

Implicaciones distributivas de la agregación de ingresos dentro del hogar: una aproximación a través de índices de movilidad

**Documento preparado para el V Encuentro de Economía Pública
Zaragoza, Febrero 2000**

Javier Ruiz-Castillo

Universidad Carlos III de Madrid

Mercedes Sastre García

Universidad Complutense de Madrid

1. Introducción

La relación entre los ingresos percibidos individualmente y el nivel de vida disfrutado está determinada por la pertenencia de los individuos a hogares. Por poner un ejemplo, las decisiones laborales de los individuos, que condicionan la distribución de rentas del trabajo, no son independientes de las decisiones del resto de miembros del hogar. El propio hecho de pertenecer a la fuerza de trabajo puede estar condicionado por las necesidades económicas del hogar. Por otra parte, los ingresos percibidos a título individual no constituyen un buen indicador del nivel de vida de las personas, debido a que dichos ingresos se comparten, en mayor o menor medida, dentro del hogar.

El análisis de la distribución individual de la renta muestra para el caso español un incremento en la dispersión durante la década de los ochenta, mientras que, para dicho período, los estudios documentan descensos en la desigualdad relativa entre los hogares¹. Por otra parte, durante la citada década, se produjeron importantes transformaciones tanto en la estructura de los hogares como en las distribuciones de ingresos de los individuos, que afectan a la relación entre la distribución individual y familiar. Estas alteraciones tienen un impacto potencial sobre la dispersión de la renta de los hogares y su evolución. Entre ellas hay que destacar el considerable crecimiento de la participación de las mujeres en el mercado de trabajo, y el aumento en el número medio de perceptores por hogar. A este respecto, es importante señalar que la dispersión de la renta entre las familias no viene determinada únicamente por la desigualdad de los ingresos de los individuos que forman el hogar ya que la agregación sucesiva de rentas puede ocasionar cambios en la posición relativa de los hogares, que alteren la forma de la distribución agregada.

Dados estos antecedentes, el objetivo de este trabajo es doble. En primer lugar, estudiaremos las conexiones entre la distribución personal y familiar de la renta. Para ello, se examinarán las implicaciones distributivas de la agregación de ingresos de los individuos dentro del hogar; y la contribución de los ingresos de los distintos tipos de individuos a la desigualdad global.

¹ Veasé Alvarez Aledo *et al.*(1996), y M.Sastre (1999). Las estimaciones de las EPF referidas a datos de renta han de tomarse con cautela debido, entre otros, a problemas de subestimación de los ingresos (Sanz (1995)), y a las diferentes características de las subpoblaciones de perceptores de rentas del capital en las dos fechas. En M.Sastre (1999) se hace un análisis detallado de la distribución individual de ingresos.

Por otra parte, desde una perspectiva temporal, estamos interesados en conocer hasta que punto la forma en que los individuos se agrupan en hogares es responsable de la tendencia divergente entre la evolución de la desigualdad de la distribución personal y familiar de la renta experimentada en España durante la década de los ochenta.

Desde el punto de vista de la Economía del Bienestar, se reconoce que el análisis de la distribución de la renta en un momento del tiempo es insuficiente para evaluar el bienestar económico agregado de una sociedad. En este sentido, sería preferible prestar atención a la renta agregada de los individuos a lo largo de su ciclo vital, y conocer las variaciones en sus posiciones relativas. Así, por ejemplo, si se produjeran permutaciones en las posiciones relativas de los individuos a lo largo del tiempo, un crecimiento en la dispersión de la distribución entre dos períodos podría ocasionar disminuciones en la desigualdad de la renta agregada, que no quedarían recogidas por aquellos indicadores que estiman la desigualdad en un momento dado del tiempo. En este sentido la aplicación de índices de movilidad ha permitido tradicionalmente la evaluación de dichos conceptos.

Dado el paralelismo entre el análisis dinámico de la movilidad de la renta expuesto anteriormente, y la composición de la renta del hogar como suma de las percepciones individuales de los miembros que lo integran; la utilización de índices de movilidad, tradicionalmente empleados en un contexto de crecimiento, nos permitirá una mejor comprensión del proceso de formación de la renta de las familias, así como la identificación de factores explicativos de su desigualdad. Para ello, emplearemos el índice de movilidad de Chakravarty, Dutta y Weymark (1985) –CDW-, de ahora en adelante-, y la descomposición de dicho índice propuesta por Ruiz-Castillo (1998), como alternativa a los índices descomponibles por fuentes de renta habitualmente utilizados.

El coeficiente de variación y el índice de Gini son los indicadores generalmente empleados en la literatura². Cancian y Reed (1998), Cancian, Danziger y Gottschalk (1993) y Shaw (1989) aplican la descomposición del coeficiente de variación a la distribución de ingresos estadounidense,

² Sin embargo, Cancian y Reed (1998) demuestran que la descomposición del índice de Gini por fuentes de renta no es un indicador significativo del impacto de una fuente de renta sobre la desigualdad de la renta familiar.

mientras que Jenkins (1995) lo hace para el Reino Unido. Entre los trabajos que utilizan la descomposición del índice de Gini se encuentran los de Shorrocks (1983) para el Reino Unido, y los de Karoly y Burtless (1995); Lerman y Yitzhaki (1985); y Danzinger (1980), para el caso estadounidense. Los resultados de estos estudios, que analizan únicamente efecto de las rentas de las mujeres casadas, son sensibles a la forma en que se evalúe el impacto de dichas rentas, y no dan una respuesta inequívoca sobre el efecto estudiado. Los escasos trabajos referidos al caso español, ((Alba y Collado (1998) y Gradín y Otero (1999)), aplican una metodología similar y tampoco encuentran evidencia clara del efecto distributivo de las rentas femeninas.

La principal aportación de este trabajo es el análisis del impacto distributivo de los ingresos de los distintos tipos de individuos que conforman los hogares, no restringiéndonos únicamente al caso de las mujeres casadas como hacen la mayor parte de los estudios, y diferenciando el efecto de la edad, el género y la relación con el sustentador principal. La aplicación de los índices de movilidad de CDW, como alternativa a los índices de desigualdad descomponibles por fuentes de renta, evita los problemas que estos últimos plantean y aporta elementos interesantes al debate.

El resto del trabajo se organiza de la siguiente manera. En el segundo apartado se describen los índices utilizados y su descomposición para, en una tercera parte, presentar los datos empleados. En el cuarto apartado se realiza una aplicación empírica de los índices de movilidad y su descomposición para el caso español, finalizando con un apartado en el que se recogen las principales conclusiones.

2. Notas metodológicas

En este trabajo se propone utilizar el enfoque de la movilidad, tradicionalmente aplicado en un contexto dinámico, al problema estático de la formación de la renta total de los hogares. En el caso que nos ocupa, pasaremos del marco temporal de crecimiento de la renta a una aproximación en la que la movilidad permita analizar las implicaciones distributivas de la agregación de rentas dentro del hogar.

