

II. Notas y Recensiones

Desigualdad en el bienestar y en la renta monetaria entre los hogares aragoneses

Inmaculada García
José Alberto Molina
Universidad de Zaragoza

BIBLID [0213-7525 (1999); 55: 141-157]

PALABRAS CLAVE: Desigualdad, Bienestar, Renta monetaria, Aragón.

KEYWORDS: Inequality, Welfare, Monetary income, Aragon.

RESUMEN

En este trabajo analizamos el bienestar de las familias aragonesas, calculando la desigualdad entre dicho bienestar y comparándola con la relativa a la renta monetaria. Este análisis se ha realizado distinguiendo tres niveles educativos del cabeza de familia y comparando estos resultados regionales con los obtenidos para el total nacional. De todo el análisis podemos extraer algunas conclusiones relevantes. En primer lugar, constatamos que el nivel de bienestar de las familias aragonesas se sitúa, en general, en niveles superiores a los del conjunto del país. En segundo lugar, el análisis de la renta monetaria regional y nacional nos permite concluir que Aragón se encuentra entre los niveles medios nacionales. Por último, constatamos que la desigualdad en Aragón es inferior a la desigualdad media observada en la economía española.

ABSTRACT:

In this paper we analyze household welfare in Aragon, calculating the inequality between such a welfare and comparing it with the corresponding to the monetary income. This analysis is carried out distinguishing three education levels of family head and comparing these regional results with the obtained for the country. On the basis of the analysis, we can draw some conclusions. First, we observe the welfare level of families from Aragon appears, in general, in higher levels with respect to the country. Secondly, the analysis of both regional and national monetary income allows us to conclude that Aragon appears in the average national levels. Finally, we can note that the inequality in Aragón is lower than that the average Spanish.

1. INTRODUCCIÓN

Uno de los objetivos económicos fundamentales de cualquier gobierno, nacional o regional, es reducir la desigualdad existente entre los niveles de bienestar de las familias. En este sentido, la renta monetaria ha sido utilizada

tradicionalmente como indicador del bienestar, dado que éste no es directamente observable. Sin embargo, en la reciente literatura económica (Blundell et al., 1986 y 1988; Apps y Savage, 1989, Kaiser et al., 1992, Apps, 1994) han aparecido una serie de indicadores monetarios del bienestar que, además de la renta monetaria, incluyen también otros factores que influyen en el bienestar familiar, en particular, el tiempo dedicado al trabajo y ciertas variables sociodemográficas, siendo seguramente la renta equivalente la medida más frecuentemente utilizada (King, 1983).

En este contexto, el objetivo particular del presente estudio es analizar el bienestar de las familias de la Comunidad Autónoma de Aragón, calculando la desigualdad existente entre los distintos niveles de bienestar y comparando tal desigualdad con la correspondiente a la renta monetaria, con el propósito final de determinar si esta renta constituye un buen indicador del bienestar para las familias aragonesas. Dicho análisis se realiza también distinguiendo según el nivel educativo del cabeza de familia, lo cual nos permitirá concretar la influencia de la educación en el bienestar y desigualdad de los hogares. Finalmente, también comparamos los resultados obtenidos para la región aragonesa con los alcanzados para el total nacional.

El estudio se realiza sobre la base de un modelo neoclásico de oferta de trabajo conjunta, en el cual incluimos tanto a las familias en las que ambos cónyuges trabajan, como aquéllas otras en las que sólo lo hace uno de ellos. La forma funcional utilizada es el modelo de Hausman y Ruud (1984), dado que posee atractivas propiedades para aplicarla en un contexto general de oferta de trabajo familiar con racionamiento, entre otras, su flexibilidad y sencillez. Dicho modelo se estima utilizando la información que aparece en el Panel de Hogares de la Unión Europea (PHOGUE) correspondiente a 1994, siendo sus coeficientes empleados para obtener nuestra medida monetaria del bienestar, la renta equivalente, la cual nos permitirá determinar la desigualdad existente entre dichos niveles de bienestar. Seguidamente, comparamos esta desigualdad con la obtenida utilizando la renta monetaria.

El artículo se organiza de la siguiente forma. En la Sección 2 exponemos el planteamiento teórico del trabajo, presentando tanto el modelo de oferta de trabajo familiar como la renta equivalente. La Sección 3 se dedica a los datos utilizados y al procedimiento de estimación. En la Sección 4 presentamos e interpretamos los resultados y, finalmente, la última Sección incluye las conclusiones más relevantes del trabajo.

2. PLANTEAMIENTO TEÓRICO

El modelo general de oferta de trabajo conjunta en la familia considera que ésta se compone de dos individuos en edad de trabajar, a los que denominamos hombre y mujer, cuyo objetivo es maximizar una sola función de utilidad que tiene como argumentos el tiempo de ocio de los dos cónyuges y la renta monetaria total, $u = u(l_h, l_m, X)$, donde l_h es el ocio del hombre, l_m es el ocio de la mujer y X es la renta monetaria total, que se puede considerar como el consumo familiar de un bien agregado cuyo precio es la unidad. La restricción presupuestaria a la que se enfrenta la familia es la siguiente, $Y = \omega_h T + \omega_m T + y = \omega_h 1_h + \omega_m 1_m + X$, donde Y es la renta implícita, ω_h y ω_m son los salarios del hombre y de la mujer, respectivamente, T es la dotación temporal de cada uno de los cónyuges para repartir entre trabajo y ocio y, finalmente, y es la renta no salarial de la familia.

