

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

Este tipo de indicadores presentan como principal límite la ausencia de valoraciones sobre los cambios en el bienestar que producen los distintos tipos de movilidad. Otra corriente de análisis ha enfatizado esta dimensión a través de la elaboración de procedimientos de medición que incorporan funciones de bienestar social. Dentro de esta línea de investigación, el único indicador descomponible en los términos descritos es el propuesto por Chakravarty, Dutta y Weymark (1985). Según este enfoque, la movilidad sería el resultado de comparar el bienestar de la estructura de rentas observada con una estructura de rentas hipotética de carácter inmóvil que mantuviera constante las ordenaciones de los individuos en la distribución inicial. Utilizando la misma terminología que en los casos anteriores, la secuencia temporal $x \textcircled{R} y$ puede calificarse como inmóvil si $(x_i / \mathbf{m}(x)) = (y_i / \mathbf{m}(y))$. De tal manera que el proceso $(x \textcircled{R} \frac{\mathbf{m}(y)}{\mathbf{m}(x)} x)$ presentaría los niveles máximos de inmovilidad.

Si se considera una función de bienestar social intertemporal W tal que $W = W(x, y) = w(x + y)$, siendo W continua, estrictamente creciente y cóncava, existe un único $\mathbf{a}(x, y)$ que satisface:

$$W(x, \frac{\mathbf{m}(y)}{\mathbf{m}(x)} x) = w((1 + \frac{\mathbf{m}(y)}{\mathbf{m}(x)})x) = w(\mathbf{a}(x, y)1_n)$$

y un único $\mathbf{b}(x, y)$ que satisface:

$$W(x, y) = w(x + y) = w(\mathbf{b}(x, y)1_n)$$

Ambas combinaciones corresponden a las ideas iniciales de movimiento real y movimiento hipotético. Así, $\mathbf{a}(x, y)$ representa la *renta equivalente igualmente distribuida* de la hipotética

⁴ Se divide por dos debido a que cualquier pérdida de renta de un individuo se convierte en ganancia para otro.

transformación inmóvil y $\mathbf{b}(x,y)$ es la renta equivalente igualmente distribuida en el proceso real de transformación $x \rightarrow y$. El indicador que proponen Chakravarty, Dutta y Weymark a partir de las identidades citadas es:

$$M_{CDW}(x, y) = \frac{\mathbf{b}(x, y)}{\mathbf{a}(x, y)} - 1$$

que mide la movilidad, como se señaló, como el cambio porcentual entre la renta equivalente igualmente distribuida de la distribución real y la que hubiera existido en una hipotética situación de inmovilidad completa.

Ruiz-Castillo (2000) propone la descomposición de este índice de una manera similar al anterior. En este caso, la movilidad estructural capturaría el impacto sobre el bienestar de las diferencias entre la desigualdad de la renta agregada real y la desigualdad en el supuesto de completa inmovilidad, una vez eliminadas todas las permutaciones. La movilidad de intercambio, por el contrario, resultaría de las reordenaciones que se producen en la transición entre la distribución inicial y la final.

Una ventaja frente a las otras medidas de movimiento revisadas es la incorporación de valoraciones éticas a los juicios sobre movilidad. Como señalan Fields y Ok (1999a), el indicador M_{CDW} valora más positivamente el movimiento de rentas $(2,6) \rightarrow (4,4)$ que el inverso $(4,4) \rightarrow (2,2)$. No obstante, ignora aspectos referidos a la eficiencia, como puede ser la ausencia de movilidad deseable en una transición del tipo $(1,1) \rightarrow (2,2)$. La única manera para incorporar esta dimensión es incluir el crecimiento en el análisis. Ruiz-Castillo (2000) propone una segunda descomposición del índice M_{CDW} que tiene en cuenta este aspecto, al añadir la movilidad ocasionada por el crecimiento de la renta.

1.3. La movilidad como independencia del origen o igualdad de oportunidades

Una tercera aproximación a la movilidad de ingresos es la que concibe ésta como los cambios en la posición relativa de los individuos en la escala de rentas a lo largo del tiempo. Lo relevante ya no es la magnitud del movimiento de rentas de un hogar o individuo sino si ese movimiento le permite ocupar una posición relativa distinta de la que partía en la distribución inicial. Tal aspecto no era recogido por la mayoría de los indicadores de distancia que, sin embargo, sí proporcionaban una adecuada medida del movimiento registrado. El cambio en las posiciones relativas está asociado a una de las propiedades que a menudo se exigen a los indicadores de movilidad, como es el principio de independencia del origen. Tal principio está estrechamente vinculado con el concepto de igualdad de oportunidades especialmente arraigado en las sociedades meritocráticas.

Una de las vías más intuitivas para el análisis de la movilidad desde esta perspectiva es la construcción de *matrices de transición* indicativas de las transiciones de los hogares o individuos entre distintos estratos de la distribución de la renta a lo largo del tiempo. La principal ventaja frente a las medidas de distancia radica en que los movimientos que éstas reflejan no tienen que ser necesariamente simétricos, con distinta probabilidad, por ejemplo, de que los hogares más ricos desciendan en la escala de renta de la que asciendan aquellos con menores ingresos.

En su versión más básica, una matriz de transición se define como una matriz cuadrada ($P_{n \times n}$), donde n es el percentil seleccionado y cuyos coeficientes (p_{ij}) serían las probabilidades de pertenecer en la distribución final a percentiles distintos del inicial:

$$p_{ij} = \Pr(y_{ik} \in D_j / y_{ik-1} \in D_i)$$

donde D_i y D_j representan los percentiles de la distribución de ingresos en los dos momentos elegidos.

La elección de percentiles no es neutral sobre los resultados, al poder optar por intervalos de renta más (quintilas) o menos extensos (decilas). Se trata de un intercambio entre una mayor representatividad muestral –si se opta por estratos de renta más amplios– o una

mejor interpretación de los movimientos entre grupos de renta. Cuando se consideran intervalos más amplios se pueden ocultar movimientos dentro de cada estrato.

La información que proporcionan las matrices de transición puede sintetizarse en distintos indicadores. Los más básicos serían los movimientos entre percentiles, que pueden incluir transiciones hacia posiciones superiores ($\mathbf{D}_{D1 @ D2, \dots, D10}$) como transiciones que suponen un empeoramiento de la situación relativa ($\tilde{\mathbf{N}}_{D10 @ D9, \dots, D1}$). Esta variedad posibilita incorporar juicios de valor sobre los cambios en el bienestar implícitos en cada movimiento. Así, por ejemplo, un criterio rawlsiano sería considerar como mejor indicador de la movilidad las ganancias de posiciones de los hogares en la cola de la distribución inicial.

La mayoría de los indicadores disponibles, sin embargo, tratan de ofrecer medidas sintéticas o variaciones medias del conjunto de individuos incluidos en la distribución a partir de las características de la matriz de transición. Prais (1955) ofreció una primera aproximación a la cuestión observando la estructura de la matriz a través de los coeficientes que expresaban la probabilidad de cambio en la diagonal y las respectivas filas. De ese conjunto de componentes de la matriz el más utilizado ha sido la diagonal. Shorrocks (1978b) define un indicador de movilidad en esos términos:

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

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. Cuanto mayor sea la probabilidad de permanecer en el mismo estrato de renta, mayor será el valor de la traza y menor, por tanto, el índice. Si todos los individuos u hogares siguieran en el mismo percentil de renta (movilidad nula) el índice sería 0.

Un indicador complementario del anterior es el propuesto por Bartholomew (1973). Tal índice promedia los movimientos fuera de la diagonal, que corresponden a las transiciones hacia estratos de renta distintos del inicial. Si p_l es el porcentaje de individuos ubicados en cada percentil l en la distribución inicial, p_j es el porcentaje correspondiente a cada percentil en la

distribución final y p_j las frecuencias representativas de las posibles transiciones entre los distintos percentiles el índice se puede expresar como:

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

donde la inclusión de p_i permite asignar una ponderación mayor de las transiciones entre percentiles muy distanciados. En ausencia de movilidad el índice tomaría el valor 0. Cuanto mayor sea el índice, mayor es la movilidad, sin que haya un límite superior predefinido.

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

2. Datos y decisiones metodológicas

Los resultados presentados en este trabajo están basados en los microdatos procedentes de las cuatro primeras oleadas del *Panel de Hogares de la Unión Europea* (PHOGUE) realizado por EUROSTAT desde 1994. Esta base de datos contiene información sobre la renta monetaria recibida por los hogares e individuos y un conjunto de características socioeconómicas y demográficas de los hogares lo que la hacen ideal para el estudio de cuestiones relativas a la estructura de ingresos de una población, la movilidad de ingresos y sus determinantes⁵.

Del conjunto de países que forman parte del PHOGUE nos centraremos en el análisis de la movilidad en *cinco experiencias distintas* de la Unión Europea: El Reino Unido, Alemania, Francia, Italia y España. La selección de una muestra de países y no del conjunto de aquellos

con información disponible obedece al hecho de intentar construir para cada caso una batería de indicadores que integren los diversos enfoques citados, 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 UE 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 a priori modelos muy distintos tanto en lo referente a los niveles de desigualdad como en los posibles factores determinantes de la movilidad, como la diferente estructura de los mercados de trabajo o el desigual alcance y diseño de las políticas redistributivas.

El *concepto de renta* que utilizaremos es la renta disponible del hogar, incluyendo transferencias y después de la deducción del impuesto sobre la renta y las contribuciones a la seguridad social de los individuos. El PHOGUE proporciona información sobre diversas fuentes de renta que se pueden agrupar en cuatro grupos: sueldos y salarios, rentas del trabajo por cuenta propia, rentas del capital y la propiedad, y transferencias sociales. Con la importante excepción de Francia⁶, la mayoría de las fuentes de renta se suministran netas de impuestos y deducciones, mientras que las rentas del capital puede venir especificadas como cuantías netas o brutas dependiendo del entrevistado. El hecho de no poder comparar la movilidad con datos brutos y netos y, más concretamente, trabajar con datos ya corregidos por la intervención del sector público puede introducir algún sesgo en las valoraciones que se hagan sobre la movilidad observada. Las políticas fiscales redistributivas pueden afectar a la movilidad, hasta el punto de que un elevado nivel de inestabilidad en las rentas salariales brutas puede estar compensado por el diseño de los impuestos sobre la renta y las cotizaciones sociales.