De acuerdo con el enfoque desarrollado por CDW (1985) el concepto de movilidad sería el resultado de comparar el bienestar de la estructura de rentas observada con una estructura de rentas hipotética o inmóvil, que mantiene constantes las posiciones relativas ocupadas por los individuos en la distribución inicial. Este índice normativo de CDW presenta mejores propiedades que otros indicadores de movilidad, como el de King (1983), que únicamente considera el impacto de los cambios en las posiciones relativas.

Sea y_k^h la renta del hogar h procedente de la fuente de renta k . Definimos la renta agregada de dicho hogar y_a^h , como la suma de ingresos procedentes de k fuentes de renta, de manera que $y_a^h = \sum_k y_k^h$. Nos limitaremos de momento al caso en que sólo existen dos fuentes de renta, de manera que la renta total del hogar h vendrá dada por la expresión: $y_a^h = (y_1^h + y_2^h)$.

Sea $y_k = (y_k^1, \dots, y_k^h)$ la distribución de los ingresos del tipo k ($k=1,2$) para los h hogares de la población ($i=1, \dots, h$), ordenados de menor a mayor de manera que $y_k^1 \leq y_k^2 \leq \dots \leq y_k^h$. Denotemos por $y_a = \{(y_1^1 + y_2^1), \dots, (y_1^h + y_2^h)\}$ a la distribución de renta agregada para toda la población, y por $\mu(y_1)$ y $\mu(y_2)$ a las medias de los ingresos de las dos fuentes de renta del hogar.

Sea $y_b = \{(y_1^1 + y_{2b}^1), \dots, (y_1^h + y_{2b}^h)\}$ la *distribución agregada hipotética*, es decir, aquella distribución que habría resultado en ausencia de movilidad respecto a la distribución inicial y_1 , siendo³

$$y_{2b} = (y_{2b}^1, \dots, y_{2b}^h) = \left\{ y_1^1 \frac{\mu(y_2)}{\mu(y_1)}, \dots, y_1^h \frac{\mu(y_2)}{\mu(y_1)} \right\}. \quad (1)$$

De esta forma, la proporción del ingreso que cada hogar posee en la distribución hipotética y_b , es la misma que en la distribución de referencia y_1 . Así, $\mu(y_a) = \mu(y_b)$ y la desigualdad relativa de la distribución y_b es igual a la desigualdad de la distribución inicial y_1 : $I(y_b) = I(y_1)$.

³ y_{2b} es la distribución que resultaría si la segunda fuente de renta ($k=2$) estuviese distribuida entre los hogares de forma que cada uno recibiese el mismo porcentaje de dicha renta que la procedente de la fuente de renta $k=1$. De esta forma se cumpliría $I(y_1) = I(y_{2b})$.

Para evaluar el bienestar asociado a una distribución de renta se utilizará una función de bienestar social (FBS) $W: \mathbb{R}^2 \rightarrow \mathbb{R}^1$, siendo $W(Y)$ el bienestar asociado a la estructura de renta Y , donde $W(\cdot)$ es continua, creciente a lo largo del rayo de igualdad y cuyas curvas de indiferencia intersectan dicho rayo. CDW sugieren índices de movilidad de la forma:

$$M_{CDW}(Y) = \left\{ \frac{W(y_a) - W(y_b)}{W(y_b)} \right\}. \quad (2)$$

Este concepto de movilidad implica una comparación del bienestar asociado a la distribución de renta agregada con la distribución que habría resultado en ausencia de movilidad.

Supongamos que nuestra FBS satisface las condiciones descubiertas por Dutta y Esteban (1992)⁴, que permiten expresar el bienestar agregado de una distribución en función de su media, que denominaremos $\mu(y)$, y un índice de desigualdad, que designamos $I(y)$, y que el *trade-off* entre ambos es multiplicativo:

$$W(y) = \mathbf{m}(y)(1 - I(y)). \quad (3)$$

Para realizar esta especificación de la FBS, Dutta y Esteban (1994) demuestran que es necesario determinar el tipo de propiedades a satisfacer por los indicadores de desigualdad utilizados. Aquí nos centraremos en el caso relativo, considerando índices de desigualdad relativa, es decir, aquellos índices que no se ven afectados por cambios proporcionales en todas las rentas. Ruiz-Castillo (1995) muestra que cuando a los requisitos habituales de continuidad, S-concavidad e invarianza ante réplicas de la población, se añade la condición de descomponibilidad aditiva por subgrupos de

⁴ Los supuestos son: S-concavidad, continuidad, invarianza ante réplicas de la población, homoteticidad débil, y monotonicidad a lo largo de rayos desde el origen en el caso relativo; o translabilidad débil y monotonicidad a lo largo de rayos paralelos a la línea de igualdad el caso absoluto.

población⁵, entonces sólo queda un indicador de bienestar relativo, relacionado con el primer índice la desigualdad propuesto por Theil $I(y_1)$, definido de la siguiente manera:

$$W(y) = \mathbf{m}(y)(1 - I_1(y)). \quad (4)$$

$$W(y) = \sum_m \{p_m W(y^m) - \mathbf{m}(y) I_1(\mathbf{m}^*)\}, \quad (5)$$

donde

$$I_1 = \frac{1}{H} \sum_h \left\{ \left(\frac{y^h}{\mathbf{m}(y)} \right) \log \left(\frac{y^h}{\mathbf{m}(y)} \right) \right\}, \quad (6)$$

siendo H el número total de hogares, p_m el peso demográfico de cada uno de los m grupos en que se ha dividido a la población e $I_1(\mathbf{m}^*)$ la desigualdad de la distribución en que cada hogar recibe la renta media del grupo a que pertenece en la partición $m=1, \dots, M$.

Puesto que, por construcción, la media de la distribución agregada es igual a la de la distribución hipotética ($\mu(y_a) = \mu(y_b)$), y la desigualdad de dicha distribución es igual a la dispersión de la distribución de referencia $I(y_b) = I(y_1)$, podemos expresar el indicador de movilidad como:

$$M_{CDW}(Y) = \left\{ \frac{I_1(y_1) - I_1(y_a)}{1 - I_1(y_1)} \right\} * 100. \quad (7)$$

Ruiz-Castillo (1998) propone la descomposición del índice de movilidad $M_{CDW}(Y)$ en la suma de dos términos: *Movilidad Estructural* (ME) y *Movilidad de Intercambio* (MI). Para dicha descomposición es preciso distinguir entre dos tipos de cambios de orden: los producidos entre la primera y la segunda distribución, que denominaremos permutaciones; y aquellos derivados de cambios de orden entre la distribución inicial y la distribución agregada, o reordenaciones.

⁵ La descomponibilidad aditiva implica que el bienestar global se pueda expresarse como la suma ponderada (siendo las ponderaciones los pesos demográficos p_m) del bienestar dentro de los m grupos en que se ha dividido a la población,

La Movilidad Estructural mide la diferencia de bienestar entre la distribución de rentas agregada, una vez eliminadas las permutaciones, y la distribución completamente inmóvil, y_b , capturando el impacto debido a las diferencias en desigualdad de las dos fuentes de renta. La Movilidad de Intercambio recoge el efecto de las permutaciones, con o sin reordenaciones, entre la situación inicial y_1 y la segunda distribución y_2 .