Este planteamiento general, ampliamente utilizado en los estudios empíricos dado que permite modelar la interdependencia de los comportamientos individuales dentro de la familia, presenta ciertas limitaciones a la hora de responder a algunas situaciones habituales en el mercado de trabajo, como son la no participación y el desempleo. Es evidente que en un modelo de oferta de trabajo conjunta, si un cónyuge se encuentra en una de estas dos situaciones, entonces el otro esposo deberá tener en cuenta este comportamiento a la hora de decidir su oferta de trabajo. En este sentido, la teoría del racionamiento (Neary y Roberts, 1980; Deaton y Muellbauer, 1981) permite tratar rigurosamente este tipo de situaciones derivando, a partir de una especificación única de las preferencias, las funciones de comportamiento no restringidas y restringidas, correspondiendo las primeras al caso de oferta de trabajo positiva y las segundas a las situaciones ya citadas de no participación y desempleo.

La forma funcional concreta de las preferencias que tomamos es la propuesta en Hausman y Ruud (1984) y utilizada posteriormente en otros trabajos (Fortin y Bernier, 1988; Kapteyn et al., 1990; Kapteyn y Woittiez, 1990; Woittiez, 1991). La expresión de la función indirecta de utilidad de Hausman y Ruud es:

$$V(\omega, y) = \exp(\beta' \omega) (y + \theta + \delta' \omega + 1/2 \omega' A \omega)$$

donde $\beta' = (\beta_h, \beta_m)$, $\delta' = (\delta_h, \delta_m)$, $A = \begin{pmatrix} \gamma_h & \alpha \\ \alpha & \gamma_m \end{pmatrix}$ y θ son parámetros, $\omega' = (\omega_h, \omega_m)$ es

el vector de salarios e y es la renta no salarial. Aplicando directamente el lema de Roy obtenemos las funciones marshallianas de oferta de trabajo para el hombre y para la mujer:

$$h_i = \beta_i [y + \theta + \delta_j \omega_j + \delta_i \omega_i + \frac{1}{2} (\gamma_i \omega_i^2 + \gamma_j \omega_j^2 + 2\alpha \omega_i \omega_j)] + \delta_i + \gamma_i \omega_i + \alpha \omega_j \quad i, j = h, m, i \neq j$$

El sistema de oferta de trabajo anterior se modifica cuando uno de los cónyuges no interviene en el mercado de trabajo. En particular, cuando la mujer no trabaja porque no participa o está desempleada, la oferta de trabajo marshalliana del hombre es:

$$h_h = \beta_h [y + \theta + \delta_m \bar{\omega}_m + \delta_h \omega_h + \frac{1}{2} (\gamma_m \bar{\omega}_m^2 + \gamma_h \omega_h^2 + 2\alpha \bar{\omega}_m \omega_h)] + \delta_h + \gamma_h \omega_h + \alpha \bar{\omega}_m$$

siendo $\bar{\omega}_m$ el salario virtual de la mujer, esto es, aquél salario que le induciría a elegir voluntariamente la oferta de trabajo que se ve obligada a aceptar por la existencia de las restricciones ya citadas.

Una vez formuladas las funciones de oferta de trabajo, planteamos a continuación la renta equivalente como indicador que nos permite comparar homogéneamente el nivel de bienestar de familias con diferentes características sociodemográficas. Para ello, partimos de la función indirecta de utilidad especificada previamente en la que incorporamos las características sociodemográficas (z) a través de los parámetros δ_h y δ_m , que, al depender de dichas características, se denotarán como $\delta_h(z)$ y $\delta_m(z)$, respectivamente. A partir de tal función indirecta de utilidad, derivamos la expresión de la renta equivalente correspondiente al modelo de oferta de trabajo familiar con racionamiento de Hausman y Ruud (1984):

$$Y^E = \frac{\exp[\beta_h \omega_h + \beta_m \omega_m]}{\exp[\beta_h \omega_h^r + \beta_m \omega_m^r]} [Y + \theta + \omega_m \delta_m(z) - \omega_m^r + \omega_h \delta_h(z) - \omega_h^r + \frac{1}{2} (\gamma_h \omega_h^2 + \gamma_m \omega_m^2 + 2\alpha \omega_h \omega_m)] \\ - \theta - \omega_m^r \delta_m(z^r) + \omega_m^r T - \omega_h^r \delta_h(z^r) + \omega_h^r T - \frac{1}{2} (\gamma_h \omega_h^{r2} + \gamma_m \omega_m^{r2} + 2\alpha \omega_h^r \omega_m^r)]$$

indicando el superíndice r los valores de referencia que se eligen previamente con el objeto de comparar el nivel de bienestar de los hogares con salarios y características sociodemográficas diferentes, y donde los salarios constituyen los valores corrientes si el cónyuge trabaja y los valores virtuales si no participa o está desempleado.

