

Movilidad Social y Desigualdad Económica

Juan Prieto-Rodríguez

(Instituto de Estudios Fiscales y Universidad de Oviedo)

Rafael Salas

(Instituto de Estudios Fiscales y Universidad Complutense de Madrid)

Santiago Álvarez-García

(Instituto de Estudios Fiscales y Universidad de Oviedo)

Resumen:

El objetivo principal de este trabajo es establecer desde un punto de vista, tanto teórico como empírico, la relación existente entre la desigualdad en la distribución de la renta y la movilidad social.

Los índices de movilidad social de intercambio y de desigualdad de la distribución de la renta se han calculado utilizando el Panel de Hogares de la Unión Europea (ECHP). La robustez de estas medidas se ha tratado de establecer calculando familias de índices con distintos parámetros normativos, lo que permiten hacer un análisis de sensibilidad de los resultados a las diferentes hipótesis.

Una vez calculados los índices, mediante la estimación de un modelo de efectos aleatorios, se ha comprobado que no existe una relación significativa entre estas dos variables, incluso una vez corregidos los efectos individuales de los distintos países.

Códigos JEL: D31, D51, D63, H24, J60

Palabras clave: movilidad, desigualdad, distribución de rentas, políticas redistributivas.

Dirección de correspondencia:

Juan Prieto-Rodríguez

Instituto de Estudios Fiscales

Cardenal Herrera Oria, 378

28035 Madrid

E-mail y número de teléfono:

juan.prieto@ief.minhac.es (+34-91-339-8974)

1. Introducción.

El objetivo principal de este trabajo es establecer desde un punto de vista, tanto teórico como empírico, la relación existente entre la desigualdad en la distribución de la renta y la movilidad social. Varios autores han resaltado la importancia de dichas variables y, así, por ejemplo, King (1983) propone un marco de bienestar social en el que se resalta el impacto positivo de la movilidad de intercambio frente al impacto negativo de la desigualdad económica.

Para cumplir este objetivo, en primer lugar, se propone un modelo teórico que trata de explicar la relación entre estas dos variables y en el que se introduce la movilidad como un indicador de la bondad de los emparejamientos laborales y de la eficiencia del sistema productivo. La conclusión fundamental del mismo es que la movilidad y la desigualdad en la distribución de la renta no se encuentran teóricamente relacionadas.

Para confirmar empíricamente la validez del modelo, en segundo lugar, se calculan los índices de movilidad social de intercambio y de desigualdad de la renta para 11 países de la Unión Europea en el periodo 1994-1996. La fuente estadística utilizada ha sido el Panel de Hogares de la Unión Europea (ECHP), que presenta la importante ventaja de ser una base de datos de panel homogénea, que permite comparar con mayor rigor la distribución de la renta de los diferentes países de la Unión Europea. Así mismo, se realiza un análisis de robustez de los índices calculando familias con distintos parámetros normativos, lo que permiten hacer un análisis de sensibilidad de los resultados frente a diferentes hipótesis sobre la aversión a la desigualdad.

La desigualdad de intercambio, que es la que aquí interesa, se basa esencialmente en un índice de reordenación. Utilizando las variaciones de los índices de Gini generalizados, se han calculado los índices de reordenación implícitos basados en la generalización de los índices de Atkinson (1980) y Plotkick (1981). Estos índices se definen haciendo uso del paralelismo entre la redistribución impositiva y el análisis de los cambios intertemporales

de las distribuciones de la renta y fueron utilizados por Duclos (2000), quien los propuso para medir la desigualdad horizontal de los impuestos. Sin embargo, en otros trabajos como el de Salas (1999), se propone el uso de los índices de Atkinson (1980) y Plotkick (1981) para calcular la movilidad de intercambio entre regiones. Por otro lado, la desigualdad en la distribución de la renta se mide utilizando la familia de índices de Gini generalizados.

Una vez calculados los índices, se han puesto en relación la movilidad social y la desigualdad económica. En primer lugar, mediante un simple análisis gráfico, se observa la baja correlación entre estas dos variables, tanto año a año, como de manera conjunta para los tres periodos analizados. Para corroborar este resultado, se ha estimado un modelo de efectos aleatorios mediante el uso de la técnica de mínimos cuadrados generalizados. En este caso, se ha comprobado que no existe una relación significativa entre estas dos variables, incluso una vez corregidos los efectos individuales de los distintos países.

2. Modelo teórico.

El modelo teórico que se propone en esta investigación para explicar la relación entre la movilidad y la desigualdad en la distribución de la renta es un modelo de equilibrio general con dos agentes. Éstos, para maximizar su utilidad, deciden cuál es el esfuerzo óptimo a aplicar en el proceso productivo. Por otro lado, la movilidad se introduce como un indicador de la bondad de los emparejamientos laborales y de la eficiencia del sistema productivo. En consecuencia, el grado de movilidad existente determinará, también, la renta agregada y la renta de ambos agentes. Asimismo, las características de la distribución de la renta vendrán determinadas por la existencia o no de sector público y del sistema impositivo aplicado.

2.1. Supuestos del modelo

Sea una economía con dos individuos, uno con habilidad alta (*high*), que presenta una productividad potencial por unidad de tiempo igual a una unidad de eficiencia y el otro con

habilidad baja (*low*) con una productividad potencial por unidad de tiempo de h unidades de eficiencia, donde h está comprendido entre cero y uno ($0 < h < 1$).

