

ESTUDIOS SOBRE LA ECONOMÍA ESPAÑOLA - 2014/08

Inequidad horizontal en el IRPF dual español

Carlos Díaz Caro

Universidad de Extremadura

Jorge Onrubia Fernández

Universidad Complutense de Madrid, FEDEA y GEN

fedea

Inequidad horizontal en el IRPF dual español

Carlos Díaz Caro

Universidad de Extremadura

Jorge Onrubia Fernández

Universidad Complutense de Madrid, FEDEA y GEN

(Septiembre, 2014)

Abstract

El objetivo de este trabajo es analizar los efectos provocados por la implantación de un modelo dual de gravamen sobre la renta de las personas físicas en España sobre la equidad horizontal. Para ello utilizaremos el Panel de Declarantes de IRPF IEF-AEAT para los ejercicios fiscales previo y posterior a la reforma 2006-2007. El análisis empírico se lleva a cabo utilizando las funciones cópulas que permiten obtener una medida de dependencia y asociación, a partir de la renta antes y después de impuestos, identificable con el concepto de inequidad horizontal. Las funciones Cópula utilizadas corresponden a la familia de Arquimedianas: cópulas de Frank, Gumbel y Clayton. Como medidas de dependencia se calculan los coeficientes Rho de Spearman y Tau de Kendall. Los resultados empíricos obtenidos sugieren un aumento inequívoco de la inequidad horizontal tras la dualización del IRPF en la reforma del año 2007. Este resultado es consistente con la comparación de la dispersión de los tipos medios efectivos a lo largo de la distribución de la renta gravable.

Palabras clave: imposición sobre la renta personal, IRPF, impuesto dual, equidad horizontal, funciones cópula,

Códigos J.E.L.: D31, D63, H31

Direcciones de contacto:

Carlos Díaz Caro: carlosdiazcar@gmail.com

Jorge Onrubia Fernández: jorge.onrubia@ccee.ucm.es

Agradecimientos:

* Una versión previa de este trabajo fue presentada en el XVII Encuentro de Economía Aplicada, celebrado en Las Palmas de Gran Canaria los días 5 y 6 de junio de 2014. Los autores quieren agradecer los comentarios y sugerencias realizados por Antonio Jesús Sánchez Fuentes, de la Universidad Complutense de Madrid. Jorge Onrubia agradece el soporte financiero del Ministerio de Economía y Competitividad, a través del Plan Nacional de Investigación Científica, Desarrollo e Innovación Tecnológica 2008-2011, VI Plan Nacional, Proyecto ECO2012-37572.

RESUMEN

La equidad horizontal (EH) es considerada como un criterio fundamental en el diseño de los sistemas fiscales actuales, no obstante su observancia en el ámbito internacional dista mucho de ser generalizada. Sin embargo, creemos que se trata de uno de los aspectos más relevantes para la evaluación de un sistema fiscal tanto por motivos de justicia distributiva como por la posible credibilidad y aceptación social de los tributos. En concreto, la EH debería aparecer como uno de los objetivos a considerar en el diseño de los Impuestos sobre la Renta de las Personas Físicas (IRPF).

En España, el IRPF adoptó en 2007 una estructura de tipo dual, con una base gravada con una tarifa progresiva y otra base gravada con un tipo único. A priori, se puede afirmar que un modelo dual de imposición sobre la renta no permite obtener una EH perfecta. Independientemente de los tratamientos específicos que se otorguen a cada fuente de renta; la propia segmentación de la renta gravable en dos bases diferenciadas, trabajo y capital, puede provocar, a igual renta, una cuota impositiva muy dispar entre individuos con rentas similares. Por ejemplo, en un caso extremo en el que dos individuos con idénticas características personales obtengan una misma renta gravable pero con una composición diferente, tal que para uno de ellos la renta gravable procede únicamente de la fuente trabajo y para el otro de la fuente capital, la aplicación del impuesto supondrá un gravamen diferenciado, favorable al segundo contribuyente. En términos de igualdad relativa, el impuesto estaría introduciendo una desigualación de las rentas netas de ambos contribuyentes, cuyo origen puede identificarse con la inequidad horizontal.

El objetivo del presente trabajo consiste en ofrecer una cuantificación de la inequidad horizontal (IH) del IRPF dual implantado en España, comparándola con el modelo de IRPF precedente. En concreto, el análisis empírico compara el IRPF aplicado en 2007 –primer año de implantación del modelo dual– y el IRPF correspondiente al ejercicio 2006. Para ello, en el trabajo se utiliza una metodología bastante novedosa en este ámbito de estudio: las funciones cópulas. Estas funciones permiten recoger la estructura de dependencia de dos variables, en nuestro caso la renta antes y después del impuesto, ofreciendo una gran flexibilidad para su modelización funcional. A partir de su cómputo, es posible obtener medidas de dependencia y asociación que permiten cuantificar el grado de IH que introduce la aplicación del impuesto. Con objeto de reforzar los resultados obtenidos con esta metodología, adicionalmente se presenta un análisis comparativo, para los dos años, de la dispersión de los tipos medios efectivos.

En el análisis empírico se utilizan los microdatos del Panel de Declarantes del IRPF del Instituto de Estudios Fiscales (IEF) y la Agencia Estatal de la Administración tributaria (AEAT) correspondientes a los ejercicios 2006 y 2007. Estos datos permiten estimar poblacionalmente la IH pre y post reforma para los hogares fiscales gravados por el IRPF español.

Los resultados obtenidos muestran que la introducción del modelo dual de IRPF en 2007 ha supuesto un aumento significativo de la IH, como era previsible. Este resultado es robusto para la metodología empleada, ya que como se comprueba es independiente del tipo de función cópula elegida. No obstante, el análisis con diferentes tipos de funciones cópula, de la familia de las arquimedianas –cópulas de Frank, Clayton y Gumbel–, muestra que la estructura de dependencia entre la renta antes y después del impuesto que mejor se ajusta al fenómeno estudiado es el recogido por la cópula de Clayton, al mostrar un mayor grado de dependencia en la parte baja de la distribución (rentas inferiores). Esto permite establecer que la generación de IH del IRPF es debida, fundamentalmente, al tratamiento diferenciado que reciben los hogares fiscales con mayor renta gravable. Por tanto, el aumento detectado en la IH es consistente con la dualización del impuesto, como consecuencia de la composición de la renta gravable y la diferencia creciente entre los tipos marginales soportados por las rentas del capital financiero y el resto de rentas. El análisis realizado basado en los tipos medios efectivos refuerza estas conclusiones al mostrar la dispersión creciente de los tipos medios con la renta gravable en el IRPF de 2007, a diferencia de lo que sucedía antes de la dualización.