A la hora de orientar con rigor la medición de la desigualdad, tanto del bienestar (Y^E) como de la renta monetaria (X), constatamos que la literatura existente no proporciona una guía concreta para el trabajo empírico. Cada medida constituye una forma diferente de resumir la información sobre el grado de desigualdad que contiene la distribución que se estudia. Por ello, lo más ade-

cuado y habitual es trabajar con un conjunto de medidas, en lugar de hacerlo con una solamente, de manera que se considerarán resultados definitivos sólo aquéllos que sean ofrecidos por un amplio conjunto de indicadores. De acuerdo con Ruiz-Castillo (1987), las medidas de desigualdad más frecuentemente utilizadas pueden agruparse en tres clases distintas. El primer grupo está compuesto por las medidas objetivas tradicionales, que se caracterizan porque tienen su origen en la estadística y tratan de estimar la dispersión de una distribución de manera descriptiva, de las cuales calculamos la desviación relativa media, el coeficiente de variación, la varianza de los logaritmos y el índice de Gini. El segundo grupo lo compone la familia de índices de Theil. Finalmente, el tercer grupo es la familia de índices de Atkinson, que se encuentran dentro de los índices éticos o normativos que miden la desigualdad en términos del coste en el bienestar potencial que ésta ocasiona, de acuerdo con una función de bienestar social que incorpora juicios de valor.

3. DATOS Y MÉTODO DE ESTIMACIÓN

La información estadística utilizada en el trabajo es la primera ola del Panel de Hogares de la Unión Europea (PHOGUE) realizada en 1994. Además de ser la última fuente estadística que incluye información sobre la oferta de trabajo, el PHOGUE es el conjunto de información más adecuado para analizar empíricamente todos los aspectos que deseamos estudiar. Dado que Aragón representa únicamente el 4% de la muestra total nacional y, por lo tanto, el número final de hogares aragoneses seleccionado sería muy bajo, optamos por trabajar inicialmente con la muestra total de familias en las que al menos uno de los cónyuges trabaja, obteniendo así una muestra de 3.692 hogares. Posteriormente, particularizaremos los resultados generales para la Comunidad Autónoma de Aragón, lo cual nos permitirá comparar dicha Comunidad con el total nacional y, consiguientemente, obtener conclusiones relevantes desde el punto de vista regional.

Las variables que utilizamos en el análisis, así como su media y desviación estándar, aparecen en el Cuadro 1. Incluimos tres ficticias que caracterizan la educación de los cónyuges y que han sido construidas a partir de la información sobre los estudios completos que cada entrevistado declara haber cursado. Distinguimos tres niveles de educación: sin estudios o hasta alcanzar la educación primaria, educación secundaria y, finalmente, educación superior.

En la estimación del modelo de oferta de trabajo conjunta en la familia debemos tener en cuenta la distribución muestral entre empleados y desempleados. Constatamos que de las 3.692 mujeres que componen la mues-

CUADRO 1
VARIABLES

Nombre	Definición	Media	Desv. típica
w_h^*	Salario neto por hora del hombre	969,24	661,37
w_m^*	Salario neto por hora de la mujer	844,85	548,93
h_h^*	Horas semanales de trabajo del hombre	46,86	13,41
h_m^*	Horas semanales de trabajo de la mujer	38,78	12,33
y	Renta no salarial neta del hogar	85236,21	326523,69
N1	Variable ficticia que indica que hay algún hijo menor de 4 años	0,36	0,59
N2	Número de hijos menores de 16 años	0,92	0,82
N3	Número de hijos de 16 a 23 años	0,56	0,73
NORTE	Variable ficticia que indica que el lugar de residencia es Asturias, Cantabria, Navarra, Galicia, País Vasco o La Rioja	0,24	0,43
ESTE	Variable ficticia de residencia en Aragón, Cataluña o Valencia	0,23	0,42
CENTRO	Variable ficticia de residencia en Castilla-La Mancha, Castilla-León o Extremadura	0,15	0,36
MADRID	Variable ficticia de residencia en Madrid	0,11	0,31
ISLAS	Variable ficticia de residencia en Baleares o Canarias	0,09	0,29
SUR	Variable ficticia de residencia en Andalucía o Murcia	0,18	0,38
ARAGÓN	Variable ficticia de residencia en Aragón	0,04	0,20

**Solamente para los individuos que trabajan*

tra, el 27,9% trabajan, mientras que el 12% se definen como paradas y el 43,5% se dedican a las labores del hogar y no buscan empleo. Por otro lado, con respecto a los hombres, el 83,4% trabajan, el 8,7% se clasifican como parados y el 7,9% restantes son inactivos. La estimación del salario correspondiente a los hombres y mujeres que no trabajan sigue el procedimiento habitual de Heckman (1979), el cual nos permite corregir el sesgo de selección muestral existente.

