

# **INEQUIDAD HORIZONTAL Y EFECTOS REDISTRIBUTIVOS DE LAS SUBVENCIONES AGRARIAS EN ESPAÑA**

## **RESUMEN:**

En este trabajo se mide la incidencia distributiva de las subvenciones agrarias en España, cuya creciente relevancia desde nuestra adhesión a la Unión Europea ha llegado a provocar que, actualmente, supongan un tercio de la renta generada por el sector.

Con el estudio del efecto redistributivo pretendemos medir la capacidad del programa de subvenciones para reducir la desigualdad de la renta agraria inicial. La segregación del efecto redistributivo en dos componentes, uno de equidad horizontal y otro, de equidad vertical, nos permitirá integrar en el mismo marco conceptual el efecto redistributivo y la progresividad.

Se constata la existencia de una gran inequidad horizontal en el reparto de las subvenciones agrarias, un resultado que encuentra su razón de ser en que los criterios de reparto de las subvenciones atienden, fundamentalmente, a indicadores ajenos a la renta agraria final, entre los que cabe destacar la orientación técnico-económica de la explotación agraria.

**AUTORES:**            **José Colino Sueiras**

Universidad de Murcia  
C/ Ronda de Levante, 10  
Telf.: (968) 363732  
30008 - MURCIA

**Antonio Losa Carmona**  
Departamento de Economía Aplicada  
Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales  
Universidad de Murcia  
C/ Ronda de Levante, 10  
Telf.: (968) 363726  
30008 - MURCIA

## 1. INTRODUCCIÓN.

Agotada la vieja PAC por la acción de factores internos —excedentes estructurales, creciente coste presupuestario...— y externos —Ronda Uruguay del GATT— a comienzos de los noventa se emprendió una inacabada reforma en la que una de sus vertientes básicas ha sido el cambio del mecanismo de sostenimiento de las rentas agrarias: la fijación de precios internos más elevados que los cursos mundiales ha sido gradual, y parcialmente, sustituida por un sistema de pagos directos a los agricultores. Desde el punto de vista de la equidad, la anterior política de precios fue notablemente regresiva, de tal forma que, en uno de los documentos más trascendentales para el inicio de la reforma, la Comisión Europea reconocía que: "Si el mantenimiento de la renta se basa casi exclusivamente en las garantías de precios, resulta claramente proporcional al volumen de la producción y, por consiguiente, concentra la mayoría de las ayudas en las explotaciones de mayor dimensión o más intensivas...En tales condiciones, el 80% de las ayudas concedidas por el FEOGA se destina, aproximadamente, al 20% de las explotaciones que, además, absorben la mayor parte de las tierras agropecuarias. El sistema actual no tiene en cuenta suficientemente los ingresos de la inmensa mayoría de las pequeñas y medianas explotaciones familiares"<sup>1</sup>.

Al margen de la discutible eficiencia de los nuevos mecanismos de regulación, parece oportuno plantearse cuál es el impacto del nuevo sistema sobre la renta de los diferentes tipos de explotaciones agrarias de la UE en general y, en lo que nos concierne, del sector español. Debe aclararse, previamente, que, desde el primer momento, las ayudas directas se convirtieron en pagos compensatorios, razón por la cual la recomendación final implícita en la última frase del texto citado de la Comisión "no ha sido tenida suficientemente en cuenta". La justificación de la compensación ha reposado en el hecho de que el progresivo alineamiento de los precios comunitarios con los mundiales, provoca una caída de la renta agraria que ha de ser contrarrestada con los recursos públicos manejados por el Estado. La distribución de los pagos y, en concreto, de los cuantiosos pagos a los grandes agricultores. Si la sociedad está de acuerdo en pagar una compensación, es evidente que los más

---

<sup>1</sup> *Comisión Europea (1991, pp. 2-3.*

perjudicados han de obtener un mayor pago” 2. Como se puede apreciar, el actual déficit democrático de la UE puede convertir los actos administrativos de su Consejo de Ministros en un acuerdo entre el conjunto de la sociedad y la población rural y, lo que es tan grave, en juzgar ilógico todo interrogante sobre la equidad de ese ingente flujo de recursos públicos.

En fin, si era perfectamente razonable plantearse, desde un primer momento<sup>3</sup>, los efectos redistributivos de un sistema de pagos vinculados al volumen de producción, por la vía de ayudas otorgadas en función de la superficie cultivada o del censo animal sustentado, con el transcurso del tiempo la mayor parte del alineamiento comentado ya ha sido realizado y, por tanto, la propia lógica de la compensación va quedando erosionada ya que: a) Se ha llegado a mantener el pago pese a que el precio institucional ha permanecido estable<sup>4</sup>; b) ¿O es que se juzga que, en ese supuesto acuerdo social, los ciudadanos europeos hemos dado el visto bueno al carácter permanente, no coyuntural, de tal compensación?

Sin embargo, los actuales pagos directos tiene, al menos, una importante ventaja sobre el sistema anterior: “Son más transparentes y más fáciles de analizar que las medidas de sostenimiento de los precios, que se enmascaran a través de los precios pagados por los consumidores”<sup>5</sup>. En consecuencia, sus efectos redistributivos dentro del sector agrario son cuantificables: podemos conocer quién los recibe, por qué, dónde y cuánto importa la ayuda.

En lo que concierne al montante, las Subvenciones de explotación —que, en su práctica totalidad, están formadas por los pagos del FEOGA-Garantía— se situaron en torno a 700.00 millones de pesetas anuales en el bienio 1995-96 en la agricultura española, lo que implica que la cuarta parte de la renta agraria final, VANcf, es aportada por ese flujo de recursos públicos, cuando en 1986-87 constituían una pieza residual, tal como queda reflejado en el gráfico 1.

### **Gráfico 1.- Subvenciones de explotación y Renta agraria. España, 1986-1996.**

---

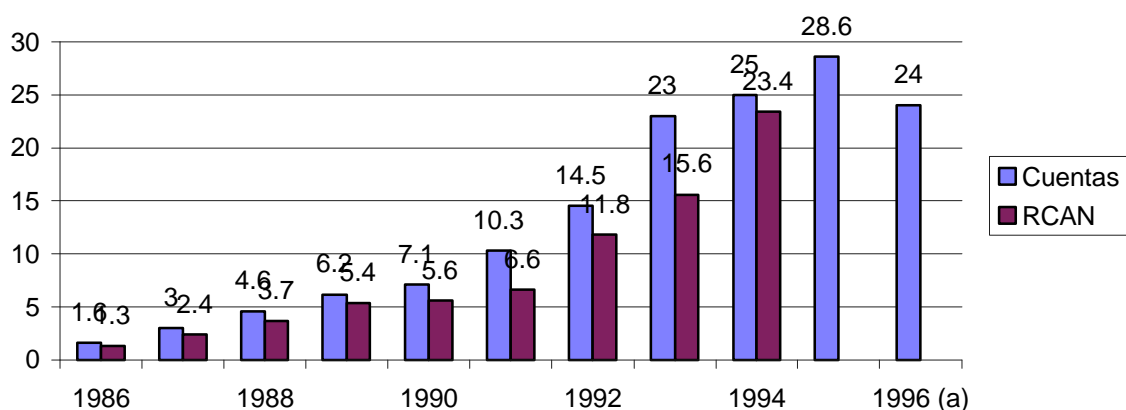
<sup>2</sup> A. Buckwell (1996, p. 18).

<sup>3</sup>C. Tizón (1993).

<sup>4</sup>En las campañas 1995-96 y 1996-97 el precio del trigo ha sido idéntico, 119,19 ecus/Tm, ocurriendo lo mismo con la ayuda compensatoria: 54,34 ecus/Tm. Datos proporcionados por P. Baudin (1996, p. 737).

<sup>5</sup>W. Legg (1994, p.26).