1. Introducción

El denominado impuesto sobre la renta personal de tipo dual se caracteriza por combinar un gravamen progresivo para las rentas procedentes del trabajo personal con el gravamen proporcional de las rentas procedentes de la fuente capital, en este caso a un tipo coincidente con el aplicado en el impuesto sobre sociedades y con el tipo marginal inferior de la escala progresiva¹. El origen del modelo dual se sitúa en los países nórdicos en el inicio de la década de los años noventa, con el antecedente de Dinamarca en 1987, aunque abandonado en 1994, y posteriormente Suecia en 1991, Noruega en 1992 y Finlandia en 1993. Después, muchos han sido los países que han adoptado en sus reformas fiscales modelos basados en la imposición dual, con mayor o menor coincidencia con el modelo considerado puro. Entre otros, pueden citarse los casos de Bélgica (1993), Austria (1994), Holanda (2001) o Alemania (2002)². La publicación en 2010 del celebrado *The Mirrlees Review*, ha vuelto a situar esta opción en el centro del debate sobre la reforma del impuesto sobre la renta personal, especialmente en el caso del Reino Unido³.

En la literatura, la adopción del impuesto dual se tanto por razones de eficiencia como de equidad, además de los argumentos asociados a con la eliminación de ciertos incentivos a la planificación fiscal y la elusión fiscal. Como destaca Boadway (2004), la adopción de estructuras duales de gravamen presenta una serie de ventajas, basadas fundamentalmente en la posibilidad de diferenciar el grado de progresividad al que son sometidas las rentas del trabajo y del capital. Como argumenta Diamond (2007) desde la teoría de la imposición óptima, la adaptación del teorema de Atkinson y Stiglitz (1976) a un marco de utilidad intertemporal, en el que el consumo presente y futuro son débilmente separables del ocio, conduce a recomendar que las rentas del capital no sean gravadas. En este sentido, la imposición dual sobre la renta puede verse como una razonable y útil solución de compromiso entre el impuesto sintético, que grava al mismo tipo las rentas del trabajo y del capital, y la imposición sobre el gasto personal, que grava todas las rentas del capital a tipo cero (Boadway, 2010)⁴.

En relación con la justicia distributiva, la argumentación resulta más compleja, y ha sido objeto de menor atención en la literatura. Desde una noción de equidad vertical (EV), hay que tener en cuenta que la progresividad no depende sólo de las escalas de tipos

¹ Sobre las características de la imposición dual y sus propiedades y limitaciones pueden verse Sørensen (1994, 1998), Nielsen y Sørensen (1997) y Sørensen (2005).

² Sobre esta evolución en Europa pueden verse Eggert y Genser (2005) y Genser y Reutter (2007).

³ Véase en el volumen *Dimensions of Tax Design: The Mirrlees Review* los capítulos de Griffith *et al.* (2010) y Crawford and Freedman (2010).

⁴ La alternativa de usar el gasto personal como indicador de capacidad de pago en la imposición directa sobre la renta personal fue considerada inicialmente por Kaldor (1955), siendo más tarde propuesta en varios informes de reforma fiscal como el Bradford (1977), el de la Comisión Meade (1977) y el Lodin (1978).

marginales aplicadas, sino también de la distribución de cada de una de las bases gravadas de forma progresiva y proporcional y su mayor o menor concentración en la distribución de la renta gravable total (Lambert y Thoresen, 2012; López-Laborda, 2009). Para el caso del IRPF español, Díaz-Caro *et al.* (2013) contrastan que lejos de disminuir, la dualización implantada en 2007 supuso un incremento notable de la progresividad global del impuesto (un 3,8%) respecto al modelo aplicado en 2006, conseguido fundamentalmente por el gravamen proporcional de las rentas del ahorro, además del cambio de tratamiento de las circunstancias personales y familiares, desde el cálculo de la base al de la cuota.

Desde la noción de equidad horizontal (EH), puede intuirse que el establecimiento de un impuesto sobre la renta personal de tipo dual podría entrar en conflicto con la exigencia de un tratamiento igual a los iguales, en principio asegurado con el gravamen sintético de todas las rentas. Como es sabido, la EH constituye *a priori* un criterio de consenso en el diseño de sistemas fiscales (Shoup, 1969), aunque su observancia en el terreno de los sistemas fiscales comparados dista mucho de ser generalizada⁵. Sin embargo, somos de la opinión de que se trata de uno de los aspectos más relevantes a la hora evaluar la calidad de un sistema fiscal, no ya sólo por sus innegables efectos sobre la justicia distributiva, sino por lo que su quiebra puede llegar a suponer en términos de credibilidad y aceptación social de los tributos. En particular, en el caso del diseño de los impuestos sobre la renta personal, la equidad horizontal (IH) debe aparecer como uno de los objetivos fundamentales a alcanzar. En este sentido, como destacan Auerbach y Hassett (2002) y Dardanoni y Lambert (2001), este reconocimiento académico a la relevancia de la EH no debería ser abandonado en el debate político y público de los procesos de reforma fiscal.

De acuerdo con lo expuesto, pensamos que resulta de gran interés analizar en qué medida estas estructuras duales de los impuestos sobre la renta personal pueden estar condicionando la EH, al gravar de forma diferenciada dos componentes de la capacidad de pago. Además, como advierte Sørensen (1994: 73), la diferenciación de gravamen entre rentas del trabajo y del capital provoca incentivos a trasvasar rentas entre las dos bases del impuesto, lo que supone una de las principales críticas al modelo dual. La posibilidad de estos trasvases entre fuentes introducirían así un mayor grado de IH, pues contribuyentes con la misma renta pueden ser gravados de forma muy diferente según sus oportunidades reales de planificación y elusión fiscales.

⁵ Kaplow (1989) y Kaplow y Shavell (2002) llegan a cuestionar su relevancia para el diseño impositivo, si bien, a su juicio, esto puede deberse a la falta de concreción práctica de esta noción.

En España, el Impuesto sobre la Renta de las Personas Físicas (en adelante, IRPF) adoptó en 2007 una estructura dual, con una base general gravada progresivamente y otra base, denominada del ahorro, gravada a un tipo único⁶. No obstante, hay que aclarar que, a pesar de estas dos bases imposables diferenciadas, el IRPF aplicado desde 2007 no se adecúa perfectamente a lo que la literatura considera un modelo dual puro. Principalmente, tres son los elementos que separan el IRPF español del modelo ideal: a) que la base gravada al tipo único del 18% no recoge la totalidad de las rentas del capital, pues las de naturaleza inmobiliaria y las derivadas de activos no financieros, lo mismo que las ganancias patrimoniales que no proceden de la transmisión de activos, se incluyen en la base general gravada progresivamente; b) que no se diferencia en las rentas de actividades empresariales y profesionales no societarias entre la retribución del titular y el rendimiento del capital invertido; y c) que no existe alineación entre el tipo marginal mínimo de la tarifa progresiva, el tipo proporcional que grava la base del ahorro y el tipo nominal del Impuesto de Sociedades.