En nuestro modelo neoclásico de oferta de trabajo conjunta con racionamiento podemos distinguir tres regímenes diferentes. En el primero de ellos, I_0 , ambos cónyuges trabajan; en el segundo, I_1 , trabaja sólo el hombre y, en el tercero, I_2 , trabaja solamente la mujer. Por tanto, la forma funcional de la oferta

de trabajo cambia si se pasa de un régimen a otro, resultando el siguiente modelo *switching* endógeno que presentamos en su forma estocástica (Kooresman y Kapteyn, 1986):

$$\begin{aligned} h_h^* &= h_h(\omega_h, \omega_m, y) + \varepsilon_h \\ h_m^* &= h_m(\omega_h, \omega_m, y) + \varepsilon_m \\ \left. \begin{aligned} h_h &= h_h^* \\ h_m &= h_m^* \end{aligned} \right\} & \text{si } h_h^* > 0 \text{ y } h_m^* > 0 \\ \left. \begin{aligned} h_h^R &= h_h(\omega_h, \bar{\omega}_m, y) + \varepsilon_h^R \\ h_m &= 0 \end{aligned} \right\} & \text{si } h_m^* \leq 0 \\ \left. \begin{aligned} h_h &= 0 \\ h_h^R &= h_m(\bar{\omega}_h, \omega_m, y) + \varepsilon_m^R \end{aligned} \right\} & \text{si } h_h^* \leq 0 \end{aligned}$$

Suponemos que los términos de error siguen una distribución normal multivariante con media cero y matriz de varianzas y covarianzas:

$$\Sigma = \begin{pmatrix} \sigma_h^2 & \cdot & \cdot & \cdot \\ \sigma_{mh} & \sigma_m^2 & \cdot & \cdot \\ * & \sigma_{hmR} & \sigma_{hR}^2 & \cdot \\ \sigma_{mhR} & * & * & \sigma_{mR}^2 \end{pmatrix}$$

Los asteriscos (*) indican que las covarianzas correspondientes no aparecen en la función de verosimilitud, por lo que no pueden ser estimadas. Además, debido al pequeño número de hombres que no trabajan en nuestra muestra, imponemos que $\sigma_{hR}^2 = \sigma_{mR}^2 = \sigma_h^2$ y $\sigma_{mhR} = \sigma_{hmR}$.

El modelo se estima en participaciones sobre el gasto total, siendo la función de verosimilitud resultante:

$$L = \prod_{i \in I_1} f_1(s_f^i, s_m^i) \prod_{i \in I_2} f_2(s_f^i, s_m^i) \prod_{i \in I_3} f_3(s_m^i, s_f^i)$$

donde s_m^* , s_h^* , s_m^R son las participaciones sobre la renta total de h_m^* , h_h^* , h_h^R y h_m^R , respectivamente, f_1 es la función de densidad conjunta de s_m^* y s_h^* , f_2 es la función de densidad conjunta de s_m^* y s_h^R y, por último, f_3 es la función de densidad conjunta de s_h^* y s_m^R .

Ya hemos señalado previamente que las variables sociodemográficas se introducen en los parámetros δ_h y δ_m . La especificación que elegimos incorpora

linealmente el número de hijos dependientes en cada tramo de edad y las variables geográficas, es decir:

$$\delta_j(z) = \delta_j + \delta_{j_1}N1 + \delta_{j_2}N2 + \delta_{j_3}N3 + \delta_{j_n}\text{Norte} + \\ + \delta_{j_e}\text{Este} + \delta_{j_{ma}}\text{Madrid} + \delta_{j_i}\text{Islas} + \delta_{j_s}\text{Sur.}$$

$j = h, m$

4. RESULTADOS EMPÍRICOS

En el Cuadro 2 presentamos los resultados de la estimación del sistema de oferta de trabajo familiar. Todos los coeficientes que forman parte de las especificaciones $d_m(z)$ y $d_h(z)$ son significativos, presentando el número de hijos dependientes en todos los tramos de edad un signo negativo sobre la oferta de trabajo de la mujer y positivo sobre la del hombre. Las variables geográficas indican que existe un efecto positivo sobre la oferta de trabajo femenina de las zonas de residencia Norte, Este y Sur, siendo negativo el efecto de las zonas Madrid e Islas. En cuanto a la oferta de trabajo del hombre, Norte y Madrid presentan un efecto positivo respecto al Centro, mientras que el resto de zonas afectan negativamente a la oferta de trabajo.

Tomando los coeficientes estimados obtenemos el valor de la renta equivalente de cada familia de la muestra. Una vez ordenadas las familias de menor a mayor valor de la renta equivalente, dividimos la muestra en diez partes, obteniendo el ranking por decilas de renta equivalente, que presentamos en el Cuadro 3. En la segunda columna aparece la media de la renta equivalente correspondiente a las familias de cada decila, y en la tercera aparece la media de la renta monetaria, medidas ambas magnitudes en cientos de miles de pesetas. Además, se ha calculado en cada decila el porcentaje de familias que residen en Aragón. Por último, se han realizado los mismos cálculos para los tres niveles educativos considerados.