Si hay permutaciones entre y_1 e y_2 la ordenación de ambos vectores diferirá. En ese caso, sea y_2^* el vector y_2 ordenado como el vector inicial y_1 , y sea $y_c = \{(y_1^1 + y_2^{*1}), \dots, (y_1^h + y_2^{*h})\}$. Entonces:

$$M_{CDW}(Y) = ME(Y) + MI(Y), \quad (8)$$

$$ME(Y) = \left\{ \frac{W(y_c) - W(y_b)}{W(y_b)} \right\} * 100 = \left\{ \frac{I(y_1) - I(y_c)}{1 - I(y_1)} \right\} * 100, \quad (9)$$

$$MI(Y) = \left\{ \frac{W(y_a) - W(y_c)}{W(y_b)} \right\} * 100 = \left\{ \frac{I(y_c) - I(y_a)}{1 - I(y_1)} \right\} * 100, \quad (10)$$

Para ilustrar estos conceptos, consideremos los siguientes ejemplos en un mundo formado por dos hogares, cada uno de los cuales está compuesto por dos individuos perceptores de renta, un hombre y una mujer.

Ejemplo 1. Sea $y_1 = (1,2)$ la distribución de ingresos de los hombres e $y_2 = (2,1)$ la distribución de renta de las mujeres, de manera que la distribución de renta total del hogar será $y_a = (3,3)$. Existe una permutación entre y_1 e y_2 , de manera que $y_2^* = (1,2)$ e $y_c = (2,4)$. Puesto que la desigualdad de las distribuciones y_1, y_2 e y_c coincide tendremos que el componente estructural de la movilidad $ME(Y)$, que captura el cambio en bienestar debido a la diferencia en dispersión de la distribución y_2 respecto a la situación inicial y_1 , es igual a cero. Sin embargo, la Movilidad de Intercambio $MI(Y)$

menos la pérdida en el bienestar asociada a la desigualdad existente entre esos grupos

será mayor que cero y recogerá el impacto positivo sobre el bienestar de la permutación ocurrida entre las distribuciones y_1 e y_2 .

Ejemplo 2. Sea $y_1=(1,2)$ la distribución de ingresos de los hombres, $y_2 = (1.9,2)$ la distribución de renta de las mujeres, e $y_a=(2.9,4)$ la distribución de renta total del hogar. En este caso no existen permutaciones entre y_1 e y_2 , de manera que $y_c = y_a = (2.9,4)$. Puesto que la distribución y_2 presenta menor desigualdad que y_1 , se cumple que $I(y_1) > I(y_c)$ de manera que el componente estructural de la movilidad $ME(Y)$ será positivo. Al no existir permutaciones la Movilidad de Intercambio $MI(Y)$ será cero.

Ejemplo 3. Sea $y_1=(1,2)$ la distribución de ingresos de los hombres, $y_2=(6,1)$ la distribución de renta de las mujeres e $y_a=(7,3)$ la distribución agregada. Denominemos $\tilde{y}_2^*=(1,6)$, a la distribución de renta de las mujeres, ordenada de la misma forma que y_1 , de manera que $y_c=(2,8)$. En este caso, las permutaciones de las posiciones individuales entre y_1 e y_2 son tan fuertes que han originado reordenaciones entre y_1 e y_a , provocando que la $ME(Y)$ presente signo negativo, mientras que el impacto positivo de las permutaciones queda recogido en $MI(Y)$. La movilidad total $M(Y)$ puede acabar siendo positiva o negativa dependiendo de la intensidad de las permutaciones.

En Ruiz-Castillo (1998) se demuestra que, en presencia de permutaciones entre la distribución de referencia y_1 e y_2 , e independientemente de que dichas permutaciones originen o no reordenaciones (véase el primer y tercer ejemplo), la Movilidad de Intercambio es socialmente deseable, es decir $MI(Y) > 0$. Por otra parte, también se verifica que $ME(Y) > 0$ siempre que $I(y_1) > I(y_2)$

En los ejemplos anteriores, la interpretación de $M(Y)_{CDW} > 0$ es que el impacto atribuible a la renta de las mujeres es una reducción de la desigualdad de la renta de los hogares. Este resultado puede darse por dos vías distintas: bien debido a diferencias en desigualdad entre las distribuciones de ingresos de hombres y mujeres (efecto recogido en la Movilidad Estructural), o debido al impacto de las permutaciones entre ambas distribuciones, que se recoge en la Movilidad de Intercambio.

Uno de los problemas que plantea esta aproximación reside en el hecho de que, por razones operativas, CDW se restringen al caso de dos períodos. Otra limitación importante del enfoque es la dependencia de los resultados obtenidos a la distribución considerada de referencia.

En el caso de dos períodos, resulta natural considerar como distribución de referencia la del primer período. Pero ¿qué hacer cuando el número de períodos o fuentes de renta es mayor de dos? En el caso que nos ocupa, es decir, la agregación sucesiva de rentas de los individuos hasta formar la renta total del hogar, la elección de la distribución de referencia no es obvia. Tradicionalmente, y a pesar de las objeciones que se pueden hacer al respecto, se ha tomado la distribución de renta de los hombres como aquella respecto a la cual se evalúa el papel distributivo de los ingresos del resto de miembros del hogar. En nuestro caso, hemos optado por tomar como distribución de referencia la distribución de renta de los hogares a la que se le ha substraído la fuente de ingreso cuyo impacto sobre el bienestar queremos evaluar. A tal efecto denominaremos $y_{a-k} = ((y^1_a - y^1_k), \dots, (y^h_a - y^h_k))$, a la distribución de renta de los hogares que excluye la fuente de renta k, de manera que el índice de movilidad de CDW quedará definido como:

$$M(y_{a-k}, y_k)_{CDW} = \left\{ \frac{I_1(y_{a-k}) - I_1(y_a)}{1 - I_1(y_{a-k})} \right\} * 100. \quad (11)$$

Esta ecuación tiene una interpretación muy adecuada para nuestro propósito. Así, cuando $M(y_{a-k}, y_k)_{CDW} > 0$, podemos decir que la fuente de renta k ha tenido un impacto igualador, es decir, que ha contribuido a la reducción de la dispersión de la distribución agregada y_a . La descomposición de la movilidad en los dos términos expuestos anteriormente nos indicará el origen de dicha contribución, que puede deberse a que la desigualdad de y_k es baja respecto a la del resto de las fuentes de ingreso, es decir $I(y_k) < I(y_{a-k})$ y por tanto $ME(y_{a-k}, y_k) > 0$, o bien a que las permutaciones entre y_{a-k} e y_k aminoran la desigualdad global y $MI(y_{a-k}, y_k) > 0$.