Para llevar a cabo una medición adecuada de la inequidad horizontal en el impuesto dual, pensamos que, previamente, resulta imprescindible establecer una definición clara y precisa de qué se entiende por IH dentro del impuesto sobre la renta personal. En este punto, puede decirse que la literatura no ha sido demasiado coincidente, mostrando con frecuencia discrepancias en la interpretación de las medidas de la IH, especialmente entre el ámbito teórico de cuantificación, generalmente de carácter estadístico, y el hacendístico, preocupado con las implicaciones que los resultados de estas medidas tienen para el diseño impositivo. A nuestro juicio, la forma de superar esta situación pasa por utilizar una metodología de cuantificación consistente, que capture adecuadamente todos los aspectos esenciales de la noción de EH.

El objetivo del presente trabajo es medir la IH del IRPF dual implantado en España en 2007, comparándola con la generada en 2006 por el IRPF previo a la reforma. Para ello, utilizamos una metodología novedosa basada en el uso de funciones cópulas, la cual cumple con la exigencia de consistencia respecto de la definición de EH antes mencionada. Estas funciones, propuestas inicialmente por Sklar (1959), presentan una gran flexibilidad para la modelización de la distribución conjunta de dos variables, lo que permite obtener su estructura de dependencia, así como la estructura de dependencia de las distribuciones

⁶ Aunque desde 1996, el IRPF español incluía además de la base general, gravada progresivamente, una base denominada especial, a la que se aplicaba un tipo de gravamen proporcional, esta segunda sólo incluía las ganancias patrimoniales con un plazo de generación superior al año (hasta 2000, superior a 2 años). Por tanto, todos los rendimientos, incluidos los de la fuente capital, además de parte de las ganancias patrimoniales, eran gravados progresivamente, si bien es cierto que en algunas categorías de renta, con mecanismos de atenuación de la progresividad.

marginales. Actualmente, la aplicación de las funciones cópulas a campos de investigación donde la dependencia entre variables aleatorias tiene una gran relevancia es cada vez mayor, destacando su utilización inicial en el ámbito de las finanzas⁷. Su utilización en el estudio de la EH fue propuesta inicialmente por Dardanoni y Lambert (2001) y aplicada empíricamente, por primera vez, en Bø *et al.* (2012), donde se analiza la inequidad horizontal del impuesto dual noruego.

Para llevar a cabo el análisis empírico se utilizan los microdatos del Panel de Declarantes del IRPF del Instituto de Estudios Fiscales (IEF) y la Agencia Estatal de la Administración tributaria (AEAT) correspondientes a los ejercicios 2006 y 2007. Estos datos permiten analizar los efectos pre y post reforma para los hogares fiscales gravados por el IRPF. Los resultados obtenidos confirman la conjetura de partida: la implantación del IRPF con estructura dual ha supuesto un aumento significativo e inequívoco de la inequidad horizontal.

La estructura del trabajo es la siguiente. Tras esta introducción, en la sección segunda, se realiza una exposición de los diferentes tratamientos que el modelo de impuesto dual da a las diferentes fuentes de renta, considerando su potencial influencia sobre la IH. En la sección tercera, se presenta el marco teórico, exponiendo la metodología de medición de la IH a través de funciones cópulas. La cuarta sección está dedicada al análisis empírico realizado para evaluar la IH antes y después de la reforma que implantó en España el IRPF dual en 2007. En un primer apartado de esta sección se describe la base de datos utilizada, mientras que el segundo se encarga de presentar y analizar los resultados obtenidos en dicho análisis. Por último el trabajo se cierra con una síntesis de conclusiones.

2. IRPF dual y equidad horizontal

Según Bø *et al.* (2012), no sería esperable que la aplicación de una estructura de gravamen dual sobre la renta personal conduzca a una perfecta equidad horizontal. Al margen del tratamiento diferenciado entre fuentes de renta inherente al modelo dual, los posibles trasvases entre fuentes por motivos de planificación fiscal, pueden también tener efectos significativos sobre la equidad horizontal, en la medida que estas estrategias sólo están al alcance de aquellos contribuyentes con capacidad para distribuir su renta gravable. Además, existen otras muchas respuestas de comportamiento que pueden influir

⁷ Véase Cherubini *et al.* (2004).

en la IH, como las provocadas en la distribución de la renta gravable por el efecto los tipos marginales sobre la oferta laboral o la evasión fiscal. No obstante, Slemrod y Yitzhaki (2004) y Thoresen *et al.* (2011) sugieren que la influencia de estos efectos distorsionantes sobre la EH no sería demasiado importante.

Tras la aprobación de la Ley 35/2006, el IRPF español experimentó una importante reforma, la más profunda en cuanto a la estructura del impuesto desde la anterior reforma implantada en 1999. Como resultado, el IRPF aplicado desde 2007 pasó a tener una estructura de gravamen dual explícita, con una división de las rentas en dos bases imponibles: una “general”, gravada mediante la aplicación de una tarifa progresiva (integrada a su vez por una escala de tipos estatal y otra autonómica); y una base denominada “del ahorro”, gravada proporcionalmente al 18% (desdoblado igualmente en un componente estatal y otro autonómico). Tras esta reforma, la mayor parte de las ganancias de capital y las rentas del capital mobiliario financiero pasaron a ser gravadas en la base del ahorro, incorporándose además una exención de 1.500 euros para los dividendos percibidos, a la vez que se suprimía para éstos el régimen de imputación con deducción en cuota vigente desde el ejercicio de 1995. Hasta 2006, la tributación de las ganancias de capital al tipo del 15% dependía de que éstas se hubiesen generado en plazos superiores a un año y procediesen de la transmisión de activos.

Como se ha señalado, esta segmentación de las rentas entre ambas bases no se ajusta estrictamente a una separación entre las fuentes trabajo y capital, como sucede en el modelo dual teórico. En primer lugar, en el IRPF de 2007 no todos los rendimientos del capital se sitúan en la base del ahorro. En concreto, los rendimientos del capital no financiero, capital inmobiliario y las ganancias del capital no derivadas de la transmisión de activos se incluyen en la base general, junto con los rendimientos del trabajo personal y la totalidad de los rendimientos procedentes de las actividades económicas realizadas a título individual. En estos últimos, tampoco se diferencia entre la retribución salarial del empresario o profesional y el rendimiento del capital afecto al desarrollo de las actividades.

Es presumible que la anticipación de estos cambios de configuración de las bases gravables –el Proyecto de Ley de reforma del IRPF entró en las Cortes Generales en enero del año 2006– diese lugar a estrategias por parte de los declarantes para configurar inicialmente las futuras bases fiscales, sobre todo por parte de aquellos que estuviesen en condiciones de distribuir su renta gravable entre ambas bases imponibles. Por supuesto, a partir de la reforma existe un claro incentivo a la transformación de las rentas del trabajo

en rendimientos del capital mobiliario financiero, dado el menor tipo de gravamen aplicado a estos rendimientos, en comparación con el fijado para las rentas del trabajo, gravadas con una tarifa progresiva y sin apenas deducibilidad de gastos. Lo mismo sucede respecto de las rentas empresariales y profesionales, también gravadas progresivamente, aunque en este caso, la existencia de un régimen opcional de estimación objetiva de los rendimientos –bastante favorable al contribuyente, al infraestimar, por regla general, claramente su importe– introduce en la elección otros elementos de planificación fiscal. En el caso de la fuente capital, el gravamen progresivo de las rentas procedentes de los activos inmobiliarios –arrendamientos e imputaciones por disposición de la vivienda en propiedad– también supone la existencia de un incentivo a su conversión en rentas financieras.