Respecto al conjunto total de familias, observamos, en primer lugar, que la media de la renta equivalente, 96,32, es sustancialmente superior a la media de la renta monetaria, 26,13, reflejando esta diferencia la valoración que una familia representativa realiza de su tiempo de ocio así como de las diferentes características sociodemográficas incluidas. Constatamos, en segundo lugar, que al pasar de cualquier decila a otra superior, también observamos un incremento continuado de la renta monetaria, lo cual nos indica una relación directa entre renta monetaria y renta equivalente para los diez niveles de bienestar considerados. Respecto a las familias residentes en la Comunidad de Aragón, el Cuadro muestra un porcentaje del 4% que resulta como valor medio entre las cifras

CUADRO 2
PARÁMETROS ESTIMADOS DEL MODELO DE OFERTA DE TRABAJO

	Hombres (j = h)	Mujeres (j = m)
Variables dependientes: horas anuales de trabajo del hombre y de la mujer, divididas por 100		
δ_j	29,152* (8,05)	31,126* (5,62)
δ_{j1}	2,825* (4,63)	-1,213* (-2,13)
δ_{j2}	1,569* (3,06)	-1,715* (-3,63)
δ_{j3}	1,002* (1,12)	-1,653* (-1,98)
δ_{jn}	1,995* (6,02)	1,026* (2,15)
δ_{je}	-2,569* (-2,12)	1,525* (2,41)
δ_{jma}	0,158* (3,695)	-0,258* (-2,03)
δ_{ji}	-7,158* (-2,55)	-5,623* (-3,26)
δ_{js}	-0,565* (-2,85)	0,892* (1,99)
γ_j	3,129* (2,56)	2,032* (2,00)
β_j	-0,112* (-1,99)	-0,111* (-7,02)
α		-0,252* (-2,96)
θ		2,056 (-)
σ_j	0,011* (2,632)	0,115* (2,56)
σ_{mh}		0,002* (1,99)
σ_R		0,032* (9,02)
σ_{mhR}		-0,003 (-0,89)
Log L 3042,65		

NOTA-t-ratio entre paréntesis. *Coeficiente significativo al 5%.

CUADRO 3
RANKING DE RENTA EQUIVALENTE

Decila	Media de la renta equivalente	Media de la renta	%Aragón monetaria
Total			
1	64,43	15,43	2,21
2	78,32	21,36	2,43
3	84,36	23,41	2,36
4	87,21	24,13	3,41
5	92,68	25,41	5,32
6	95,94	26,32	5,96
7	101,12	29,47	4,15
8	116,43	31,18	4,63
9	118,12	32,19	5,00
10	124,59	32,40	4,53
Media	96,32	26,13	4,00
Cabeza de familia con nivel primario			
1	52,27	11,21	2,83
2	69,63	15,36	3,14
3	84,23	15,97	3,17
4	91,34	17,28	3,43
5	95,22	19,14	4,15
6	97,19	19,60	4,26
7	99,36	21,32	4,33
8	100,41	23,62	4,56
9	102,32	24,12	4,43
10	109,23	25,98	4,00
Media	90,12	19,36	3,83
Cabeza de familia con nivel secundario			
1	75,26	16,32	2,08
2	79,34	22,35	3,34
3	85,12	24,11	3,56
4	88,43	25,91	3,83
5	95,15	26,32	5,38
6	96,14	28,48	4,96
7	105,33	30,92	4,32
8	109,26	31,36	4,82
9	115,19	32,60	4,21
10	123,98	33,03	4,70
Media	97,32	27,14	4,12
Cabeza de familia con nivel universitario			
1	77,14	17,14	4,58
2	93,43	23,48	4,26
3	99,92	29,43	4,37
4	101,36	31,62	3,12
5	105,01	28,32	3,48
6	107,06	39,48	4,94
7	109,37	41,12	4,86
8	110,41	46,21	4,39
9	119,37	49,27	4,60
10	138,73	45,33	4,80
Media	106,18	35,14	4,34

CUADRO 4
RANKING DE RENTA MONETARIA

Decila	Media de la renta equivalente	Media de la renta	%Aragón monetaria
Total			
1	9,14	69,28	3,41
2	12,28	74,14	3,63
3	14,36	78,19	3,71
4	16,22	85,32	3,42
5	20,88	87,16	4,12
6	25,32	96,37	4,32
7	32,66	111,86	4,41
8	37,94	117,37	4,51
9	44,96	120,18	4,29
10	47,54	123,33	4,18
Media	26,13	96,32	4,00
Cabeza de familia con nivel primario			
1	9,06	57,26	2,86
2	11,28	69,32	2,93
3	13,43	89,66	3,18
4	15,29	93,63	3,41
5	17,48	98,43	3,63
6	20,92	92,17	3,96
7	22,36	97,32	4,02
8	23,66	101,78	4,32
9	25,43	105,12	4,41
10	34,69	96,51	5,58
Media	19,36	90,12	3,83
Cabeza de familia con nivel secundario			
1	11,12	77,32	3,43
2	14,27	82,44	3,61
3	17,58	89,28	3,86
4	19,29	96,12	3,95
5	23,43	101,32	4,06
6	28,68	104,88	4,32
7	33,43	105,23	4,47
8	37,44	104,72	4,56
9	42,16	101,32	4,32
10	44,00	110,57	4,62
Media	27,14	97,32	4,12
Cabeza de familia con nivel universitario			
1	15,28	79,36	3,51
2	18,41	81,19	3,59
3	23,16	92,49	3,76
4	28,34	97,38	3,82
5	32,26	109,23	4,21
6	39,44	115,46	4,43
7	42,17	119,21	4,56
8	49,56	121,38	4,98
9	50,33	126,23	5,01
10	52,19	119,87	5,53
Media	35,14	106,18	4,34