El *período de referencia* para la renta es el año previo a la entrevista. Las entrevistas correspondientes a las cuatro primera oleadas del panel fueron realizadas en los años 1994,

⁵ Otros estudios han analizado diferentes cuestiones relativas a la movilidad de ingresos y a la dinámica de la pobreza con el PHOGUE. Hasta ahora, sin embargo, el número limitado de olas disponibles ha hecho que el período de análisis fuera más reducido que el considerado en este estudio. Ver Maître y Nolan (1999).

⁶ En Francia todas las fuentes de renta son registradas como brutas. Únicamente existe información sobre la renta total neta del hogar calculada como la diferencia entre la suma de todos los ingresos brutos y los impuestos pagados por el hogar, pero no es posible obtener información sobre los ingresos netos procedentes de las distintas fuentes de renta.

1995, 1996 y 1997, por lo que las rentas correspondientes se refieren, respectivamente, a los años 1993, 1994, 1995 y 1996⁷. El hecho de contar con datos anuales y no mensuales o trimestrales puede condicionar también los posibles resultados. Aunque la mayoría de los estudios toman como referencia las distribuciones anuales de ingresos, debido básicamente al modo de recogida de la información y a la disponibilidad de fuentes, no se debe olvidar que la movilidad mensual podría ser mayor que la anual si se dieran importantes fluctuaciones en las rentas percibidas a lo largo del año. Como argumento a favor de intervalos temporales más amplios, como el año, destaca el hecho conocido de que hogares o individuos pueden compensar pérdidas de ingresos transitorias mediante el consumo de ahorro o el recurso al endeudamiento. Tal posibilidad aconseja considerar períodos superiores al mensual para lograr un mayor acercamiento a las cifras reales de movilidad⁸.

Aunque se trata de un intervalo temporal –cuatro años– que impide hablar de movilidad a largo plazo, un argumento interesante es la sucesión, aún en un período relativamente breve, de diversos cambios cíclicos que, sin duda, favorecen la posibilidad de observación de diferentes patrones de movilidad en cada uno de los países considerados. Esto podría explicar, como se verá, la existencia de algunos saltos interanuales en los indicadores de movilidad estimados. Para evitar posibles sesgos en las conclusiones relativas a la movilidad a corto plazo, los resultados referidos a los movimientos interanuales de rentas se presentan como el promedio de los resultados correspondientes a las tres transiciones entre olas.

Las rentas se han convertido en unidades comparables utilizando las *paridades de poder adquisitivo* correspondientes a cada país y año suministradas por EUROSTAT. La renta se ha expresado a precios de 1996 utilizando los índices de precios al consumidor armonizados que publica EUROSTAT, con base en 1996. Los indicadores se refieren, por tanto, a movilidad

⁷ Para la cuarta oleada, la entrevista original del PHOGUE dejó de realizarse en Alemania y el Reino Unido. En estos países existen paneles nacionales de gran calidad (el “*British Household Panel Survey*” en el Reino Unido y el “*German Socio Economic Panel*” que han sido utilizados para suministrar datos comparables con los del PHOGUE para todas las oleadas). En consecuencia, para los años 1994, 1995 y 1996 existen dos bases de datos disponibles para ambos países. EUROSTAT recomienda utilizar la base de datos original del PHOGUE para análisis centrados únicamente en las tres primeras olas., mientras que para análisis longitudinales que incluyan la 4ª oleada se recomienda utilizar los ficheros homogeneizados que han sido los utilizados en este trabajo.

⁸ Como argumentan Gottschalk y Danziger (1997), el plazo lógico puede fluctuar según cuál sea el colectivo objeto de análisis.

real de las rentas, sin que el diferente contexto inflacionista de cada país condicione los resultados obtenidos.

Dado que el nivel de vida de los hogares depende tanto de su renta como de su tamaño y composición, tendremos en cuenta dichos aspectos ajustando la renta mediante *escalas de equivalencia*. Siguiendo aquí también las indicaciones de EUROSTAT la escala utilizada es la conocida como “escala de la OCDE modificada”, que asigna el valor 1 al primer adulto del hogar, 0.5 a los adultos restantes y 0.3 a cada menor de 16 años. Para contrastar la sensibilidad de los resultados, dado el diferente peso de las familias de distinto tamaño y composición en cada país, se utilizan también otras escalas, como la de la OCDE tradicional. La renta equivalente de cada hogar se asigna a cada miembro, asumiendo, por tanto, el supuesto implícito de que todos los individuos pertenecientes a un hogar gozan del mismo nivel de bienestar.

Como es práctica habitual en estudios longitudinales, la *unidad de análisis* será el individuo, dada la dificultad de seguir a los hogares a lo largo del tiempo. De esta forma cambios en la renta asignada a un individuo pueden deberse a variaciones en la renta del hogar al que pertenece o a variaciones en la composición de los hogares. Para construir un *panel puro*, única posibilidad para construir los índices propuestos, trabajaremos con la submuestra de individuos (adultos y niños) presentes en cada una de las cuatro oleadas del PHOGUE y que pertenecen a hogares con rentas positivas.

Con el objetivo de tener en cuenta el efecto de la “attrition” o caída gradual de la muestra de observaciones presentes los primeros años, las estimaciones presentadas se han ponderado utilizando las ponderaciones individuales correspondientes a la última oleada del panel como recomienda EUROSTAT.

Una última consideración metodológica hace referencia a la necesidad de realizar algún tipo de ajuste en las colas de las distribuciones para aumentar la coherencia de la comparación de distintos países. Los procedimientos de truncamiento de las respectivas distribuciones son aún más relevantes que en el análisis comparado de la desigualdad, en los que se han convertido en un elemento habitual. Cowell y Schluter (1998) muestran que la mayoría de los

indicadores de movilidad no son robustos a la presencia de contaminación de los datos por la inclusión de observaciones anómalas (outliers), de manera que una única observación anómala podría hacer que los índices de movilidad perdieran su significado. Para evitar este problema, hemos truncado las muestras simétricamente, mediante la eliminación para cada oleada de aquellos hogares cuya renta equivalente (con la escala de la OCDE modificada) se situaba por debajo del primer percentil o era superior al percentil 99⁹. El número de observaciones eliminadas es relativamente pequeño (Cuadro 1), justificando la ganancia en “robustez” la pérdida de información.

Cuadro 1
Número de observaciones del panel puro del PHOGUE

| | Número de observaciones originales (individuos) | | | | Panel puro | | | | Trimming 1% inf. y superior | % observ. elimin. |
|-------------|---|--------|--------|--------|------------|------------|--------------|---------------|-----------------------------|-------------------|
| | Ola 1 | Ola 2 | Ola 3 | Ola 4 | Olas 1,2 | Olas 1,2,3 | Olas 1,2,3,4 | Attrition (%) | | |
| Alemania | 16.151 | 16.534 | 16.145 | 15.711 | 15.066 | 14.174 | 13.317 | 17,5 | 12.930 | 2,9 |
| Francia | 18.187 | 17.317 | 16.868 | 15.674 | 16.198 | 15.038 | 13.424 | 26,2 | 12.626 | 5,9 |
| Reino Unido | 12.645 | 12.348 | 12.475 | 12.336 | 11.478 | 10.912 | 10.457 | 17,3 | 9.814 | 6,1 |
| Italia | 21.421 | 21.428 | 21.227 | 19.828 | 19.979 | 18.826 | 16.951 | 20,9 | 15.936 | 6,0 |
| España | 22.834 | 20.390 | 19.218 | 17.865 | 19.598 | 17.448 | 15.391 | 32,6 | 14.524 | 5,6 |

⁹ Un procedimiento similar es el empleado por Schluter y Trede (1999). Por su parte Schluter (1998) establece procedimientos de *left-censoring* de las muestras para eliminar el problema de los casos más obvios de subestimación de los ingresos declarados.

3. Desigualdad y movilidad: resultados y tendencias

Las diferencias en la determinación de los procesos distributivos en los países seleccionados pueden dar lugar a combinaciones muy distintas de desigualdad y movilidad. Existe una creencia generalizada de que niveles muy altos de desigualdad en la distribución de ingresos suelen coincidir con indicadores de movilidad también elevados. Desde esta corriente, se acepta que la mayor flexibilidad de las estructuras laborales de algunos países tendría un doble efecto: por un lado, contribuye a ensanchar las diferencias salariales y la desigualdad en la distribución de la renta entre hogares y personas; por otro, favorece un mayor número de transiciones entre las situaciones de empleo y desempleo, así como una mayor posibilidad de rotación dentro del mercado de trabajo.