### Subvenciones/VANCF (%)



*Agraria Nacional.*

Dado el montante absoluto y relativo del apoyo público, resulta no sólo sensato sino también conveniente interrogarse sobre sus efectos intrasectoriales. Para ello es imprescindible trabajar con datos microeconómicos, lo que nos conduce a la única fuente estadística que suministra información de tal índole: la Red Contable Agraria Nacional (RCAN). Aunque tal base de datos no goza de excesivo prestigio entre los investigadores, el gráfico 1 demuestra que, con un cierto retraso, la contabilidad de las explotaciones integradas en la RCAN ha ido incorporando con una notable fidelidad el impacto de las subvenciones sobre la renta agraria, de tal manera que, en 1994, la correspondencia entre las dos fuentes citadas en el gráfico 1 es más que razonable. No obstante, las limitaciones son considerables ya que, a título ilustrativo:

Quedan excluidas las explotaciones con una dimensión económica inferior a 2 UDE<sup>6</sup>; segmento que representa casi la mitad de las unidades productivas del sector español aunque, a causa de su raquitismo territorial, su participación en el output agrario apenas logra superar el 5%<sup>7</sup>. La propia RCAN estima que las 6.300 explotaciones de su muestra representan un universo que cubre el 36,6% de las explotaciones y el 90'5% del Margen Bruto Total (MBT). Por otro lado, el exiguo output medio del segmento no representado, 158.000 ptas. en 1993, hace presumir que la renta generada por la actividad agraria es subsidiaria de otras fuentes de ingresos: pensiones y

<sup>6</sup> Unidad de Dimensión Europea, equivalente a un output agrario que, en términos de Margen Bruto Total (MBT), se cifra en 1.200 ecus. El MBT es una macromagnitud que se sitúa entre el VABpm y la Producción Final Agraria (PFA).

trabajo no agrario de algún miembro de la familia titular de esas pequeñas explotaciones. Así pues, tal carencia se ve mitigada por el hecho de que el campo de observación de la RCAN cubre la fracción de las unidades productivas con un mayor grado de profesionalización, es decir, en las que la actividad agraria es determinante de los ingresos familiares.

Al no habérsenos facilitado los registros anonimizados de las explotaciones de la RCAN, la información disponible hace referencia a datos medios correspondientes a las diferentes Orientaciones Técnico-Económicas (OTE) de las 17 CC.AA.. Por lo tanto, se registra una amortiguación de las diferencias intrasectoriales, tanto en la renta inicial (sin subvenciones) como en la renta final: nuestros indicadores de desigualdad adolecen de ese sesgo, lo que no implica que los resultados alcanzados no constituyan una razonable aproximación a la realidad.

La investigación tiene, por lo demás, un carácter estático, ciñéndose a 1994 que es el año en el que, como ya se ha comentado (gráfico 1), hay una mayor correspondencia entre la RCAN y las estadísticas sectoriales del MAPA, analizando la distribución de la renta inicial y final, lo que nos permitirá cuantificar las consecuencias redistributivas de las subvenciones. Debe tenerse en cuenta que hemos trabajado con el mayor grado de desagregación posible, es decir, no se ha recurrido a los datos nacionales, sino a la información regionalizada para orientaciones con cuatro dígitos correspondientes a una determinada clase de dimensión económica y, por lo tanto, la estructura productiva de las explotaciones que contribuyen a la generación del dato medio es bastante homogénea: en tales circunstancias, su extrapolación al universo que la RCAN suministra no plantea mayores limitaciones que las habituales<sup>8</sup>.

Por último, en cualquier estudio sobre la distribución de la renta es necesario elegir la unidad de análisis. En el caso que nos ocupa, la inercia nos llevaría a trabajar con una población formada por el conjunto de las explotaciones agrarias españolas. Ahora bien, si el tamaño y la composición

---

*7*Más concretamente, ese numeroso grupo de pequeñas explotaciones constituyen el 47,0% del total de unidades productivas, absorbiendo el 7,8% de la SAU y el 5,9% del MBT. Cálculos propios a partir de INE (1995).

*8*Pongamos un ejemplo. El primer dato de Bovinos de leche que se ha utilizado es el de Galicia y se corresponde con la clase de dimensión económica de 4 a < 8 UDEs, donde la RCAN integra 58 unidades productivas que estima representativas de 14.674 explotaciones lecheras gallegas. En esas condiciones: ¿caso se van a registrar diferencias sustanciales de renta en un grupo de explotaciones que, además de su homogeneidad productiva, resulta que se sitúan en un intervalo de dimensión económica relativamente estrecho y está localizadas en la misma agricultura regional? Por nuestra parte, estamos convencidos que la respuesta es negativa.

de los hogares es tan diferente que en las investigaciones sobre la distribución personal de la renta hay escalas de equivalencia de uso generalizado<sup>9</sup>, no es menos cierto que la dimensión de las explotaciones es todavía más heterogénea, razón por la cual la elección de la renta agraria por explotación se nos antoja preñada de todo tipo de sesgos: ¿Cómo comparar la renta de una pequeña o mediana explotación, que sólo dispone de la fuerza de trabajo de uno o dos miembros de la familia titular, con la correspondiente a una explotación en la que trabajan, como existen casos, cientos de asalariados? Por ello, hemos decidido que la renta se refiera al trabajo realizado, VANcf por UTA<sup>10</sup>, y, en consecuencia, la población está formada por las unidades de trabajo contabilizadas por la RCAN en 1994. Tal alternativa no está exenta de problemas, subyaciendo una valoración discutible: el apoyo público a la agricultura debe estar condicionado a la capacidad que tienen las explotaciones para remunerar el trabajo movilizado. Tan discutible que no compartimos totalmente el anterior criterio: desde el punto de vista de la eficiencia, incentivar con apoyos directos el volumen de mano de obra utilizado puede llegar a ser un freno del progreso técnico. Ahora bien:

Uno de los efectos más perversos del sistema actual en cereales y oleaginosas, donde el pago se realiza en función de la superficie cultivada, consiste en que, con relativa frecuencia, al agricultor pone en producción sus tierras para recibir la generosa subvención y, dado el coste de la recolección, ni tan siquiera cosecha lo que ha cultivado.

Si se considera la elevada tasa de desempleo de la economía española, y teniendo en cuenta la perversión anterior, no resulta insensato vincular el apoyo público al trabajo, familiar y asalariado, generado.

Dado que la eficiencia productiva está correlacionada positivamente con la dimensión económico-territorial de las explotaciones<sup>11</sup>, las de mayor dimensión tienen una capacidad para retribuir a los

---

<sup>9</sup> Véase C. Álvarez Aledo y otros (1996).

<sup>10</sup> Unidad de Trabajo Año, equivalente al trabajo anual realizado por una persona dedicada a tiempo completo a las labores agrarias.

<sup>11</sup> J. Colino (1997): La productividad aparente del factor trabajo, MBT/UTA, en la agricultura española aumenta ininterrumpida y firmemente a medida que también lo hace la dimensión económica, de tal forma que aquélla se multiplica por más de 7 entre las dos clases extremas.

Resulta ocioso insistir en la utilidad práctica de la curva de Lorenz, quizás baste recordar que la mayoría de los estudios sobre la distribución de una variable unidimensional dedican, en mayor o menor medida, alguna atención a este método, analizando sus propiedades como instrumento válido para el análisis de la concentración de una distribución. Un botón de muestra puede encontrarse en el trabajo de Kakwani (1980), sobre la desigualdad de la renta y la medición de la pobreza, con cinco de los diecisiete capítulos de que consta su libro dedicados expresamente a este objeto gráfico, donde puede encontrarse una definición más formal que la nuestra, pero que, no obstante, nos sirve al propósito de este estudio, que no es otro que la aplicación empírica de este y otros indicadores de desigualdad<sup>13</sup>.

En el gráfico 2 se representan las curvas de Lorenz correspondientes a dos distribuciones de la renta agraria en 1994, la de la renta final (Lf), o valor añadido neto al coste de los factores, y la de la renta inicial (Li) que resta las subvenciones de explotación a la renta final, ambos vectores de

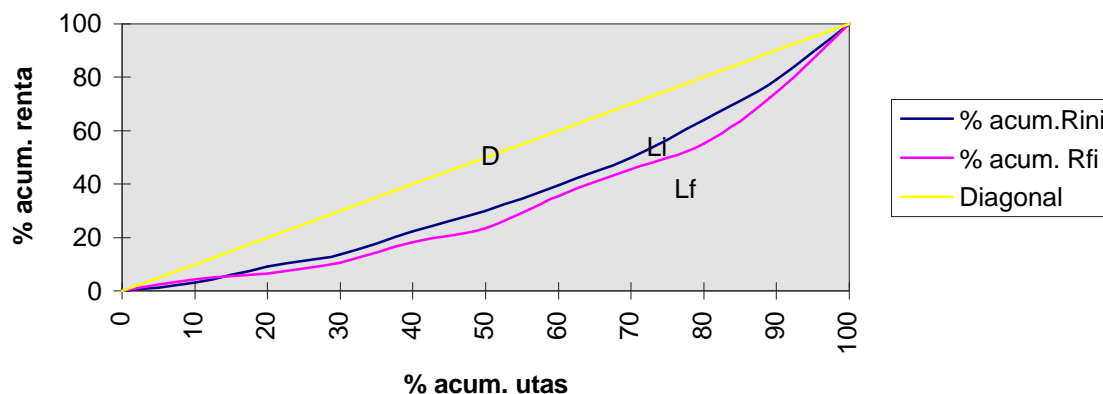
---

<sup>12</sup> Hay años en los que, aproximadamente, en la mitad de las explotaciones de la RCAN, las Disponibilidades Empresariales — Remuneración de capitales propios y de la Mano de obra no asalariada— por UTA familiar es inferior a la Remuneración de Asalariados por UTA asalariada. Es decir, ni se retribuye al capital ni a la propiedad de la tierra y, además, la remuneración del trabajo familiar se hace a un nivel inferior al correspondiente al trabajo asalariado.