Estos cambios en la configuración fiscal de las rentas generan una recomposición de la renta gravada de cada contribuyente, con el correspondiente impacto sobre los pagos impositivos. Así, un contribuyente que obtenga exclusivamente rentas del capital mobiliario financiero comparado con un contribuyente cuya renta gravable se compone tan solo por rentas del trabajo o de actividades económicas, tendrá una carga tributaria mucho menor y, por tanto, presentará una mayor disponibilidad de renta una vez aplicado el impuesto. Esto estaría provocando una violación del principio de EH, al romper con la igualdad de cargas ante iguales capacidades de pago. Además, aquellos contribuyentes con unas mayores posibilidades de realizar trasvases entre fuentes de renta (autónomos y empresarios, fundamentalmente) están en condiciones de ajustar su cuota líquida, consiguiendo una mayor capacidad económica después de impuestos, frente a aquellos que no pueden realizar estos trasvases, lo que daría lugar a una situación de IH entre ambos grupos.

Otro aspecto relevante para nuestro estudio tiene que ver con la modificación del tratamiento que la reforma de 2007 otorgó a las circunstancias personales y familiares. Éstas pasaron de ser consideradas en el IRPF de 2006 una reducción de la base imponible, bajo la figura de los mínimos exentos (mínimos vitales cuyas cuantías no constituyen renta de uso discrecional), a ser tratados como deducciones para el cómputo de la cuota impositiva, sin derecho a reintegro en caso de generar cuotas líquidas negativas. Por tanto, el ahorro fiscal que estos tratamientos suponen para el contribuyente pasó de ser generado al tipo marginal, a serlo mediante una cuantía, por regla general, independiente del nivel de renta⁸. Este cambio en el tratamiento de los mínimos personales y familiares

⁸ La compleja mecánica de aplicación de estas deducciones, elegida en la Ley 35/2006, según la cual se calcula previamente una cuantía en función de las circunstancias de cada contribuyente (que se sigue denominando

influye también en las diferencias de la IH antes y después de la reforma del IRPF, ya que hasta 2006 la fórmula de aplicación de los mínimos exentos beneficiaba más a aquellos contribuyentes con rentas más altas –que se veían afectados por unos mayores tipos marginales, generadores a su vez de los ahorros fiscales por este concepto– y, tras la reforma, todos los contribuyentes, por regla general, disfrutaban de deducciones de igual cuantía⁹. No obstante, también hay que destacar aquí la existencia de casos en los que los contribuyentes no generan la suficiente cuota íntegra y, por tanto, pierden parte de esos ahorros fiscales por estos conceptos. En este caso, debe tenerse en cuenta que la normativa del IRPF dual permite trasvasar el cálculo de esos ahorros fiscales desde la base general a la base del ahorro, si bien en este caso, los ahorros fiscales eran calculados al tipo proporcional del 18% que gravaba ese componente de las rentas.

Mediante un sencillo ejemplo aplicado a diferentes composiciones de la renta de cuatro contribuyentes, se puede observar como la IH está prácticamente asegurada bajo un modelo dual de gravamen sobre la renta. Así, en la Tabla 1 se muestra la distribución de la renta de la base general, la base del ahorro y la renta total, tanto en términos brutos como netos, aplicando la Ley 35/2006. Observamos, que los cuatro contribuyentes considerados obtienen, en cada una de las cinco distribuciones alternativas, una base del ahorro igual, mientras la base general cambia en todos los casos¹⁰.

En la composición A, la renta antes de impuestos (renta gravable total) es igual para los cuatro contribuyentes (16.000€), pero la renta neta no lo es. Por tanto, bajo este supuesto, el impuesto dual crea una desigualdad de la renta después de impuestos, cuyo origen está en la IH generada como consecuencia del diferente gravamen recibido por unos contribuyentes que antes de impuestos presentaban las mismas rentas. Además, esto provoca una reordenación en la distribución de la renta, pasando a ocupar los contribuyentes, tras el pago de las cuotas impositivas, posiciones diferentes a las que tenían según su nivel de renta gravable. En el caso B, en el que las rentas gravables iniciales son diferentes, no se produce ningún tipo de reordenación, si bien es cierto que la diferencia de rentas establecida es significativa. La distribución C presenta una menor

importe de los mínimos personal y familiar) para posteriormente aplicarle la tarifa progresiva y obtener así el importe de esa deducción, puede dar lugar a que en algunos casos, parte de esa deducción pudiese obtenerse aplicando dos tipos marginales, si bien esto es bastante infrecuente.

⁹ Hay que tener en cuenta que la fórmula de cálculo de estas deducciones consiste en la aplicación de la tarifa general a las cuantías acumulables por los diversos conceptos considerados (también denominadas mínimos personales y familiares). Sin embargo, este método conduce a que, salvo casos muy reducidos (fundamentalmente cuando el número de hijos y ascendientes es muy alto), el cómputo se realice casi siempre al tipo marginal mínimo de esa tarifa, como si se tratase de deducciones fijas.

¹⁰ Los tipos marginales aplicados a la base general son los siguientes: 24% (hasta 17.360€), 28% (hasta 32.360€), 37% (hasta 52.360€) y del 43% para rentas superiores, además de un tipo proporcional para la base del ahorro del 18%.

desigualdad de la renta inicial que la B, produciéndose una reordenación entre los individuos 2 y 3, que intercambian sus posiciones. La opción D, en la que hay una menor desigualdad, se produce una mayor reordenación entre los contribuyentes 1, 2, 3. Por último, ante una distribución de la renta gravable con mayor desigualdad, el efecto de la reordenación es, de nuevo, nulo. En resumen, vemos que una mayor desigualdad inicial de la renta gravable puede influir en el grado de inequidad que provoque un impuesto dual, de forma que a mayor (menor) desigualdad de la renta inicial, menor (mayor) grado de probabilidad existe de introducir IH por parte del impuesto sobre la renta.

Por otra parte, en ausencia de la reforma, creemos que la influencia de los factores económicos en la EH es poco relevante. Tanto en 2006 como 2007, la economía española se caracterizó por unos altos niveles de crecimiento, sin que los efectos de la crisis financiera internacional desencadenada en el verano de 2007 tuviesen un impacto significativo en el comportamiento del IRPF hasta 2008, a pesar de que ya se comenzase a producir una ralentización del crecimiento de las rentas gravables totales. De los datos fiscales, observamos, además, que la desigualdad de la renta del trabajo antes del impuesto no cambió, prácticamente, entre ambos ejercicios (índices de Gini de 0,3738 en 2006 y de 0,37966 para 2007)¹¹.