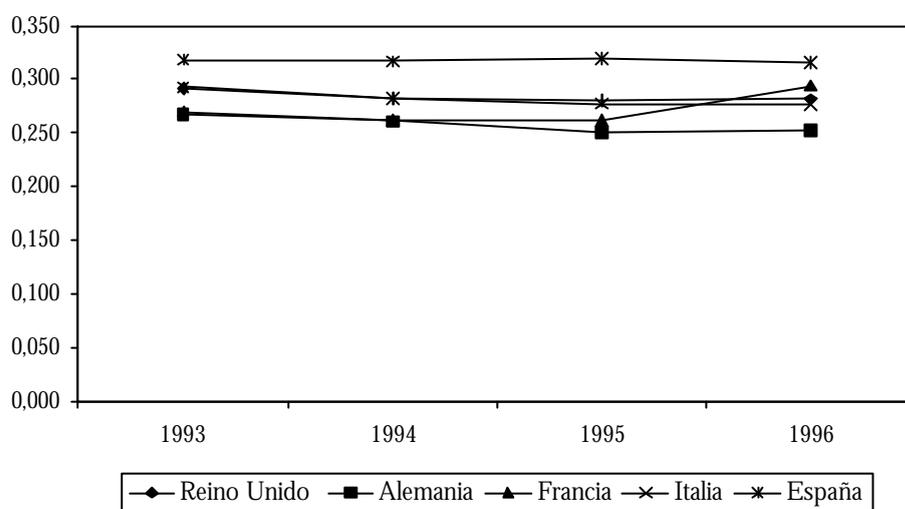
En la práctica, sin embargo, pueden existir distintos tipos de elementos económicos e institucionales que relativizan ese posible papel compensador. Como se ha señalado anteriormente, varios estudios confirman que mientras que EE.UU es un país líder en desigualdad no encabeza un posible ranking de países ordenados según la movilidad de las rentas de los hogares. Lejos de existir una relación lineal entre ambos procesos, la gama de experiencias es realmente plural. En esta sección se estiman diversos indicadores para tratar de determinar la existencia de perfiles distintos entre los países seleccionados. Se revisan para ello las diferencias en los niveles de desigualdad, se estima la amplia batería de indicadores de movilidad descritos en el segundo apartado y, como síntesis, se ponen en relación los resultados correspondientes a ambos procesos.

3.1. Diferencias en los niveles de desigualdad

La estimación de indicadores de desigualdad ofrece un panorama clarificador de las diferencias existentes entre los países considerados. Cabe hablar de tres tipos de experiencias: países situados en los extremos, países con niveles intermedios y países con un acusado cambio de tendencia en los años considerados, lo que produce reordenaciones importantes en las posibles clasificaciones. Así, destacan en los extremos la menor desigualdad de Alemania junto a los valores mucho más elevados de España. Reino Unido, Italia y Francia –en menor medida– presentan valores intermedios. Se trata de una clasificación acorde con las estadísticas

producidas por Eurostat si bien algo diferente de la obtenida por otros trabajos que explotan diferentes bases de datos como aquellos procedentes del *Luxembourg Income Study*. Según estos últimos, Reino Unido presentaría niveles considerablemente mayores que los del resto de países, a la vez que se reduciría el indicador correspondiente a Francia (Gottschalk y Smeeding, 2000)¹⁰.

Gráfico 1
Índice de Gini



Aunque se trata de un período a priori excesivamente breve como para que los indicadores de desigualdad registraran grandes modificaciones, durante el intervalo temporal considerado tuvo lugar un importante cambio de ciclo, con cierto hundimiento de la actividad económica generalizado en el primer tercio de los noventa y una recuperación relativamente intensa a partir de mediados de dicha década. Cabe hablar, sin embargo, de relativa estabilidad en los indicadores, salvo en el caso de Francia. En este último país la desigualdad presentó un fuerte sesgo al alza, motivado por el crecimiento de las diferencias en el último año considerado. Tal comportamiento contrasta con el del Reino Unido, Alemania y, sobre todo, Italia, donde la tendencia apunta a la reducción de los niveles de desigualdad, o España, con una marcada estabilidad. Todos estos resultados –niveles y evolución– se confirman utilizando otros indicadores y opciones metodológicas (ver Anexo).

¹⁰ Los datos sobre desigualdad deben valorarse teniendo en cuenta que se trata de una muestra de panel puro y no del conjunto de observaciones reales para cada año.

3.2. Diferencias en los niveles de movilidad

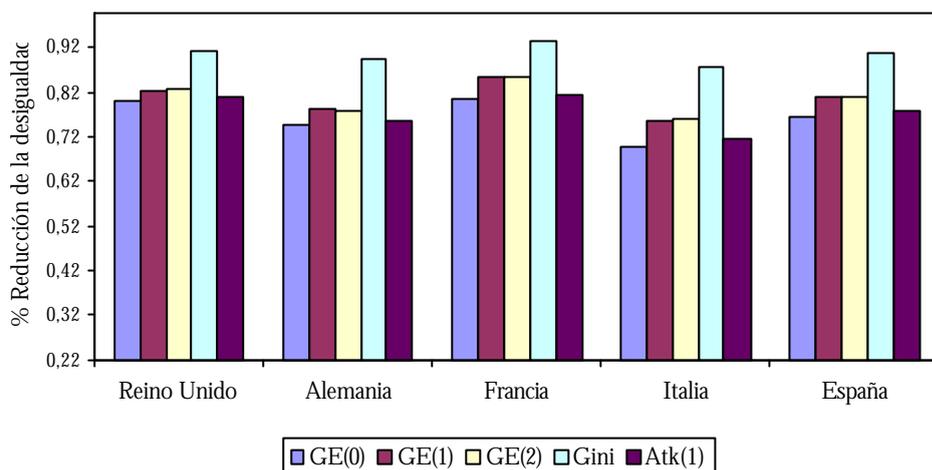
La amplia gama de aproximaciones al análisis de la movilidad se traduce, como se vio en apartados anteriores, en la posibilidad de contar con un amplio abanico de indicadores estadísticos. Siguiendo el mismo esquema que el adoptado en la revisión teórica anterior, revisamos aquí los resultados agrupando los indicadores según la tipología enunciada de indicadores de compensación de la desigualdad, distancia y transiciones relativas. Distinguimos también en cada caso las posibles diferencias a las que puede dar lugar la consideración del período de análisis separando los movimientos a corto plazo o interanuales de los que se refieren al conjunto del período considerado.

Una primera medida de la movilidad de ingresos viene dada por el *índice de Shorrocks* que, como se señaló, es una medida de la rigidez de rentas, con un rango de variación entre 0 (perfecta movilidad) y 1 (movilidad nula). Este índice se construye comparando la desigualdad en distintos subperíodos con la de la distribución de ingresos resultante de la agregación de rentas del conjunto del período para cada individuo. La necesidad de contar con un indicador de desigualdad abre distintas opciones para el cálculo del índice, al existir distintas posibilidades de elección de indicadores. La sensibilidad de los posibles resultados al indicador elegido como referencia obliga a contar con una amplia batería de índices de desigualdad, habiendo escogido para los cálculos la familia de índices de entropía ($c=0,1,2$), el índice de Gini y el indicador propuesto por Atkinson ($\epsilon=1$).

El panorama que se desprende de la estimación de los distintos indicadores es concluyente (Gráfico 2). Sea cual sea el indicador de desigualdad escogido, se repite sistemáticamente una misma ordenación de países. Del conjunto de países seleccionados, Francia es el país en el que menos se reduce la desigualdad a medida que aumenta el período de percepción de rentas. Lo contrario sucede en Italia y Alemania, donde los resultados son muy parecidos. España presentaría niveles medio-altos de movilidad según el índice de Shorrocks, mientras que de los resultados para el Reino Unido podría inferirse una movilidad de los ingresos reducida, aun sin llegar a los niveles de rigidez de Francia.

Gráfico 2

Índice de Rigidez de Shorrocks (1993-1996)



La mayoría de las *medidas de distancia* coinciden en presentar la misma ordenación de países que la que proporcionan las medidas de rigidez. Tanto el coeficiente de correlación como el coeficiente de la regresión del logaritmo de las rentas individuales ($\ln y$) en distintos períodos, así como el índice de Hart, cuyos resultados deben interpretarse de forma inversa a la de los otros dos indicadores, permiten caracterizar a Francia como el país con menor movilidad entre los cinco seleccionados. La experiencia opuesta es la de Italia, que sistemáticamente presenta la menor asociación estadística entre las rentas de períodos distintos y, en menor medida, la de Alemania, aunque con una menor movilidad de las rentas individuales que en el caso italiano. España y Reino Unido ocupan una posición intermedia. El resto de países presenta valores que se acercan a la media del conjunto.

Este panorama no se altera sustancialmente según se consideren intervalos temporales más amplios o sólo las fluctuaciones interanuales de ingresos. Cabe citar únicamente la mayor movilidad relativa de España cuando se consideran los movimientos de renta a corto plazo y un movimiento moderadamente opuesto en el caso de Alemania.

Cuadro 2
Indicadores estadísticos de distancia

| | Coeficiente de correlación | | b (log y) | | Índice de Hart | |
|--------------------|----------------------------|-------|--------------|-------|----------------|-------|
| | Corto plazo* | 93/96 | Corto plazo* | 93/96 | Corto plazo* | 93/96 |
| Reino Unido | 0,808 | 0,700 | 0,746 | 0,597 | 0,220 | 0,330 |
| Alemania | 0,759 | 0,589 | 0,733 | 0,519 | 0,268 | 0,456 |
| Francia | 0,836 | 0,756 | 0,827 | 0,764 | 0,194 | 0,309 |
| Italia | 0,719 | 0,610 | 0,636 | 0,477 | 0,354 | 0,484 |
| España | 0,785 | 0,667 | 0,714 | 0,614 | 0,278 | 0,395 |

*Media de las tres transiciones interanuales

La estimación de los *indicadores de movimiento de las rentas con posibilidades de descomposición* altera parcialmente la ordenación de países que resultaba de los indicadores anteriores. El índice de movilidad de Fields y Ok, que refleja el movimiento agregado de rentas, mientras que confirma la posición antagónica de Italia y Francia como los países con mayor y menor movilidad, respectivamente, ofrece otros resultados diferentes de los anteriores. Así, Alemania podría considerarse, según este indicador, como un país donde el movimiento longitudinal de ingresos es reducido en el contexto europeo, mientras que lo contrario sucedería en España.