Las funciones de utilidad de estos dos individuos son iguales y aditivamente separables en renta, esfuerzo y movilidad:

$$u(r, e, m) = r^a e^b m^c$$

donde $\frac{\partial u}{\partial r} = a r^{a-1} e^b m^c > 0$; $\frac{\partial^2 u}{\partial r^2} = -a^2 r^{a-2} e^b m^c < 0$; $\frac{\partial u}{\partial e} = b r^a e^{b-1} m^c > 0$; $\frac{\partial^2 u}{\partial e^2} = -b^2 r^a e^{b-2} m^c < 0$

Por tanto, a estará entre cero y uno y b será mayor que uno. Además la derivada de la función de utilidad respecto a la movilidad podría ser positiva o negativa dependiendo de que a los individuos les guste o no la misma.

Se supone, asimismo, que el factor trabajo es homogéneo por unidades de eficiencia, es decir, el trabajo de el individuo menos hábil es un sustitutivo perfecto del trabajo de individuo más hábil. Por otro lado, el output es igual a las unidades de eficiencia incorporadas al proceso productivo ponderadas por la movilidad existente en el sistema productivo. Asimismo, las unidades de eficiencia serán iguales al esfuerzo, ponderado por la habilidad de los individuos, aplicado al tiempo disponible¹. En esta situación, la productividad marginal de cada individuo será igual a su productividad media e igual al número de unidades de eficiencia ponderadas por la movilidad (variable proxy de la bondad de los emparejamientos laborales):

$$y_1(e_1, m) = m e_1 L = m e_1$$

$$y_2(e_2, m) = m e_2 h L = m e_2 h$$

¹ Por una cuestión de simplicidad se supone que el tiempo disponible es igual a 1.

Y la producción agregada de esta economía será igual a:

$$y_1 = y_2 = m_1 e_1 L + m_2 e_2 h L = m_1 e_1 + e_2 h$$

En este modelo se van a distinguir dos casos. Primero, vamos a determinar la relación entre desigualdad y movilidad en una economía privada y, posteriormente, se estudia esta relación en una economía con un sector público redistribuidor de rentas.

2.2. Economía privada.

Si la economía funciona de manera competitiva, el salario de cada individuo será igual a su productividad, es decir, el supuesto implícito de economías de escala unitarias en m determina que no exista excedente empresarial:

$$r_1 = w_1 = m e_1$$

$$r_2 = w_2 = m e_2 h$$

Si definimos la función de utilidad como:

$$u(r, e, m) = r^a e^b m^c$$

$$\text{donde } \frac{\partial u}{\partial r} = a r^{a-1} e^b m^c > 0; \frac{\partial^2 u}{\partial r^2} = a(a-1) r^{a-2} e^b m^c < 0; \frac{\partial u}{\partial e} = b r^a e^{b-1} m^c > 0; \frac{\partial^2 u}{\partial e^2} = b(b-1) r^a e^{b-2} m^c < 0$$

Donde $0 < a < 1$; $a > 0$; $b < 0$; $c > 1$ (para asegurar la desutilidad marginal creciente del esfuerzo).

Los individuos tratarán de maximizar su utilidad, siendo su capacidad para generar renta la restricción a la que se enfrentan en este proceso de maximización. Las variables de control de los individuos son el nivel de renta y el esfuerzo aplicado.

Las condiciones de primer orden para maximizar la utilidad llevarán a los individuos a situarse en un punto tal que la desutilidad de la última unidad de esfuerzo se iguale a la utilidad marginal del incremento de renta generado por ese mayor esfuerzo. Por tanto, esta solución será Pareto –óptima.

La langragiana de este programa de maximización para el individuo 1 es:

$$L = r_1^a e_1^b m^c - \lambda_1 (r_1 + me_1)$$

Las condiciones de primer orden correspondientes son:

$$\frac{\partial L}{\partial r_1} = ar_1^{a-1} e_1^b m^c - \lambda_1 = 0$$

$$\frac{\partial L}{\partial e_1} = be_1^{b-1} r_1^a m^c - \lambda_1 m = 0$$

$$\frac{\partial L}{\partial \lambda_1} = r_1 + me_1 = 0$$

Puede comprobarse que la solución a este programa es:

$$e_1 = \frac{b}{a} \frac{r_1^{\frac{1}{a}} m^{\frac{1}{a}}}{am^a} = 0$$

$$r_1 + me_1 = m \frac{b}{a} \frac{r_1^{\frac{1}{a}} m^{\frac{1}{a}}}{am^a} = 0$$

Se puede comprobar que un aumento de la movilidad aumenta el esfuerzo óptimo, pues la rentabilidad del esfuerzo (vía salarios) aumenta². Por tanto, esto implicará un incremento

² Puede comprobarse que

de la producción cuyo origen estará, por un lado, en la mayor productividad del factor trabajo (debido a los mejores emparejamientos laborales) y, por otro al incremento del esfuerzo óptimo. Sin embargo, esto no implica que la utilidad total del individuo 1 tenga que aumentar, puesto que esta puede depender negativamente de m .