3. Datos empleados en el estudio: EPF 80-81 y EPF 90-91

En este trabajo se utilizan las EPF elaboradas por el Instituto Nacional de Estadística para los años 1980-81 y 1990-91. La EPF 80-81 proporciona información para 23.940 hogares representativos de 10.013.089 hogares españoles, mientras que la EPF 90-91 nos da información sobre 21.145 observaciones que representan a 11.292.372 hogares ⁶.

Las EPF ofrecen información sobre los ingresos percibidos por cada miembro del hogar (hasta cuatro perceptores por hogar), y el origen de tales percepciones. Aunque el desglose por fuentes de renta es mucho más extenso en la EPF 90-91, en ambos casos resulta posible diferenciar, al menos, cuatro tipos de ingresos: rentas salariales, ingresos procedentes del trabajo por cuenta propia, rentas del capital y la propiedad e ingresos por transferencias. No obstante, dados los problemas que plantean las rentas del capital y la propiedad⁷, la mayor parte de este estudio excluirá este tipo de ingresos. Nos centraremos, por tanto, en la distribución de ingresos monetarios⁸, definidos en términos anuales y netos de retenciones y cotizaciones sociales, que engloba las rentas procedentes del trabajo (ya sea por cuenta propia o ajena) y aquellas procedentes de transferencias (públicas y privadas).

3.1 Clasificación de los individuos

En este apartado, se presentan algunos datos sobre los subgrupos en que hemos dividido a la población mayor de 15 años. Hemos clasificado como *hombres emancipados* a aquellos hombres que se declaran sustentadores principales o cónyuges. De manera similar, denominaremos *mujeres emancipadas* a aquellas mujeres que aparecen en la encuesta como sustentadoras principales o cónyuges⁹. En el grupo denominado *dependientes* incluimos tanto a hombres como a mujeres no emancipados, es decir, aquellos hombres y mujeres menores de 31 años (*jóvenes*) o mayores de 30 años (*mayores*) que forman parte del hogar, tengan o no algún parentesco con el sustentador o su cónyuge.

⁶ Nos hemos restringido a los hogares con ingresos monetarios totales positivos, eliminando 31 hogares sin ingresos en la EPF 80/81 y 10 hogares en la EPF 90/91.

⁷ En la EPF 80/81 no aparecen rentas negativas del capital y la propiedad, mientras que en la EPF 90/91 encontramos alrededor de 1.700.000 individuos con rentas negativas. Para una descripción más detallada, véase M.Sastre (1999).

⁸ No consideraremos el autoconsumo, el autosuministro, otros ingresos en especie ni otras imputaciones debido a que las EPF no permiten individualizar estos ingresos.

⁹ En estos grupos se incluyen tanto los individuos casados como aquellos en otras situaciones (solteros, divorciados, viudos) que sean sustentadores principales del hogar al que pertenecen.

En el Cuadro 1 se muestra el porcentaje de individuos en cada uno de los grupos, así como el peso relativo de sus ingresos sobre el total del hogar¹⁰.

Cuadro 1
Clasificación de los Individuos mayores de 15 años

	% Individuos		% Perceptores		% Renta del hogar	
	80/81	90/91	80/81	90/91	80/81	90/91
1) HOMBRES EMANCIPADOS	33,2	31,7	55,9	46,1	71,6	64,0
2) MUJERES EMANCIPADAS	35,7	35,2	19,3	25,1	16,3	21,0
3) JÓVENES (4+5)	21,5	24,5	14,4	18,1	7,1	9,0
4) Hombres jóvenes	54,8	13,2	60,1	59,0	63,4	63,3
5) Mujeres jóvenes	45,2	11,3	39,9	41,0	36,6	36,7
6) MAYORES (7+8)	9,7	8,6	10,4	10,7	5,0	6,0
7) Hombres mayores	35,1	3,4	43,6	42,5	48,0	46,7
8) Mujeres mayores	64,9	5,2	56,4	57,5	52,0	53,3
9) DEPENDIENTES (10+11)	31,2	33,1	24,8	28,8	12,1	15,0
10) Hombres dependientes (4+7)	48,7	50,0	53,2	52,9	57,0	56,7
11) Mujeres dependientes (5+8)	51,3	50,0	46,8	47,1	43,0	43,3
TODOS LOS HOMBRES (1+4+7)	48,3	48,2	69,1	61,3	78,5	72,5
TODAS LAS MUJERES (2+5+8)	51,7	51,8	30,9	38,7	21,5	27,5
TOTAL	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

Fuente: Elaboración propia a partir de las EPF

Los resultados muestran un importante crecimiento en el número de mujeres perceptoras de ingresos durante la década (del 31 por ciento del total pasan al 39 por ciento), especialmente intenso en el caso de las mujeres emancipadas, al igual que un incremento en el peso de los

¹⁰ El número de individuos mayores de 15 años representados en la EPF80/81 es de 26.423.199, de los cuales 15.511.074 tienen ingresos monetarios positivos. Las cifras para la EPF 90/91 son 30.237.866 y 20.658.549 individuos respectivamente.

dependientes, principalmente los jóvenes. Por el contrario los hombres pasan de representar el 69 por ciento de los perceptores a comienzos de los 80 al 61 por ciento a finales de la década, debido a la disminución del peso relativo de los hombres emancipados. Asimismo, se produjo durante la década una caída en la importancia relativa de los ingresos de los hombres emancipados sobre el total de ingresos del hogar, acompañada de importantes incrementos en el peso relativo de la renta de las mujeres emancipadas y en menor medida de jóvenes y mayores.

3.2 Desigualdad

Los índices de CDW evalúan la movilidad por la diferencia entre la desigualdad en una situación de referencia y la distribución agregada. Por otra parte, una de las propiedades de la descomposición propuesta por Ruiz-Castillo (1998) es que $ME(Y) \leq 0$ si $I(y_1) \leq I(y_2)$. En consecuencia, consideramos importante conocer la dispersión de los ingresos de los hogares y de los diversos tipos de individuos cuyo impacto distributivo analizaremos a través de índices de movilidad. Para hacer posible la comparación de hogares heterogéneos, supondremos que los hogares difieren únicamente en tamaño, y utilizaremos escalas de equivalencia de la forma habitual en la literatura (Buhman *et al.* (1998)). Evaluaremos la desigualdad a través del índice de Theil(1)¹¹, que permite la descomponibilidad aditiva de la FBS.

Las columnas 2 y 4 del Cuadro 2 muestran la dispersión de las diversas fuentes de renta del hogar, y_k , cuyo impacto sobre la dispersión de la distribución agregada, y_a , se analiza en el siguiente apartado. Para un determinado tipo de individuos, y_k , viene dado por la suma de los ingresos de los individuos de ese grupo que forman parte del hogar. En la tercera y quinta columnas de dicho cuadro se presenta la desigualdad de las distribuciones de referencia¹², y_{a-k} , que utilizaremos en el análisis empírico.