La explicación de estos resultados puede encontrarse en el distinto papel en cada caso del componente del crecimiento de las rentas o de la utilidad social y el efecto, también diferencial, de las transferencias de renta entre individuos o de utilidad social. En casi todos los países tiene menor importancia el crecimiento agregado de las rentas, resultado lógico ante la duración relativamente reducida del intervalo temporal considerado, si bien en algunos casos este componente resulta crucial en la determinación de los niveles finales de movilidad. Así, por ejemplo, presentando Francia y España una incidencia similar del componente de transferencia de rentas, la distinta magnitud del efecto negativo del crecimiento, considerablemente mayor en Francia que España, hace que el indicador agregado del movimiento de rentas atribuya a España niveles finales de movilidad claramente mayores.

Cuadro 3
Indices de movilidad de Fields y Ok

| | 95/96 | | | 93/96 | | |
|-----------------|-----------|--------|-------|-----------|--------|-------|
| | Movilidad | K | T | Movilidad | K | T |
| R. Unido | 0,252 | 0,085 | 0,166 | 0,327 | 0,085 | 0,242 |
| Alemania | 0,188 | 0,002 | 0,187 | 0,320 | 0,034 | 0,286 |
| Francia | 0,252 | -0,116 | 0,368 | 0,314 | -0,074 | 0,389 |
| Italia | 0,281 | -0,027 | 0,308 | 0,386 | -0,046 | 0,432 |
| España | 0,281 | 0,045 | 0,236 | 0,373 | -0,028 | 0,400 |

Los resultados correspondientes al otro tipo de indicadores descomponibles, como los de Chakvarty, Dutta y Weimark confirman de nuevo la ubicación de Italia y Francia en los extremos del ranking de movilidad de los países considerados, aunque de nuevo describen experiencias distintas para el resto de países. Tal cambio no deja de ser lógico al incorporar estos indicadores valoraciones “welfarísticas” del tipo de movimiento de rentas registrado. La consideración del efecto de las reordenaciones de los individuos en cada distribución nacional hace que Reino Unido y Alemania vuelvan a presentar niveles de movilidad superiores a los de España.

Cuadro 4
Índice de movilidad de Chakvarty-Dutta-Weimark
(Ola 1+2-Ola 3+4)

| | Reino Unido | Alemania | Francia | Italia | España |
|------------------|-------------|----------|---------|--------|--------|
| <i>GE(0)</i> | | | | | |
| Movilidad | 1,463 | 1,309 | 0,042 | 1,743 | 1,097 |
| Mov. Estructural | 0,162 | 0,144 | -0,381 | 0,393 | -0,096 |
| Mov. Intercambio | 1,302 | 1,165 | 0,423 | 1,350 | 1,193 |
| Mov. Crecimiento | 0,002 | 0,003 | 0,002 | -0,011 | 0,003 |
| <i>GE(1)</i> | | | | | |
| Movilidad | 1,461 | 1,308 | 0,040 | 1,754 | 1,092 |
| Mov. Estructural | 0,161 | 0,143 | -0,382 | 0,404 | -0,098 |
| Mov. Intercambio | 1,300 | 1,164 | 0,422 | 1,350 | 1,190 |
| Mov. Crecimiento | 0,002 | 0,002 | 0,001 | -0,011 | 0,005 |
| <i>GE(2)</i> | | | | | |
| Movilidad | 1,533 | 1,237 | 0,205 | 1,915 | 0,906 |
| Mov. Estructural | 0,148 | 0,067 | -0,382 | 0,511 | -0,174 |
| Mov. Intercambio | 1,385 | 1,170 | 0,587 | 1,404 | 1,080 |
| Mov. Crecimiento | 0,002 | 0,000 | 0,001 | -0,014 | 0,010 |
| <i>GINI</i> | | | | | |
| Movilidad | 2,015 | 1,909 | 0,028 | 2,436 | 1,518 |
| Mov. Estructural | 0,232 | 0,184 | -0,588 | 0,510 | -0,058 |
| Mov. Intercambio | 1,783 | 1,725 | 0,615 | 1,926 | 1,576 |
| Mov. Crecimiento | 0,003 | 0,003 | 0,002 | -0,015 | 0,003 |
| <i>ATK (1)</i> | | | | | |
| Movilidad | 1,558 | 1,639 | -0,105 | 1,883 | 1,396 |

| | | | | | |
|------------------|-------|-------|--------|--------|--------|
| Mov. Estructural | 0,182 | 0,293 | -0,399 | 0,379 | -0,083 |
| Mov. Intercambio | 1,376 | 1,345 | 0,294 | 1,504 | 1,479 |
| Mov. Crecimiento | 0,002 | 0,003 | 0,002 | -0,009 | 0,003 |

Los resultados de las descomposiciones ilustran, de nuevo, las diferencias en los determinantes de la estructura de la movilidad en cada país. Tal como sucedía en la descomposición del índice de Fields y Ok, el crecimiento de las rentas tiene un efecto muy limitado sobre la movilidad agregada en los distintos países considerados. Más importante es la diferente incidencia en cada caso de la movilidad estructural y la de intercambio. En casi todos los países el mayor efecto determinante es el generado por las reordenaciones de los individuos en las respectivas distribuciones frente a la influencia mucho más reducida de los cambios en la desigualdad. Únicamente en Francia, país que albergó un importante crecimiento de las diferencias individuales de renta en el período considerado, el componente desigualitario ejerce cierta influencia.

El resto de indicadores estimados tratan de capturar la dimensión de la movilidad como cambios en la igualdad de oportunidades mediante el análisis de *matrices de transición*. Los resultados correspondientes a los índices sintéticos, como los de Bartholomew o Prais-Shorrocks, coinciden en aportar una ordenación de los países que de nuevo presenta como rasgo común con los indicadores anteriores la caracterización de Italia y Francia como aquellas experiencias con mayor y menor movilidad, respectivamente. Tal resultado se repite, en general, tanto con la construcción de matrices relativas como cuando se determinan umbrales fijos en la definición de los estratos de renta¹¹. La única singularidad respecto a los indicadores anteriores es la mayor movilidad de España, sobre todo en el corto plazo. No puede hablarse, sin embargo, de grandes diferencias entre los países considerados, con un rango de variación de los indicadores estimados francamente reducido si se exceptúa el caso de Francia.

¹¹ En el caso de las matrices absolutas se han utilizado 6 estratos de renta definidos en términos reales en relación a la renta de la primera oleada. Los puntos de corte elegidos han sido: 0.5, 0.75, 1, 1.25 y 1.5 veces la renta media equivalente de la primera oleada.

Cuadro 5
Indicadores a partir de matrices de transición

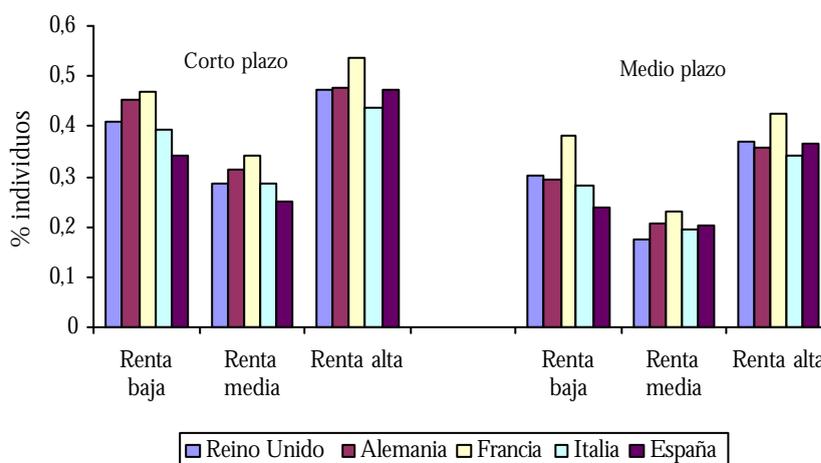
| | Índice de Bartholomew | | | | Índice de movilidad de Shorrocks | | | |
|-----------------|-----------------------|-------|--------------------|-------|----------------------------------|-------|--------------------|-------|
| | Matrices relativas | | Matrices absolutas | | Matrices relativas | | Matrices absolutas | |
| | C.plazo* | 93/96 | C.plazo* | 93/96 | C.plazo* | 93/96 | C.plazo* | 93/96 |
| R. Unido | 1,165 | 1,584 | 0,686 | 0,929 | 0,692 | 0,808 | 1,099 | 1,121 |
| Alemania | 1,148 | 1,711 | 0,593 | 0,873 | 0,663 | 0,802 | 1,086 | 1,112 |
| Francia | 0,944 | 1,274 | 0,528 | 0,713 | 0,624 | 0,741 | 1,083 | 1,105 |
| Italia | 1,340 | 1,734 | 0,743 | 0,988 | 0,706 | 0,817 | 1,100 | 1,123 |
| España | 1,288 | 1,642 | 0,708 | 0,941 | 0,729 | 0,819 | 1,098 | 1,120 |

*Media de las tres transiciones interanuales

Una cuestión relevante sobre la que la construcción de matrices de transición puede arrojar suficiente información es en qué medida puede hablarse de homogeneidad en las transiciones de estado. Como se señaló previamente, la movilidad puede interpretarse desde lo sucedido en las diferentes colas de la distribución. ¿Son mayores las transiciones entre los grupos de renta alta? ¿Qué grado de movilidad hay en la cola inferior de la distribución? ¿Qué posibilidades hay de salir en el medio y largo plazo en cada país del grupo con rentas más bajas? Se trata de interrogantes que remiten a la comparación de los movimientos de percentil en distintas partes de la distribución en cada país.

Gráfico 3

Porcentaje de individuos que permanecen en la misma decila por grupo de renta (corto y medio plazo)



Tal información se resume en el Gráfico 3. En él se puede apreciar la diversidad de la estructura interna de la movilidad en cada país. Un primer rasgo relevante es la repetición en todos los países de un patrón de movilidad característico y repetido en la mayoría de los estudios, en el que son mayores las barreras de entrada y salida de los individuos u hogares con rentas más altas que los flujos hacia otras decilas de los individuos con rentas más bajas. Lo que diferencia la experiencia de cada país, dentro de este patrón común, es la magnitud de la diferencia existente entre las transiciones que se producen en las partes alta y baja de la distribución. Así, España presenta la singularidad de presentar una movilidad mucho mayor que en el resto de los países en los individuos con rentas más bajas mientras que la rigidez es mucho mayor en los individuos ubicados en la distribución inicial en el otro extremo. Paradigmático es también el caso alemán, con niveles de movilidad muy similares para ambos grupos o la experiencia francesa, con un porcentaje de transiciones muy limitado en ambos casos.