3. Medición de la inequidad horizontal usando funciones cópulas

3.1. Aproximaciones tradicionales en la medición de la inequidad horizontal

El análisis cuantitativo de la IH ha estado presidido, en gran medida, por la aportación conceptual realizada por Feldstein (1976), cuya idea fundamental consiste en identificar la EH con el mantenimiento de la ordenación de las rentas iniciales tras la aplicación de un impuesto. Según esta aproximación, un impuesto cumple con el criterio de EH si la ordenación de las utilidades de la renta de todos los individuos antes del impuesto se mantiene igual tras su aplicación. Por tanto, las rentas antes y después del impuesto deberían tener una perfecta asociación positiva. De este modo, una disociación entre ambas debe ser considerada como manifestación de la existencia de IH. Esta propuesta tuvo como desarrollo cuantitativo inicial los trabajos de Atkinson (1980) y Plotnick (1981), a partir de la definición de medidas basadas en el *re-ranking* distributivo¹². Posteriormente, fueron desarrollados diferentes índices estadísticos de

¹¹ Para una análisis de los cambios en la desigualdad de la renta gravable, por fuentes de renta, entre 2006 y 2007, véase Díaz-Caro *et al.* (2013).

¹² Para una revisión de este enfoque de medición de la IH puede verse Jenkins y Lambert (1999).

medición basados en esta noción, destacando entre otras las propuestas de King (1983), Cowell (1985) y Jenkins (1988).

Un segundo enfoque, denominado “enfoque clásico”, considera que un impuesto cumple con el principio de EH si trata de la misma forma, en términos de gravamen, a aquellos individuos considerados similares. Se trata por tanto, en términos cuantitativos, de medir la variabilidad existente entre los gravámenes soportados por los individuos que tienen rentas antes y después de impuestos semejantes. Como trabajos más representativos de esta aproximación al análisis de la IH están los de Johnson y Mayer (1962), Brennan (1971), Berliant y Strauss (1983), Arosón *et al.* (1994) y Lambert y Ramos (1997). Más recientemente, Duclos *et al.* (2003) han propuesto una interesante alternativa integradora de ambos marcos conceptuales de la EH. Como trabajos aplicados para España usando este enfoque, Camarero *et al.* (1993) analizan la IH para el IRPF aplicado en territorio foral de Vizcaya, mientras que Pazos *et al.* (1995), Moreno (1996) y Perrote (2007) analizan el IRPF español aplicado en las décadas de los años ochenta y noventa.

No obstante, ambos enfoques no están exentos de críticas. La IH medida bajo el enfoque de alteración de la reordenación puede fallar, ya que es posible que no exista reordenación de rentas después de impuestos, pero sí puede cambiar la utilidad de individuos similares. Por su parte, el enfoque clásico de igual tratamiento de los similares presenta dificultades de interpretación conceptual, en cuanto a que pueden existir casos en los que la dispersión entre individuos no se vea alterada tras la aplicación del impuesto, aunque sí que se produzca reordenación. Además, una crítica habitual a este enfoque se refiere a la subjetividad introducida a la hora de determinar los criterios de similaridad. En ese sentido, la adopción de métodos no-paramétricos para seleccionar las particiones de grupos de similares puede verse como una posible solución al establecimiento *ad hoc* de tramos de renta¹³.

Como alternativa a estas limitaciones que acabamos de exponer, Dardanoni y Lambert (2001) sostienen que las comparaciones de la IH de diferentes regímenes impositivos deberían basarse en las medidas derivadas de una función cópula, definida para la distribución conjunta de la renta antes y después de impuestos. Así, mediante su estimación se puede obtener directamente una medida asociada a la comparación de ambos conceptos de renta, realizada de forma directa a través de la función compacta estimada.

¹³ Sobre la aplicación de estas técnicas no paramétricas puede verse Perrote *et al.* (2003).

En cuanto a su interpretación conceptual, las funciones cópula cumplen con dos características exigidas a los índices de IH “puros” en Musgrave (1990). En primer lugar, la medida de IH resultante no debería verse afectada por los posibles cambios en la medida de escala, es decir, estas funciones son invariantes bajo transformaciones monótonas de escala de las variables. En segundo lugar, el índice de IH ha de ser independiente del efecto redistributivo generado por el impuesto desde una perspectiva de equidad vertical (EV). En el caso de las funciones cópulas, éstas no dependen de la EV, mientras que, de acuerdo con la descomposición de Kakwani (1977), las medidas basadas en *re-ranking* sí lo son.

A continuación definimos las funciones cópulas utilizadas en nuestro análisis empírico.

3.2. Funciones cópulas

Una cópula bivalente C es una función de distribución conjunta cuyas distribuciones marginales se distribuyen uniformemente en el intervalo $U = (0,1)$. Según el Teorema de Sklar (1959, 1973), si consideramos una función de distribución conjunta $F(y_1, y_2)$ con distribuciones marginales uniformemente distribuidas, $F_1(y_1)$ y $F_2(y_2)$ y las funciones inversas generalizadas F_1^{-1} y F_2^{-1} , definidas en $(0,1)$, entonces $y_1 = F_1^{-1}(u_1) \sim F_1$ y $y_2 = F_2^{-1}(u_2) \sim F_2$ donde u_1 y u_2 son distribuciones uniformes. Si, las variables transformadas se distribuyen como F_1 y F_2 , de manera que,

$$F(y_1, y_2) = F(F_1^{-1}(u_1), F_2^{-1}(u_2)) = C(u_1, u_2) \quad [1]$$

$C(u_1, u_2)$ es la cópula asociada con la función de distribución.

Aplicando el teorema de Sklar (1959, 1973), la cópula parametriza una distribución multivariante en función de sus marginales. Sea una distribución bivalente $F(y_1, y_2)$, la correspondiente función cópula satisface,

$$F(y_1, y_2) = C(F_1(y_1), F_2(y_2); \theta) \quad [2]$$

donde θ es la medida de dependencia. De acuerdo con Trivedi y Zimmer (2005), si las distribuciones marginales son continuas, entonces la función cópula correspondiente a [2] es única.

La elección de un tipo concreto de función cópula suele basarse en la mayor parte de los casos por la relación de dependencia que se establece entre las dos variables U y V . Esta relación de dependencia se mide generalmente a través de medidas de asociación estadística, entre las que se encuentran como más habituales, las denominadas Tau de Kendall y el coeficiente de correlación Rho de Spearman. Estas medidas cuantifican

relaciones no necesariamente lineales y se utilizan para la evaluación del contraste de independencia de X e Y. Ambas medidas toman valores entre -1 y 1, de manera que los valores extremos reflejan una relación de dependencia negativa o positiva perfecta, respectivamente. La distancia respecto a los valores anteriores significará una falta de dependencia entre las variables. Además, en contraste con otros tipos de medidas de correlación, como el coeficiente de correlación de Pearson, las medidas anteriores son medidas de correlación consistentes con las funciones cópula¹⁴. Las dos medidas son invariantes a las transformaciones que puedan tener lugar en las variables (Trivedi y Zimmer, 2005).