<sup>13</sup> Ver también Hainworth (1964) y Pfäfer (1983).

rentas aparecen en nuestro estudio en términos de las unidades de trabajo al año (UTAS), aplicadas en cada explotación agraria.

**Gráfico 2. Curvas de Lorenz de la renta inicial y final**



*Fuente: Elaboración propia con datos de la RCAN del año 1994.*

En el gráfico 1, además, se dibuja la línea diagonal, conocida como línea de igualdad, puesto que se sitúa sobre el único conjunto de puntos que representan una distribución igualitaria, sirviéndonos de referencia para conocer la amplitud de la concentración de la renta agraria en sendas situaciones que son objeto de estudio; cuanto más alejada esté una curva de Lorenz de la diagonal la desigualdad será mayor, puesto que el área de concentración será también superior.

Puede entenderse con bastante facilidad que el criterio de dominancia asociado a este método consiste en determinar qué curva de Lorenz está más próxima a la línea de igualdad. Diremos entonces que la curva de Lorenz ( $L_x$ ) domina a otra curva de Lorenz ( $L_y$ ) si aquélla se sitúa a la izquierda de ésta en todos sus puntos, pudiendo afirmar que la distribución  $x$  es de un orden

Naturalmente, según este criterio de dominancia, nada podremos concluir sobre la desigualdad relativa de diversas distribuciones si sus curvas de Lorenz se cruzan en algún punto de sus rangos respectivos. Se trata, pues, de un método parcial de clasificación y es por ello que las



ordenaciones que se infieran no son completas sino parciales, denominadas en la literatura especializada como cuasi-ordenaciones de las distribuciones de renta.

Este es el caso que ilustra el gráfico 2. Los perfiles de nuestras curvas de Lorenz muestran una intersección en la cola inferior de la distribución de las rentas agrarias, no pudiendo concluir nada sobre qué distribución presenta mayor desigualdad, ya que algunas explotaciones con renta por UTA más reducida están en situación mejor una vez reciben las subvenciones, pero una mayoría, aproximadamente desde la mitad de la segunda decila de renta, han empeorado su situación relativa en la escala de rentas.

Pudiera pensarse que el cálculo de los diversos índices de desigualdad más usuales resolvería el problema de comparabilidad, cuyo propósito, como es sabido, no es otro que determinar un número que sintetice la información contenida en un estado distributivo concreto, permitiéndolo la comparación con otro valor sintético de otros estados distributivos. Y, sin embargo, este empeño por encontrar ordenaciones completas está abocado al fracaso, algo que no debe decepcionarnos, pues como afirma Amartya Sen, "encontrar una medida de la desigualdad que implique una ordenación completa puede producir problemas artificiales ya que una medida difícilmente será más exacta que el concepto que representa", A. Sen (1973, p.19 de la v.e. de 1979).

Los datos que aparecen en el cuadro 1, y su representación correspondiente en el gráfico 3, ofrecen una prueba bastante palpable de lo que acabamos de decir.

**CUADRO 1. Índices de desigualdad de la renta inicial y final agraria**

	Renta inicial/uta	Renta final/uta
Gini	0.284588	0.299408
Theil 0	0.144300	0.144837
Theil 1	0.131976	0.143341
Atkinson 0.5	0.066356	0.069734
Atkinson 1	0.134372	0.134837
Atkinson 1.5	0.206437	0.194531
Atkinson 2	0.287541	0.248686

agraria.

Los resultados anteriores se completan con el conocimiento de la contribución factorial a la desigualdad de la renta final agraria de sus dos componentes básicos: la renta inicial y las subvenciones de explotación. Esta aspiración se enmarca en el problema de conocer los principios que gobiernan la descomposición de la desigualdad de la distribución de la renta en sus

Shorrocks. Sin embargo, como ella misma reconoce, su trabajo no resuelve adecuadamente el problema, presente en el resto de trabajos realizados sobre descomposición factorial, relativo a la

Así pues, la descomposición coherente de los índices de Gini y de Theil, que aparecen en el cuadro 2, como señala Matilde Lafuente (1994, pp. 67-68), supone implícitamente que son medibles en una escala cociente, y que los efectos directos e indirectos de la desigualdad se atribuyen a cada factor, y como hemos visto anteriormente, esto sólo es válido cuando no existe interacción entre las fuentes de renta.<sup>14</sup>

---

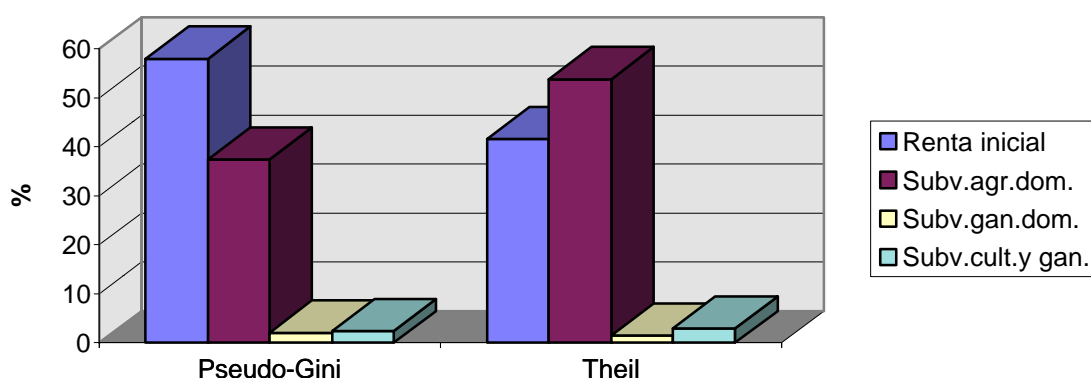
<sup>14</sup> Un repaso de los diferentes métodos de descomponibilidad factorial puede encontrarse en Perea, I.(1989, pp. 81-85).

**CUADRO 2. Contribución a la desigualdad de la renta final agraria**

Componentes de la renta final agraria	% sobre la renta final	Contribución a la desigualdad		Contribución a la desigualdad	
		Pseudo-Gini	%	Theil	%
<b>RENTA INICIAL .....</b>	<b>71.84</b>	<b>0.173737</b>	<b>58.03</b>	<b>0.059778</b>	<b>41.7</b>
<b>SUBV.AGRICULTURA DOMINANTE .....</b>	<b>24.09</b>	<b>0.112182</b>	<b>37.47</b>	<b>0.077185</b>	<b>53.85</b>
Id. cereales.....	13.16	0.069741	23.29	0.050020	34.90
Id. cultivos diversos ....	7.68	0.052310	17.47	0.041007	28.61
Id. hortofruticultura .....	0.30	0.000247	0.08	-0.000250	-0.17
Id. cultivos leñosos .....	1.80	-0.008570	-2.86	-0.010553	-7.36
Id. policultivos.....	1.16	-0.001547	-0.52	-0.003039	-2.12
<b>SUBV.GANADERÍA DOMINANTE.....</b>	<b>2.77</b>	<b>0.006244</b>	<b>2.09</b>	<b>0.002172</b>	<b>1.52</b>
Id. bovinos.....	1.13	-0.002605	-0.87	-0.004008	-2.80
Id. ovinos y caprinos.....	1.62	0.008907	2.97	0.006253	4.36
.....	0.02	-0.000057	-0.02	-0.000073	-0.05
<b>CULTIVOS Y GANA.....</b>	<b>1.30</b>	<b>0.007244</b>	<b>2.42</b>	<b>0.004206</b>	<b>2.93</b>
<b>Renta final.....</b>	<b>100.00</b>	<b>0.299408</b>	<b>100.00</b>	<b>0.143342</b>	<b>100.00</b>

Fuente: Elaboración propia con datos de la RCAN . Año 1994.

**Gráfico 4. Contribución porcentual a la desigualdad de la renta final**



Fuente: Elaboración propia con datos de la RCAN . Año 1994.