3.3. *Desigualdad y movilidad: una visión sintética*

Las estimaciones realizadas en los apartados previos ofrecen una batería amplia y consistente de indicadores para intentar responder a las preguntas formuladas inicialmente¹². Concretamente, a la luz de los datos revisados se puede plantear nuevamente la cuestión referida a la relación entre los dos procesos analizados: ¿Son los países con menores niveles de desigualdad los que presentan indicadores más altos de movilidad? ¿Puede hablarse de una relación contrapuesta entre desigualdad y movilidad? ¿Qué tipo de combinaciones predominan entre los países seleccionados? Los resultados obtenidos no permiten hablar de una relación clara entre la desigualdad y la movilidad, sin que exista ningún tipo de patrón dominante entre los cinco países considerados. Una forma para ofrecer nueva luz sobre la hipótesis de una posible relación lineal es analizar las distintas experiencias mediante la utilización de indicadores normalizados que toman como referencia el promedio de los cinco países incluidos en la muestra.

¹² La mayoría de los resultados coinciden con los de trabajos nacionales que utilizan otras fuentes de datos. Ver Jarvis y Jenkins (1998) para el Reino Unido, Freig (1998) para Alemania y Cantó (2000) para España.

A partir de los datos relativos de desigualdad y movilidad destaca, sobre todo, la existencia de combinaciones muy diversas de ambos procesos. Si se considera, por ejemplo, la diferencia existente entre los países con mayor desigualdad que la media según la mayoría de los índices considerados, Italia y España, cabe hablar de una dinámica de los ingresos claramente diferenciada. Así, Italia se caracteriza por presentar con prácticamente todas las medidas estimadas niveles de movilidad muy superiores a la media. La distribución longitudinal de ingresos parece más estable en el caso español, acercándose en la mayoría de los casos al promedio de los cinco países, salvo cuando el indicador considerado resulta de la construcción de matrices de transición.

Cuadro 6
Indicadores de desigualdad y movilidad (UE-5=100)

| | Reino Unido | Alemania | Francia | Italia | España |
|--------------------------------------|-------------|----------|---------|--------|--------|
| <i>DESIGUALDAD (MEDIA 93/96)</i> | | | | | |
| GE(0) | 97,0 | 82,9 | 92,6 | 104,4 | 123,1 |
| GE(1) | 98,6 | 84,2 | 91,9 | 99,7 | 125,5 |
| GE(2) | 97,4 | 84,8 | 91,2 | 97,1 | 129,6 |
| Gini | 100,4 | 91,2 | 96,2 | 99,9 | 112,3 |
| Atkinson(1) | 97,4 | 84,0 | 92,9 | 104,3 | 121,4 |
| <i>MOVILIDAD (MEDIO PLAZO)</i> | | | | | |
| Coef.Corr. | 105,3 | 88,6 | 113,8 | 91,8 | 100,3 |
| Coef.Log | 100,5 | 87,4 | 128,6 | 80,2 | 103,3 |
| Índice de Hart | 83,5 | 115,6 | 78,2 | 122,6 | 100,1 |
| Shorrocks GE(0) | 104,9 | 97,9 | 105,4 | 91,5 | 100,3 |
| Shorrocks GE(1) | 102,5 | 97,1 | 106,1 | 93,9 | 100,4 |
| Shorrocks GE(2) | 102,7 | 96,5 | 106,1 | 94,3 | 100,5 |
| Shorrocks Gini | 100,8 | 98,7 | 103,4 | 97,1 | 100,0 |
| Shorrocks Atk(1) | 104,5 | 97,7 | 105,2 | 92,0 | 100,5 |
| Bartholomew (matrices relativas) | 99,7 | 107,7 | 80,2 | 109,1 | 103,3 |
| Bartholomew (matrices absolutas) | 104,5 | 98,3 | 80,2 | 111,2 | 105,8 |
| Prais-Shorrocks (matrices relativas) | 101,4 | 100,5 | 92,9 | 102,5 | 102,7 |
| Prais-Shorrocks (matrices absolutas) | 100,4 | 99,6 | 99,0 | 100,6 | 100,3 |
| Índice de Fields y Ok | 95,1 | 93,0 | 91,3 | 112,1 | 108,4 |
| Chakravarty-Dutta-Weymark GE(0) | 122,7 | 126,0 | -8,0 | 146,5 | 112,9 |
| Chakravarty-Dutta-Weymark GE(1) | 129,4 | 115,8 | 3,7 | 154,1 | 97,0 |
| Chakravarty-Dutta-Weymark GE(2) | 132,5 | 106,7 | 17,8 | 164,0 | 79,0 |
| Chakravarty-Dutta-Weymark Gini | 127,7 | 121,0 | 1,9 | 153,2 | 96,3 |
| Chakravarty-Dutta-Weymark Atk(1) | 122,4 | 128,9 | -8,1 | 147,0 | 109,8 |
| <i>MOVILIDAD (CORTO PLAZO)</i> | | | | | |
| Coef.Corr. | 103,3 | 97,2 | 107,0 | 92,0 | 100,5 |
| Coef.Log | 102,1 | 100,3 | 113,1 | 87,0 | 97,6 |
| Índice de Hart | 83,8 | 101,9 | 73,7 | 134,7 | 105,8 |
| Shorrocks GE(0) | 102,9 | 99,9 | 103,1 | 94,3 | 99,8 |
| Shorrocks GE(1) | 101,5 | 99,2 | 103,1 | 96,2 | 100,0 |
| Shorrocks GE(2) | 101,5 | 98,8 | 103,0 | 96,5 | 100,2 |
| Shorrocks Gini | 100,4 | 99,8 | 101,6 | 98,4 | 99,8 |
| Shorrocks Atk(1) | 102,7 | 99,7 | 102,9 | 94,6 | 100,0 |
| Bartholomew (matrices relativas) | 99,0 | 97,6 | 80,2 | 113,8 | 109,4 |
| Bartholomew (matrices absolutas) | 105,3 | 91,0 | 81,0 | 114,0 | 108,6 |
| Prais-Shorrocks (matrices relativas) | 101,4 | 97,1 | 91,4 | 103,4 | 106,7 |
| Prais-Shorrocks (matrices absolutas) | 100,5 | 99,4 | 99,0 | 100,7 | 100,5 |
| Índice de Fields y Ok | 96,9 | 86,8 | 80,9 | 117,1 | 118,3 |
| Chakravarty-Dutta-Weymark GE(0) | 88,7 | 100,6 | 21,1 | 156,7 | 132,8 |
| Chakravarty-Dutta-Weymark GE(1) | 94,1 | 100,2 | 34,9 | 142,9 | 127,9 |
| Chakravarty-Dutta-Weymark GE(2) | 89,9 | 98,8 | 46,9 | 138,1 | 126,4 |
| Chakravarty-Dutta-Weymark Gini | 99,1 | 104,9 | 36,1 | 140,9 | 119,0 |
| Chakravarty-Dutta-Weymark Atk(1) | 89,4 | 103,4 | 21,9 | 156,8 | 128,6 |

Diferencias similares se aprecian entre los países donde las desigualdades individuales de ingresos son más moderadas. La experiencia alemana, con la menor desigualdad relativa y mayores niveles de movilidad que la media, salvo en los índices que miden la variación agregada de los ingresos, puede calificarse como de mayor bienestar relativo. Tal balance difícilmente puede repetirse en el caso de Francia, donde la menor desigualdad de ingresos no se compensa con la movilidad de éstos, al presentar sistemáticamente indicadores superiores a la media. Tal conclusión se repite con los indicadores representativos de todos los enfoques, en el corto y medio plazo, en las aproximaciones relativas y en aquellas que consideran un componente absoluto en el proceso dinámico.

El Reino Unido, por último, presenta valores medios en los dos fenómenos, aunque en general la movilidad de las rentas es ligeramente inferior a la de Italia, Alemania y, en algunos casos, España. Especialmente llamativas son las distancias respecto a la media cuando los índices éticos de movilidad propuestos por Chakravarty, Dutta y Weymark se estiman en el corto plazo.

Cabe concluir, por tanto, con la afirmación de la ausencia de un único proceso que se repita de manera uniforme en todos los países, que difumina cualquier intento de establecer una relación lineal entre los niveles de desigualdad económica y el alcance de la movilidad de ingresos. No obstante, la existencia de algunas variaciones en los resultados según cuál sea el indicador escogido impide hablar de conclusiones definitivas. Si se quisiera realizar un análisis de dominancia similar al de los análisis comparados de la desigualdad sólo quedarían claras las posiciones primera (Italia) y última (Francia) pero no las ordenaciones intermedias de países.

Esta sensibilidad refleja la citada problemática asociada al propio concepto de movilidad. La diferencia en los resultados que corresponden a enfoques alternativos obliga a precisar qué tipo de movilidad se quiere medir. Si el elemento dominante es la función compensadora de la desigualdad que tiene, por definición, el movimiento de ingresos, la atención debe concentrarse en las medidas de rigidez estilo Shorrocks. Si la perspectiva que prima es la distancia en los ingresos de cada individuo u hogar perteneciente a una sociedad concreta en dos momentos del tiempo, las posibilidades empíricas remiten a la estimación de indicadores de distancia. Si el énfasis mayor se sitúa en las posibilidades de cambio de estado o,

expresado de otra manera, en la consecución de niveles más altos de igualdad de oportunidades la movilidad debe entenderse como transición hacia estratos de la distribución de la renta distintos del inicial. Sólo una definición precisa del objetivo de la comparación puede permitir una ordenación coherente de los países.