La relación entre ambas medidas y una función cópula viene determinada según la medida de asociación estadística elegida. En el caso concreto de la Tau de Kendall (τ_{XY}), siendo dos variables aleatorias continuas X e Y cuya cópula es C, la relación viene dada por:

$$\tau_{XY} = 4 \iint_{I^2} C(u, v) dC(u, v) - 1 = 4 \cdot E[C(U, V)] - 1 \quad [3]$$

Para el caso del coeficiente de correlación Rho de Spearman (ρ_{XY}), para las variables aleatorias continuas X e Y, con cópula C, la relación viene dada por:

$$\rho_{XY} = 12 \int_0^1 \int_0^1 C(u, v) dudv - 3 \quad [4]$$

La diversidad de tipos de estructuras de dependencia de los datos origina que existan numerosas familias de funciones cópulas¹⁵. En este trabajo, empleamos las cópulas pertenecientes a la familia de la clase Arquimediana, originalmente definidas por Genest y Rivest (1993). Este tipo de funciones cópulas presentan una serie de ventajas para el objetivo que perseguimos. Entre ellas, la existencia de variedades de cópulas que permiten recoger diferentes tipos de estructuras de dependencia adicionales, además de la facilidad con la que éstas se pueden construir computacionalmente. Así la función cópula de Clayton recoge la dependencia de la cola izquierda, la cópula de Frank recoge la dependencia centrada, mientras que la cópula de Gumbel muestra la dependencia de la cola derecha.

Cópulas arquimedianas

Sea φ el conjunto de funciones $\varphi: [0,1] \rightarrow [0, \infty]$ que son continuas, estrictamente decrecientes, convexas y para los cuales $\varphi(0) = \infty$ y $\varphi(1) = 0$, Schweizer y Sklar (1983)

¹⁴ La Tau de Kendall y el Rho de Spearman cumplen con las propiedades deseables propuestas por Embrechts *et al.* (2002).

¹⁵ En Nelsen (2006) se ofrece una completa revisión de la tipología.

demuestran que cada miembro de φ genera una cópula C , a través de la siguiente expresión,

$$C(u, v) = \varphi^{-1}(\varphi(u) + \varphi(v)) \quad [5]$$

con $0 \leq u, v \leq 1$.

La función φ recibe el nombre de generador de la cópula. Este método es el aplicado para la creación de diferentes tipos de funciones cópulas que forman parte de la familia de las denominadas cópulas Arquimedianas. Dentro de éstas, para el análisis empírico realizado en este trabajo aplicamos las cópulas de Frank, de Clayton y de Gumbel.

Cópula de Frank

La cópula de Frank (1979) viene determinada por la siguiente expresión:

$$C_{\theta}(u, v) = -\frac{1}{\theta} \log \left(1 + \frac{(e^{-\theta u} - 1)(e^{-\theta v} - 1)}{e^{-\theta} - 1} \right) \quad [6]$$

En esta cópula, el parámetro de dependencia θ está comprendido en el intervalo $(-\infty, \infty)$. La cópula de Frank es utilizada con frecuencia en el trabajo aplicado por varias razones. En primer lugar, permite, a diferencia de otras cópulas, la dependencia negativa entre las funciones de distribución marginales, además de que la dependencia muestra simetría en ambas colas. Por tanto, se trata de una función cópula que puede ser utilizada para modelizar los resultados con una fuerte dependencia, tanto positiva como negativa. Como crítica, la cópula de Frank tiende a ser relativamente débil en la medición de la dependencia en las colas, recogiendo la dependencia más fuerte en la parte media de la distribución. Esto sugiere su utilización para datos que muestren una dependencia fuerte en la parte media de la distribución y una dependencia débil en las colas.

El generador de la función de Frank se corresponde con la expresión:

$$\varphi(t) = -\ln \frac{e^{-\theta t} - 1}{e^{-\theta} - 1}, \theta \in (-\infty, \infty) \setminus \{0\} \quad [7]$$

mientras que la expresión de la Tau de Kendall para la cópula de Frank se define como:

$$\tau_{\theta} = 1 - \frac{4}{\theta} \left[1 - \int_0^{\theta} \frac{t}{e^t - 1} dt \right] \quad [8]$$

Cópula de Clayton

La cópula de Clayton (1978) fue inicialmente estudiada por Kimeldorf y Sampson (1975) y viene determinada por la siguiente expresión:

$$C_{\theta}(u, v) = (u^{-\theta} + v^{-\theta} - 1)^{-1/\theta} \quad [9]$$

con el parámetro de dependencia θ restringido en el intervalo $[-1, \infty) \setminus \{0\}$. De esta forma, en el caso de que θ se aproxime a cero, las distribuciones marginales son independientes.

La cópula de Clayton recoge una fuerte dependencia de la cola izquierda de la distribución y una dependencia débil de la cola derecha, aunque a diferencia de la cópula de Frank, ésta no recoge dependencias negativas. Esto hace que cuando una correlación entre dos variables está presente con mayor intensidad en la cola izquierda de la distribución conjunta, la función cópula de Clayton sea adecuada para la modelización de los datos. Este tipo de cópula ha sido utilizada con frecuencia para analizar la correlación entre riesgos financieros.

Para esta cópula, el generador de la función se corresponde con la expresión,

$$\varphi(t) = \frac{(t^{-\theta}-1)}{\theta}, \theta \in [-1, \infty) \setminus \{0\} \quad [10]$$

siendo el valor de la tau de Kendall:

$$\tau_{\theta} = 1 + 4 \int_0^1 \frac{t^{\theta+1}-t}{\theta} dt = 1 + \frac{4}{\theta} \left(\frac{1}{\theta+2} - \frac{1}{2} \right) = \frac{\theta}{\theta+2} \quad [11]$$

Cópula de Gumbel

La expresión general de la función Cópula de Gumbel (1960), en el caso bidimensional, es:

$$C_{\theta}(u, v) = \exp \left(-[(-\ln u)^{\theta} + (-\ln v)^{\theta}]^{1/\theta} \right) \quad [12]$$

En esta cópula, el valor del parámetro de dependencia θ se sitúa en el intervalo $[1, \infty)$. Al igual que la cópula de Clayton, la cópula de Gumbel no permite la dependencia negativa. Sin embargo, a diferencia de aquélla, la cópula de Gumbel recoge una fuerte dependencia de la cola derecha de la distribución y una relativamente débil dependencia en la cola izquierda. Si la distribución presentan una fuerte correlación en los valores altos y una menor correlación en los valores bajos, la aplicación de la cópula de Gumbel resulta más apropiada.