De la misma manera, para el individuo 2, la lagrangiana del programa de maximización será:

$$L = r_2^a e_2^b m^c - r_2 m h e_2$$

Las condiciones de primer orden correspondientes son:

$$\frac{\partial L}{\partial r_2} = a r_2^{a-1} e_2^b m^c - m h e_2 = 0$$

$$\frac{\partial L}{\partial e_2} = b r_2^a e_2^{b-1} m^c - m h = 0$$

$$\frac{\partial L}{\partial m} = c r_2^a e_2^b m^{c-1} - r_2 h e_2 = 0$$

La solución será:

$$e_2 = \frac{b r_2^{\frac{1}{a^2 b}} m^{\frac{1}{a^2 b}}}{a h m} h^{\frac{a}{b^2 a}} e_1^{\frac{a}{b^2 a}} = 0$$

$$r_2 = m h e_2 = m h \frac{b r_2^{\frac{1}{a^2 b}} m^{\frac{1}{a^2 b}}}{a h m} = \frac{m}{a} \frac{b r_2^{\frac{1}{a^2 b}} m^{\frac{1}{a^2 b}}}{h} = r_1 h^{\frac{b}{b^2 a}} = r_1$$

$$\frac{\partial e_1}{\partial m} = \frac{b r_2^{\frac{1}{a^2 b}}}{a m} = \frac{b r_2^{\frac{1}{a^2 b}}}{a} \frac{1}{m} = \frac{1}{m} \frac{a}{m c a} = e_1 \frac{1}{m c a} = 0$$

Puede verse que e_1 es mayor que e_2 y que, en consecuencia, r_1 es mayor que r_2 debido a que el individuo se esfuerza más y, además, cada unidad de esfuerzo es retribuida más. Asimismo, el esfuerzo óptimo del individuo 2 aumentará si la movilidad se incrementa.

El índice de desigualdad de la renta será igual a:

$$D = \frac{r_2}{r_1} = \frac{r_1 h^{\frac{b}{b^2 a}}}{r_1} = h^{\frac{b}{b^2 a}} = h^{-\frac{1}{b}}$$

2.3. Economía pública

Supongamos adicionalmente que existe un gobierno que únicamente redistribuye renta entre estos dos individuos y que no hay costes de administración. Para ello impone un impuesto lineal de tipo t , con un mínimo exento v , que reduce la renta del individuo rico y transfiere renta al pobre.

Puede observarse que si la renta es inferior a v el impuesto es negativo, es decir, se convierte en una transferencia neta de renta para el individuo correspondiente.

$$T_1 = w_1 - v - t(e_1 m - v)$$

$$T_2 = w_2 - v - t(e_2 h m - v)$$

Por tanto, las rentas después de impuestos serán:

$$r_1 = w_1 - v - t(e_1 m - v)$$

$$r_2 = w_2 - v - t(e_2 h m - v)$$

Este sistema impositivo permite modelizar el comportamiento del sector público como puramente redistributivo ya que no recauda impuestos para financiar otro tipo de actividades. Se puede comprobar que si el mínimo exento es igual a la media de las rentas los impuestos agregados son igual a cero:

$$T_1 \neq T_2 \neq w_1 \neq v \neq w_2 \neq v \neq w_1 \neq w_2 \neq 2v \neq \frac{w_1}{2} \neq \frac{w_2}{2} \neq 0$$

En este caso la desigualdad de rentas será igual a:

$$D = 1 - \frac{r_2}{r_1} - \frac{e_2 h m \lambda \neq t \neq \frac{e_1 m \neq e_2 h m}{2} \neq t}{e_1 m \lambda \neq t \neq \frac{e_1 m \neq e_2 h m}{2} \neq t} - \lambda \neq t m \frac{e_1 \neq e_2 h}{e_1 m \lambda \neq t \neq \frac{e_1 m \neq e_2 h m}{2} \neq t}$$

Puede comprobarse que en este caso no existe correlación entre la movilidad y la desigualdad de renta ya que la derivada de D respecto de m es siempre cero.

$$\frac{\partial D}{\partial m} = \lambda \neq t \frac{e_1 \neq e_2 h}{e_1 m \lambda \neq t \neq \frac{e_1 m \neq e_2 h m}{2} \neq t} - \lambda \neq t m \frac{e_1 \neq e_2 h \neq e_1 \lambda \neq t \neq \frac{1}{2} e_1 \neq e_2 h \neq t}{e_1 m \lambda \neq t \neq \frac{e_1 m \neq e_2 h m}{2} \neq t} - \frac{\lambda \neq t m e_1 \neq e_2 h}{e_1 m \lambda \neq t \neq \frac{e_1 m \neq e_2 h m}{2} \neq t} - \frac{\lambda \neq t m e_1 \neq e_2 h \neq e_1 m \lambda \neq t \neq \frac{1}{2} m e_1 \neq e_2 h \neq t}{e_1 m \lambda \neq t \neq \frac{e_1 m \neq e_2 h m}{2} \neq t} = 0$$

Por tanto, la conclusión fundamental que se puede obtener del modelo es que la movilidad y la desigualdad en la distribución de la renta no se encuentran teóricamente relacionadas, ni para una economía privada, ni para el caso de la intervención del sector público con fines redistributivos.

3. Índices de desigualdad y de movilidad de intercambio.

Con el fin de contrastar el resultado teórico puesto de manifiesto en el apartado anterior, vamos a emplear medidas de desigualdad y movilidad que son habituales en la

literatura. Vamos a utilizar la familia de índices de Gini generalizados propuestos por Donaldson y Weymark (1980 y 1983) y Yitzhaki (1983).

Para medir la movilidad social, en la literatura se han propuesto numerosos índices, como en Shorrocks (1978a), Shorrocks (1978b), King (1983), Chakravarty et al. (1985), Cowell (1985), Dardanoni (1993), Chakravarty (1995), Fields y Ok (1996) y Fields y Ok (1999). Recientemente se han propuesto métodos de descomponer la movilidad estructural y movilidad de intercambio (Markandaya, 1982), véase Ruiz-Castillo (2000) y Van Kerm (2001). La desigualdad de intercambio, que es la que aquí nos interesa, se basa esencialmente en un índice de reordenación. El índice de King cumple esta propiedad. No obstante vamos a utilizar otro diferente, que permite realizar un análisis de robustez.