4. Factores determinantes de la movilidad

Las diferencias observadas en los indicadores de la movilidad de las rentas de los hogares en los países considerados pueden tener su origen en factores muy distintos. Un elemento relevante es, sin duda, la diversidad institucional de los mercados de trabajo. Aunque a menudo se valora la realidad laboral en los países de la Unión Europea como una experiencia homogénea, con mecanismos de regulación y control por parte del sector público mucho más intensos que los de Estados Unidos, existen evidencias suficientes como para afirmar que son mayores las diferencias entre los Estados Miembros que las que puede haber entre estos países y Estados Unidos (Nickell, 1997). Diversos estudios han mostrado los efectos de estas disimilitudes sobre los diferentes resultados internacionales en términos de desigualdad salarial o desigualdad de la renta disponible de los hogares¹³.

Es posible trasladar buena parte de esas hipótesis al análisis de la movilidad de ingresos. Así, existen mecanismos muy diversos de acceso –modalidades de contratación– o salida –barreras al despido– del mercado de trabajo, que pueden condicionar de manera muy distinta en cada país las fluctuaciones de las rentas del trabajo. Elementos que se suman a otros, como aquellos que pueden limitar posibles descensos de las remuneraciones –salarios mínimos o salarios pactados en convenios– o, incluso, aquellos otros que pueden favorecer las transiciones desde el desempleo a la ocupación, como el desarrollo desigual de políticas activas o las diferencias en la generosidad relativa de los sistemas de protección del desempleo. Todos estos factores invitan a considerar las diferencias en la realidad laboral como una primera fuente de análisis de las divergencias observables en los niveles de movilidad. Parece relevante, en esta línea, diferenciar el comportamiento en cada país de los distintos segmentos de población clasificados por su relación con la actividad laboral o según su nivel educativo, dado

¹³ Una síntesis reciente se encuentra en Ayala, Martínez y Ruiz-Huerta (2001).

que, en cada caso, la singularidad institucional del mercado de trabajo determinará la existencia de distintos niveles de remuneración a largo plazo de los distintos grupos.

No es el ámbito laboral, sin embargo, el único desde el que resulta posible concebir posibles influencias sobre las variaciones en las rentas de los hogares en el largo plazo. Diversos estudios han mostrado notables diferencias en el grado de movilidad de diferentes grupos demográficos (Jarvis y Jenkins, 1998 y Gardiner y Hills, 1999). Las diferencias en el peso de los grupos con mayor movilidad a priori, como los más jóvenes, podrían explicar parte de las diferencias en los indicadores de movilidad para el conjunto de la distribución personal de la renta. Pueden existir, además interacciones entre las cuestiones demográficas y el tipo de respuestas a las necesidades de cada colectivo proporcionadas por las políticas públicas que influyen sobre la movilidad. Tal es el caso, entre otros, de las rentas de los hogares de mayor edad, a priori menos móviles, muy afectadas por la diferente incidencia en cada país de las características de los sistemas de protección del riesgo de vejez.

Todos estos factores invitan a la realización de algún tipo de ejercicio de desagregación de la movilidad que tenga en cuenta diversas particiones de la población. Parece relevante también intentar desagregar los indicadores de movilidad por fuentes de renta, debido a la importancia de factores como la mayor movilidad de las rentas salariales o la mayor inmovilidad a priori de las rentas procedentes de transferencias públicas. No existe, sin embargo, un cuerpo teórico y empírico tan desarrollado como el disponible para la descomposición de la desigualdad. Estamos lejos todavía de contar con enfoques e indicadores que cubran con suficiencia los requerimientos axiomáticos exigibles para la realización de descomposiciones consistentes de la movilidad. Existen, sin embargo, algunas aproximaciones que permiten un primer intento de doble descomposición por grupos de población y fuentes de renta. Siguiendo estas propuestas, utilizaremos para el primer caso las propiedades de descomposición de aquellos índices que interpretan la movilidad como el movimiento absoluto de rentas, mientras que para la descomposición por fuentes de renta se aplica un segundo enfoque que considera la contribución de cada fuente a la variabilidad de las rentas totales como resultado combinado del diferente peso sobre el total de rentas, la variabilidad en el tiempo de cada fuente y la correlación entre las diferentes fuentes.

4.1. *Descomposición de la movilidad por grupos de población*

La ausencia de una tradición de análisis tan extensa como la de la desigualdad ha hecho que las posibilidades de descomposición de los indicadores de movilidad no cuente todavía con un nivel similar de contenido axiomático y capacidad operativa. Son muy pocos los estudios que hasta la fecha han dado el salto desde la estimación de los indicadores básicos a la explicación de las diferencias en la movilidad observada en los distintos grupos de población¹⁴. Una de las mayores dificultades ha sido la falta de consenso sobre las propiedades que deben reunir los posibles índices y las dificultades para que esas propiedades se acomodaran a los diversos planos de análisis –distancia, reordenaciones, transiciones relativas, etc.– de la movilidad.

Fields y Ok (1999b) han propuesto una nueva técnica de descomposición que supera buena parte de las carencias citadas. A partir de la concepción de la movilidad como un proceso de movimiento de rentas que puede evaluarse mediante un indicador sintético de variación agregada de las rentas individuales es posible concebir esa suma total de fluctuaciones de renta como una media ponderada de los movimientos particulares de los diferentes grupos sociales. Ello es posible si existe un indicador de movilidad que reúna cuatro propiedades básicas: independencia de la escala, simetría, separabilidad temporal multiplicativa y descomponibilidad por subgrupos.

La independencia de la escala implica, de modo similar a los análisis de la desigualdad, la insensibilidad del indicador de movilidad a cualquier tipo de cambio global en la escala de rentas. Siendo x e y las distribuciones de renta de una misma población en dos momentos sucesivos del tiempo y m_t una función del movimiento de rentas en ese período, la propiedad anterior exige que $\forall x, y$ si $\mathbf{I} > 0$, $m_t(\mathbf{I}x, \mathbf{I}y) = m_t(x, y)$. La simetría exige que la movilidad de las transformaciones $x \rightarrow y$ e $y \rightarrow x$ sea exactamente igual¹⁵: $\forall x, y$, $m_t(x, y) = m_t(y, x)$. La condición de

¹⁴ Una notable excepción es el trabajo de Ramos (1999), en el que se propone por primera vez la descomposición del índice de rigidez de Shorrocks en un doble componente aditivo intra e intergrupos para analizar la movilidad salarial en el Reino Unido. Sus resultados parecen asignar mayor capacidad explicativa a la movilidad intragrupos que a las diferencias entre las distintas particiones de la población.

¹⁵ Es evidente que la condición de simetría obvia posibles consideraciones normativas sobre la dirección del movimiento de rentas. Un proceso dinámico en el que todos los individuos u hogares ganan lo mismo ($x+k$)

separabilidad temporal multiplicativa impone que pueda desagregarse el movimiento de rentas registrado en distintos subperíodos dentro de un mismo intervalo temporal: $\forall x, \mathbf{a} \geq 1$ y $\mathbf{b} \in [1, \mathbf{a}]$, $m_n(x, \mathbf{ax}) = m_n(x, \mathbf{bx}) + m_n(\mathbf{bx}, \mathbf{ax})$. La propiedad más relevante a efectos del objetivo de desagregación de la movilidad global es la de descomponibilidad, que puede enunciarse de un modo similar al desarrollado en el análisis de la descomposición de la pobreza por subgrupos. Si se divide la población en $J \in \{1, \dots, n\}$ subgrupos, $\forall j=1, \dots, J$ y x^j, y^j :

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

El indicador de movilidad que reuniera las propiedades anteriores debería poder desagregarse, por tanto, como una media ponderada de la movilidad de los distintos grupos de población, siendo las ponderaciones son el peso relativo de cada grupo en la población total.

El único indicador que reúne todas las propiedades referidas es la variación agregada per cápita de las rentas, enunciado en el primer apartado. A partir de la expresión anterior, su descomposición podría derivarse como:

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

La variable que hemos escogido para definir los diferentes grupos es el tipo de hogar, debido a la notable información que resume.

resulta éticamente superior a otro en el que todos pierden lo mismo ($x-k$). Si se mide la movilidad como variación absoluta de rentas, sin embargo, se obtendría el mismo valor en ambos casos.