inferiores que aparecen en las cuatro primeras decilas y las superiores que se sitúan en los niveles de bienestar medios y superiores, es decir, desde la quinta hasta la décima. En concreto, sólo el 2,21% de los hogares que exhiben el nivel inferior de bienestar son aragoneses, mientras que el 4,53% de las familias que presentan el nivel de bienestar superior residen en dicha Comunidad Autónoma. En definitiva, detectamos un mayor número porcentual de hogares aragoneses entre las familias con mayor bienestar que entre las familias que presentan niveles inferiores de bienestar, observando los porcentajes más altos en las decilas nº 6, 5,96%, nº 5, 5,32%, y nº 9, 5%. Estos resultados nos permiten concretar que el bienestar familiar de los hogares aragoneses se sitúa en niveles superiores a los del conjunto nacional.

Los valores relativos a los tres niveles educativos revelan, primero, que las medias de la renta equivalente y monetaria de aquellos hogares que cuentan con un cabeza de familia con nivel educativo primario, 90,12% y 19,36%, se sitúan claramente por debajo de los valores medios muestrales, mientras que las medias de las familias con nivel secundario, 97,32% y 27,14%, aparecen sensiblemente por encima de las cifras medias totales, siendo los valores medios del nivel educativo universitario, 106,18% y 35,14%, sustancialmente superiores. También constatamos que cuando el cabeza de familia tiene un nivel primario o secundario, la ordenación creciente de la renta equivalente se mantiene totalmente al considerar la renta monetaria, mientras que en el caso de nivel educativo universitario, dicho ranking creciente ya no se mantiene en todas las decilas, en concreto, al pasar de las decilas nº 4 a la nº 5 y de la nº 9 a la nº 10, el orden creciente de la renta monetaria se invierte. Todo esto nos indica que en el caso en el que el cabeza de familia tiene un nivel educativo superior, las variables que incluye la renta equivalente, además de la renta monetaria, esto es, el tiempo de ocio así como las variables sociodemográficas, tienen un papel especialmente relevante en la valoración del bienestar familiar. Por el contrario, en el resto de niveles educativos, observamos que dicho bienestar viene determinado básicamente por la renta monetaria. En cuanto a las familias que residen en Aragón, constatamos, en primer lugar, que la cifra media correspondiente al nivel educativo primario, 3,83%, es inferior a la media total, siendo, por el contrario, los valores de los niveles secundario y universitario, 4,12% y 4,34%, respectivamente, superiores a la media total. En segundo lugar, observamos los mayores porcentajes en las decilas más altas del ranking en el caso de los niveles educativos primario o secundario, distribuyéndose de forma más homogénea los porcentajes en el nivel universitario. Así pues, el mayor bienestar de las familias aragonesas respecto a la media nacional detectado en el párrafo anterior se revela especialmente cuando el cabeza de familia posee un nivel educativo primario o secundario, siendo menos claro dicho re-

sultado en el grupo de hogares en los que el cabeza familiar exhibe un nivel universitario.

Si ahora deseamos obtener conclusiones desde el punto de vista de la renta monetaria, debemos presentar el ranking de decilas de acuerdo con esta última variable. El Cuadro 4 nos proporciona dicha ordenación. Comprobamos primero que, evidentemente, las cifras medias del Cuadro 3 se repiten en el nuevo Cuadro, apareciendo sólo algunas diferencias en las distribuciones de los dintintos totales entre las diez decilas. Así, podemos constatar de nuevo la estrecha relación entre renta monetaria y bienestar para el total muestral, al seguir el mismo orden ascendente de la renta monetaria la renta equivalente correspondiente. Sin embargo, en los tres grupos familiares contruidos según el nivel educativo del cabeza de familia detectamos que la renta equivalente no mantiene perfectamente el orden creciente correspondiente a la renta monetaria. En particular, al pasar de la decila nº 5 a la nº 6 y al pasar de la nº 9 a la nº 10 en el nivel primario, al pasar de la nº 7 a la nº 8 y de la nº 8 a la nº 9 en el nivel secundario y, finalmente, al pasar de la decila nº 9 a la decila nº 10 en el nivel educativo universitario. Así pues, la renta monetaria constituye un buen indicador del bienestar para la muestra total de familias, mientras que detectamos algunas diferencias al distinguir entre niveles educativos, las cuales, evidentemente, se compensan al agregar las tres submuestras. Respecto al porcentaje de familias residentes en Aragón, observamos una distribución más homogénea alrededor del valor medio, tanto en el total muestral como al distinguir entre las tres categorías. En concreto, el valor más bajo para la muestra total aparece en la primera decila, 3,41%, mientras que el más alto se sitúa en la decila nº 8, 4,51%. Recordemos que la cifra más baja y la más alta para la renta equivalente eran 2,21% y 5,96%, respectivamente. En otras palabras, podemos considerar que Aragón se encuentra entre los niveles nacionales respecto a la renta monetaria. Finalmente, respecto a las tres submuestras, observamos en todas ellas que los menores porcentajes de familias aragonesas aparecen en los niveles más bajos de bienestar, mientras que las cifras más altas se encuentran en los hogares que exhiben mayores niveles de bienestar familiar.

