

XVIII Encuentro de Economía Pública
Reflexiones para después de la crisis
Málaga 3 y 4 de febrero de 2011

**INCIDENCIA DISTRIBUTIVA DE LA POLÍTICA DE GASTO EN
VIVIENDA**

Magdalena Rodríguez Coma¹
Instituto de Estudios Fiscales

¹ *Instituto de Estudios Fiscales, Cardenal Herrera Oria 378, 28035 Madrid, magdalena.rodriguez@ief.meh.es*

INCIDENCIA DISTRIBUTIVA DE LA POLÍTICA DE GASTO EN VIVIENDA

Magdalena Rodríguez Coma
Instituto de Estudios Fiscales

RESUMEN:

En este trabajo se estudian los efectos sobre la progresividad y la redistribución de las deducciones por inversión en vivienda en el IRPF, con objeto de conocer en qué medida estos incentivos fiscales contribuyen a lograr objetivos redistributivos y contienen medidas de progresividad. A partir de la muestra de declaraciones de IRPF en el territorio de régimen fiscal común, correspondiente al ejercicio 2006, se han estimado los índices de Gini para los cuatro tipos de renta definidos: renta de estratificación (RE), renta antes de impuestos (RAI), beneficios fiscales de la vivienda (BFV) y renta después de beneficios fiscales de la vivienda (RDV). Se constata que empeora la distribución de la renta declarada en el IRPF después de aplicarle los beneficios fiscales de la vivienda. El análisis de sensibilidad utilizado ha permitido además detectar indicios de polarización en la distribución de la renta centrada, con esta misma fuente de información.

PALABRAS CLAVE: Beneficios fiscales, vivienda, redistribución, polarización

1) INTRODUCCIÓN²

La fiscalidad de la vivienda ha sufrido importantes transformaciones desde los años 80. La importancia del tema se plasma en varias figuras impositivas que incluyen el Impuesto de Bienes Inmuebles (IBI) que grava el valor catastral de los bienes inmuebles, el Impuesto sobre Actos Jurídicos Documentados que grava la constitución de escritura pública por compra e hipoteca para adquirir vivienda, el Impuesto sobre el Valor Añadido (IVA) gravamen en el momento de la adquisición cuando se trata de viviendas de nueva construcción y de nuevo el Impuesto sobre Transmisiones Patrimoniales y Actos Jurídicos Documentados (ITP/AJD) cuando se adquieren viviendas de segunda mano además del Impuesto sobre el Incremento de Valor de los Terrenos de Naturaleza Urbana (IIVTNU, “la plusvalía”), que grava la obtención de un incremento de valor experimentado en los terrenos urbanos.

A este cuadro complejo se unen los beneficios fiscales, derivados de los préstamos hipotecarios contraídos para adquirir una vivienda, en el Impuesto sobre la Renta de las Personas Físicas (IRPF) y su tratamiento en la base o cuota del impuesto, modificado a lo largo de las dos últimas décadas en varias ocasiones. El tratamiento fiscal de la vivienda, por tanto, comparte el gravamen por parte de la Hacienda Central, las Haciendas Autonómicas y las Haciendas Locales que gestionan estos impuestos, con los incentivos o bonificaciones fiscales. Interesa conocer en qué medida estos incentivos fiscales contribuyen a lograr objetivos redistributivos y contienen medidas de progresividad.

Los efectos sobre la progresividad y la redistribución de estas deducciones por inversión en vivienda en el IRPF, vuelven a estar de actualidad en el debate. Las críticas a la regresividad, por favorecer a los contribuyentes con mayores niveles de renta, y al tratamiento privilegiado de los propietarios frente a los arrendadores ya enunciadas por Rosen (1985) se mantienen vigentes. Si desde el punto de vista de la equidad horizontal favorecen más el acceso a la propiedad que al alquiler y desde la óptica de la equidad vertical la deducción por adquisición de vivienda beneficia más a los hogares con más altas rentas, la polémica es muy relevante en este momento.

² Magdalena Rodríguez agradece a Teresa Olmedo, Milagros Paniagua y Juan Gabriel Rodríguez sus valiosos comentarios

Consideraciones acerca de la ausencia de eficiencia y equidad que estos incentivos fiscales presentan, han llevado a algunos investigadores en trabajos recientes a proponer su eliminación³. López-García (2010), con una postura más matizada, considera que la eliminación de los incentivos a la adquisición de vivienda en el Impuesto sobre la Renta de las Personas Físicas limita de forma innecesaria el conjunto de instrumentos al alcance del artífice de la política y propone una modificación de su diseño.

El tratamiento fiscal diferenciado en las deducciones, según se trate de una inversión en la vivienda habitual o segunda vivienda del propietario, vivienda para alquilar o vivienda vacía, también tiene en cuenta el modo de financiación de la inversión, según se utilice la financiación propia o mediante un crédito. La ley 35/2006 de 28 de noviembre, de aplicación en el ejercicio 2007 y posteriores, elimina la deducción del 25% de la financiación ajena los dos primeros años y la del 20 % de la financiación ajena posterior a los 2 primeros años, que se habían mantenido desde el ejercicio 1999 tras la ley 40/1998 de 19 de diciembre. También se fija desde 1999 un límite absoluto para esta deducción que se mantiene estable en torno a los 9000 euros.

La reducción en base de los intereses de los préstamos hipotecarios contraídos y la deducción en cuota de las amortizaciones del capital prestado se han mantenido para la adquisición de la vivienda habitual desde 1991. Tras las leyes 40/1998 y 35/2006 los gastos financieros por intereses del capital prestado se añaden a las cantidades amortizadas para computar la deducción en la cuota. Todo ello configura una cierta complejidad fiscal en la política de gasto en vivienda a la que se añaden cambios sustanciales en la normativa del IRPF en España que afectan fundamentalmente a la inversión en vivienda para uso del propietario o vivienda habitual.

2) **DATOS**

Para el estudio empírico de los posibles aspectos redistributivos de las deducciones por inversión en vivienda en el IRPF, se dispone de una fuente de micro datos fiscales importante, la correspondiente a la muestra de declaraciones de IRPF en el territorio de régimen fiscal común (no incluye la Comunidad Foral de Navarra ni el País Vasco). Dicha muestra se obtiene a través de un diseño aleatorio estratificado, en un

³ Véase Rodríguez Méndez, Picos Sánchez y Rodríguez Márquez (2010)

marco de colaboración entre la Agencia Estatal de Administración Tributaria (AEAT) y el Instituto de Estudios Fiscales y abarca el período 2002-2006⁴.

Una de las limitaciones de esta fuente de información reside en la imposibilidad de separar las rentas de las declaraciones conjuntas, debido a que la unidad de análisis es la declaración. Por la misma razón tampoco resulta posible la construcción de declaraciones conjuntas a partir de las individuales ni se pueden agrupar los declarantes en hogares, debido a la ausencia de un nexo de unión que relacione las declaraciones. Aún contando con estas restricciones, la muestra constituye una valiosa fuente de datos al servicio de la comunidad de investigadores, que se mantiene a lo largo del tiempo en base a la cooperación institucional en el seno del Ministerio de Economía y Hacienda.

La progresividad y redistribución del impuesto ha sido calculada con estos mismos datos de la muestra de declaraciones de IRPF, para el período 2002 a 2006, por Picos, Pérez y González (2009) a través de los índices de Gini, Reynolds-Smolensky y Kakwani⁵, que constatan una tendencia bastante clara al aumento de la desigualdad en el tiempo, tanto antes como después de impuestos suavemente al principio y muy claramente al final del período, acompañada de una reducción de la capacidad redistributiva y la progresividad del impuesto.