El generador de esta función se corresponde con la expresión,

$$\varphi(t) = (-\ln t)^{\theta}, \theta \geq 1 \quad [13]$$

mientras que la expresión de cómputo de la tau de Kendall es:

$$\tau_{\theta} = 1 + 4 \int_0^1 \frac{t \ln t}{\theta} dt = 1 - \frac{1}{\theta} \quad [14]$$

Ajuste de las funciones cópula

Para comprobar si la elección de la función cópula ha sido adecuada, resulta necesario realizar un contraste de bondad de ajuste. Para ello, en nuestro análisis seguimos el método propuesto por Trivedi y Zimmer (2005), basado en la comparación de valores de las funciones de verosimilitud, como son como el criterio de información de Akaike y el criterio de información Bayesiano (*Bayesian Information Criterion*, BIC).

El *Akaike Information Criterion* (AIC) se define como,

$$AIC = 2(-\log \mathcal{L}(\theta; u, v)) + 2k \quad [15]$$

donde \mathcal{L} es el log-likelihood de la estimación por máxima verosimilitud y k es el número de parámetros estimados en el modelo Cópula¹⁶.

Por su parte, el *Bayesian Information Criterion* (BIC) se calcula como,

$$BIC = k \log(N) - 2 \log(\mathcal{L}(\theta; u, v)) \quad [16]$$

donde n es el tamaño de la muestra.

Los valores de *AIC* y *BIC* informan en qué medida la función cópula evaluada realiza un mejor ajuste, de forma que cuanto menor sea el valor obtenido en el test, mejor es el modelo de cópula estimado. Al estimarse todos los modelos de funciones cópula con el mismo número de parámetros, la aplicación de estos contrastes es equivalente a seleccionar la cópula con el mayor valor del log-likelihood (\mathcal{L}). En las Tablas 2 y 3 se presentan los resultados del valor de \mathcal{L} para cada una de las cópulas y en la Tabla 4 se muestran los resultados de los dos criterios de información *AIC* y *BIC*.

4. Análisis empírico

4.1. Datos

Para llevar a cabo la estimación de las funciones cópulas y de la medida de la IH correspondiente a la reforma del IRPF de 2007, en relación con el modelo de impuesto

¹⁶ La importancia del número de parámetros dentro de los contrastes de bondad del ajuste es relevante por los posibles problemas de sobreidentificación del modelo.

previo aplicado en 2006, hemos utilizado el Panel de Declarantes del IRPF 1999-2007 del IEF¹⁷. Este Panel permite disponer de una base de microdatos con los contribuyentes del IRPF en ambos ejercicios fiscales, permitiendo la agrupación por hogares fiscales de las declaraciones individuales de los cónyuges de matrimonios que eligieron esta opción. En este sentido, consideramos más adecuado para el análisis de la IH utilizar el hogar fiscal (formado por la unidad contribuyente de máxima amplitud, de acuerdo con la normativa del IRPF), pues permite tener en cuenta los posibles tratamientos diferenciados correspondientes a la opción entre el régimen de tributación individual y conjunta.

La muestra en cada año contiene las declaraciones anuales por IRPF presentadas por el contribuyente, identificándose las distintas variables con las casillas del modelo de declaración. El Panel de Declarantes abarca toda la población declarante de IRPF en el Territorio de Régimen Fiscal Común, no incluyendo por tanto las Comunidades Forales de País Vasco y Navarra. Las declaraciones seleccionadas han sido obtenidas mediante muestreo estratificado con afijación de mínima varianza, con un error del 1 por 1000. Para la construcción de los hogares fiscales se ha utilizado el fichero complementario de “cónyuges”, combinándolo con el fichero de declarantes “principales” a través del fichero maestro de “hogares”, conforme al procedimiento propuesto en Onrubia *et al.* (2011). La construcción de la base de hogares fiscales permite diferenciar cuatro categorías según el estatus marital y el régimen de tributación (individual y conjunta): solteros (no casados, con independencia de si se trata de individuos viudos, separados o solteros en sentido estricto), familias monoparentales (la categoría anterior pero con hijos menores de edad cuando no existe convivencia entre los progenitores), matrimonios con declaración conjunta (por regla general, aquellos matrimonios en los que hay un único perceptor significativo de renta) y matrimonios cuyos cónyuges tributan y declaran de forma individual (por regla general, matrimonios con dos ganadores significativos de renta). Todos los hogares contienen información para identificar los posibles descendientes y ascendientes a cargo de los declarantes.

Para la estimación de las funciones cópula hemos construido, en primer lugar, la renta gravable de cada declarante, con un criterio de capacidad de pago lo más extenso posible. En concreto, se ha calculado la renta gravable como la suma de las bases imponibles general y del ahorro (especial en el año 2006), incrementadas en las reducciones aplicadas en la obtención de algunos rendimientos, como es el caso de las vinculadas a la percepción de rendimientos del trabajo personal y de alquileres de viviendas.

¹⁷ Para más información sobre la base de datos utilizada véase Onrubia *et al.* (2011) y Onrubia y Picos (2012).

En la medida que la unidad de análisis considerada en el trabajo es, como hemos dicho, el hogar fiscal, resulta necesario tener en cuenta que la capacidad económica del hogar depende del número miembros del hogar y si se trata de adultos o hijos menores. Para ello, hemos calculado la renta equivalente por hogar, aplicando la escala de equivalencia propuesta por la OCDE¹⁸.

4.2. Resultados

A continuación se muestran los resultados obtenidos para medición de la IH en los ejercicios de IRPF de 2006, año previo a la reforma estudiada, y 2007, primer ejercicio de aplicación del IRPF con estructura dual, de acuerdo con el marco teórico elegido. Las Tablas 2 y 3 muestran la estimación de las funciones cópulas de Frank, de Clayton y de Gumbel respectivamente para estos años. En estas tablas, la segunda columna contiene el parámetro θ estimado de la cópula, mientras que en la columna 3 se muestra el error estándar. Las columnas 4 y 5 recogen, respectivamente, el valor de la Z y el p-valor. Por último, se ha incluido el valor del Log-Likelihood de la estimación (\mathcal{L}) para validar la bondad del ajustes según los criterios elegidos (AIC y BIC).

Los resultados obtenidos muestran como, en ambos ejercicios impositivos, para la estimación de cada una de las diferentes funciones cópulas, los valores de θ son significativos y con un alto valor del Log-Likelihood. Sin embargo, los valores de θ en el ejercicio 2006 resultan sensiblemente más altos que para el año 2007. El análisis de la Tabla 4 muestra los test de ajuste para las diferentes cópulas estimadas. De este modo, comprobamos cómo la cópula que mejor recoge la dependencia de la distribución de ambas rentas (antes y después de aplicar el IRPF) en ambos años (2006 y 2007) es la función cópula de Clayton. Como se ha descrito en el apartado metodológico, esta cópula recoge una estructura de dependencia más fuerte en la cola izquierda de la distribución (es decir, en la parte de las rentas bajas) y, por consiguiente, más débil en la cola derecha (la integrada por las rentas altas).

Las Tablas 5 y 6 muestran, respectivamente para los años 2006 y 2007, los resultados de los coeficientes de asociación calculados: la ρ de Spearman (columna 2) y la τ de Kendall (columna 3). Por su parte, las columnas 4 y 5 muestran los respectivos índices de inequidad horizontal (IH), definidos a partir de los dos coeficientes, $1 - \rho$ y $1 - \tau$.