Las columnas 2 y 4 del cuadro 3 recogen las contribuciones factoriales unitarias al índice de Gini y de Theil de la renta final, respectivamente. Para su cálculo se hace necesario definir la

programa de subvenciones contribuyen a reducir la desigualdad de la renta final: las de cultivos leñosos (olivar y viticultura), policultivos, bovinos y resto de ganadería, exceptuados ovinos y caprinos, -sectores que tienen en común, como veremos en el epígrafe 5, que las subvenciones se reparten con un criterio de progresividad absoluta-, a los que se añade el sector horto-frutícola

	Subvenciones	Renta agraria inicial/uta	Renta inicial hogares España (1)
Gini	0.615070	0.284588	0.387920
Theil 0	3.702521	0.144300	-
Theil 1	0.679621	0.131976	0.192074
Atkinson 0.5	0.386903	0.066356	0.244399
Atkinson 1	0.975339	0.134372	-
Atkinson 1.5	0.999999	0.206437	0.928020
Atkinson 2	0.999999	0.287541	-

(1) Bandré (1990, p. 193)

Fuente: Elaboració propia con datos de la RCAN . Añ 1994.

Podemos ver que tanto la renta inicial agraria como la de los hogares españoles presentan una desigualdad mucho más baja que la asociada a las subvenciones recibidas por el sector agrario. No obstante, estas comparaciones se han de hacer con las debidas cautelas, ya que si bien se ha utilizado la misma metodología para conocer el impacto de las subvenciones sobre la renta,<sup>15</sup>. Pero ahí se agotan las analogías, puesto que ni la unidad de información coincide, el hogar en un trabajo y la explotación agraria en otro, ni la variable de estudio, la renta media por hogar en el de

<sup>15</sup>A saber, en ambos estudios se comparan una distribuci3 final de la renta con otra distribuci3 inicial ideal, que se obtiene restándole los flujos de renta generados por la actuaci3 del sector p3blico; se trata de un puro contrafactual que, como dice Bandré, s3lo tiene sentido como elemento necesario para realizar las comparaciones deseadas, pero no es m3s que un escenario idealizado de la realidad, no respondiendo a una situaci3 factible de distribuci3 de la renta "sin gasto p3blico", Ver Bandré (1993, pp. 134 y sgtes.). Otras aplicaciones del contrafactual se pueden encontrar en Garc3 Solanes, J. y Losa Carmona, A. (1995), para el caso de las prestaciones contributivas de la Seguridad Social, o en Lafuente Lechuga, M. y Losa Carmona, A. (1997), en la medici3 de lo efectos redistributivos de la cesi3 del 30 % del IRPF a las CC.AA.

integrada por los ingresos del trabajo, rentas del capital, rentas mixtas y transferencias privadas, descontando los impuestos directos y cotizaciones sociales (p. 21); mientras que ese concepto es más amplio en nuestro trabajo, ya que sólo deduce el importe de las subvenciones de explotación, con el objeto de no mezclar diversas fuentes de transferencias públicas originarias de efectos redistributivos distintos.

¿Cuál es la causa determinante de esa elevada desigualdad? Para contestar a esta pregunta calcularemos la contribución porcentual a la desigualdad de las subvenciones según diversas características de las explotaciones agrarias, con lo que dividiremos a la población total en grupos homogéneos diferenciados entre sí sólo en virtud de esa peculiaridad. Sin embargo, aunque de todos los índices de desigualdad utilizados sólo el de Gini no es aditivamente descomponible (Shorrocks, 1980), se ha podido comprobar que también los índices normativos presentan algunos

16

#### **CUADRO 4. Descomposición porcentual de la desigualdad de las subvenciones agrarias por subgrupos homogéneos de población**

<b>Theil 1</b>	<b>MOTES(1)</b>	<b>ESPACIAL(2)</b>	<b>MCDE(3)</b>	<b>EDAD(4)</b>
Dentro	25.85	53.22	78.93	84.23
Entre	74.15	46.78	21.07	15.77

(1) MOTES: Macro-orientaciones técnico-económicas, (2) Por limitaciones de la RCAN, la clasificación espacial no responde exactamente a la división autonómica, (3) Se han clasificado las explotaciones agrarias hasta en 10 tipos de dimensiones económicas, (4) Hasta cinco intervalos de edad.

Fuente: Elaboración propia con datos de la RCAN. Año 1994.

En concreto, para valores del parámetro de la familia de índices de Theil diferentes de cero o la unidad, la regla de descomposición incorpora propiedades poco intuitivas, como que la suma de las ponderaciones no es uno, o que estos ponderadores están en función de la desigualdad entre

<sup>16</sup> Se puede ver, por ejemplo, el trabajo conjunto del INE y de un equipo de investigadores de la Universidad Autónoma de Madrid (1997, p. 47).



los grupos de población, algo que debe evitarse si deseamos separar las contribuciones porcentuales a la desigualdad dentro y entre los grupos. Por esas razones, aplicaremos las reglas de descomposición aditiva sobre la fórmula del índice de Theil 1.

En el cuadro 4 podemos ver la contribución porcentual a la desigualdad de cuatro características distintas de las explotaciones agrarias. Comprobamos que ni la dimensión económica (MCDE), ni la edad del empresario titular de la explotación explican de forma significativa la desigualdad global. Por el contrario, tanto la residencia como, sobre todo, la orientación técnico-económica (MOTE) tienen una gran contribución a la desigualdad. Sin embargo, aunque no es perfecta, se aprecia una alta correlación entre ambas características, ya que, por ejemplo, la desigualdad de las explotaciones del Noroeste se explica, fundamentalmente, por la desigualdad de las subvenciones recibidas por el bovino, mientras que la de las del Noreste se explica por las de los productos horto-frutícolas. Sin embargo, la correspondencia no es perfecta, como decimos, en cuanto que en esas zonas encontramos explotaciones con distinta orientación productiva. Es por esta razón por lo que, en adelante, nuestro foco de atención será la clasificación por MOTES, como característica explicativa básica de la desigualdad de las subvenciones agrarias (ver cuadros 5A y 5B).

El criterio de agrupación de las MOTES en dos grupos, responde al nivel medio de la renta inicial por UTA de cada una de ellas. Así, en el cuadro 5A aparecen cinco orientaciones, cuyo rasgo común es su baja renta inicial; todas con una renta inferior o en torno a la media nacional; mientras que el cuadro 5B informa sobre la desigualdad de las subvenciones recibidas por los restantes cuatro sectores con renta superior a la media.

De esos datos se pueden inferir algunas conclusiones:

1) Salvo tres sectores: cereales, ovinos y caprinos y mixtas de cultivos y ganados, todos los demás muestran un abundante número de explotaciones agrarias que no perciben subvenciones de explotación, tal y como se desprende de los elevados valores del índice de Atkinson para  $\alpha$  superior a 1, o el de Theil 0, con una característica importante común y es que ponderan en mayor cuantía las transferencias destinadas a la cola inferior de la distribución de las subvenciones.

2) Para todos los índices de desigualdad, los dos primeros sectores citados presentan una distribución de las subvenciones menos desigual que la de la renta inicial del sector agrario.

3) Junto a los cereales y ovino y caprino, otras dos orientaciones, cultivos leñosos y mixtas de cultivos y ganados, presentan una baja desigualdad según algunos índices de desigualdad, por ejemplo el de Gini, pero no para todas las medidas.

4) Tres orientaciones productivas presentan una elevada desigualdad: horto-fruticultura, bovinos y resto de ganados (salvo ovinos y caprinos); mientras los dos sectores restantes, cultivos diversos y resto de cultivos, muestran una desigualdad moderada, pero en todo caso superior a la de la renta inicial media nacional.

De las cuatro conclusiones anteriores no puede derivarse sin más que aquellas MOTES con una desigualdad menor en la distribución de las subvenciones gozan de un reparto más equitativo de las mismas, ni tampoco se puede derivar lo contrario. De lo único que informan los cuadros 5A y 5B es que las subvenciones están más o menos concentradas en un cierto porcentaje de UTAS, pero puede que esa concentración no se corresponda con la que se derive de ordenar las explotaciones según su renta inicial, sino que se deba a otros criterios distintos a la capacidad económica, cuestión ésta que será analizada con más detalle en los dos epígrafes siguientes, destinados al estudio de la equidad y los efectos redistributivos de las subvenciones, respectivamente.

	<b>Cereales</b>	<b>Cultivos leñosos</b>	<b>Resto cultivos(1)</b>	<b>Bovinos</b>	<b>Resto de ganadería (2)</b>
Gini	0.253030	0.203054	0.404258	0.564252	0.785780
Theil 0	0.105123	0.367942	1.252356	0.803789	11.017715
Theil 1	0.100932	0.090407	0.325930	0.583092	1.378434
Atkinson 0.5	0.050436	0.058626	0.209988	0.295170	0.711950
Atkinson 1	0.099786	0.307843	0.714169	0.552371	0.999984
Atkinson 1.5	0.146693	0.999975	0.999997	0.712556	0.999999
Atkinson 2	0.190255	0.999999	0.999999	0.791525	0.999999
Subv./uta (miles ptas)	1.500.95	356.93	324.18	116.82	45.61
Renta inicial/uta (id.)	1498.87	856.09	1629.37	1.251.56	1.198.34

(\*) La renta media por uta del total de explotaciones agrarias es en 1994 de 1.606.73 miles de pesetas y las subvenciones medias por uta ascienden a 629.91 miles de pesetas.