3) **PROBLEMÁTICA GENERAL**

La problemática existente al utilizar estas medidas incluye la situación paradójica de que al suponer en la economía formal y en la literatura sobre la desigualdad del ingreso y su medición, que los ingresos sólo puede tomar valores positivos, en las encuestas, en los registros administrativos y por supuesto en las declaraciones del IRPF existen valores nulos y valores negativos para los ingresos⁶. En general, en el análisis, se consideran como observaciones molestas y la convención suele ser o bien omitirlos en los cálculos o bien incluirlos, pero poniéndolos a cero o con un valor positivo muy pequeño. Si la frecuencia de tales observaciones es baja, la elección entre las alternativas es poco probable que afecte de forma sustancial a la comparación entre dos distribuciones.

Otros enfoques en la búsqueda de soluciones consisten en desplazar la distribución de los ingresos hacia la derecha para eliminar los valores negativos. Esto puede suponer,

⁴ Una descripción detallada de la muestra puede verse en Picos, Pérez y González (2009)

⁵ Pueden consultarse las definiciones detalladas de estas medidas y sus implicaciones en profundidad en Gini (1921), Kakwani(1977), Reynolds y Smolensky (1977)

⁶ Véase Jenkins y Jäntti (2005)

en la mayoría de los casos y en función de la magnitud de los valores negativos, una ruptura completa de la proporcionalidad de la serie y por tanto una distorsión absoluta de los valores de los índices calculados, resultados sesgados e inutilizables. Tratar de evitar la ruptura de la proporcionalidad de la serie en el desplazamiento, exigiría algoritmos de cálculo complejos y grandes dificultades analíticas que en lugar de resolver el problema podrían agravarlo.

En un trabajo reciente⁷ Burkhauser y otros ajustan una distribución beta generalizada a los datos de EEUU de 1975 a 2004, utilizando un enfoque de imputación múltiple cuando los valores de las observaciones están censurados, para estudiar la tendencia de la desigualdad en los ingresos a lo largo del período a partir de los datos del CPS.

Un enfoque más ligado a la etapa de análisis exploratorio de datos y fase de depuración con un estudio de “*outliers*”, valores extremos, daría lugar a la definición de varios colectivos de análisis, excluyendo porcentajes extremos de la distribución y realizando un análisis de sensibilidad de los índices resultantes en cada caso. En esta línea, los trabajos de Frank Cowell y Maria-Pia Victoria-Feser⁸ en el año 1996 y el de Victoria-Feser (2000), proponen dar una ponderación menor a aquellos valores más sospechosos o ajustar una función de influencia

Desde el punto de vista del “*software*”, en el ámbito de la detección de valores atípicos (“*outliers*”) es interesante consultar una visión general muy completa en Hadi, Rahmatullah y Werner Mark (2009) que incluye procedimientos basados en aproximaciones a la distancia de Mahalanobis y también métodos fundamentados en componentes principales que son más aplicables a los grandes conjuntos de datos disponibles para el análisis en los últimos años. También se analizan los algoritmos importantes dentro de cada categoría, los retos actuales y las posibles direcciones en la investigación futura. Otra referencia importante en este entorno analítico es “SAS/STAT 9.1 User's Guide”⁹

Hay que tener en cuenta que al trabajar con una muestra de declarantes de IRPF, los valores atípicos o imposibles ven multiplicada su influencia por los factores de

⁷ Véase Burkhauser, Feng, Jenkins y Larrimore (2008)

⁸ Véase Cowell y Victoria-Feser (1996a, 1996b). Victoria-Feser (2000) aplica un método basado en la función de influencia desarrollada por Hampel (1974) y Hampel y otros (1986) que aplica a datos reales de Túnez y UK, mostrando la diferencia en los resultados de la distribución de los ingresos, desigualdad y pobreza al utilizar estos estimadores robustos frente a los métodos clásicos.

⁹ El procedimiento ROBUSTREG permite detectar valores atípicos y proporciona resultados estables en su presencia

elevación. Pese a la atención prestada en el IEF a esta problemática tan relacionada con la calidad de las fuentes de información, parece un modo conveniente de abordar la investigación hacer un análisis de sensibilidad de los índices estimados que permita valorar la importancia de las modificaciones producidas en los resultados. La definición de colectivos de declarantes de IRPF incompletos, obtenidos truncando la distribución de la renta de 2006 en las colas puede realizarse estudiando al colectivo de declaraciones del territorio común en su totalidad.

A estos efectos se ha elaborado la Tabla 1 en la que se presenta el cálculo de los pesos en población, renta y beneficios fiscales de la vivienda para los principales tramos de la renta de estratificación abarcando la distribución completa.

Tabla 1
Muestra IRPF-2006
Peso de los tramos de renta para definir colectivos para el análisis de sensibilidad

Muestra IRPF-2006	Población elevada		Renta elevada (Millones de euros)		Beneficios vivienda elevados (Millones de euros)	
	Total	%	Total	%	Total	%
Tramos de Renta						
R Negativa	93286	0.52	-944.33	-0.23	0.63	0.01
R Nula	8007	0.04	0.00	0.00	0.26	0.00
5-10 M	1486716	8.33	37911.40	9.04	684.79	10.87
10-15 M	585085	3.28	13874.21	3.31	301.69	4.79
15-20 M	221609	1.24	6377.47	1.52	120.26	1.91
20-25 M	652278	3.66	21831.49	5.21	334.86	5.32
25-30 M	278697	1.56	10654.36	2.54	183.97	2.92
30-35 M	192260	1.08	8369.92	2.00	130.94	2.08
35-40 M	40	0.00	372.94	0.09	0.01	0.00
40-45 M	32	0.00	343.78	0.08	0.01	0.00
45-50 M	16	0.00	188.91	0.05	0.01	0.00
>50 M	144	0.00	3404.07	0.81	0.03	0.00
Resto(0-5M)	14322614	80.28	316844.83	75.58	4539.78	72.09
Total	17840783	100.00	419229.05	100.00	6297.23	100.00

Fuente: Agencia Tributaria. Muestra AEAT-IEF 2006
Elaboración: S.G. de Estudios Presupuestarios y de Gasto Público
Instituto de Estudios Fiscales

4) ANÁLISIS DE SENSIBILIDAD

A partir de estos resultados se han definido varios colectivos, eliminando observaciones de las colas de la distribución total del territorio común, es decir del colectivo de declarantes de IRPF estimado con la muestra de declaraciones del ejercicio 2006. El objetivo de contar con estas distribuciones parciales es hacer el análisis de sensibilidad de los resultados. En la Tabla 2, se presentan sus características en población, renta y beneficios fiscales de la vivienda.