Haciendo uso del paralelismo entre la redistribución impositiva y el análisis de los cambios intertemporales de las distribuciones de la renta, calculamos los índices de reordenación implícitos basados en la generalización de los índices de Atkinson (1980) y Plotnick (1981) utilizando las variaciones de los índices de Gini generalizados. Estos índices fueron utilizados inicialmente por Duclos (2000), quien los propuso para medir la desigualdad horizontal debida a la reordenación que ocasiona el sistema impositivo.

Esta idea ha sido explotada en Salas (1999) para medir la movilidad regional. Jenkins y Van Kerm (2001) aplican esta idea con el mismo fin, y proponen la generalización basada en el uso de los índices de Gini generalizados de Donaldson y Weymark (1980 y 1983) y Yitzhaki (1983). Estos son los índices calculados en este trabajo. No obstante, proponemos el uso, en este contexto generalizado, de una transformación -que ya realizó Plotnick en el caso del índice basado en el Gini clásico- para normalizar entre cero y uno los índices obtenidos.

Dada una distribución inicial de la renta definida sobre H hogares, $Y = (Y_1, \dots, Y_H)$, evaluamos el vector de rentas equivalentes (Y^e) como las rentas monetarias divididas por la escala de equivalencia (e). Para el hogar i ésimo la renta equivalente queda definida como:

$$Y_i^e = \frac{Y_i}{e(N_i)}$$

donde N_i es el número de miembros del hogar y e es la escala de equivalencia, que satisface $1 \leq e \leq N$. Adoptamos la escala paramétrica propuesta por Buhmann et al. (1988) y Coulter et al. (1992):

$$e(N_i) = N_i^\alpha, \quad 1 \leq \alpha \leq 0,$$

Suponemos que del vector de rentas equivalentes está ordenado de menor a mayor. Esto es,

$$0 \leq Y_1^e \leq Y_2^e \leq \dots \leq Y_H^e$$

De esta forma podemos evaluar el índice de desigualdad de Gini generalizado propuesto por de Donaldson y Weymark (1980 y 1983) y Yitzhaki (1983) como

$$G(Y^e; \nu) = 1 - \frac{\sum_{i=1}^H Y_i^e \frac{(H-i+1)^\nu - (H-i)^\nu}{\nu}}{\bar{Y}^\nu}$$

donde \bar{Y} es la media de las rentas equivalentes y $\nu > 1$ es el parámetro de aversión a la desigualdad. Cuando $\nu=2$ obtenemos el coeficiente de Gini estándar.

A continuación calculamos la distribución final de la renta equivalente con el mismo orden que el inicial

$$X^e = (X_1^e, X_2^e, \dots, X_H^e)$$

Nótese que ahora el vector puede no estar ordenado, porque puede haberse producido un cambio de ordenación entre el periodo inicial y final. Calculamos lo que denominamos el índice de concentración generalizado de la distribución X^e ordenada por Y^e

$$G(X^e, Y^e; v) = 1 - \frac{\sum_{i=1}^H X_i^e (H-i+1)^v - (H-i)^v}{H^v \bar{X}}$$

Se puede demostrar que siempre

$$G(X^e, Y^e; v) \geq G(X^e; v)$$

y con signo de desigualdad estricta si se produce el más mínimo cambio de orden entre el periodo inicial y final. Por el contrario, las dos expresiones coinciden si no hay cambios de orden. En por ello por lo que podemos definir el siguiente índice de movilidad de intercambio, como un índice de reordenación:

$$M(X^e, Y^e; v) = G(X^e, Y^e; v) - G(X^e; v)$$

que es cero si no hay reordenación y positivo si la hay. Para $v=2$, coincide el índice de reordenación de Atkinson (1980) para medir la inequidad horizontal de los impuestos y en Salas (1999) para medir la movilidad entre regiones. Jenkins y Van Kerm (2001) proponen su uso para medir la movilidad de intercambio.

Por último, con la siguiente transformación normalizamos el índice:

$$m(X^e, Y^e; v) = \frac{G(X^e, Y^e; v) - G(X^e; v)}{G(X^e; v)}$$

Esta transformación fue propuesta por Plotnick (1981) para $v=2$ en el caso de la inequidad horizontal. Finalmente, normalizamos temporalmente el índice definiendo:

$$m(X^e, Y^e; v, T) = \frac{G(X^e, Y^e; v) - G(X^e; v)}{G(X^e; v)}^{1/T}$$

donde T el número de años entre el periodo inicial y final.