Cuadro 7
Descomposición de la movilidad por tipos de hogar

| | Reino Unido | | | | Alemania | | | | Francia | | | | Italia | | | | España | | | |
|--|----------------|----------------|----------------|--------------------------------|----------------|----------------|----------------|--------------------------------|----------------|----------------|----------------|--------------------------------|----------------|----------------|----------------|--------------------------------|----------------|----------------|----------------|--------------------------------|
| | P _i | M _i | C _i | C _i /P _i | P _i | M _i | C _i | C _i /P _i | P _i | M _i | C _i | C _i /P _i | P _i | M _i | C _i | C _i /P _i | P _i | M _i | C _i | C _i /P _i |
| Hog.unipersonales, 65+ años | 5,37 | 0,28 | 4,67 | 0,87 | 5,42 | 0,50 | 8,51 | 1,57 | 4,23 | 0,24 | 3,22 | 0,76 | 3,53 | 0,34 | 3,14 | 0,89 | 2,09 | 0,20 | 1,14 | 0,54 |
| Hog.unipersonales, 30-64 años | 3,84 | 0,33 | 3,84 | 1,00 | 6,64 | 0,33 | 6,79 | 1,02 | 4,29 | 0,24 | 3,32 | 0,77 | 2,48 | 0,39 | 2,53 | 1,02 | 1,10 | 0,33 | 0,98 | 0,89 |
| Hog.unipersonales, menores 30 años | 1,23 | 0,54 | 2,04 | 1,65 | 2,45 | 0,40 | 3,06 | 1,25 | 1,63 | 0,42 | 2,17 | 1,34 | 0,40 | 0,68 | 0,70 | 1,77 | 0,05 | 0,36 | 0,05 | 0,97 |
| Hog.monoparentales | 7,67 | 0,34 | 8,00 | 1,04 | 4,29 | 0,50 | 6,70 | 1,56 | 4,93 | 0,30 | 4,64 | 0,94 | 6,69 | 0,39 | 6,68 | 1,00 | 6,14 | 0,41 | 6,82 | 1,11 |
| Parejas sin niños, 65+ años | 7,59 | 0,27 | 6,22 | 0,82 | 8,11 | 0,25 | 6,38 | 0,79 | 7,60 | 0,22 | 5,35 | 0,70 | 7,28 | 0,32 | 5,97 | 0,82 | 5,85 | 0,20 | 3,10 | 0,53 |
| Parejas sin niños, menores 65 años | 16,70 | 0,28 | 14,31 | 0,86 | 15,58 | 0,30 | 14,65 | 0,94 | 12,93 | 0,25 | 10,13 | 0,78 | 8,13 | 0,37 | 7,71 | 0,95 | 4,91 | 0,38 | 5,00 | 1,02 |
| Parejas un hijo (menor 16 años) | 8,34 | 0,31 | 7,99 | 0,96 | 9,60 | 0,29 | 8,73 | 0,91 | 9,18 | 0,22 | 6,40 | 0,70 | 9,21 | 0,42 | 10,05 | 1,09 | 8,31 | 0,36 | 8,11 | 0,98 |
| Parejas dos hijos (menores 16 años) | 19,72 | 0,34 | 20,26 | 1,03 | 13,74 | 0,28 | 12,17 | 0,89 | 19,28 | 0,25 | 15,60 | 0,81 | 15,26 | 0,39 | 15,47 | 1,01 | 16,91 | 0,30 | 13,82 | 0,82 |
| Parejas con un hijo o más (uno > 16) | 23,80 | 0,35 | 25,44 | 1,07 | 24,66 | 0,30 | 23,36 | 0,95 | 32,77 | 0,45 | 46,73 | 1,43 | 35,00 | 0,39 | 35,25 | 1,01 | 33,92 | 0,38 | 34,94 | 1,03 |
| Resto de hogares | 5,74 | 0,41 | 7,23 | 1,26 | 9,52 | 0,32 | 9,64 | 1,01 | 3,17 | 0,24 | 2,44 | 0,77 | 12,03 | 0,40 | 12,49 | 1,04 | 20,73 | 0,47 | 26,04 | 1,26 |

P_i= porcentaje de individuos, M_i= movilidad, C_i= contribución a la movilidad

Los datos relativos a la contribución a la movilidad de cada tipo de hogar muestran la presencia de algunas divergencias nacionales dentro de un patrón más o menos similar. Los dos rasgos básicos de éste son, por un lado, la mayor movilidad en general de los jóvenes y de los hogares monoparentales; por otro, la mayor estabilidad en el tiempo de los ingresos de las personas mayores, tanto las que viven solas como las que son sustentadores principales de hogares con otros miembros. Tales resultados parecen consecuentes desde las premisas básicas del análisis económico. Buena parte de las rentas de los colectivos con edades superiores a los 65 años proceden de prestaciones económicas de carácter público, que al actualizarse teniendo en cuenta la variación de la inflación apenas registran fluctuaciones en términos reales. La inestabilidad salarial de los jóvenes y el alto número de transiciones laborales de distinto tipo en las primeras etapas de participación en el mercado de trabajo hacen que éste sea uno de los grupos con mayor volatilidad. En países con mercados de trabajo más flexibles, como el británico, los jóvenes presentan una mayor inestabilidad en sus remuneraciones. De la misma manera, los hogares monoparentales se ven afectados por distintos eventos particulares (ruptura del hogar previo, aumento del número de hijos, empleo inestable, etc.) que dan lugar a movimientos irregulares de ingresos.

Aunque se trata de rasgos presentes en la mayoría de los países, algunas experiencias se desmarcan moderadamente de este patrón debido a la especificidad de algunos de los resultados. En Alemania, por ejemplo, a diferencia de lo que ocurre en el resto de países, son las personas mayores que viven solas las que registran una mayor movilidad de ingresos. No sucede lo mismo con otras personas mayores que viven en hogares con más miembros. En España e Italia se repite la mayor movilidad de los jóvenes. Su contribución a la movilidad total es, sin embargo, muy limitada, debido a su escaso peso en el conjunto de la población. El caso italiano es llamativo, al tratarse del valor más alto de todos los tipos de hogar y países y al presentar, en sentido opuesto uno de los porcentajes de individuos con estas características más reducidos (menos de medio punto).

Las diferencias en los niveles globales de movilidad en los distintos países se encuentran en la magnitud del movimiento de ingresos en los tipos de hogar con mayor población relativa, que en la mayoría de los países son las parejas con hijos. Tal factor explicaría las divergencias observadas en el apartado anterior entre el país con indicadores más

altos (Italia) y aquél con niveles más bajos (Francia). Los indicadores específicos para los distintos tipos de parejas con o sin hijos duplican en algunos casos los de Francia.

4.2. *Descomposición de la movilidad por fuentes de renta*

De manera similar a como sucede en el análisis de la desigualdad, en el caso de la descomposición de la movilidad por fuentes de renta existen dificultades previas todavía mayores que las que afectan a los ejercicios de descomposición por particiones de población. Hasta la fecha no existen enfoques metodológicos equiparables a los desarrollados para el análisis de la desigualdad. La única excepción la representa la propuesta de Jenkins (1999) para medir la aportación de cada fuente de renta a la variabilidad de las rentas totales de la unidad de referencia. Se trata de una adaptación al análisis de la movilidad de los indicadores propuestos por Shorrocks (1982) en el ámbito de la desigualdad por fuentes de renta y de la derivación que de esa propuesta hace el propio Jenkins (1995).

Según Shorrocks, la contribución relativa de cada fuente de renta a la desigualdad (6) puede interpretarse como:

$$s_f(\mathbf{s}^2) = \frac{S_f(\mathbf{s}^2)}{\mathbf{s}^2(Y)} = \frac{\text{cov}(Y^f, Y)}{\mathbf{s}^2(Y)}$$

siendo $\sum_f s_f = 1$. Jenkins (1995) traslada esta regla de descomposición al análisis de los cambios en el tiempo de los componentes de la desigualdad utilizando como indicador de desigualdad el derivado de la familia de índices de entropía con parámetro $c=2$, equivalente a la mitad del coeficiente de variación al cuadrado:

$$I_2 = \frac{1}{\mathbf{m}} \left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (y_i - \mathbf{m})^2 \right]^{1/2}$$

donde \mathbf{m} es la renta media de la distribución. En este caso, la contribución absoluta de cada fuente de renta a la desigualdad es:

$$S_f = s_f I_2 = \mathbf{r}_f \mathbf{c}_f \sqrt{(I_2 I_{2f})}$$

donde r_f es la correlación entre la fuente f y la renta total y c_f es la participación de cada fuente en el total de rentas.

Según Jenkins (1999) se puede trasladar, a su vez, esta regla al ámbito de la movilidad, de tal manera que sea posible explicar la contribución de cada fuente a la variabilidad en el tiempo de las rentas individuales. Como en el caso de la desigualdad, ésta dependería de la contribución de cada fuente a la renta individual, de su propia variabilidad en el tiempo y de su correlación con otras fuentes de renta. Concretamente, para cada individuo la contribución de cada fuente (b_f) sería:

$$b_f = r_f \frac{s_f}{s}$$

siendo $\sum_f b_f = 1$, mientras que r_f es en este caso la correlación entre la fuente de renta f y la renta total de cada individuo a lo largo del período considerado, s_f es la desviación típica del componente f para el conjunto del período y s es la desviación típica longitudinal del total de rentas. De la misma forma que en el análisis de la desigualdad por fuentes de renta, b_f puede reinterpretarse como:

$$b_f = r_f (m_f / m) \sqrt{(I_{2f} / I_2)}$$

donde m_f y m son los valores medios para el conjunto del período de la media de la fuente individual de ingresos respectiva y del total de rentas e I_{2f} e I_2 son el Theil ($c=2$) de la fuente f y del total de rentas, respectivamente.

La aplicación de esta técnica de descomposición a los datos del PHOGUE permite descubrir divergencias importantes en los determinantes de la movilidad de rentas en los países seleccionados. Siendo las rentas salariales la fuente de rentas que más contribuye en cada país a la movilidad total, existen algunas diferencias en la magnitud de tal efecto en cada caso. Tales diferencias pueden surgir por dos motivos distintos: por un lado, puede diferir el peso de los

salarios sobre el total de rentas y, por otro, pueden darse diferencias en la movilidad de los salarios entre los países considerados.