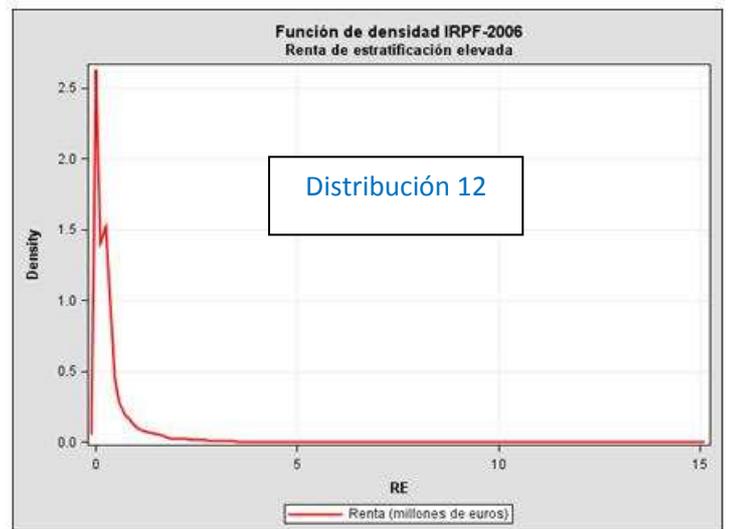
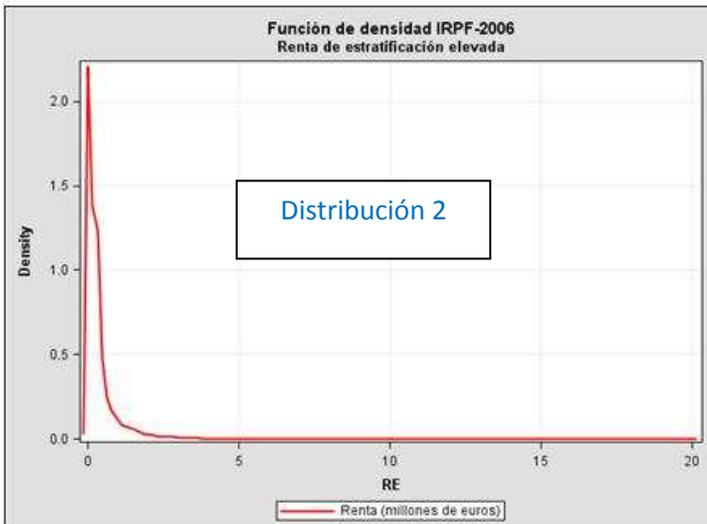
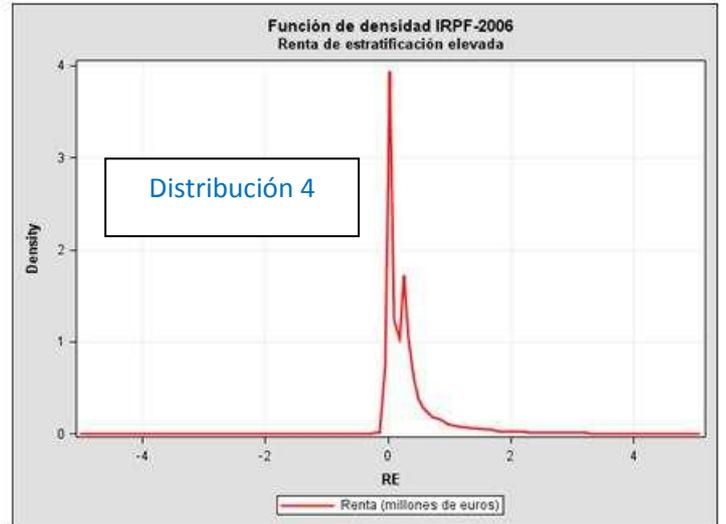
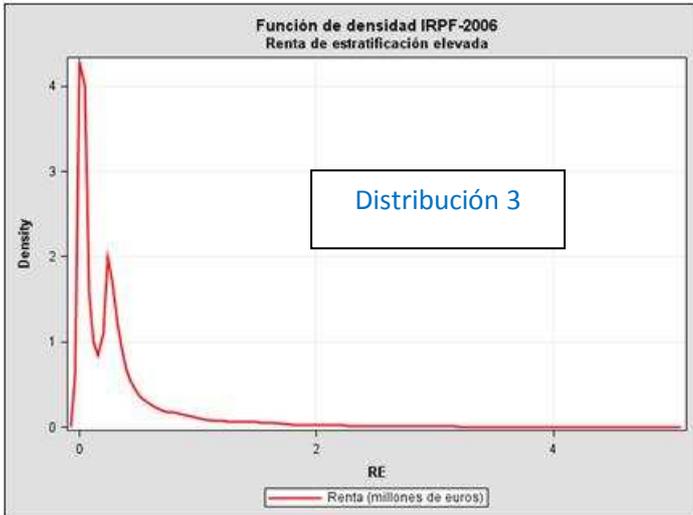
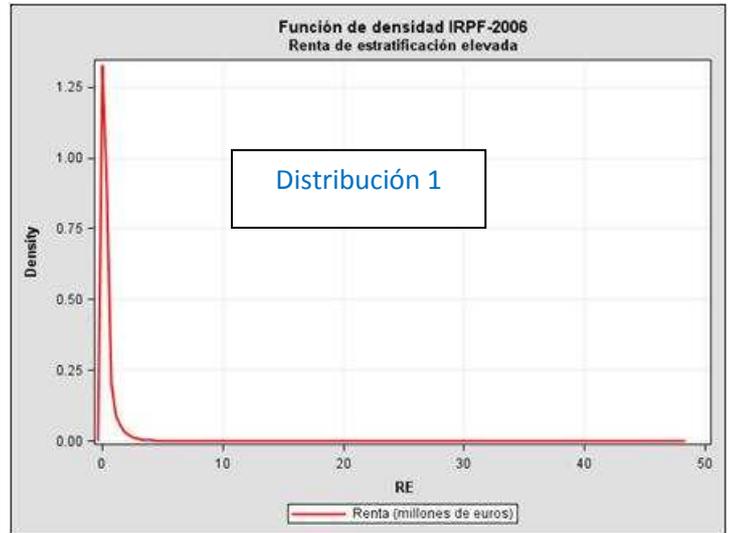
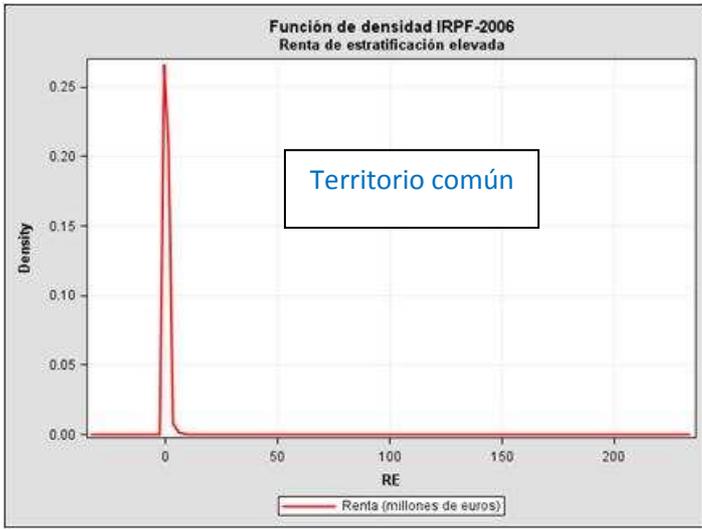
Tabla 2
Muestra IRPF-2006
Colectivos definidos para el análisis de sensibilidad

Eliminando observaciones de las colas de la distribución	Población	Renta	Beneficios Fiscales Vivienda	% Pob.	% Renta	% BFV
Colectivo						
Distribución 1	17739346	416769	6296.31	99.43	99.41	99.99
Distribución 2	16616023	375008	5646.52	93.14	89.45	89.67
Distribución 3	14322614	316845	4539.78	80.28	75,58	72.09
Distribución 4	14423899	315942	4540.68	80.85	75.36	72.11
Distribución 5	17747353	416770	6296.57	99.48	99.41	99.99
Distribución 6	17747337	416580	6296.56	99.48	99.37	99.99
Distribución 7	17747305	416237	6296.55	99.48	99.29	99.99
Distribución 8	17747265	415864	6296.54	99.48	99.20	99.99
Distribución 9	17276309	396839	5981.63	96.84	94.66	94.99
Distribución 10	16624030	375008	5646.78	93.18	89.45	89.67
Distribución 11	16402422	368630	5526.52	91.94	87.93	87.76
Distribución 12	16394414	368630	5526.26	91.89	87.93	87.76
Total territorio común	17840783	419229	6297.23	100.00	100.00	100.00

Fuente: Agencia Tributaria. Muestra AEAT-IEF 2006
Elaboración: S.G. de Estudios Presupuestarios y de Gasto Publico
Instituto de Estudios Fiscales

En el Gráfico 1 y en el Gráfico 2 aparecen las distribuciones de la renta de algunos de estos colectivos: Distribución 1, 2, 3, 4, 12 y la del territorio común completo.