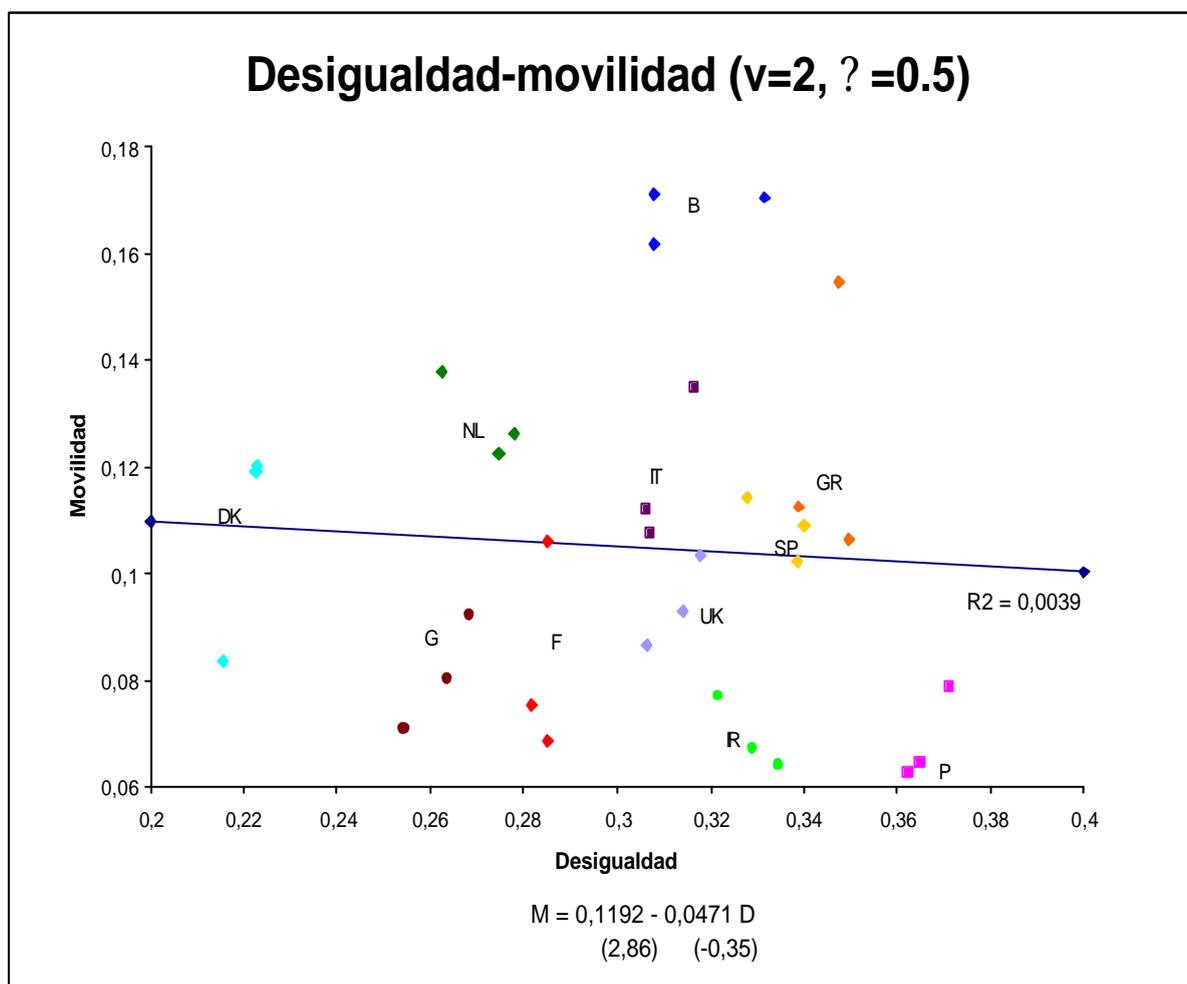
Las medidas de movilidad social y de desigualdad de la distribución de la renta aquí definidas son utilizadas en la próxima sección, en la que se presentan y analizan los resultados empíricos más relevantes.

4. Resultados empíricos.

Como se ha señalado anteriormente, con el fin de contrastar la relación empírica de la desigualdad económica y la movilidad social de intercambio, hemos calculado la familia de índices de Gini generalizados propuestos por Donaldson y Weymark (1980 y 1983) y Yitzhaki (1983) y una generalización de las medidas de Atkinson (1980) y Plotkick (1981) aplicadas a la movilidad de rentas, para 11 países de la Unión Europea. Para ello se ha utilizado el Panel de Hogares de la Unión Europea. Así mismo, se ha realizado un análisis de robustez calculando índices con distintos parámetros normativos, que permiten hacer un análisis de sensibilidad de los resultados a las diferentes hipótesis. En el cálculo de estos índices hemos ponderando cada hogar por el número de miembros. Estas familias de índices se presentan de manera ordenada, por países y años, en las Tablas A1-A3 recogidas en el Anexo de este trabajo.

Tal y como puede observarse en el Gráfico 1, no parece existir correlación lineal entre los índices de movilidad y de desigualdad de la distribución de la renta. De hecho, la estimación por mínimos cuadrados ordinarios presenta un R^2 muy bajo, no siendo el coeficiente de la medida de desigualdad significativo.

Gráfico 1: Desigualdad-movilidad, $v=2$, $\alpha=0.5$; años 1994-1996



También se observa en este gráfico que las observaciones para distintos años parecen estar agrupadas por países, lo que es un indicio de la existencia de efectos individuales en la

relación existente entre la movilidad y la desigualdad de rentas. Este resultado no es extraño ya que parece lógico pensar que la influencia de los factores institucionales en cada país sea lo suficiente importante a corto plazo como para evitar fuertes variaciones en los índices de desigualdad o de movilidad de rentas en las observaciones de años sucesivos. Sin embargo, existen países como Holanda, España o Irlanda que parecen presentar una cierta correlación negativa entre estos dos índices en el periodo estudiado; mientras que Reino Unido, Portugal o Alemania, por ejemplo, muestran el efecto contrario. En cualquier caso, estos efectos no parece estar relacionados con la posición relativa de cada país en esta nube de puntos.