(1) Se corresponde con la MOTE 6000 de la RCAN, compuesta de las siguientes OTES: horticultura y cultivos permanentes, grandes cultivos y horticultura, grandes cultivos y viticultura, grandes cultivos y cultivos permanentes, mixtos de diversos cultivos generales, mixtos de diversos cultivos hortícolas y mixtos de diversos cultivos permanentes.

(2) Incluye: porcino, avicultura y mixtas de ganados diversos.

Fuente: Elaboració propia con datos de la RCAN . Año 1994.

Aplicaremos esta formulación, en primer lugar, a la distribución de las subvenciones dentro de cada una de las macro-orientaciones técnico-económica, cuadros 6A y 6B; donde la renta inicial de referencia será la correspondiente a cada orientación agraria. Análogamente, será aplicada al

conjunto de explotaciones agrarias, cambiando así la renta inicial sobre la que se calcula el efecto, ya que en este caso es la renta inicial global.

## CUADRO 6. Inequidad horizontal intrasectoriales de las subvenciones agrarias por MOTES

### 6.A. Sectores con baja renta media inicial por UTA (\*).

Índices	Cereales	Cultivos leñosos	Resto cultivos(1)	Bovinos	Resto de ganadería (2)
Gini renta inicial	0.297781	0.238193	0.259216	0.213033	0.156608
Gini renta final	0.260285	0.205300	0.181095	0.216457	0.160386
Concentración de la renta final	0.248774	0.205132	0.175244	0.208447	0.146229
Inequidad horizontal	-0.038656	-0.000705	-0.022572	-0.037597	-0.090395

(\*) Ver notas en el cuadro 5A.

Fuente: Elaboració propia con datos de la RCAN . Año 1994.

### 6.B. Sectores con alta renta media inicial por UTA (\*).

Índices	Cultivos diversos (1)	Horto-fruticultura	Ovinos y caprinos	Mixtas (cultivos y gan.)
Gini renta inicial	0.194006	0.191864	0.326602	0.156608
Gini renta final	0.195442	0.188158	0.226501	0.160386
Concentración de la renta final	0.120773	0.186257	0.222236	0.146229
Inequidad horizontal	-0.384881	-0.009913	-0.013060	-0.090395

(\*) Ver notas en el cuadro 5B.

Fuente: Elaboració propia con datos de la RCAN . Año 1994.

**CUADRO 7. Inequidad horizontal global de las subvenciones agrarias por MOTES**

**7.A. Sectores con baja renta media inicial por UTA (\*).**

<b>Índices</b>	<b>Cereales</b>	<b>Cultivos leñosos</b>	<b>Resto cultivos(1)</b>	<b>Bovinos</b>	<b>Resto de ganadería (2)</b>
Gini renta inicial	0.284588	0.284588	0.284588	0.284588	0.284588
Gini renta final	0.310123	0.268395	0.279756	0.279789	0.284506
Concentración de la renta final	0.261040	0.264310	0.276644	0.278147	0.284480
Inequidad horizontal	-0.172470	-0.014354	-0.010934	-0.005768	-0.000091

(\*) Ver notas en el cuadro 5A.

Fuente: Elaboración propia con datos de la RCAN . Año 1994.

**7.B. Sectores con alta renta media inicial por UTA (\*).**

<b>Índices</b>	<b>Cultivos diversos (1)</b>	<b>Horto-fruticultura</b>	<b>Ovinos y caprinos</b>	<b>Mixtas (cultivos y gan.)</b>
Gini renta inicial	0.284588	0.284588	0.284588	0.284588
Gini renta final	0.321093	0.284810	0.291197	0.291969
Concentración de la renta final	0.292552	0.284396	0.285247	0.288884
Inequidad horizontal	-0.100289	-0.001455	-0.000091	-0.010839

(1) Ver notas en el cuadro 5B.

Fuente: Elaboración propia con datos de la RCAN . Año 1994.

Como es lógico, la inequidad horizontal nunca toma valores positivos, o sea, como máximo su valor es cero, que se corresponde con aquella situación en que no se produce reordenación de las explotaciones agrarias en virtud del reparto de subvenciones.

En el caso que nos ocupa, todas las orientaciones presentan valores negativos, o sea, inequidad horizontal, si bien sólo la de cultivos diversos presenta un valor significativo, el 38,4 % de la renta inicial. Por tanto, salvo en este sector no se percibe una discriminación en el seno de las distintas orientaciones.

Los cuadros 7A y 7B ofrecen las cifras de inequidad horizontal de las subvenciones en el contexto no ya del sector objeto de análisis, sino en el del conjunto de las explotaciones agrarias. Se puede ver que, además de la ya señalada orientación de cultivos diversos, aparecen los cereales con una fuerte inequidad horizontal, el 17,24 % de la renta inicial agraria del conjunto de sectores.

## 5. PROGRESIVIDAD DE LAS SUBVENCIONES AGRARIAS.

El índice de progresividad que vamos a utilizar es el propuesto en el trabajo de Kakwani (1977), definido como la diferencia entre el índice de Gini de la renta inicial y el índice de concentración de las subvenciones:

$$P_k = \sum_j G_i - C_s \quad (7)$$

De forma análoga al planteamiento del apartado anterior, será aplicado a la distribución de las subvenciones dentro de cada orientación productiva, cuadros 8A y 8B, y a la del conjunto de las explotaciones agrarias, cuadros 9A y 9B. Estos dos últimos ofrecen también información sobre la contribución a la progresividad global de las subvenciones por parte de cada uno de los sectores agrarios. Su cálculo responde también a la formulación propuesta por Kakwani:

$$P_k = P_{k_j} \left( \frac{g_j}{g} \right) \quad (8)$$

donde  $P_k$  es el índice global de progresividad de Kakwani,  $P_{k_j}$  el de cada sector  $j$ ,  $g$  es el tipo medio de gasto en subvenciones, definido como la relación entre la media de subvenciones por UTA y la renta media inicial por UTA, y  $g_j$  es el tipo medio de cada orientación productiva.

## CUADRO 8. Progresividad intrasectorial de las subvenciones agrarias por MOTES

### 8.A. Sectores con baja renta media inicial por UTA (\*).

Índices	Cereales	Cultivos leñosos	Resto cultivos(1)	Bovinos	Resto de ganadería (2)
Gini renta inicial	0.297781	0.238193	0.259216	0.213033	0.156608
Concentración de las subvenciones	0.199835	0.125828	-0.246813	0.159319	0.117288
Progresividad de Kakwani	0.097946	0.112365	0.506028	0.053714	0.039320
tipo medio de gasto	1.001388	0.416930	0.198960	0.093340	0.358638

(\*) Ver notas en el cuadro 5A.

Fuente: Elaboración propia con datos de la RCAN . Año 1994.

### 8.B. Sectores con alta renta media inicial por UTA (\*).

Índices	Cultivos diversos (1)	Horto-fruticultura	Ovinos y caprinos	Mixtas (cultivos y gan.)
Gini renta inicial	0.194006	0.191864	0.326602	0.156608
Concentración de las subvenciones	0.018206	-0.150905	-0.004305	0.117288
Progresividad de Kakwani	0.175800	0.342770	0.330907	0.039320
tipo medio de gasto	0.714005	0.016632	0.460695	0.358638

(1) Ver notas en el cuadro 5B.

Fuente: Elaboración propia con datos de la RCAN . Año 1994.

En los cuadros 8A y 8B podemos observar que todos los sectores productivos son internamente progresivos, de acuerdo con el criterio de Kakwani, ya que el índice de concentración de las subvenciones es inferior al índice de Gini de la renta inicial de cada uno de ellos. Dos hechos a destacar: Por un lado, hay tres orientaciones con una fuerte progresividad interna, una en el grupo de renta media inicial baja, la del resto de cultivos agrícolas, y las otras dos, horto-fruticultura y



ovinos y caprinos, en el grupo de explotaciones con alta renta inicial por UTA. Por otro, esas tres orientaciones muestran una progresividad relativa y absoluta positiva, puesto que su índice de concentración es negativo, al situarse la curva de concentración por encima de la línea diagonal<sup>17</sup>.