Gráfico1



En el Gráfico 1 se re representan las funciones de densidad de la distribución de la renta para seis colectivos diferentes elegidos de la Tabla 2. La estimación de la función de densidad en estos diagramas es una función “kernel” no paramétrica normal, en la que interviene el tamaño de la muestra, el rango inter cuartílico y un parámetro de suavizado.

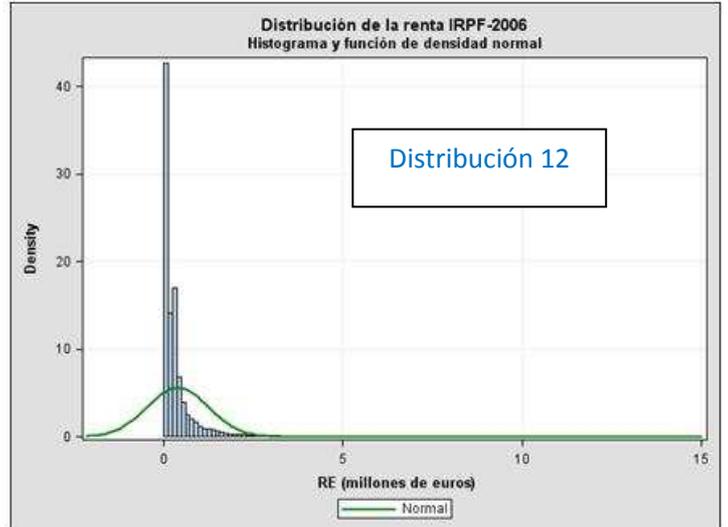
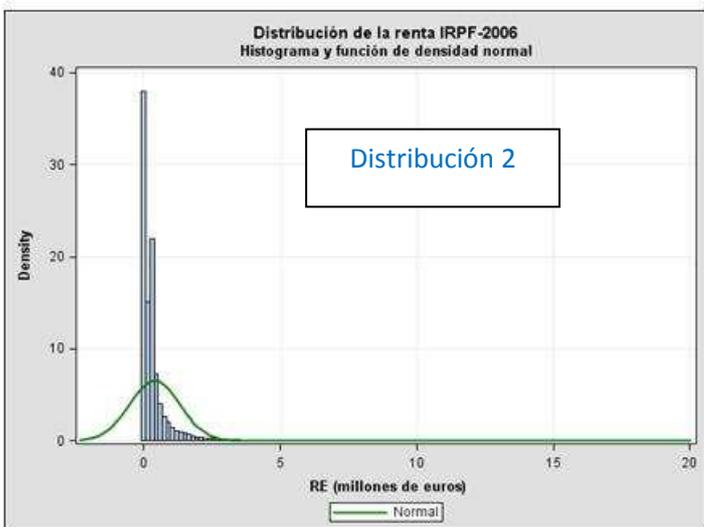
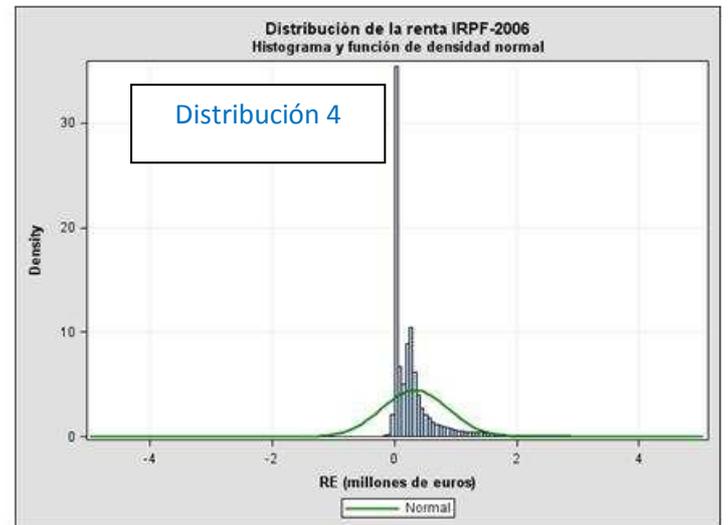
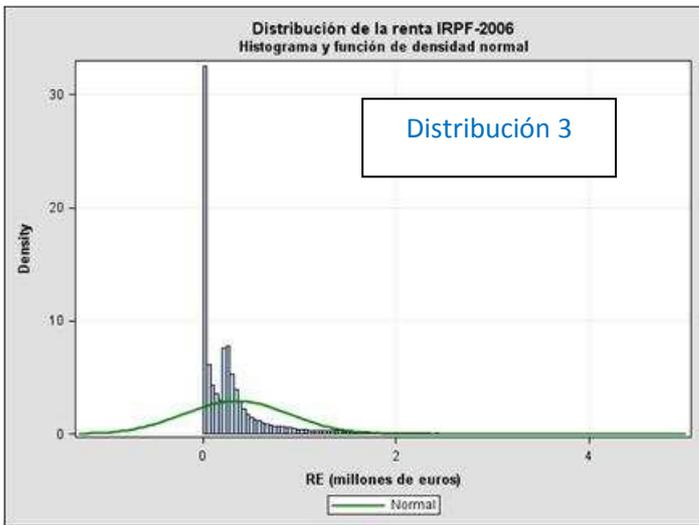
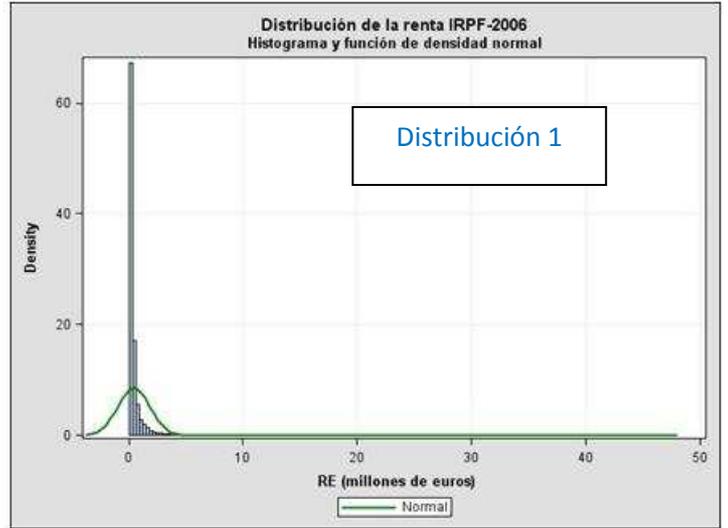
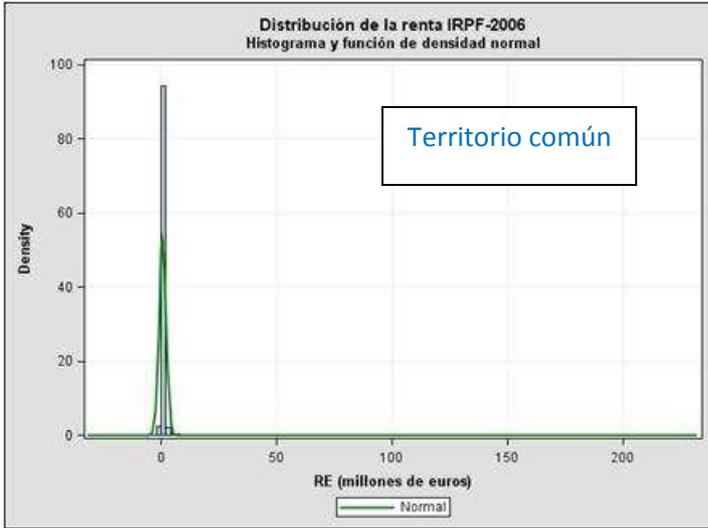
En el Gráfico 2 se corresponden para los mismos seis colectivos del Gráfico 1 las representaciones del histograma de frecuencias de las distribuciones, a las que se superpone una estimación de la función de densidad normal con media y desviación típica calculadas a partir de los datos.