¹¹ El índice Theil (1) no está definido para ingresos negativos o nulos, por lo que sólo analizaremos la distribución de perceptores de ingresos positivos. Presentamos los resultados para $\Theta = 0.5$, siendo el signo y la cuantía de las variaciones robustos a la elección de escalas de equivalencia. Los resultados para otros índices relativos de desigualdad y otras escalas de equivalencia se encuentran a disposición de los interesados.

¹² Es decir, la distribución de renta de los hogares que excluye la fuente de renta k .

Cuadro 2
Desigualdad Relativa Theil (1)
Distribución de renta monetaria*

	EPF	80/81	EPF	90/91
	Yk	Ya-k	Yk	Ya-k
Hombres emancipados	0,194	0,276	0,200	0,261
Mujeres emancipadas	0,285	0,181	0,262	0,188
Dependientes	0,261	0,195	0,259	0,191
Jóvenes	0,251	0,197	0,282	0,197
Hombres jóvenes	0,244	0,185	0,247	0,165
Mujeres jóvenes	0,263	0,165	0,314	0,155
Mayores	0,272	0,194	0,223	0,196
Hombres mayores	0,251	0,187	0,196	0,211
Mujeres mayores	0,276	0,170	0,231	0,167
Todos los Hombres	0,184	0,299	0,191	0,285
Todos las Mujeres	0,297	0,184	0,276	0,192

* Excluyendo rentas del capital y la propiedad.

Escala de equivalencia: Theta=0.5

Fuente: Elaboración propia a partir de las EPF

La dispersión de los ingresos femeninos es considerablemente superior a la de las rentas masculinas (especialmente en el caso de las mujeres emancipadas en la EPF 80-81 y las jóvenes en la EPF 90-91). Por otra parte, a lo largo de la década se producen incrementos en la desigualdad de los ingresos de los hombres (excepto en el caso de los mayores) y caídas en la dispersión de los ingresos femeninos (excepto las jóvenes). La desigualdad de la distribución de referencia es especialmente elevada cuando se eliminan las rentas masculinas, y presenta los menores valores al excluir las rentas de las mujeres, tanto jóvenes como mayores.

Si la desigualdad de la fuente de renta k es baja respecto al resto de ingresos, es decir si

$I(y_k) < I(y_{a-k})$ se cumple que la Movilidad Estructural es positiva. Este será el caso para las rentas de los hombres emancipados y la totalidad de varones, ocurriendo lo contrario para el resto de grupos.

4. Índices de movilidad y su descomposición: una aplicación a las EPF españolas

En esta sección se presentan los resultados de la aplicación empírica del índice de CDW (1985) y su descomposición a los datos de la EPF 90-91¹³.

Definamos la renta agregada del hogar h , y_a^h , como la suma de ingresos procedentes de k fuentes de renta, de manera que $y_a^h = \sum_k y_k^h = y_{he}^h + y_{me}^h + y_{hj}^h + y_{mj}^h + y_{hm}^h + y_{mm}^h$. El subíndice *he* se refiere a las rentas de los hombres emancipados, *me* a los ingresos de las mujeres emancipadas, *hj* a la suma de ingresos de los hombres jóvenes presentes en el hogar, *mj* a la suma de rentas de las mujeres jóvenes, *hm* al total de ingresos de los hombres mayores y *mm* al total de rentas de las mujeres mayores pertenecientes al hogar h .

Estudiaremos el impacto distributivo de la fuente de ingresos k , (y_k) , tomando como distribución de referencia a la distribución de ingresos monetarios de los hogares a la que se le ha sustraído dicha fuente de ingreso (y_{a-k}) . De esta forma, el signo positivo (negativo) del índice $M(y_{a-k}, y_k)$ indicará que la fuente de renta k ha tenido un impacto igualador (desigualador), es decir, que ha contribuido a la reducción (incremento) de la dispersión de la distribución agregada (y_a) . La descomposición de la movilidad en Movilidad Estructural y Movilidad de Intercambio permitirá conocer el origen de dicha contribución, que puede deberse tanto a que la desigualdad de y_k es baja (alta) respecto a la del resto de las fuentes de renta, en cuyo caso la $ME(y_{a-k}, y_k)$ sería positiva (negativa), como al efecto positivo sobre la desigualdad de las permutaciones entre y_{a-k} e y_k , que conllevaría que la $MI(y_{a-k}, y_k)$ fuese positiva.

¹³ El análisis se ha realizado para la distribución de renta monetaria de los hogares, ajustada a través del procedimiento habitual de parametrización de las escalas de equivalencia (Buhman *et al.* 1988). Los resultados presentados son para el valor del parámetro $\theta = 0.5$. Los datos para otros valores muestran un perfil similar y están disponibles a petición del interesado.

El resto de la sección se divide en cuatro apartados. En primer lugar se estudia el impacto distributivo de los ingresos femeninos, para pasar en el segundo apartado a la contribución de las rentas de los hombres a la desigualdad global. En el tercer apartado se analiza el efecto de los ingresos de los dependientes, diferenciando en razón de su edad y sexo, para concluir en el cuarto apartado con algunos comentarios sobre la evolución de la movilidad en los años ochenta.

4.1 Efecto de los ingresos femeninos sobre el bienestar.

La mayoría de los estudios que analizan el impacto distributivo de los ingresos femeninos se restringen a estudiar únicamente el efecto de las rentas de las mujeres casadas en edad de trabajar¹⁴, aplicando índices de desigualdad descomponibles por fuentes de renta. Para el caso español, el estudio de Alba y Collado (1998) concluye que la participación de la mujer en el mercado de trabajo contribuye sólo ligeramente a la reducción de la desigualdad, mientras que Gradín y Otero (1999) no obtienen resultados definitivos, dependiendo éstos de la distribución de referencia considerada.

En nuestro caso, no sólo analizaremos el impacto de las rentas de las mujeres casadas, sino que adicionalmente estudiaremos el de la totalidad de ingresos percibidos por las mujeres, independientemente de su relación con el sustentador principal y el origen de sus rentas.

En primer lugar examinaremos el impacto distributivo de la renta de las mujeres emancipadas. Los resultados para la EPF 1990/1991, diferenciados para diversos tipos de hogares, se presentan en el Cuadro 3.

¹⁴ Entre otros, Cancian y Reed (1998) y S. Dazinger (1980) para el caso estadounidense.

Cuadro 3

Descomposición del índice CDW. Impacto de las rentas femeninas.

$Y1^*=Rta$ monetaria del hogar- rta mujeres, $Y2^*=Rta$ mujeres,

$Ya^*=Rta$ monetaria del hogar.

EFP 90/91			
	Mov.Total	Mov.Estructural	Mov.Intercambio
P2R (a)	3,406	-3,596	7,002
P2RML (b)	2,897	-3,206	6,103
P2RMT (c)	7,366	-0,872	8,238
P (d)	0,001	-9,537	9,538
Hogares con mujeres receptoras	5,311	-3,780	9,091
Hogares con mujeres	1,699	-11,372	13,071
Todos los hogares	1,933	-11,379	13,312

(a) Parejas con los dos cónyuges perceptores de renta. (b) Parejas con los dos cónyuges perceptores de renta. y principal fuente de renta de las mujeres: trabajo. (c) Parejas con los dos cónyuges perceptores de renta y principal fuente de renta de las mujeres: transferencias. (d) Todas las parejas.