Para contrastar de manera más robusta la hipótesis de no correlación entre la movilidad y la desigualdad en la distribución de la renta y dados los resultados observados en el Gráfico 1, se ha considerado adecuado estimar un modelo con efectos individuales por países mediante mínimos cuadrados generalizados. Los resultados de esta estimación se presentan en la Tabla 1.

Tabla 1. Regresión de la relación entre movilidad y desigualdad

Índice de movilidad ($v=2$; $\rho=0.5$)	Coefficientes	Estadístico t
Constante	-0.1541	-0.41
1995	-0.0145	-2.74
1996	-0.0108	-2.06
S-Gini ($v=2$; $\rho=0.5$)	1.3289	0.71
S-Gini ² ($v=2$; $\rho=0.5$)	-1.6187	-0.70
γ (v_i)	0.0278	
γ ($u_{i,t}$)	0.0121	
γ	0.8395	
Test de Hausman χ^2 (g.l.4)	1.820	
Test de Breusch-Pagan χ^2 (g.l.1)	21.78	

Esta tabla muestra, asimismo, el valor del test de Hausman (1978) y del test del multiplicador de Lagrange para efectos individuales desarrollado por Breusch y Pagan (1980). Bajo la hipótesis nula de no existencia de efectos individuales este estadístico se distribuye siguiendo una χ^2 con un grado de libertad. En este caso se puede rechazar la hipótesis nula y, por tanto, los parámetros estimados se han de controlar por la existencia de efectos individuales. Este resultado, unido a la no significatividad del test de Hausman permite concluir que un modelo de efectos aleatorios es más eficiente que la estimación por mínimos cuadrados ordinarios. De acuerdo con esto, se pueden considerar las estimaciones presentadas en esta Tabla 1 como las más adecuadas para estudiar la relación entre los índices de desigualdad y movilidad.

A partir de estos resultados, puede observarse que no existe una relación cuadrática significativa entre el índice de desigualdad de renta S-Gini y el índice de movilidad de rentas de Atkinson-Plotnick generalizado para ν igual a dos y las escalas de equivalencia calculadas con un α igual a 0.5. Asimismo, se han probado distintas especificaciones funcionales alternativas (incluyendo funciones logarítmicas, semi-logarítmicas y exponenciales) y distintos parámetros para ν y α y, en todos los casos, no se observa la existencia de una relación significativa entre los índices de desigualdad y movilidad.

Únicamente los efectos temporales, recogidos mediante dos variables ficticias para los años 1995 y 1996, y los efectos individuales de los distintos países han resultado significativos, confirmando, por tanto, la relación planteada en el modelo teórico presentado en este trabajo. Más aún, los efectos individuales sugieren que en cada país las preferencias sociales (transmitidas al gobierno mediante los procesos electorales), junto a un conjunto de restricciones de carácter económico, determinan la combinación de movilidad y desigualdad de rentas socialmente aceptable, sin que se presente un verdadero trade-off entre estas dos variables.

5. Conclusiones.

En un intento de estudiar la relación entre la desigualdad en la distribución de la renta y la movilidad social, en este trabajo se aporta evidencia teórica y empírica sobre la no correlación de estas variables. Así, la conclusión fundamental del modelo teórico presentado es que la movilidad y la desigualdad en la distribución de la renta no se encuentran teóricamente relacionadas, ni siquiera cuando existe un sector público que lleva a cabo programas de redistribución de la renta.

Por otro lado, para confirmar empíricamente la validez del modelo, se han calculado índices de movilidad social de intercambio y de desigualdad de la renta para 11 países de la Unión Europea en el periodo 1994-1996, utilizando el Panel de Hogares de la Unión Europea (ECHP). La desigualdad de intercambio, utilizando las variaciones de los índices de Gini generalizados, se ha medido utilizando los índices de reordenación implícitos basados en la generalización de los índices de Atkinson (1980) y Plotkick (1981). Por otro lado, la desigualdad en la distribución de la renta se mide utilizando los índices de Gini generalizados.

Una vez calculados los índices, se ha puesto en relación la movilidad social y la desigualdad económica. Dado que estos índices están definidos una vez fijados determinados parámetros normativos, las comparaciones siempre se han realizado entre medidas de movilidad y desigualdad que utilizan los mismos parámetros.

Cabe destacar que un simple análisis gráfico permite observar una baja correlación lineal entre estas dos variables, tanto año a año, como de manera conjunta para los tres periodos analizados. Sin embargo, para comprobar la robustez de este resultado, se ha estimado un modelo de efectos aleatorios mediante el uso de la técnica de mínimos

cuadrados generalizados. En este caso, también se ha verificado que no existe una relación significativa entre estas dos variables, incluso una vez corregidos los efectos individuales de los distintos países.

Por otro lado, los efectos individuales de los diferentes países estudiados sugieren que en cada país las preferencias sociales (transmitidas al gobierno mediante los procesos electorales), junto a un conjunto de restricciones de carácter económico, determinan la combinación de movilidad y desigualdad de rentas socialmente aceptable, sin que se presente un verdadero trade-off entre estas dos variables. Creemos que esta observación abre una posible vía de investigación para trabajos futuros sobre estos temas.

6. Bibliografía.

Atkinson, A.B. (1980), "Horizontal Equity and the Distribution of the Tax Burden", en Aaron y Boskin (eds.), *The Economics Of Taxation*, The Brookings Institution.

Breusch, T. and Pagan, A. (1980), "The LM Test and its Applications to Model Specification in Econometrics." *Review of Economic Studies*, 47, 239-254.