Los valores nacionales y regionales de las diferentes medidas de desigualdad para la renta equivalente y renta monetaria distinguiendo entre la muestra total y las tres submuestras educativas aparecen en el Cuadro 5. En cada bloque de dos valores, el superior corresponde a la cifra nacional y el situado debajo se refiere a la Comunidad Autónoma de Aragón. Observamos, en primer lugar, que en todos los casos la desigualdad en la renta monetaria es superior a la desigualdad en la distribución de la renta equivalente. Debido a que las diferencias entre las dos magnitudes vienen producidas por la consideración de las horas de trabajo y las características sociodemográficas, podemos deducir que

Indicador	Renta equisivalente ($W = Y^{100}$)				Renta monetaria ($W = X$)			
	Total	Cab. fam. con nivel primario	Cab. fam. secundario	Cab. fam. con nivel universitario	Total	Cab. fam. con nivel primario	Cab. fam. secundario	Cab. fam. con nivel universitario
$ERM(W) = \frac{n}{\sum_{j=1}^n \left(\frac{W_j - \bar{W}}{n\bar{W}} \right)^2}$, donde \bar{W} es la media de W	0,1196 0,1142	0,1232 0,1212	0,0932 0,0902	0,1132 0,1109	0,5263 0,4562	0,4903 0,3998	0,3426 0,3623	0,3815 0,3597
$CV(W) = \frac{\sigma}{\bar{W}}$, donde σ es la desviación estándar de W	0,1852 0,1789	0,2036 0,1998	0,1634 0,1588	0,1653 0,1616	0,3296 0,3110	0,4926 0,4853	0,4363 0,4115	0,4769 0,4556
$VL(W) = \text{var}[\log(W_j^2)]$	0,0751 0,0631	0,0925 0,0815	0,0478 0,0442	0,0496 0,0458	0,4926 0,4236	0,5826 0,5362	0,3773 0,3426	0,3326 0,2351
$G(W) = 1 + \frac{1}{n} \cdot \frac{2}{\bar{W}} \sum_{j=1}^n (W_j^2) \cdot \text{donde } W_1 \geq W_2 \geq \dots \geq W_n$	0,1512 0,1509	0,1206 0,1188	0,1296 0,1235	0,1114 0,1110	0,1852 0,1659	0,2312 0,2263	0,2158 0,2060	0,1752 0,1726
$T_0(W) = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n \ln \left(\frac{W_j}{\bar{W}} \right)$	0,6525 0,6306	0,0452 0,0125	0,0269 0,0231	0,0189 0,0122	0,6085 0,6623	0,1596 0,1562	0,4452 0,4423	0,1252 0,1316
$T_1(W) = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n \left(\frac{W_j}{\bar{W}} \right) \ln \left(\frac{W_j}{\bar{W}} \right)$	0,0221 0,0159	0,0325 0,0269	0,0186 0,0185	0,0184 0,0159	0,1426 0,1413	0,1201 0,1189	0,1126 0,1126	0,1142 0,1139
$A_{0,5}(W) = 1 - \left[\sum_{j=1}^n \frac{1}{n} \left(\frac{W_j}{\bar{W}} \right)^{0,5} \right]^2$	0,0126 0,0169	0,0058 0,0042	0,0075 0,0082	0,0086 0,0085	0,0725 0,0715	0,0629 0,0605	0,0603 0,0598	0,0582 0,0576
$A_1(W) = 1 - \prod_{j=1}^n \left(\frac{W_j}{\bar{W}} \right)^{1/n}$	0,0301 0,0296	0,0352 0,0325	0,0359 0,0321	0,0296 0,0258	0,0456 0,0423	0,1100 0,1086	0,0968 0,0925	0,0926 0,0952
$A_2(W) = 1 - \prod_{j=1}^n \left(\frac{W_j}{\bar{W}} \right)^{1/2}$	0,0625 0,0359	0,0706 0,0521	0,0528 0,0469	0,0506 0,0498	0,4521 0,4412	0,3896 0,3568	0,3559 0,3269	0,3576 0,3328

estos elementos tienen un efecto de compensación sobre la renta monetaria, de manera que la desigualdad es menor si dichas variables se tienen en cuenta. En segundo lugar, comparando los indicadores referidos al total de la muestra y a los hogares residentes en Aragón, constatamos que, en todos los casos, la desigualdad en Aragón es inferior a la desigualdad media observada en la economía española.