En los Gráficos 1-B y 2-B se presenta la distribución centrada de la renta de estratificación elevada, con objeto de apreciar con más claridad el perfil del histograma y la función de densidad normal y “kernel” en el entorno de las rentas declaradas ente 0 y 0.5 millones de euros. El colectivo que se representa en ambos gráficos supone un 69% de la población y un 60% de la renta de los declarantes de IRPF considerados.

El primer diagrama de estos gráficos incluye la distribución completa de la renta de estratificación del territorio común. La función es fuertemente asimétrica con media aritmética de 23498 euros, mediana de 16657 euros y la moda en cero euros. Los siguientes diagramas de izquierda a derecha en sentido descendente, eliminan colas de la distribución tal como se indica en la Tabla 2, dejando un primer colectivo con el 99,43 % de la población, 99,41 % de la renta y 99,99 % de los beneficios fiscales de vivienda y los cuatro diagramas siguientes contemplan:

80,28 % población	75,58 % renta	72.09 % beneficios
80.85 % población	75,36 % renta	72,11 % beneficios
93.14 % población	89,45 % renta	89,67 % beneficios
91.89 % población	87,93 % renta	87,76 % beneficios

Gráfico2

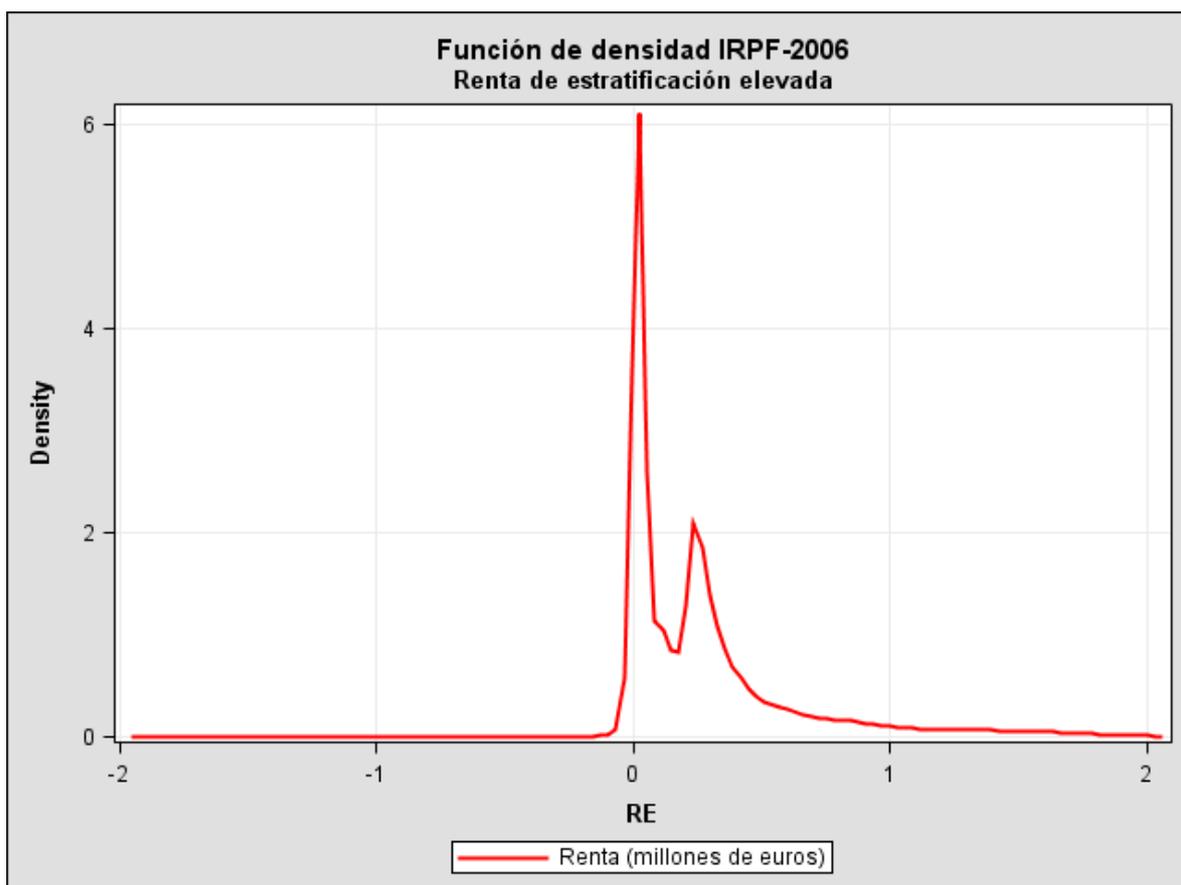


5) INDICIOS DE POLARIZACIÓN

Es interesante comprobar cómo puede apreciarse en alguno de los diagramas y especialmente en los Gráficos 1-B y 2-B la polarización de la distribución entre los valores de 0 y 0.5 millones de euros de renta, donde se revela con claridad un perfil bi-modal de la distribución centrada. Aparecen claramente dos polos en el centro de la distribución, en lugar de la convergencia de las rentas declaradas en torno a la media.

El concepto de polarización y la propuesta de índices para medirla de Esteban & Ray (1994) y Wolfson (1994), va ligado muy estrechamente al concepto de desigualdad. El trabajo de Rodríguez y Salas (2003) descompone el índice de polarización de Wolfson en el Gini entre grupos menos el Gini intra grupos, con la ventaja conceptual de visualizar desigualdad y polarización dentro del mismo marco.