Buhmann, B., Rainwater, L., Schmauss, G. y T. Smeeding (1988), "Equivalence Scales, Well-being, Inequality and Poverty: Sensitivity Estimates Across Ten Countries Using The Luxembourg Income Study Database", *The Review of Income and Wealth*, 34, 115-142.

Chakravarty, S., B. Dutta y J. Weymark (1985), "Ethical Indices of Income Mobility", *Social Choice and Welfare*, 2, 1-21.

Coulter, F.A., Cowell, F.A. y S.P. Jenkins (1992), "Difference in Needs and Assessment of Income Distributions", *Bulletin of Economic Research*, 44, 77-124.

Cowell, F.A. (1985), "Measures of Distributional Change: An Axiomatic Approach", *Review of Economic Studies*, 52, 135-151.

Dardanoni, V. (1993), "Measuring Income Mobility", *Journal of Economic Theory*, 61, 372-394.

Donaldson, D. y J.A. Weymark (1980), " A Single Parameter Generalization of the Gini Index and Inequality", *Journal of Economic Theory*, 22, 67-86.

Donaldson, D. y J.A. Weymark (1983), "Ethical Flexible Indices for Income Distributions in the Continuum", *Journal of Economic Theory*, 29, 353-358.

Duclos, J.-Y. (2000), "Gini indices and Redistribution of Income", *International Tax and Public Finance*, 7, 141-162.

Fields, G. y E. Ok (1996), "The Meaning and Measurement of Income Mobility", *Journal of Economic Theory*, 71, 349-377.

Fields, G. y E. Ok (1999), "The Measurement of Income Mobility: An Introduction to the Literature", en J. Sibling, *Handbook of Income Inequality Measurement*, Kluwer Academic Press, Dordrecht.

Hausman, J. (1980), "Specification Tests in Econometrics", *Econometrica*, 46, 1251-1271.

Jenkins, S.P. y P. Van Kerm (2001), "From Rags to Riches: Are Income Changes Redistributive?", PhD. Thesis, unpublished.

King, M. (1983), "An Index of Inequality: with Applications to Horizontal Equity and Social Mobility", *Econometrica*, 51, 99-115.

Markandaya, A. (1982), "Intergenerational Exchange Mobility and Economic Welfare", *European Economic Review*, 17, 97-102.

Plotnick, R. (1981), "A Measure of Horizontal Inequity", *Review of Economics and Statistics*, 63, 283-288.

Ruiz-Castillo, J. (2000), "The Measurement of Structural and Exchange Income Mobility", *Universidad Carlos III de Madrid Working Paper 00-56*, Economic Series.

Salas, R. (1999), "Convergencia, movilidad y redistribución interterritorial en España: 1981-1996", *Papeles de Economía Española*, 80, 19-28.

Shorrocks, A.F. (1978a), "The Measurement of Mobility", *Econometrica*, 46, 1013-1024.

Shorrocks, A.F. (1978b), "Income Inequality and Income Mobility", *Journal of Economic Theory*, 10, 376-393.

Van Kerm, P. (2001), "What Lies Behind Income Mobility? Reranking and Distributional Change in Belgium, Germany and the USA", mimeo.

Yitzhaki, S. (1983), "On an Extension of the Gini Inequality Index", *International Economic Review*, 24, 617-628.

Anexo.

Tabla A1: Índices de desigualdad y de movilidad para el año 1996

Rentas de 1996		Índice de Desigualdad			Índice de Movilidad		
		alfa=0.25	alfa=0.5	alfa=0.75	alfa=0.25	alfa=0.5	alfa=0.75
Belgium	v=2,0	0.3155	0.3079	0.3134	0.1635	0.1712	0.1657
	v=3,0	0.4206	0.4064	0.4098	0.1525	0.1625	0.1578
Denmark	v=2,0	0.2383	0.2226	0.2251	0.1140	0.1192	0.1149
	v=3,0	0.3353	0.3071	0.3052	0.1076	0.1187	0.1197
France	v=2,0	0.2906	0.2851	0.2931	0.0684	0.0687	0.0656
	v=3,0	0.3983	0.3896	0.3994	0.0707	0.0726	0.0688
Germany	v=2,0	0.2561	0.2544	0.2671	0.0702	0.0707	0.0664
	v=3,0	0.3553	0.3499	0.3645	0.0723	0.0747	0.0709
Greece	v=2,0	0.3550	0.3497	0.3515	0.1042	0.1064	0.1055
	v=3,0	0.4858	0.4772	0.4778	0.0970	0.1003	0.1003
Ireland	v=2,0	0.3330	0.3290	0.3352	0.0682	0.0674	0.0640
	v=3,0	0.4443	0.4359	0.4406	0.0691	0.0717	0.0704
Italy	v=2,0	0.3093	0.3068	0.3135	0.1094	0.1080	0.1021
	v=3,0	0.4355	0.4316	0.4392	0.1133	0.1118	0.1053
Netherlands	v=2,0	0.2593	0.2624	0.2801	0.1350	0.1379	0.1321
	v=3,0	0.3664	0.3654	0.3843	0.1358	0.1386	0.1321
Portugal	v=2,0	0.3676	0.3624	0.3642	0.0617	0.0628	0.0630
	v=3,0	0.4977	0.4874	0.4864	0.0638	0.0655	0.0658
Spain	v=2,0	0.3471	0.3402	0.3417	0.1086	0.1091	0.1052
	v=3,0	0.4719	0.4625	0.4638	0.1124	0.1139	0.1100
UK	v=2,0	0.3172	0.3178	0.3286	0.1076	0.1036	0.0967
	v=3,0	0.4388	0.4363	0.4470	0.1047	0.1037	0.0980
Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la tercera y de la cuarta ola del Panel de Hogares de la Unión Europea.							
Nota: Los índices de movilidad presentados son los S-Gini y los índices de movilidad los índices de Atkinson-Plotnick generalizados							