*Escala de equivalencia: $\Theta=0.5$

Fuente: Elaboración propia a partir de las EPF

En caso de las parejas en las que los dos cónyuges perciben algún ingreso monetario (caso a), la mejora en el bienestar inducida por los ingresos femeninos supera el 3 por ciento. Dicha mejoría se debe al efecto positivo de las permutaciones producidas por los ingresos de las mujeres (la Movilidad de Intercambio presenta signo positivo). Dichas permutaciones originan cambios en la posición relativa de los hogares que disminuyen la desigualdad de la renta agregada. El signo negativo de la Movilidad Estructural amortigua el efecto positivo sobre el bienestar producido por las permutaciones, y es consecuencia de la alta dispersión interna de las rentas femeninas.

Hemos diferenciado aquellas parejas en las que las mujeres obtienen ingresos principalmente en el mercado de trabajo, ya sea como asalariadas o trabajadoras por cuenta propia

(caso b), de aquellas en las que los ingresos femeninos proceden mayoritariamente de transferencias públicas o privadas (caso c). En esta última situación, el impacto sobre el bienestar es considerablemente superior, cercano al 7 por ciento, debido de nuevo al efecto positivo de las permutaciones, que compensa el reducido valor negativo de la Movilidad Estructural, reflejo de la pequeña dispersión en ese colectivo de mujeres receptoras de transferencias. Cuando consideramos a todas las parejas (caso d), el impacto distributivo de los ingresos femeninos es prácticamente nulo. Las magnitudes de la Movilidad Estructural y de Intercambio son similares, aunque de signo contrario, lo que neutraliza su efecto sobre el bienestar.

En las tres últimas filas del Cuadro 3 se muestran los resultados para la totalidad de ingresos femeninos, es decir, considerando las rentas de las mujeres emancipadas y no emancipadas (jóvenes y mayores). En este caso, el impacto sobre el bienestar de la totalidad de rentas femeninas es positivo, y mayor en el caso de considerar únicamente a los hogares con mujeres receptoras de ingresos.

Los resultados obtenidos en el caso de restringirnos a las parejas con ambos cónyuges con edades comprendidas entre los 16 y 64 años¹⁵ (muestra utilizada en la mayoría de trabajos), son muy similares a las comentadas para el conjunto de la población, pudiendo apreciarse un efecto distributivo de los ingresos de las mujeres ligeramente menor que en el caso de incluir a los individuos mayores de 64 años.

Por tanto, podemos concluir que, exceptuando el caso de las mujeres emancipadas cuya principal fuente de renta son las transferencias, los ingresos femeninos no han tenido un claro impacto igualador, habiendo sido su contribución a la desigualdad de la distribución de renta familiar prácticamente neutral.

¹⁵ Los resultados se encuentran a disposición de los interesados.

4.2 Efecto de los ingresos masculinos sobre el bienestar.

Aunque habitualmente no se estudie el impacto distributivo de la renta de los hombres, la aplicación del índice de Movilidad de CDW nos permite estimar su contribución de manera similar a la del resto de individuos. Los resultados se presentan en el Cuadro 4.

Cuadro 4

Descomposición del índice CDW. Impacto de los ingresos masculinos.

Y1*=Rta del hogar-rta hombres, Y2*=Rta hombres, Ya*=Rta del hogar

EFP 90/91			
	Mov.Total	Mov.Estructural	Mov.Intercambio
P2R(a)	12,419	3,227	9,193
P(b)	15,848	4,725	11,123
Hogares con hombres receptores	20,146	9,633	10,513
Hogares con hombres	19,499	6,572	12,927
Todos los hogares	17,997	-7,521	25,518

(a) Parejas con los dos cónyuges perceptores de renta. (b) Todas las parejas.

*Escala de equivalencia: $\Theta=0.5$

Fuente: Elaboración propia a partir de las EPF

Al examinar la contribución de las rentas masculinas hemos de tener en cuenta que dichos ingresos constituyen la principal fuente de renta de los hogares, representando alrededor de dos tercios de la renta total, y que la distribución de referencia, es decir, aquella que excluye la renta de los hombres, presenta un alto grado de desigualdad. Esto, unido al hecho de que los ingresos de los hombres estén mejor distribuidos que los del resto de individuos, provocará que, en la mayoría de los casos, la Movilidad Estructural sea positiva. Por su parte, la Movilidad de Intercambio también presenta signo positivo, recogiendo el impacto igualatorio de las permutaciones inducidas por la renta de los hombres.

Por consiguiente, como era de esperar, el impacto de las rentas masculinas es igualitario y su magnitud es considerablemente superior a la de los ingresos femeninos. Dicho efecto es sustancialmente mayor al considerar las rentas de todos los varones (como se aprecia en las tres últimas filas del Cuadro 4) que cuando nos restringimos al análisis de las rentas de los hombres emancipados.

4.3 Efecto de los ingresos de los dependientes sobre el bienestar.

Las rentas de estos individuos tienen un impacto igualador de la distribución familiar de ingresos, especialmente intensa en el caso de considerar únicamente a aquellos hogares con dependientes perceptores de renta, y que se debe fundamentalmente a las permutaciones que dichas rentas producen en las posiciones relativas de los hogares.

Cuadro 5

Descomposición del índice CDW. Impacto de los ingresos de los dependientes.

$Y1^* = Rta \text{ del hogar} - rta \text{ dependientes}$, $Y2^* = Rta \text{ dependientes}$, $Ya^* = Rta \text{ del hogar}$

EFP 90/91			
	Mov.Total	Mov.Estructural	Mov.Intercambio
Hogares con dependientes receptores	8,958	-2,685	11,642
Todos los hogares	4,406	-12,469	16,875
<i>Impacto dependientes según sexo</i>			
Hogares con hombres depend. receptores	8,414	-1,586	10,000
Hogares con mujeres depend. Receptoras	2,316	-8,801	11,116
Todos los hogares (impacto hombres dep.)	5,079	-4,273	9,359
Todos los hogares (impacto mujeres dep.)	1,316	-6,909	8,225

*Escala de equivalencia: $\Theta = 0.5$

Fuente: Elaboración propia a partir de las EPF

A continuación examinaremos separadamente la contribución de los *jóvenes y mayores dependientes* en función de su sexo. Los resultados se exponen en el Cuadro 6.

Cuadro 6

Descomposición del índice CDW. Impacto de los ingresos de los dependientes según sexo y edad.