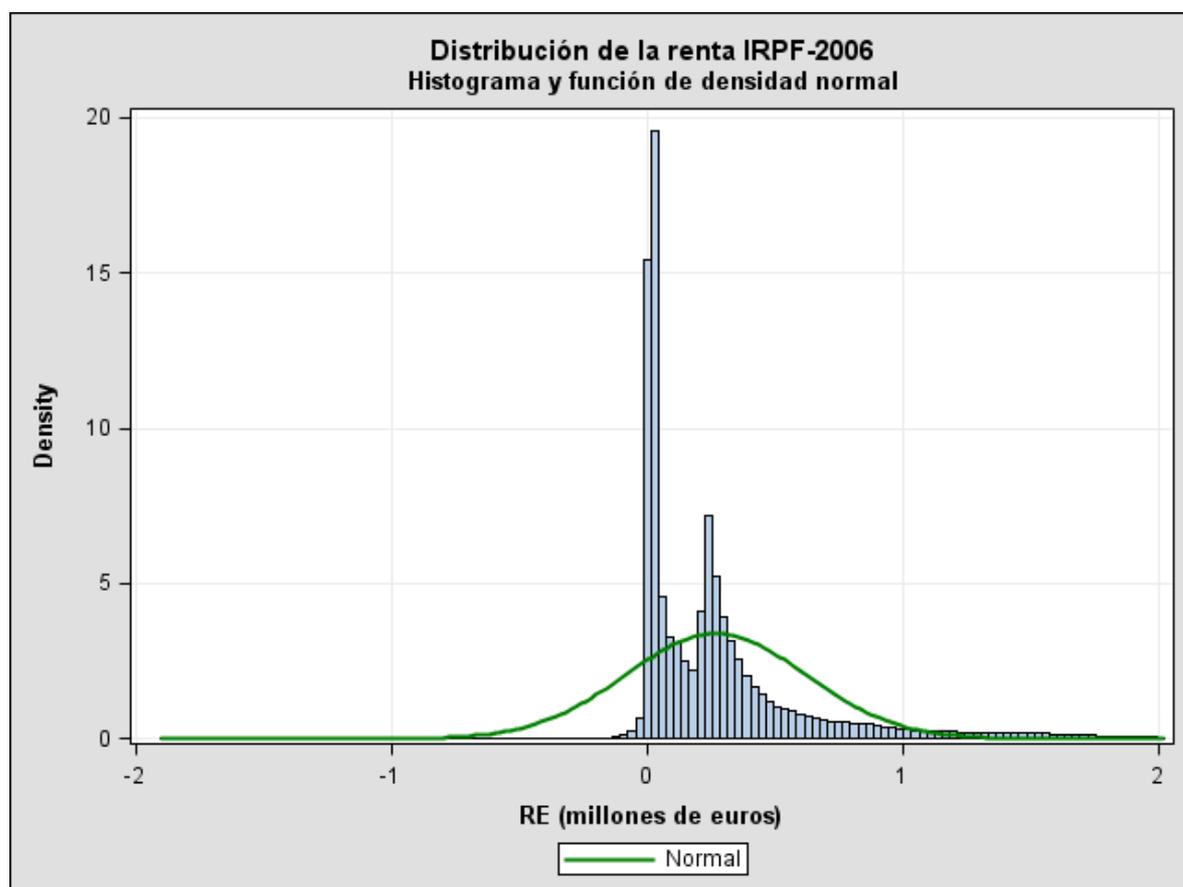
Gráfico 1 B



Fuente: Agencia Tributaria. Muestra AEAT-IEF 2006
Elaboración: S.G. de Estudios Presupuestarios y de Gasto Público
Instituto de Estudios Fiscales

Toda la problemática de la medición de la desigualdad y la polarización ha dado lugar a una interesante literatura sobre el tema, con estudios empíricos muy relevantes¹⁰ y un gran impacto político, social y mediático fundamentalmente en EEUU. El estudio de Duclos, Esteban, and Ray (2004) desarrolla una teoría de la medición de la polarización para el caso en que la distribución de los ingresos pueda describirse mediante funciones de densidad y concluye, utilizando datos de 21 países, que la ordenación de la desigualdad y la polarización puede diferir en la práctica.

Gráfico 2 B



Fuente: Agencia Tributaria. Muestra AEAT-IEF 2006
Elaboración: S.G. de Estudios Presupuestarios y de Gasto Público
Instituto de Estudios Fiscales

La observación del Gráfico 2-B pone de manifiesto que, con todas sus limitaciones, la muestra de declaraciones de IRPF puede ser una fuente de micro datos valiosa para el estudio de la dinámica de la polarización de la renta en España. Estudiando las series, una

¹⁰ Véase Wolfson (1997), Gradín (2000)

posible evolución de la desigualdad y la polarización con signo contrario indicaría que es factible que la disminución de la desigualdad se produjese a consta de disminuir el peso de las rentas medias en la distribución, debido a que se hubiera incrementado la polarización, permitiendo una contribución importante al debate cohesión social versus equidad.

Tabla 3
Muestra IRPF-2006
Distribución de la Población y la Renta por percentiles

Percentiles	% Acumulativo de Población	% Acumulativo RE	% Acumulativo RAI	% Acumulativo BFV	% Acumulativo RDV
Percentil 0-10	10.00	0.11	0.15	0.01	0.11
Percentil 10-20	20.00	0.47	0.53	0.10	0.47
Percentil 20-30	30.00	0.97	1.05	0.24	0.98
Percentil 30-40	40.00	2.27	2.35	0.99	2.29
Percentil 40-50	50.00	5.62	5.71	4.27	5.64
Percentil 50-60	60.00	10.90	10.97	8.36	10.94
Percentil 60-70	70.00	17.34	17.38	13.20	17.40
Percentil 70-80	80.00	26.00	25.98	20.15	26.09
Percentil 80-90	90.00	40.62	40.51	34.05	40.72
Percentil 90-95	95.00	53.97	53.86	49.11	54.05
Percentil 95-98	98.00	67.53	67.41	63.77	67.58
Percentil 98-99	99.00	75.19	75.03	71.23	75.25
Percentil 99-100	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00

Fuente: Agencia Tributaria. Muestra AEAT-IEF 2006
Elaboración: S.G. de Estudios Presupuestarios y de Gasto Publico
Instituto de Estudios Fiscales

En la Tabla 3 se presenta la distribución de la población y de las distintas rentas utilizadas en las estimaciones¹¹: renta de estratificación (RE), renta antes de impuestos (RAI), beneficios fiscales de la vivienda (BFV) y renta después de beneficios fiscales de la vivienda (RDV), por percentiles. Estos cálculos dan origen al Gráfico 3 en el que se presentan las curvas de Lorenz correspondientes a los cuatro tipos de rentas. En el primer

¹¹ Las distintas rentas en este estudio (RE, RAI, BFV y RDV) se han definido a partir de las casillas de la declaración del IRPF como:

$$RE=(par472+par479)$$

$$RAI=(par1+par5+par6+par7+par28+par79+par80+par140+par170+par199+par245+par255+par265+par275+par460-par461+par463-par464-par729)$$