Cuadro 8
Contribución de las fuentes de renta a la variación longitudinal de la renta total

| | | <i>Salarios</i> | <i>Rentas por cuenta propia</i> | <i>Rentas de capital</i> | <i>Transferencias Públicas</i> | <i>Total</i> |
|-------------|----------------|-----------------|-------------------------------------|--------------------------|------------------------------------|--------------|
| Reino Unido | Contribución % | 53,9 | 13,0 | 7,9 | 25,2 | 100,0 |
| | Renta % | 54,0 | 8,8 | 4,1 | 33,0 | 100,0 |
| | Ratio | 1,0 | 1,5 | 1,9 | 0,8 | 1,0 |
| Alemania | Contribución % | 60,8 | 7,2 | 12,8 | 19,2 | 100,0 |
| | Renta % | 62,2 | 5,6 | 6,4 | 25,9 | 100,0 |
| | Ratio | 1,0 | 1,3 | 2,0 | 0,7 | 1,0 |
| Francia | Contribución % | 59,0 | 7,9 | 8,6 | 24,6 | 100,0 |
| | Renta % | 57,3 | 6,0 | 3,6 | 33,1 | 100,0 |
| | Ratio | 1,0 | 1,3 | 2,4 | 0,7 | 1,0 |
| Italia | Contribución % | 54,9 | 15,8 | 7,3 | 22,0 | 100,0 |
| | Renta % | 53,9 | 12,7 | 3,2 | 30,2 | 100,0 |
| | Ratio | 1,0 | 1,2 | 2,3 | 0,7 | 1,0 |
| España | Contribución % | 64,6 | 13,5 | 7,7 | 14,2 | 100,0 |
| | Renta % | 54,7 | 10,8 | 3,8 | 30,8 | 100,0 |
| | Ratio | 1,2 | 1,3 | 2,0 | 0,5 | 1,0 |

En relación al primero de estos aspectos, destaca el mayor peso de las rentas salariales en Alemania, con casi diez puntos más que Italia, Reino Unido o España. Eso no significa, sin embargo, que la contribución a la movilidad de esta fuente de renta sea menor en estos tres países. La experiencia española destaca entre las cinco consideradas como aquella con mayor movilidad salarial. Prueba de ello es una contribución de las rentas del trabajo asalariado a la movilidad total diez puntos superior a su peso sobre las rentas totales. Sobresale también en el caso alemán un peso mayor que en otros países de las rentas de la propiedad. Esta fuente de ingresos es en todos los países la más inestable. La notable sensibilidad al ciclo introduce, sin duda, un componente más volátil en su evolución.

Un último dato relevante es el efecto compensador de la inestabilidad de ingresos de las transferencias sociales. En todos los países el desarrollo de estas prestaciones desempeña una función estabilizadora de la distribución de ingresos. Como se señaló anteriormente, el carácter sistemático de las prestaciones monetarias procedentes del sector público y la ausencia de cambios drásticos en la determinación de las cuantías limita la posibilidad de grandes cambios

en los ingresos de los hogares que dependen fundamentalmente de esta fuente de renta. Existen, no obstante, algunas diferencias entre los cinco países considerados, siendo El Reino Unido el país donde menor es este efecto compensador y España el país donde existe una mayor diferencia entre la contribución a la movilidad y el peso en el total de rentas.

Bibliografía

- AABERGE, R., BJÖRKLUND, A., JÄNTTI, M., PALMER, M., PEDERSEN, P.J., SMITH, N. Y WENNEMO, T. (1996): *Income Inequality and Income Mobility in the Scandinavian Countries Compared to the United States*. Turku: Abo Akademi University.
- AYALA, L., MARTÍNEZ, R. Y RUIZ-HUERTA, J. (2001): "Institutional Determinants of the Unemployment-Earnings Inequality Trade-off", *Applied Economics* (en prensa).
- BARTHOLOMEW, D.J. (1973): *Stochastic Models for Social Process*, 2ªed. Londres: John Wiley and Sons.
- BURKHAUSER, R., HOLTZ-EAKIN, D. Y RHODY, S. (1998): "Mobility and inequality in the 1980s: a cross national comparison of the United States and Germany". En Jenkins, S.P., Kapteyn, A. y Van Praag, B. (eds.): *The Distribution of Welfare and Household Production*, Cambridge University Press.
- CANTÓ, O. (2000): "Income mobility in Spain: how much is there?", *Review of Income and Wealth* vol.46, nº1, pp. 85-102.
- CHAKRAVARTY, S., DUTTA, B. Y WEYMARK, J. (1985): "Ethical indices of income mobility", *Social Choice and Welfare*, **2**, 1-21.
- COWELL, F. AND C.SCHLUTER (1998): "Income mobility: a Robust Approach", DARP Discussion Paper N°37.
- CREEDY, J. (1997): "Inequality, Mobility and Income Distribution Comparison", *Fiscal Studies*, **18**, 293-302.
- FABIG, H. (1998): "Income Mobility in International Comparison – an Empirical Análisis with Panel Data. Goethe University Frankfurt (mimeo).
- FIELDS, G. Y OK, E.A. (1996): "The Meaning and Measurement of Income Mobility", *Journal of Economic Theory*, **71**, 349-377.
- FIELDS, G. Y OK, E.A. (1999a): "The Measurement of Income Mobility: An Introduction to the Literature". En Silber, J. (ed.): *Handbook of Income Inequality Measurement*. Boston: Kluwer Academic Publishers.
- FIELDS, G. Y OK, E.A. (1999b): "Measuring Movement of Incomes", *Economica*, **66**
- FRITZELL, J. (1990): "The dynamics of income distribution: Economic mobility in Sweden compared to the United States", *Social Science Research* **19**, 17-46.

- GARDINER, K. Y HILLS, J. (1999): "Policy implications of new data on income mobility", *Economic Journal*, **109**, 91-111.
- GOTTSCHALK, P. Y DANZIGER, S. (1997): "Family Income Mobility: How Much is There and Has it Changed?". En Auerbach, J.A. y Belous, R.S. (eds.): *The Inequality Paradox: Growth of Income Disparity*. Washington: National Policy Association.
- GOTTSCHALK, P. Y SMEEDING, T. (2000): "Empirical Evidence on Income Inequality in Industrial Countries". En Atkinson, A.B. y Bourguignon, F. (eds.): *Handbook of income distribution. Vol.1*. Amsterdam: Elsevier.
- JARVIS, S. Y JENKINS, S.P. (1998): "How Much Income Mobility Is There in Britain?", *Economic Journal*, **108**, 428-443.
- JENKINS, S.P. (1995): "Accounting for Inequality Trends: Decomposition Analyses for the UK, 1971-86", *Economica*, **62**, 29-63.
- JENKINS, S.P. (1999): "Modelling Household Income Dynamics", Institute for Social and Economic Research, University of Essex, ESRC Working Paper n° 99-9.
- MARKANDYA, A. (1984): "The welfare measurement of changes in economic mobility", *Economica*, **51**, 457-471.
- MAÎTRE, B. Y NOLAN, B. (1999): "Income Mobility in the European Community Household Panel Survey", EPAG WPn°4, Institute for Social & Economic Research, University of Essex.
- NICKELL, S. (1997): "Unemployment and Labor Market Rigidities: Europe versus North America", *Journal of Economic Perspectives*, Vol.XI, n°3.
- PRAIS, S.J. (1955): "Measuring Social Mobility", *Journal of the Royal Statistical Society*, **118** 56-66.
- RAMOS, X. (1999): "Anatomy of Earnings Mobility in Britain: Evidence from the BHPS, 1991-95", Institute for Social and Economic Research Working Paper n°99-11. University of Essex.
- RUIZ-CASTILLO, J. (2000): "The Measurement of Structural and Exchange Income Mobility", Working Paper 00-56, Economic Series 22, Universidad Carlos III.
- SCHLUTER, C. (1998): "Income dynamics in Germany, the USA and the UK: Evidence from panel data", CASE Paper N° 8.
- SCHLUTER, C. Y TREDE, M. (1999): "Local versus Global Assessment of Mobility", Discussion papers in statistics and econometrics, University of Cologne. No 4/99.
- SHORROCKS, A.B. (1982a): "Inequality decomposition by factor components", *Econometrica*, **50**, 193-212.
- SHORROCKS, A.B. (1982b): "The impact of income components on the distribution of family incomes", *Quarterly Journal of Economics*, vol.98, 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.

WHELAN, C.T., LAYTE, R., MAÎTRE, B. Y NOLAN, B. (2001): "Persistent Income Poverty and Deprivation in the European Union: An Analysis of the First Three Waves of the European Community Household Panel", EPAG WPn°17, Institute for Social & Economic Research, University of Essex.

ANEXO

A.1. Índices de desigualdad
Panel Puro (trimming 1% inferior y superior de cada ola)
Escala de equivalencia: OCDE modificada

| GE(0) | | | | |
|--------------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| | 1993 | 1994 | 1995 | 1996 |
| Reino Unido | 0,148 | 0,135 | 0,134 | 0,136 |
| Alemania | 0,134 | 0,122 | 0,107 | 0,111 |
| Francia | 0,122 | 0,111 | 0,110 | 0,185 |
| Italia | 0,163 | 0,147 | 0,140 | 0,145 |
| España | 0,175 | 0,172 | 0,183 | 0,172 |
| GE(1) | | | | |
| | 1993 | 1994 | 1995 | 1996 |
| Reino Unido | 0,136 | 0,127 | 0,125 | 0,126 |
| Alemania | 0,119 | 0,113 | 0,103 | 0,105 |
| Francia | 0,118 | 0,108 | 0,109 | 0,145 |
| Italia | 0,141 | 0,131 | 0,125 | 0,125 |
| España | 0,163 | 0,161 | 0,169 | 0,162 |
| GE(2) | | | | |
| | 1993 | 1994 | 1995 | 1996 |
| Reino Unido | 0,142 | 0,135 | 0,132 | 0,133 |
| Alemania | 0,126 | 0,121 | 0,111 | 0,114 |
| Francia | 0,129 | 0,116 | 0,118 | 0,145 |
| Italia | 0,147 | 0,138 | 0,130 | 0,127 |
| España | 0,178 | 0,177 | 0,189 | 0,178 |
| Gini | | | | |
| | 1993 | 1994 | 1995 | 1996 |
| Reino Unido | 0,292 | 0,283 | 0,281 | 0,281 |
| Alemania | 0,268 | 0,261 | 0,251 | 0,252 |
| Francia | 0,270 | 0,262 | 0,262 | 0,295 |
| Italia | 0,293 | 0,283 | 0,278 | 0,277 |
| España | 0,318 | 0,317 | 0,320 | 0,316 |
| Atk(1) | | | | |
| | 1993 | 1994 | 1995 | 1996 |
| Reino Unido | 0,138 | 0,126 | 0,126 | 0,127 |
| Alemania | 0,125 | 0,115 | 0,101 | 0,105 |
| Francia | 0,114 | 0,105 | 0,105 | 0,169 |
| Italia | 0,151 | 0,136 | 0,131 | 0,135 |
| España | 0,161 | 0,158 | 0,167 | 0,158 |