## CUADRO 9. Progresividad global de las subvenciones agrarias por MOTES

### 9.A. Sectores con baja renta media inicial por UTA (\*).

Índices	Cereales	Cultivos leñosos	Resto cultivos(1)	Bovinos	Resto de ganadería (2)
Gini renta inicial	0.284588	0.284588	0.284588	0.284588	0.284588
Concentración de las subvenciones	0.132452	-0.546748	-0.213437	-0.130072	-0.169475
Progresividad de Kakwani	0.152136	0.831336	0.498024	0.414660	0.454062
tipo medio de gasto	0.183126	0.025002	0.016208	0.015777	0.000237
Contribución % a la progresividad total	56.06	41.82	16.24	13.16	0.22

(\*) Ver notas en el cuadro 5A.

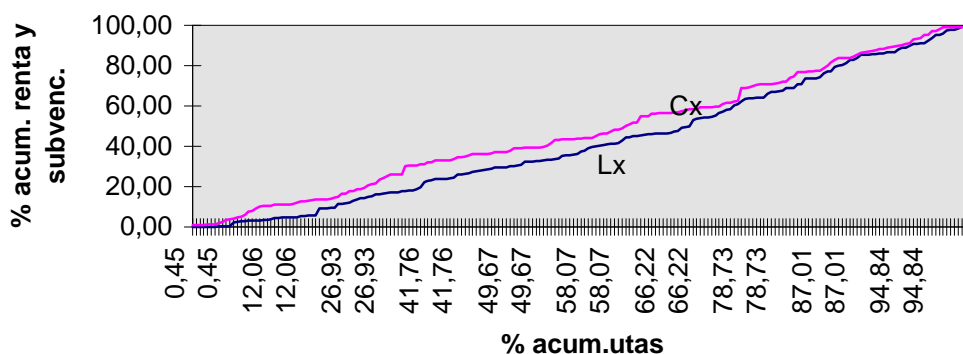
Fuente: *Elaboración propia con datos de la RCAN . Año 1994.*

<sup>17</sup> Las curvas de concentración que se sitúan por encima de la diagonal presentan una progresividad "absoluta", ya que la cuantía de la transferencia disminuye con el nivel de renta, ver para un análisis formal de la progresividad de las transferencias públicas, M. Pazos y R. Salas (1997).

En el gráfico 5 aparecen las curvas de concentración del conjunto de subvenciones y de Lorenz de la renta inicial que nos permiten apreciar la progresividad de las subvenciones agrarias. Podemos observar que la primera está por encima de la segunda en todo el rango de valores de la ordenada, salvo a partir del 99,6 % acumulado de UTAS en que llegan a cruzarse, un hecho

que no impide concluir sobre la progresividad de las subvenciones como demuestra el índice de progresividad global.

**Gráfico 5. Curvas de Lorenz de la renta inicial (Lx) y de concentración del gasto en subvenciones agrarias (Cx).**



## 6. EQUIDAD Y EFECTOS REDISTRIBUTIVOS DE LAS SUBVENCIONES AGRARIAS.

El efecto redistributivo se puede calcular de dos formas distintas, ofreciendo ambas el mismo resultado, la directa y la indirecta. El método directo define el efecto redistributivo como la diferencia de los índices de desigualdad relativa de la renta antes y después de los impuestos. Esta metodología nos resulta especialmente útil en el caso que nos ocupa, puesto que nos permitirá comparar los valores obtenidos para diversos índices de desigualdad, máxime sabiendo que según el índice utilizado la desigualdad de la renta final es mayor o menor, respecto de la correspondiente a la renta inicial agraria.

En el caso de utilizar los índices de Gini, obtenemos el índice de Reynolds y Smolensky reformulado, Lambert (1993):

$$RS = G_i - G_f \quad (9)$$

donde  $G_i$  representa el índice de Gini de la renta inicial y  $G_f$  el de la renta final.

Pechman y Okner ofrecen una versión normalizada del índice de Reynolds y Smolensky:

$$PO = \frac{G_i - G_f}{G_i} \quad (10)$$

Análogamente, definimos los índices de capacidad redistributiva basados en los índices de Theil y Atkinson:

$$T = T_i - T_f \quad (11)$$

$$A^a = A_i^a - A_f^a \quad (12)$$

El segundo método de cálculo se basa en la propuesta de Kakwani (1986), que atiende a las críticas realizadas por Atkinson(1980), relativas a la subvaloración del efecto redistributivo si no se tienen en cuenta las reordenaciones que producen las transferencias de renta<sup>18</sup>. El efecto redistributivo, que debe coincidir con el resultado ofrecido por el método directo, se calcula sumando los efectos redistributivos derivados de la equidad horizontal y la equidad vertical.

Habiendo abordado en el epígrafe anterior el efecto de inequidad horizontal, en las líneas que siguen nos centraremos en la medición del segundo efecto. La capacidad redistributiva derivada de la componente de equidad vertical de las subvenciones se calcula según la siguiente

$$V_j = \frac{g_j P_j}{(1 + g_j) G_i} \quad (13)$$

donde  $V_j$  es la equidad vertical de la subvención  $j$ , y el significado de las restantes variables se ha ofrecido anteriormente, al referirnos a la progresividad.

En el cuadro 10, y en la figura 5, aparece la cuantía de los efectos redistributivos de las subvenciones agrarias. Como ya se avanzara en el epígrafe 1, se puede observar que salvo para el índice de Atkinson con valores de  $\alpha$  superiores a la unidad, todos las demás medidas indican que las subvenciones contribuyen a aumentar la desigualdad de la renta agraria; o sea, tienen un efecto redistributivo negativo.

---

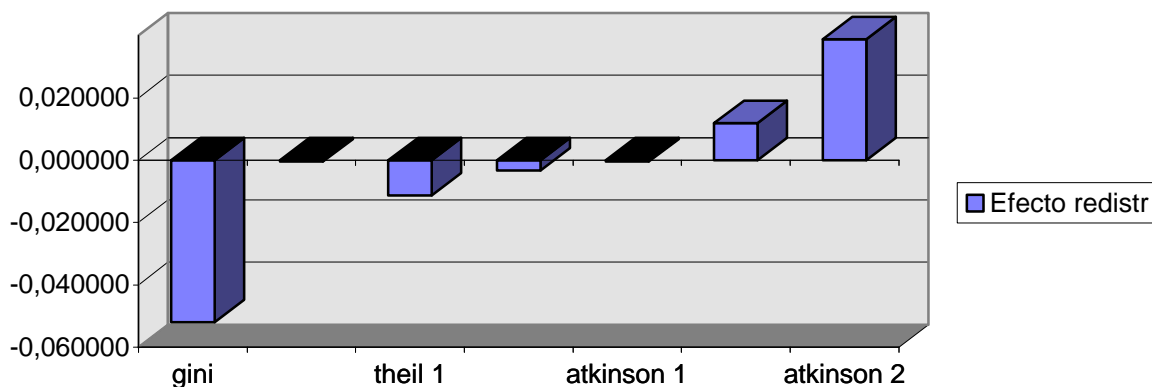
<sup>18</sup> Ver también Lambert (1993)

**CUADRO 10. Efecto redistributivo de las subvenciones agrarias**

Índices	Capacidad redistributiva
Gini .....	-0.052076
Theil 0 .....	-0.000536
Theil 1 .....	-0.011366
Atkinson $\alpha=1/2$ .....	-0.003379
Atkinson $\alpha=1$ .....	-0.000464
Con índice Atkinson $\alpha=3/2$ .....	0.011905
Con índice Atkinson $\alpha=2$ .....	0.038856

Fuente: Elaboración propia con datos de la RCAN . Año 1994.

**Gráfico 6. Capacidad redistributiva de las subvenciones agrarias**



Fuente: Elaboración propia con datos de la RCAN . Año 1994.

El método indirecto nos permite combinar en un mismo esquema analítico los efectos redistributivos y la progresividad. Seguiremos la estrategia de epígrafes anteriores, aplicando la formulación sobre las distribución de las subvenciones dentro de cada orientación, y para el conjunto del sector agrario.

**CUADRO 10. Efectos redistributivos intrasectoriales de las subvenciones agrarias por MOTES**

**10.A. Sectores con baja renta media inicial por UTA (\*).**

Índices	Cereales	Cultivos leñosos	Resto cultivos(1)	Bovinos	Resto de ganadería (2)
Equidad horizontal	-0.038656	-0.000705	-0.022572	-0.037597	-0.090395
Equidad vertical	0.164574	0.138809	0.323947	0.021526	0.066275
Efecto redistributivo	0.125917	0.138092	0.301372	-0.016072	-0.024120

(\*) Ver notas en el cuadro 5A.

Fuente: Elaboració propia con datos de la RCAN . Año 1994.