Y1*=Rta del hogar-rta dependientes, Y2*=Rta dependientes, Ya*=Rta del hogar

EFP 90/91			
	Mov.Total	Mov.Estructural	Mov.Intercambio
Todos los hogares			
Efecto rentas de los jóvenes	2,151	-9,623	11,774
Efecto rentas de los hombres jóvenes	1,205	-6,793	7,998
Efecto rentas de las mujeres jóvenes	0,492	-4,529	5,021
Efecto rentas de los mayores	1,951	-6,526	8,477
Efecto rentas de los hombres mayores	1,003	-3,860	4,863
Efecto rentas de las mujeres mayores	0,782	-3,878	4,660
Hogares con dependientes perceptores			
Efecto rentas de los jóvenes	6,876	-4,255	11,131
Efecto rentas de los hombres jóvenes	6,147	-3,081	9,228
Efecto rentas de las mujeres jóvenes	3,621	-5,350	8,970
Efecto rentas de los mayores	9,131	-0,861	9,991
Efecto rentas de los hombres mayores	11,328	1,727	9,600
Efecto rentas de las mujeres mayores	4,833	-1,095	5,928

*Escala de equivalencia: Theta=0.5

Fuente: Elaboración propia a partir de las EFP

El efecto igualador de las rentas de los jóvenes es ligeramente inferior que el de los ingresos de la totalidad de dependientes, y oscila entre el 2 y el 7 por ciento para la EPF 90-91. Como era de esperar, la contribución a la reducción de la desigualdad agregada es mayor en el caso de considerar únicamente aquellos hogares en los que los jóvenes perciben rentas. La principal razón de esta contribución positiva a la reducción de la dispersión de los ingresos familiares se encuentra de nuevo en las permutaciones inducidas por la renta de los jóvenes. Los cambios en la posición relativa de los hogares que producen dichas rentas hacen que la desigualdad de la renta familiar se reduzca. De esta forma, la Movilidad de Intercambio compensa el signo negativo de la Movilidad Estructural, originado por el hecho de que la renta de los jóvenes está más desigualmente distribuida que la renta del hogar que excluye dichos ingresos. En el Cuadro 6 se recogen los resultados diferenciados según el sexo. Las rentas de los hombres jóvenes tienen una contribución ligeramente más igualitaria que la de las mujeres, siendo en ambos casos negativa la Movilidad Estructural y positivo el efecto de las permutaciones.

Las estimaciones obtenidas para los ingresos de los mayores (también en el Cuadro 6) son similares a las obtenidas para los jóvenes, siendo el efecto igualador especialmente intenso en aquellos hogares con mayores dependientes que perciben ingresos. La principal razón detrás de esta contribución igualatoria son, de nuevo, las permutaciones o cambios de posición relativa inducidas por las rentas de los mayores. En aquellos casos en que la Movilidad Total es mayor, la Movilidad Estructural también presenta signo positivo, indicando cómo la menor dispersión interna de ese grupo contribuye positivamente a la reducción de la desigualdad global. En el resto de situaciones, la Movilidad Estructural reduce el efecto igualatorio inducido por las permutaciones. Diferenciando a los mayores según el sexo, encontramos que la contribución igualatoria de las rentas de los varones es notablemente mayor que la de las rentas femeninas.

4. 4. Evolución temporal

La información disponible no nos permite hablar con propiedad de la evolución temporal de la movilidad. Dicho análisis requeriría la utilización de datos de panel, que permitiesen obtener información de una misma muestra de individuos a lo largo del tiempo. No obstante, a pesar de la

prudencia con que se han de interpretar los resultados, resulta de interés comparar las estimaciones de movilidad obtenidas a través de los datos de sección cruzada de las dos EPF consideradas.

Las estimaciones para la EPF 1980-81¹⁶ ponen de manifiesto una continuidad en la pauta seguida por el impacto distributivo de las rentas de los distintos grupos de individuos: una mayor contribución igualitaria de las rentas de dependientes y hombres emancipados que la de las mujeres emancipadas, cuyos ingresos tienen un impacto prácticamente neutral sobre la dispersión de la distribución de renta familiar. Dichos efectos igualitarios son especialmente intensos cuando se seleccionan únicamente los hogares en que los individuos cuya contribución se estudia son perceptores de rentas.

En lo que se refiere a la comparación de las magnitudes de las dos encuestas, y a pesar del importante crecimiento, tanto en el número de mujeres emancipadas perceptoras de ingresos como en sus rentas medias, especialmente intenso en el caso de aquellas situadas en los hogares más ricos, se ha constatado que el impacto igualatorio de los ingresos femeninos apenas ha variado a lo largo de la década, permaneciendo igualmente estable la contribución de las rentas de los dependientes y hombres emancipados.

5. Algunas conclusiones

El propósito de este trabajo ha sido contribuir al análisis de las implicaciones distributivas de la agregación de los ingresos de los individuos dentro del hogar, tratando de investigar las conexiones entre el descenso producido en la desigualdad de la renta de los hogares españoles en los años ochenta y el incremento en la dispersión de la distribución individual de ingresos.

Consideramos de interés analizar estos aspectos, y en especial el papel de los ingresos femeninos. El aumento de la participación de las mujeres en el mercado de trabajo, unido al importante crecimiento de sus ingresos y al incremento de su peso relativo en la renta familiar en el decenio estudiado son razones que justifican este estudio. Por otra parte, la escasez de evidencia empírica para el caso español, y los resultados poco concluyentes de los trabajos que analizan datos

¹⁶ Los resultados para esta encuesta se muestran en el capítulo 3 de M.Sastre (1999).

de otros países, añaden interés al tema. La incorporación de la totalidad de ingresos femeninos al estudio, no restringiéndonos a los obtenidos por las mujeres casadas en edad de trabajar, constituye una aportación diferenciadora de este trabajo. Adicionalmente, se ha analizado el impacto distributivo de los ingresos del resto de adultos que componen la unidad familiar, cuyo estudio ha sido relegado en los trabajos al respecto, y que consideramos constituye una importante contribución de este trabajo.

El análisis tradicional de este tipo de efectos se ha basado en identificar la contribución de las distintas fuentes de renta a la dispersión global a través de índices de desigualdad descomponibles. En este trabajo se ha utilizado el indicador de Movilidad de CDW (1985) y la descomposición de dicho índice propuesta por Ruiz-Castillo (1998) como alternativa a los índices descomponibles por fuentes de renta utilizados en la mayoría de los estudios.

Los datos empleados proceden de las EPF de 1980-81 y 1990-91, siendo la variable objeto de estudio la renta monetaria, definida en términos anuales, neta de retenciones y cotizaciones sociales, y excluyendo las rentas del capital y la propiedad. A efectos del análisis de las implicaciones distributivas se ha dividido a la población en cuatro grandes grupos: hombres y mujeres emancipados, jóvenes y mayores.