Tabla A2: Índices de desigualdad y de movilidad para el año 1995

Rentas de 1995		Índice de Desigualdad			Índice de Movilidad		
		alfa=0.25	alfa=0.5	alfa=0.75	alfa=0.25	alfa=0.5	alfa=0.75
Belgium	v=2,0	0.3132	0.3078	0.3156	0.1567	0.1618	0.1557
	v=3,0	0.4178	0.4056	0.4114	0.1454	0.1529	0.1488
Denmark	v=2,0	0.2399	0.2231	0.2232	0.1079	0.1201	0.1231
	v=3,0	0.3380	0.3088	0.3042	0.0982	0.1155	0.1226
France	v=2,0	0.2867	0.2818	0.2898	0.0733	0.0752	0.0736
	v=3,0	0.3914	0.3829	0.3929	0.0723	0.0758	0.0744
Germany	v=2,0	0.2646	0.2636	0.2764	0.0803	0.0803	0.0751
	v=3,0	0.3653	0.3611	0.3757	0.0848	0.0856	0.0797
Greece	v=2,0	0.3430	0.3391	0.3429	0.1099	0.1126	0.1124
	v=3,0	0.4717	0.4647	0.4674	0.1039	0.1083	0.1092
Ireland	v=2,0	0.3388	0.3346	0.3404	0.0640	0.0640	0.0615
	v=3,0	0.4524	0.4440	0.4487	0.0627	0.0634	0.0612
Italy	v=2,0	0.3069	0.3061	0.3145	0.1128	0.1123	0.1069
	v=3,0	0.4286	0.4270	0.4368	0.1121	0.1128	0.1077
Netherlands	v=2,0	0.2741	0.2782	0.2962	0.1316	0.1264	0.1134
	v=3,0	0.3779	0.3786	0.3986	0.1245	0.1229	0.1106
Portugal	v=2,0	0.3708	0.3650	0.3663	0.0647	0.0646	0.0635
	v=3,0	0.5028	0.4926	0.4913	0.0677	0.0684	0.0672
Spain	v=2,0	0.3444	0.3387	0.3419	0.1019	0.1023	0.0990
	v=3,0	0.4697	0.4618	0.4652	0.1044	0.1059	0.1024
UK	v=2,0	0.3049	0.3063	0.3183	0.0896	0.0865	0.0811
	v=3,0	0.4264	0.4247	0.4367	0.0890	0.0872	0.0821
Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la segunda y de la tercera ola del Panel de Hogares de la Unión Europea.							
Nota: Los índices de desigualdad presentados son los S-Gini y los índices de movilidad los índices de Atkinson-Plotnick generalizados							

Tabla A3: Índices de desigualdad y de movilidad para el año 1994

Rentas de 1994		Índice de Desigualdad			Índice de Movilidad		
		alfa=0.25	alfa=0.5	alfa=0.75	alfa=0.25	alfa=0.5	alfa=0.75
Belgium	v=2,0	0.3379	0.3315	0.3371	0.1620	0.1705	0.1721
	v=3,0	0.4416	0.4296	0.4341	0.1636	0.1762	0.1800
Denmark	v=2,0	0.2310	0.2156	0.2173	0.0741	0.0834	0.0846
	v=3,0	0.3286	0.3009	0.2978	0.0847	0.0992	0.1023
France	v=2,0	0.2884	0.2852	0.2947	0.1020	0.1062	0.1047
	v=3,0	0.3956	0.3892	0.4005	0.1072	0.1119	0.1085
Germany	v=2,0	0.2700	0.2684	0.2807	0.0922	0.0923	0.0862
	v=3,0	0.3746	0.3702	0.3843	0.0944	0.0939	0.0873
Greece	v=2,0	0.3533	0.3476	0.3491	0.1527	0.1547	0.1521
	v=3,0	0.4828	0.4737	0.4736	0.1431	0.1464	0.1456
Ireland	v=2,0	0.3259	0.3216	0.3277	0.0766	0.0771	0.0742
	v=3,0	0.4394	0.4312	0.4363	0.0729	0.0749	0.0733
Italy	v=2,0	0.3191	0.3165	0.3228	0.1364	0.1351	0.1288
	v=3,0	0.4433	0.4396	0.4469	0.1399	0.1391	0.1324
Netherlands	v=2,0	0.2703	0.2746	0.2929	0.1254	0.1224	0.1121
	v=3,0	0.3706	0.3716	0.3923	0.1131	0.1123	0.1040
Portugal	v=2,0	0.3773	0.3713	0.3722	0.0774	0.0789	0.0786
	v=3,0	0.5117	0.5014	0.4998	0.0818	0.0837	0.0831
Spain	v=2,0	0.3345	0.3278	0.3303	0.1144	0.1143	0.1095
	v=3,0	0.4583	0.4492	0.4516	0.1194	0.1210	0.1166
UK	v=2,0	0.3139	0.3142	0.3250	0.0967	0.0929	0.0863
	v=3,0	0.4364	0.4340	0.4450	0.0977	0.0948	0.0882
Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la primera y la segunda ola del Panel de Hogares de la Unión Europea.							
Nota: Los índices de desigualdad presentados son los S-Gini y los índices de movilidad los índices de Atkinson-Plotnick generalizados							