**10.B. Sectores con alta renta media inicial por UTA (\*).**

Índices	Cultivos diversos (1)	Horto-fruticultura	Ovinos y caprinos	Mixtas (cultivos y gan.)
Equidad horizontal	-0.384881	-0.009913	-0.013060	-0.090395
Equidad vertical	0.377479	0.029227	0.319552	0.066275
Efecto redistributivo	-0.007401	0.019315	0.306492	-0.024120

(1) Ver notas en el cuadro 5B.

Fuente: Elaboració propia con datos de la RCAN . Año 1994.

En los cuadros 10A y 10B podemos ver que en cada uno de los grupos en que se han agrupado las orientaciones técnico-económicas aparecen dos de ellas que redistribuyen negativamente la renta, coadyuvando a un aumento de la desigualdad intrasectorial: bovinos y resto de ganados, en el grupo de baja renta inicial por UTA, y cultivos diversos y mixtas de cultivos y ganados, en el de alta renta inicial. Cabe destacar también la alta capacidad redistributiva de la orientación "resto de cultivos" y la de los ovinos y caprinos.

**CUADRO 11. Efectos redistributivos globales de las subvenciones agrarias por MOTES**

**11.A. Sectores con baja renta media inicial por UTA (\*).**

Índices	Cereales	Cultivos leñosos	Resto cultivos(1)	Bovinos	Resto de ganadería (2)
Equidad horizontal	-0.172470	-0.014354	-0.010934	-0.005768	-0.000091
Equidad vertical	0.082744	0.071254	0.027912	0.022631	0.000379
Efecto redistributivo	-0.089727	0.056899	0.016978	0.016863	0.000288

(\*) Ver notas en el cuadro 5A.

Fuente: Elaboración propia con datos de la RCAN . Año 1994.

### 12.B. Sectores con alta renta media inicial por UTA (\*).

Índices	Cultivos diversos (1)	Horto-fruticultura	Ovinos y caprinos	Mixtas (cultivos y gan.)
Equidad horizontal	-0.100289	-0.001455	-0.000091	-0.010839
Equidad vertical	-0.027984	0.000674	-0.002315	-0.015097
Efecto redistributivo	-0.128273	-0.000780	-0.023223	-0.025936

(1) Ver notas en el cuadro 5B.

Fuente: Elaboración propia con datos de la RCAN . Año 1994.

Para el conjunto de sectores agrarios, se puede observar en los cuadros 12A y 12B que en el grupo de orientaciones de alta renta inicial, todas ellas contribuyen positivamente a la desigualdad, por el hecho de presentar, a la vez, inequidad horizontal y vertical -salvo horto-fruticultura que pese a presentar una equidad vertical no es suficiente para compensar el efecto redistributivo negativo de la inequidad horizontal-, destacando en particular la orientación "cultivos diversos"; mientras que en el otro grupo se distingue el sector de cereales que presenta un efecto redistributivo negativo, ya que le ocurre lo mismo que al sector de horto-fruticultura.

En el conjunto de explotaciones agrarias españolas, como hemos visto con el método directo, las subvenciones agrarias españolas presentan un efecto redistributivo negativo, ya que el valor de la componente de equidad vertical: 0,125446, no es suficiente para remediar el efecto de inequidad horizontal, que es de 0,177521.

## **7. INEQUIDAD HORIZONTAL DE LAS SUBVENCIONES Y BIENESTAR AGRARIO.**

La relación entre inequidad horizontal y el bienestar social viene de antiguo establecida por Pigou (1928) cuando demuestra que, dentro de la estructura formal del utilitarismo, la minimización del sacrificio social derivado de los impuestos requiere también, bajo el supuesto de funciones de utilidad idénticas, el sacrificio igual de personas que están en circunstancias similares, siendo la renta antes de impuestos la circunstancia más relevante para la distribución de la carga impositiva. Sin embargo, Atkinson (1980) prueba que el bienestar social puede aumentar en presencia de inequidad horizontal, no sólo cuando se relaja el supuesto de funciones individuales de bienestar idénticas, sino también cuando los contornos de la función de bienestar

Desde el punto de vista de la justicia distributiva, la exigencia de equidad horizontal puede verse cuestionada cuando el criterio moral de reparto centra su atención no tanto en las posiciones iniciales de los individuos, que pueden ser injustas, sino en los resultados finales en términos de rentas finales, crítica coherente con el criterio rawlsiano de justicia distributiva, que contempla las posiciones finales como las únicas que deben importarnos. O sea, el criterio normativo de mantener la ordenación de los individuos en la escala de rentas, de acuerdo con la ordenación de sus rentas iniciales, puede ser un criterio normativo injusto de reparto de las transferencias.

Sin embargo, Atkinson nos recuerda<sup>19</sup> que hay una posición alternativa, defendida por Musgrave, que contempla el principio de equidad horizontal, no tanto con base en criterios de justicia, sino como instrumento de salvaguardia contra la discriminación caprichosa. Si ciertas características como la raza, la religión, etc. deben descartarse como relevantes en términos de discriminación impositiva, asimismo, puede que las diferencias basadas en la especialización técnico-económica de las explotaciones no sea un criterio justo de discriminación en el reparto de las subvenciones a la agricultura, exigiendo en todo caso una justificación por parte de las autoridades competentes.

---

<sup>19</sup> Ver Atkinson (1980, pp. 17 y 18).



En línea con el estudio pionero de Atkinson, sobre la medida del impacto distributivo de la inequidad horizontal de la carga impositiva, los trabajos de Shorrocks (1983), Moyes (1987) y Coral del Río y Ruiz Castillo (1996) comparten dos criterios operativos para comparar el bienestar social de distribuciones diferentes de renta: el criterio de la renta media y el de la desigualdad reinante en cada distribución. En particular, una distribución de renta proporciona un mayor bienestar económico que otra si cumple dos condiciones simultáneamente: de un lado, si muestra una menor desigualdad relativa o absoluta, de acuerdo al correspondiente criterio de dominancia de Lorenz, y de otro, si tiene una renta media superior, Coral del Río y Ruiz Castillo (1996, pág. 11).

En el caso que nos ocupa, como las subvenciones agrarias no suponen un proceso de redistribución interno de las rentas agrarias iniciales, puesto que no hay ganadores ni perdedores, sino que, a lo sumo, las explotaciones pueden quedarse como estaban, sin percibir subvención alguna, el criterio de eficiencia que se define en términos de la renta media siempre se ve satisfecho, puesto que la renta media final agraria al menos alcanza el valor de la renta media inicial. Como corolario de lo anterior, la variable clave en el estudio del bienestar agrario es el grado de desigualdad de las rentas agrarias antes y después de las subvenciones.

En términos del teorema de Shorrocks, diremos que para funciones de bienestar social s-cóncavas, el bienestar agrario es, al menos igual, después y antes de las subvenciones si el valor de la ordenada de la curva de Lorenz de la renta final, en cada punto de la distribución de rentas, es al menos el mismo que el de la renta inicial.<sup>20</sup>

Si observamos de nuevo el gráfico 2, podemos ver que el criterio de las ordenadas de la curva de Lorenz no se ve satisfecho, puesto que estas curvas se cruzan en torno a la mitad de la segunda decila de la escala de rentas. En estos casos en que las curvas de Lorenz ordinarias se intersectan se recurre al concepto de curva de Lorenz generalizada, introducido por Shorrocks.

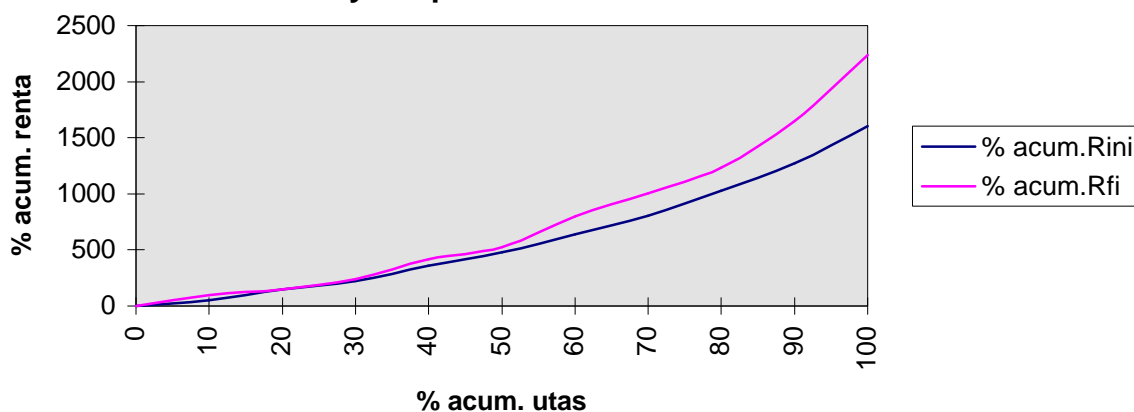
La curva de Lorenz generalizada se obtiene multiplicando la coordenada vertical de la curva de Lorenz ordinaria por la renta media, cambiando, de este modo, el rango de la ordenada desde cero a uno, en el primer caso, a otro que va desde cero a la renta media de cada