Los resultados de una primera aproximación descriptiva a los datos muestran que durante la década de los ochenta se produjo un crecimiento de los ingresos de las mujeres casadas, considerablemente superior al de las rentas masculinas. Este incremento fue especialmente intenso en el caso de las mujeres cuyos maridos están situados en las decilas de renta más altas, y estuvo acompañado de un importante crecimiento del porcentaje de mujeres casadas receptoras de ingresos, consecuencia tanto de la incorporación de las mujeres al mercado de trabajo como del mayor número de mujeres receptoras de transferencias a comienzos de los años noventa. Asimismo, la renta de las mujeres emancipadas tiene a finales de los ochenta una mayor importancia dentro de los ingresos familiares, siendo su peso relativo especialmente destacado en los hogares situados en los extremos de la distribución de renta. En lo que respecta a la desigualdad, los resultados permiten identificar a las mujeres emancipadas y a los jóvenes como

aquellos grupos con mayor dispersión interna, y cuya desigualdad se incrementa a lo largo de la pasada década. Por otra parte, los colectivos de mayores y hombres son los menos desiguales, y experimentaron descensos en la desigualdad.

Estos hechos hacen cuestionar el impacto de la renta femenina sobre la desigualdad. La ubicación de las mujeres perceptoras de ingresos en los extremos de la distribución, junto al hecho de que el peso relativo de sus ingresos dentro de la renta del hogar es especialmente elevado en los hogares más pobres, parecen estar detrás de la contribución neutral de los ingresos de las mujeres a la disminución de la desigualdad de la renta familiar. En lo que respecta a los dependientes, la probabilidad de que perciban rentas es mayor cuanto más alto es el nivel de vida de sus hogares, y a lo largo de la década aumentó más intensamente para los hogares más ricos, lo que podría ser un indicio de un potencial efecto desigualador de los ingresos de este grupo de individuos.

La aplicación del índice de Movilidad de CDW, nos ha permitido contrastar estos efectos, para los que la anterior aproximación no ofrecía una respuesta definitiva. De manera similar a las conclusiones alcanzadas por otros estudios, los resultados obtenidos a través de la aplicación del índice de movilidad, muestran un impacto prácticamente neutral de los ingresos de las mujeres sobre la dispersión global. La mayor dispersión de las rentas femeninas neutraliza el efecto igualitario de las permutaciones inducidas por dichos ingresos. El único caso en que se puede hablar de una clara contribución igualatoria, es cuando se considera a los hogares con dos cónyuges perceptores de renta, siendo la principal fuente de ingresos femeninos las transferencias.

En lo que se refiere a los ingresos de hombres y dependientes, las rentas de estos individuos tienen un impacto igualador sobre la distribución familiar de ingresos. Esta contribución positiva es especialmente intensa en el caso de considerar únicamente a aquellos hogares con dependientes perceptores de renta, y se debe fundamentalmente a las permutaciones que dichas rentas producen en las posiciones relativas de los hogares.

En resumen, los resultados obtenidos para comienzos y finales de los años ochenta ponen de manifiesto un impacto prácticamente neutral de los ingresos femeninos sobre la dispersión de la renta de los hogares, así como un efecto igualador de las rentas de los jóvenes y mayores debido,

fundamentalmente, a las permutaciones ocasionadas por dichas rentas en las posiciones relativas de los hogares. A pesar del importante crecimiento en el número de mujeres y dependientes perceptores de ingresos y de sus rentas medias, se constata que el impacto de dichos ingresos apenas varía a lo largo de la década. En consecuencia, no creemos que se pueda otorgar al crecimiento de la participación de las mujeres o los jóvenes en el mercado de trabajo el papel de responsable de las reducciones en las desigualdades económicas entre las familias a lo largo de la década.

REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS

- Alba, A. y M.D. Collado (1998): “*Do Wives' Earnings Contribute to Reduce Income Inequality?: Evidence from Spain*”. mimeo
- Alvarez Aledo, C., Ayala, L., Iriondo, I., Martínez, R., J.I. Palacio y J. Ruiz-Huerta (1996): “*La Distribución Funcional y Personal de la Renta en España*”. Consejo Económico y Social, Colección Estudios. Madrid.
- Buhman, B.; Rainwater, L., Schmauss, G. y T.M. Smeeding (1988): “Equivalence Scales, Well Being, Inequality and Poverty: Sensitivity Estimates across ten Countries using the Luxembourg Income Study”, *Review of Income and Wealth*, 34: 115-142.
- Cancian, M., Danzinger, S. y Gottschalk, P. (1993): “Working wives and Family Income Inequality among married couples”, in Sheldon, Dazinger and Peter Gottschalk (eds.), *Rising Tides: Rising Inequality in America* (New York: Russell Sage Foundation), 195-221.
- Cancian, M. y D.Reed (1998): “Assessing the effects of wives' earnings on family income inequality”, *The Review of Economics and Statistics*, 73,79.
- Chakravarty, S; B.Dutta y J.Weymark (1985): “Ethical indices of income mobility”, *Social Choice and Welfare*, 2: 1-21.
- Danzinger, S. (1980): “Do working wives increase family income inequality?”, *Journal of Human Resources*, 15: 445-451.
- Dutta, B. y J. M. Esteban (1992): “Social Welfare and Equality,” *Social Choice and Welfare*, 50: 49-68.
- Gradín, C. y M.S. Otero (1999): “*Incorporación Laboral de la mujer en España: efecto sobre la desigualdad en la renta familiar*”. mimeo.

:

INE (1983), *Encuesta de Presupuestos Familiares 1980-81. Metodología*, Instituto Nacional de Estadística, Madrid.

INE (1992), *Encuesta de Presupuestos Familiares 1990-91. Metodología*, Instituto Nacional de Estadística, Madrid.

Jenkins, S. (1995): "Accounting for Inequality Trends: Decomposition Analyses for the UK, 1971-1986". *Economica* 62, pp. 29-63.

Karoly, L.A. y G.Burtless (1995): "Demographic change, rising earnings inequality, and the distribution of personal well-being, 1959-1989", *Demography* 32: 379-406.

King, M. (1983): "An index of inequality: with applications to horizontal equity and social mobility", *Econometrica*, 51: 99-115.

Lerman, R. y Yitzhaki (1984): "A note on the calculation and interpretation of the Gini index", *Economic Letters*, 15, 363-368.

Ruiz-Castillo, J. (1995), "Income Distribution and Social Welfare: A Review Essay," *Investigaciones Económicas*, XIX: 3-34.

Ruiz-Castillo, J. (1998): "*Income Mobility, Permutations and Rerankings*". mimeo

Sanz, B.(1995): "*La articulación micro-macro en el Sector Hogares: De la Encuesta de Presupuestos Familiares a la Contabilidad Nacional*". Papeles de Trabajo, núm.27/95 Instituto de Estudios Fiscales.

Sastre, M. (1999): "*Los Ingresos y los Gastos en las Encuestas de Presupuestos Familiares*", Tesis Doctoral. Universidad Complutense de Madrid.

Shaw, K.L. (1989): "Intertemporal Labor Supply and the Distribution of Family Income". *The Review of Economics and Statistics*, 71, 196-205.

Shorrocks, A. (1978): "Income Inequality and Income Mobility", *Journal of Economic Theory*, 19: 76-393.

Shorrocks, A. F. (1982), "Inequality decomposition by factor components", *Econometrica*, 50: 193-211.