5. RESUMEN Y CONCLUSIONES

En este artículo hemos analizado el bienestar de las familias aragonesas, calculando la desigualdad entre dicho bienestar y comparándola con la relativa a la renta monetaria. Este análisis se ha realizado distinguiendo tres niveles educativos del cabeza de familia y comparando estos resultados regionales con los obtenidos para el total nacional. El estudio se ha realizado sobre la base del modelo de oferta de trabajo conjunta con racionamiento de Hausman y Ruud (1984), el cual ha sido estimado con la información correspondiente a la primera ola del Panel de Hogares de la Unión Europea de 1994. Dichos parámetros estimados nos han permitido derivar la renta equivalente como medida monetaria del bienestar.

De todo el análisis realizado podemos extraer algunas conclusiones relevantes para la Comunidad Autónoma de Aragón. En primer lugar, constatamos que el nivel de bienestar de las familias aragonesas se sitúa, en general, en niveles superiores a los del conjunto del país. En segundo lugar, la distribución de la renta monetaria regional y nacional nos permite concluir que Aragón se encuentra entre los niveles medios nacionales. Por último, comparando los indicadores de desigualdad referidos al total de la muestra y a los residentes en Aragón, constatamos que, en todos los casos, la desigualdad en Aragón es inferior a la desigualdad media observada en la economía española.

BIBLIOGRAFÍA

- APPS, P. (1994): "Female Labour Supply, Housework and Family Welfare", en *The Measurement of Household Welfare*, R. Blundell, I. Preston e I. Walker (eds.), Cambridge University Press.
- APPS, P. Y SAVAGE E. (1989): "Labour Supply, Welfare Rankings and the Measurement of Inequality", *Journal of Public Economics*, vol. 39, pp. 335-364.
- BLUNDELL, R.W., MEGHIR C., SYMONS, E. Y WALKER, I. (1986): "A Labour Supply Model for the Simulation of Tax and Benefit Reforms", en *Unemployment, Search and Labour Supply*, R.W. Blundell e I. Walker (eds.), Cambridge, University Press.
- BLUNDELL, R.W., MEGHIR C., SYMONS, E. Y WALKER, I. (1988): "Labour Supply Specification and the Evaluation of Tax Reforms", *Journal of Public Economics*, vol. 36, pp. 23-52.
- DEATON, A. Y MUELLBAUER, J. (1981): "Functional Forms for Labour Supply and Commodity Demands with and without Quantity Restrictions", *Econometrica*, vol. 49, pp. 1521-1532.
- FORTIN, B. Y BERNIER, A. (1988): "The Welfare Cost of Unemployment in Quebec: Harberger's Triangle Meets Okun's Gap", *Canadian Journal of Economics*, vol. 21, pp. 161-181.
- HAUSMAN, J.A. Y RUUD, P. (1984): "Family Labor Supply with Taxes", *The American Economic Review*, vol. 74, pp. 242-248.
- HECKMAN J. J. (1979): "Sample Selection Bias as a Specification Error", *Econometrica*, vol. 47, pp. 153-161.
- KAISER, H., VAN ESSEN, V. Y SPAHN, P. B. (1992): "Income Taxation and the Supply of Labour in West Germany. A Microeconomic Analysis With Special Reference to the West German Income Tax Reforms 1986-1990", *Jahrbucher fur Nationalokomie und Statistik*, vol. 209, pp. 87-105.
- KAPTEYN, A., KOOREMAN, P. Y VAN SOEST, A. (1990): "Quantity Rationing and Concavity in a Flexible Household Labor Supply Model", *The Review of Economics and Statistics*, vol. 72, pp. 55-62.
- KAPTEYN, A. Y WOITTIEZ, I. (1990): "Preference Inter-Dependence and Habit Formation in Family Labour Supply", en *Microeconometrics*, J.P. Florens, M. Invaldi, J.J. Laffont y F. Laisney (eds.).
- KING, M.A. (1983): "Welfare Analysis of Tax Reforms Using Household Data", *Journal of Public Economics*, vol. 21, pp. 183-214.
- KOOREMAN, P. Y KAPTEYN, A. (1986): "Estimation of Rationed and Unrationed Household Labour Supply Functions Using Flexible Functional Forms", *The Economic Journal*, vol. 96, pp. 398-412.

- NEARY, J.P. Y ROBERTS, K. W. S. (1980): "The Theory of Household Behaviour Under Rationing", *European Economic Review*, vol. 13, pp. 25-42.
- RUIZ-CASTILLO, J. (1987): "La Medición de la Pobreza y de la Desigualdad en España, 1980-81", Banco de España. Servicio de Estudios Económicos, 42.
- WOITTIEZ, I. (1991): *Modelling and Empirical Evaluation of Labour Supply Behaviour*. Berlin Springer Verlag.

Recibido, 3 de Septiembre de 1998; Aceptado, 11 de Enero de 1999.