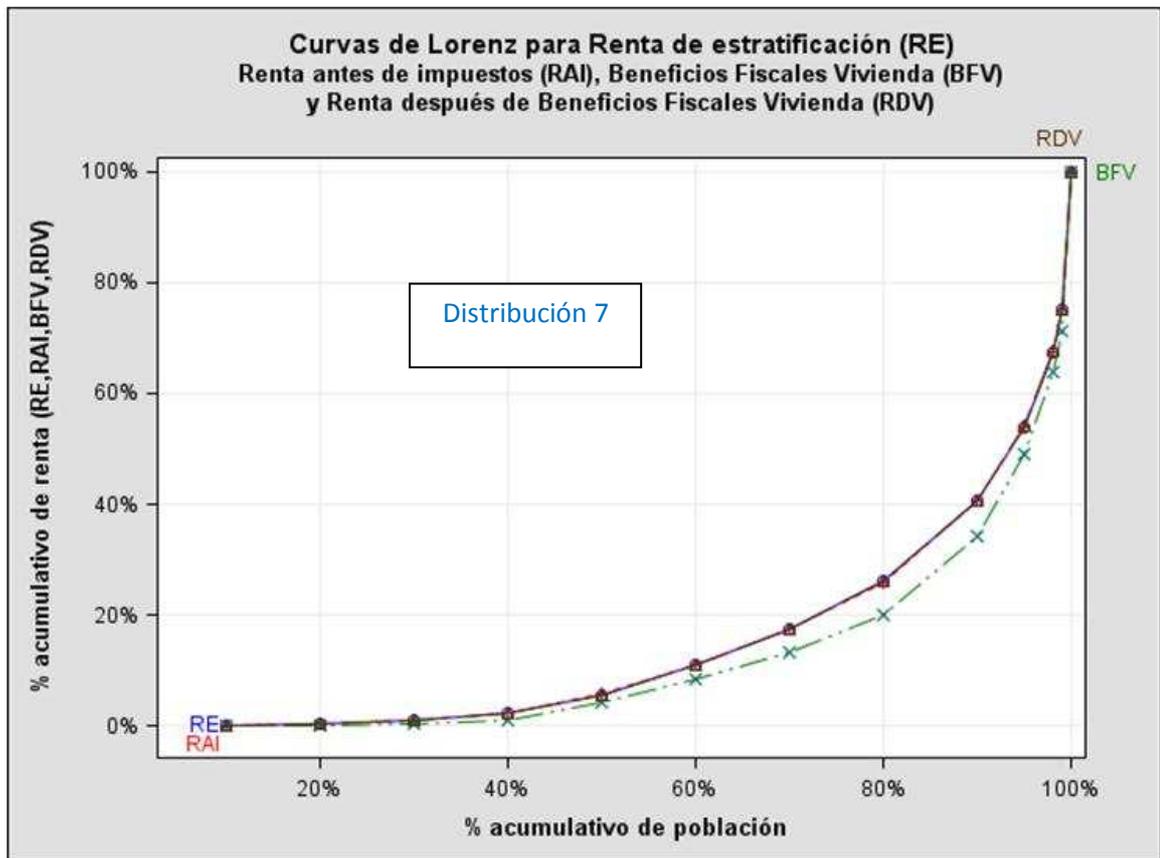
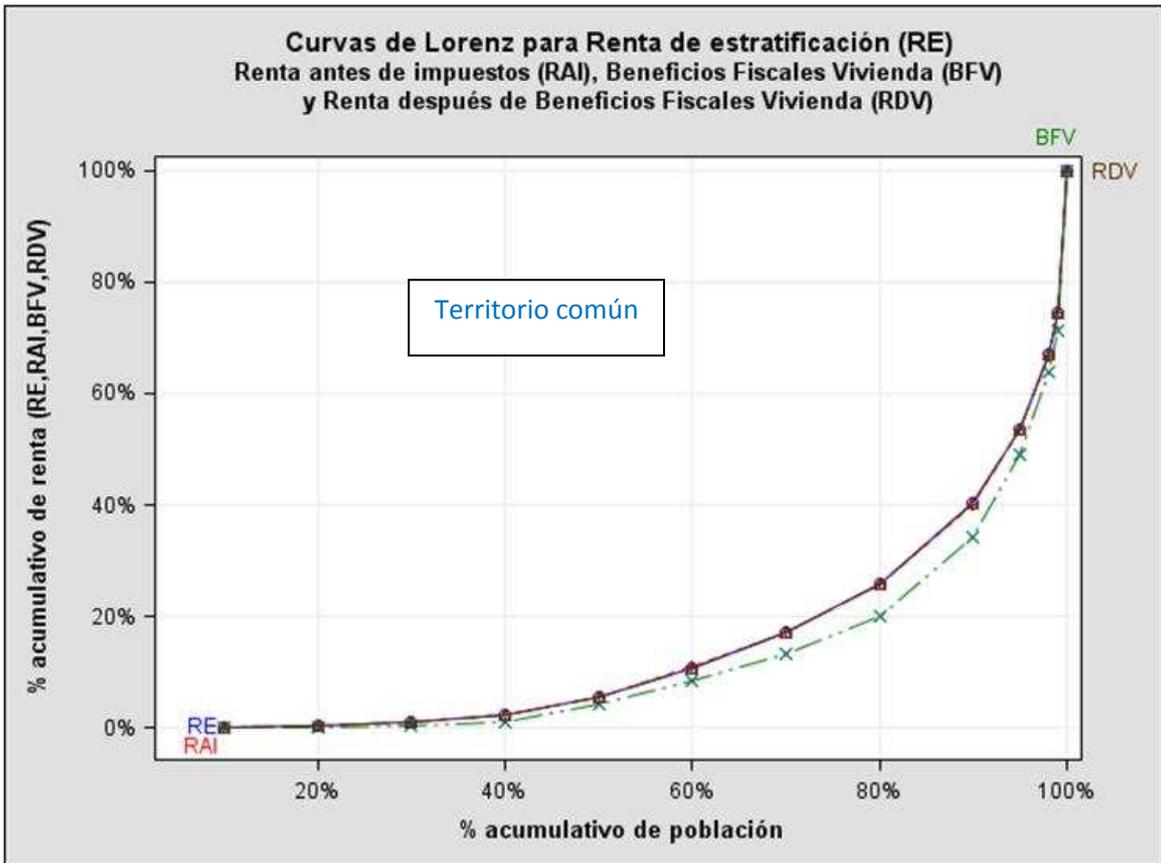
$$BFV=(par687+par688+par689+par690+par691+par692+par693+par694+ par695+par696+par69+par698)$$

$$RDV=RE-BFV$$

diagrama se incluye la distribución correspondiente al territorio común, y en el segundo el colectivo que comprende un 99,48 % de la población, un 99,29 % de la renta y un 99,99 % de los beneficios fiscales de vivienda.

Pese a la proximidad de las curvas, es posible apreciar con claridad la mayor distancia a la línea de distribución igualitaria, de los beneficios fiscales de la vivienda, y como consecuencia de ello, la de la renta después de beneficios fiscales de la vivienda, que apenas se visualiza en los gráficos debido a la magnitud tan distinta que tienen ambas rentas.

Gráfico3



Donde sí puede constatarse con claridad es en el valor de los índices de Gini, que miden esta distancia entre la curva de Lorenz y la bisectriz de distribución igualitaria, sintetizándola en un único valor. La estimación de la magnitud de estos índices, para los cuatro tipos de renta y todos los colectivos incluidos en este análisis de sensibilidad, se presenta en la Tabla 4.

Tabla 4
Muestra IRPF-2006
Índices de Gini con análisis de sensibilidad

RE=Renta de estratificación RAI=Renta antes de impuestos BFV=Renta correspondiente a los beneficios fiscales de la vivienda RDV=Renta después de beneficios fiscales de la vivienda	Renta			
	RE	BFV	RAI	RDV
Análisis de sensibilidad				
Distribución 1	0.4354	0.7286	0.4384	0.4385
Distribución 2	0.4418	0.7366	0.4447	0.4449
Distribución 5	0.4357	0.7287	0.4386	0.4387
Distribución 6	0.4354	0.7287	0.4384	0.4385
Distribución 7	0.4349	0.7287	0.4379	0.4380
Distribución 8	0.4344	0.7287	0.4374	0.4375
Distribución 9	0.4362	0.7329	0.4392	0.4394
Distribución 10	0.4420	0.7367	0.4449	0.4452
Distribución 11	0.4440	0.7384	0.4469	0.4471
Distribución 12	0.4437	0.7383	0.4466	0.4468
TOTAL TERRITORIO COMÚN	0.4464	0.7301	0.4484	0.4495

Fuente: Agencia Tributaria. Muestra AEAT-IEF 2006
Elaboración: S.G. de Estudios Presupuestarios y de Gasto Publico
Instituto de Estudios Fiscales

6) CONCLUSIONES

Con esta medida única es inmediato constatar que la distribución de los beneficios fiscales de la vivienda en el IRPF es bastante peor que la de la renta, los índices de Gini son mucho más elevados para todos los colectivos para los que se ha calculado. La

consecuencia inmediata es que empeora la distribución de la renta después de aplicarle los beneficios fiscales de la vivienda también en todos los casos.