---

<sup>20</sup> El teorema de Shorrocks ya había sido establecido anteriormente por Rothschild y Stiglitz (1973), y probaron que la cuasi-ordenación que se desprende del criterio de Lorenz es calculada a la ordenación inducida por cualquier función de bienestar social s-cóncava. Una exposición sencilla de las relaciones entre la desigualdad y el bienestar social puede encontrarse en F.A.

distribución. Shorrocks prueba que si una distribución es dominante a otra según el criterio de las curvas de Lorenz generalizadas, entonces el bienestar asociado a esa distribución también lo es, para toda función de bienestar social creciente y estrictamente cuasi-

**Gráfico 7. Curvas de Lorenz generalizadas de la renta antes y después de subvenciones**



*Fuente: Elaboració propia con datos de la RCAN . Añ 1994.*

Es decir, si las curvas de Lorenz generalizadas no se cruzasen podría afirmarse que la distribución X es superior, o domina según el criterio de la curva de Lorenz generalizada, a la distribución Y, y por ello, el bienestar social asociado también es mayor. Como se ve en la figura 6, la curva de Lorenz generalizada de la renta final agraria se sitúa siempre a la izquierda de la correspondiente a la renta inicial, pudiendo concluir sin duda que las subvenciones aumentan el bienestar del sector agrario para toda función de bienestar social que cumpla unos criterios éticos

- Álvarez Aledo y otros (1996): "La distribución funcional y personal de la renta en España", CES,

---

*Cowell (1995), con la diferencia de que este autor sigue la propuesta originaria de Atkinson; en particular trabaja con el supuesto de funciones de bienestar estrictamente cóncavas y aditivas, supuestos relajados en 1973 por Rothschild y Stiglitz.*

- Atkinson, A.B. (1970): "On the measurement of inequality". *Journal of Economic Theory*, 2, pp. 244-263.
- Atkinson, A. B.(1980): "Horizontal Equity and the Distribution of the Tax Burden", en Henry J. Aaron and Michael J. Boskin (editors), *The Economics of Taxation*, Studies of Government Finance, The Brookings Institution, Washington, pp. 3-18.
- Bandrés, E. (1990): *Los efectos de los gastos sociales sobre la distribución de la renta en* , Instituto de Estudios Fiscales, monografía nº 92, Madrid.

403.

- Buckwell (1996), A: Transformación de la PAC en una política rural más integrada", *Revista Española de Economía Agraria*, nº 176-177.
- Colino (1997): "Sector agrario" en J.L. García Delgado (dir.): , 3ª edición, Civitas, Madrid. pp. 202-204.
- Comisión Europea (1991): *Evolución y futuro de la PAC*, COM (91) 100 final, Bruselas, 1 de febrero de 1991.
- Del Río, C. y Ruiz Castillo, J. (1996): Ordenaciones de bienestar e inferencia estadística. El caso de las EPF de 1980-81 y 1990-91". En *La desigualdad de recursos (II simposio sobre Igualdad y Distribución de la Renta y la Riqueza)*, Visor distribuciones s.a., Fundación Argentaria, Madrid.
- Cowell, F.A.(1995): *Measuring Inequality*, second edition, Phillip Allan, Oxford; la primera edición, del mismo título, data de 1977.
- Estruch Manjón, A. (1996): "Los efectos redistributivos del gasto social de las Administraciones *Las políticas redistributivas (II Simposio sobre igualdad y* Visor Distribuciones, s.a., Fundación Argentaria, Madrid.

- García Solanes, J. y Losa Carmona, A. (1995): "Los efectos redistributivos regionales de las prestaciones económicas contributivas de la Seguridad Social", *Revista de Economía Industrial*, núm. 132/1, pp. 81-102.
- Hainsworth, G. B. (1964): "The Lorenz curve as a general tool of economic analysis", *Economic Record*, 40, pp. 71-80.
- INE (1995): *Encuesta sobre la Estructura de las Explotaciones Agrícolas*, 1993. Tomo I. Resultados Nacionales.
- INE y Universidad Autónoma de Madrid (1997): *Encuesta de Presupuestos Familiares. Desigualdad y Pobreza en España. Estudio basado en las Encuestas de Presupuestos Familiares de 1973-74, 1980-81 y 1990-91*, Madrid.
- Kakwani, N. C. (1977): "Measurement of tax progressivity: an international comparison", *Economic Journal*, 87, pp. 71-80.
- Kakwani, N. C. (1980): *Income inequality and poverty: methods of estimation and policy application*, Nueva York, Oxford University Press.
- Kakwani, N. C. (1984): "On the measurement of tax progressivity and redistributive effect of taxes with applications to horizontal and vertical equity", *Advances in Econometrics*, vol 3, pp. 149-68.
- Kakwani, N. C. (1986): *Analyzing redistribution policies*, Cambridge, Cambridge University Press.
- Lafuente Lechuga, M (1994): "*Medidas de cuantificación de la desigualdad: La desigualdad de la renta en España según la E.P.F. 1990-91.*" Tesis Doctoral, Universidad de Murcia.
- Lafuente Lechuga, M y Losa Carmona, A. (1997): "Incidencia económica, desigualdad y efectos redistributivos regionales derivados del Acuerdo de participación de las Comunidades Autónomas de Régimen Común en el 30 % de los rendimientos territoriales del IRPF", Hacienda Pública Española, próxima publicación.
- *Sciences*, 9, pp. 19-26.

- Lambert, P. J. (1985): "The redistributive effect of taxes and benefits", *Scottish Journal of Political Economy*, 32, pp. 39-54.
- Lambert, P. J. (1993): *The distribution and redistribution of income: A mathematical analysis*, 2ª
- Legg, W. (1994): "Paiements directs pour les agriculteurs?", *L'Observateur de l'OCDE*, nº 185, p. 26.
- Musgrave, R. A. and Thin, T. (1948): "Progressive Taxation in an Inflationary Economy", *Journal of Political Economy*, 56, pp. 498-514.
- Moyes, P. (1987): "A new concept of Lorenz Domination", *Economic Letters*, vol 23, pp. 203-207.
- Pazos Morán, M. y Salas del Mármol, R. (1996) : "Progresividad y redistribución de las *Las políticas redistributivas (II Simposio sobre igualdad y distribución de la renta y la riqueza)*", Visor Distribuciones, s.a., Fundación Argentaria, Madrid.
- Pechman, I.A. and Okner, B. (1974): *Who Bears the Tax Burden?*, Washington, DC.: Brookings Instituto.
- Perea, I.(1989): "La descomposición factorial de la desigualdad", *D Economía Pública*, vol. 3,
- Pfälher, W. (1983): "Measuring redistributive effects of tax progressivity by Lorenz curves", *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, 198, pp. 237-249.
- Pigou, A. C. (1928): *A study in Public Finance*, MacMillan Co., Londres (hay versión castellana publicada por el I.E.F., 1979)
- Reynolds, M. and Smolensky, E. (1977): "Public Expenditures, Taxes and the Distribution of Income: the United States, 1950, 1961, 1970", Academic Press, New York.
- Ruiz Castillo, J. (1986): "Problemas conceptuales en la medición de la desigualdad", *Hacienda Pública Española*, núm. 101, pp. 17-31.
- Sen, A. (1973): *On Economic Inequality*, Oxford University Press, hay versión castellana publicada por Editorial Crítica, con el título: *Sobre la desigualdad económica* (1979).

- Shorrocks, A. F. (1980): "The class of additively decomposable inequality measures", *Econometrica*, vol. 48, núm. 3, april pp. 613-624.
- Shorrocks, A. F. (1982): "Inequality decomposition by factor components", *Econometrica*, vol.
- Shorrocks, A. F. (1983): "Ranking Income Distributions", *Economica*, vol. 50, pp. 3-17.
- Shorrocks, A. F. (1984): "Inequality decomposition by population subgroups", *Econometrica*,
- Suits, D. (1977): "Measurement of tax progressivity", *American Economic Review*, 67, pp. 747-752.
- Theil, H. (1967): *Economics and Information Theory.* Amsterdam: North Holland Publishing Company.
- Tió (1993), C.: "Crítica de la reforma de la PAC", *Información Comercial Española*, nº 720-721, pp. 23-24.
- Zubiri, I.(1985): "Una introducción al problema de la medición de la desigualdad", *Hacienda Pública Española*, núm. 95, pp. 291-317.