Tabla 5
Muestra IRPF-2006
Índices de Gini CCAA

RE=Renta de estratificación RAI=Renta antes de impuestos BFV=Renta correspondiente a los beneficios fiscales de la vivienda RDV=Renta después de beneficios fiscales de la vivienda	Renta			
	RE	BFV	RAI	RDV
CCAA				
ANDALUCIA	0.4253	0.7419	0.4257	0.4276
ARAGON	0.4306	0.7523	0.4343	0.4333
ASTURIAS (PRINCIPADO DE)	0.4080	0.7788	0.4096	0.4103
BALEARIS (ILLES)	0.4437	0.7182	0.4551	0.4475
CANARIAS	0.4112	0.7384	0.4097	0.4138
CANTABRIA	0.4220	0.7240	0.4291	0.4254
CASTILLA Y LEON	0.4103	0.7498	0.4154	0.4127
CASTILLA - LA MANCHA	0.4182	0.7373	0.4221	0.4208
CATALUÑA	0.4471	0.7081	0.4528	0.4513
COMUNITAT VALENCIANA	0.4477	0.7242	0.4465	0.4510
EXTREMADURA	0.4015	0.7979	0.4056	0.4021
GALICIA	0.4256	0.8137	0.4254	0.4267
MADRID (COMUNIDAD DE)	0.4733	0.6749	0.4723	0.4778
MURCIA (REGION DE)	0.4481	0.7086	0.4463	0.4517
RIOJA (LA)	0.4548	0.7074	0.4552	0.4590
CEUTA (CIUDAD AUTONOMA DE)	0.4044	0.7171	0.3949	0.4066
MELILLA (CIUDAD AUTONOMA DE)	0.4103	0.7094	0.4044	0.4120
NO RESIDENTES Y OTROS	0.5650	0.8357	0.5619	0.5667
TOTAL TERRITORIO COMUN	0.4464	0.7301	0.4484	0.4495

Fuente: Agencia Tributaria. Muestra AEAT-IEF 2006
Elaboración: S.G. de Estudios Presupuestarios y de Gasto Publico
Instituto de Estudios Fiscales

Por último, en la Tabla 5, se incluye la estimación de los índices de Gini para todas las Comunidades Autónomas del territorio común, en este caso, únicamente se presentan

los correspondientes a la distribución completa. Los resultados, análogos a los anteriores en cuanto a potencial redistributivo de los beneficios fiscales de la vivienda, presentan algunas variantes territoriales en cuanto a la magnitud.

A la vista de los resultados que proporciona la muestra de declarantes de IRPF en el territorio de régimen fiscal común para el ejercicio 2006 no parece posible argumentar, desde la óptica de la equidad vertical, la conveniencia de mantener el diseño de la deducción por adquisición de vivienda.

Referencias

- Burkhauser, Richard V. , Feng, Shuaizhang, Jenkins, Stephen P. and Larrimore , Jeff (2008) “Estimating Trends in US Income Inequality Using the Current Population Survey: The Importance of Controlling for Censoring “ IZA Discussion Paper No. 3690.
- Cowell, Frank and Maria-Pia Victoria-Feser (1996a). “Robustness Properties of Inequality Measures,” *Econometrica*. Vol. 64, no. 1, pp. 77-101.
- Duclos J-Y, Esteban J. , Ray D. (2004) “Polarization: Concepts, Measurement, Estimation” *Econometrica*, Vol. 72, No. 6 (November, 2004), 1737-1772
- Cowell, F. A. and M.-P. Victoria-Feser (1996b). “Poverty measurement with contaminated data: A robust approach”. *European Economic Revue* 40, 1761—1771.
- Esteban J, Ray D (1994). “On the measurement of Polarization”. *Econometrica* 62: 819-852.
- Gradín, C. (2000). “Polarization by sub-populations in Spain, 1973-91”. *The Review of Income and Wealth*, 46, n. 4, 457-74.
- GINI, C. (1921): “Measurement of Inequality of Incomes”. *The Economic Journal*, 31: 124-126.
- Hadi Ali S., Rahmatullah Imon A. H. M. , Werner Mark (2009) “Detection of outliers” *Wiley Interdisciplinary Reviews: Computational Statistics* Volume 1 Issue 1, Pages 57 –70.
Disponible en: <http://www3.interscience.wiley.com/cgi-bin/fulltext/122484275/PDFSTART?CRETRY=1&SRETRY=0>
- Hampel, F.R. (1974). “ The influence curve and its role in robust estimation”. *Journal of the American Statistical Association*, 69, 383-393.
- Hampel FR, Ronchetti EM, Rousseeuw PJ, Stahel WA.(1986). “Robust Statistics: The Approach Based on Influence Functions”. New York: Wiley
- Jenkins, Stephen P. and Jäntti , Markus (2005) “METHODS FOR SUMMARIZING AND COMPARING WEALTH DISTRIBUTIONS” *ISER Working Paper Number* 2005-05.
- KAKWANI, N. C. (1977): “Measurement of tax progressivity: an international comparison”, *The Economic Journal*, 87: 71-80.
- Lopez-García, Miguel Angel (2010) “LA PROPUESTA DE REFORMA ESTRUCTURAL DEL MERCADODE VIVIENDA DE FEDEA: UNA EVALUACION” *Revista de Economía Aplicada* Número 52 (vol. XVIII) ,págs. 153 a 175
- Picos Sánchez, F. , Pérez López, C. y González Queija, M. (2009) “LA MUESTRA DE DECLARANTES DE IRPF EN 2006: DESCRIPCIÓN GENERAL Y PRINCIPALES MAGNITUDES” *Documentos de Trabajo del Instituto de Estudios Fiscales*, 28/09.
- REYNOLDS, M., y SMOLENSKY, E. (1977): *Public expenditures, taxes, and the distribution of income: The United States, 1950, 1961, 1970*, Academic Press.

Rodríguez, J. G. and Salas, R., (2003). “Extended bi-polarization and inequality measures”. *Research on Economic Inequality* 9, 69–83.

Rodríguez Méndez, M. , Picos Sánchez, F. y Rodríguez Márquez, J. (2010) “El tratamiento fiscal de la vivienda en España y su posible reforma” . XVII Encuentro de Economía Pública. Murcia 4-5 febrero 2010.

Disponible en:

<http://www.um.es/dp-hacienda/cep2010/comunicaciones/cep2010-86..pdf>

Rosen, Harvey S. (1985).”Housing Subsidies: Effects on Housing Decisions, Efficiency, and Equity”. In *Handbook of Public Economics*, ed. M. Feldstein and A. Auerbach, vol. 1, 375-420. Amsterdam: North Holland.

SAS Institute Inc. 2004. SAS/STAT 9.1 User's Guide. “ The ROBUSTREG procedure” pg.3971-4029.

Victoria – Feser, M.-P. (2000). “Robust methods for the analysis of income distributions, inequality and poverty”. *International Statistical Review* 68(3), 277–293.

Wolfson, M. (1994). “When Inequalities Diverge”. *American Economic Review*, 84 (2), 353-58.

Wolfson, M. (1997) “Divergent Inequalities: Theory and Empirical Results”. *The Review of Income and Wealth*, 43, n. 4, 401-22