¹⁸ Esta escala de equivalencia recoge dos atributos: por un lado, diferencia entre adultos y menores, y por otro, recogen las posibles economías de escala que supone la convivencia en un hogar compuesto por dos o más individuos. La fórmula seguida es la siguiente: $E(n_1, n_2) = 1 + 0,7(n_1 - 1) + 0,5(n_2)$.

Los resultados obtenidos ponen de manifiesto que los coeficientes de la ρ de Spearman son superiores en todos casos a los obtenidos con la τ de Kendall, situándose por encima de un valor de 0,9 en ambos casos. Este hecho refleja la existencia de una alta asociación entre la renta antes y después de impuestos. De acuerdo con nuestro propósito –la medición de la IH en ambos diseños impositivos–, en la medida que estos valores revelan la inexistencia de una perfecta asociación entre ambas variables, los resultados obtenidos para ambos indicadores nos permiten confirmar la existencia de un cierto grado de inequidad horizontal.

Para poder evaluar el impacto de la reforma dual del IRPF sobre la EH, realizamos una comparación de los coeficientes ρ de Spearman y τ de Kendall calculados para cada una de las funciones cópulas en los años 2006 y 2007. La Tabla 7 muestra la variación, tanto en términos absolutos, como en porcentajes, de ambos coeficientes. Los resultados permiten observar, para todos los índices, que tras la implantación del IRPF de estructura dual en 2007 se produjo un aumento de la IH. No obstante, debemos destacar que estas variaciones presentan diferencias significativas según el tipo de función cópula y el coeficiente ρ o τ utilizado. Así, a partir de la función de Frank –que recoge una dependencia simétrica en ambas colas–, la variación en la IH como consecuencia de la reforma es del 19,74% utilizando el coeficiente ρ y de 9,41% para τ . Los resultados con la función de Clayton –la cópula que recoge mejor la estructura de dependencia de las distribuciones de la renta antes y después del impuesto– muestran una variación de la IH de 0,43% para ρ y de 10,80% para τ . Por último, la función de Gumbel –que al contrario que la de Clayton recoge una dependencia mayor en la cola derecha– arroja unas variaciones de los índices de IH del 3,96% para ρ y del 1,95% para τ . En las Figuras 1 y 2 se grafican, para las distintas funciones cópulas utilizadas, los resultados de la asociación entre la renta antes y después de aplicar el IRPF de los dos años analizados. Estos gráficos permiten observar los valores simulados a partir de cada uno de los parámetros θ obtenidos y relacionarlos con los resultados de las distribuciones reales de la renta antes y después de impuestos. Así, tanto para el año 2006 como para el 2007 se detecta una ligera menor dependencia en la cola izquierda de la distribución. Por tanto, la cópula Clayton es la que recoge mejor este tipo de estructura, tal y como se observa en el conjunto de los gráficos. Puesto que las distribuciones marginales no permiten a simple vista obtener una comparación determinante entre ambos años, hemos optado por incluir en el apartado 4.3 un análisis de la dispersión de los tipos medios efectivos para aclarar estos resultados.

Como podemos ver, estos resultados reflejan, de forma inequívoca, un aumento significativo de la inequidad horizontal tras la dualización explícita del IRPF en 2007.

Estos resultados están en concordancia con aquellos obtenidos por Gallego *et al.* (2011). No obstante, hay que tener en cuenta que las diferencias en los rangos de los valores tienen su origen en la diferente naturaleza de los índices empleados. Asimismo, los resultados también son consistentes con el aumento en el efecto re-ranking tras la reforma encontrado, en un análisis por hogares fiscales con la misma base de datos, por Onrubia y Picos (2013).

4.3. Inequidad horizontal y dispersión de tipos medios efectivos

Con el fin de profundizar en la valoración de los resultados obtenidos en relación con el impacto que la dualización del IRPF de 2007 tuvo sobre la inequidad horizontal, hemos realizado un análisis complementario de los cambios que dicha reforma impuso en términos de dispersión de los tipos medios efectivos soportados por los hogares fiscales con niveles de renta similares. Para ello, adoptando un método similar al utilizado en Gallego *et al.* (2011), se ha procedido a establecer los intervalos de renta gravable que permiten identificar hogares fiscales con capacidad de pago similar. En concreto, hemos obtenido las funciones de densidad de la renta gravable de los hogares mediante la aplicación del método Kernel Epachnikov. Diferenciando dos niveles de la variable (de 0 a 100.000 euros y de 100.000 euros a 300.000 euros), hemos determinado particiones óptimas de 622 euros para el primer segmento de renta gravable y de 2.000 euros para el segundo. Con ello, consideramos que aquellos hogares cuya renta monetaria se encuentre en las bandas consecutivas determinadas por intervalos de 622 euros, hasta un nivel de renta de 100.000 euros, por intervalos de 2.000 euros a partir de ese nivel de renta gravable y hasta 300.000 euros, tienen capacidades de pago similares.

A continuación, para estos intervalos de similaridad de renta gravable hemos computado los tipos medios efectivos (cuota líquida/renta gravable) del IRPF 2006 y 2007 por hogares fiscales. Como se puede ver en la Figura 3, la reforma implantada en 2007 supuso una reducción generalizada de los tipos medios efectivos creciente con el nivel de renta gravable del hogar. Aunque son muchos los parámetros de diseño del IRPF que inciden sobre el tipo medio efectivo, dos elementos resultan determinantes de este resultado: la bajada de los tipos marginales del impuesto y su dualización, lo que supuso que en 2007 una parte de las rentas del capital, gravadas a tipos marginales progresivos en el IRPF de 2006, pasaran a soportar un tipo proporcional del 18%, notablemente más reducido. La distribución creciente de las rentas del capital por niveles de la renta gravable de los hogares da lugar a que la combinación de estos dos elementos –bajada de

tipos marginales y dualización de la base imponible– provoque una importante reducción en el tipo medio efectivo soportado por los hogares declarantes, especialmente destacable a partir del entorno de los 60.000 euros de renta.

Sin duda, la IH puede identificarse con las diferencias de gravamen medio efectivo soportado por hogares fiscales con una capacidad de pago similar. Por tanto, podemos asociar la inequidad horizontal a la dispersión que un determinado diseño del IRPF produce en los tipos medios efectivos soportados por los hogares fiscales con una renta gravable similar. No obstante, hay que aclarar que esta medida que proponemos es tan sólo aproximativa, pues dada la progresividad formal del impuesto –al menos en lo que respecta a la tarifa general y a la aplicación de reducciones y deducciones generales– es inmediato que dentro de un mismo intervalo de renta, con igualdad de circunstancias personales y familiares y del resto de atributos distintos de la renta, el tipo medio soportado será inevitablemente creciente con la renta. No obstante, al tratarse de particiones bastante reducidas -622 euros para rentas de hasta 100.000 euros– este efecto de variación del tipo podemos considerarlo prácticamente despreciable.

Para llevar a cabo nuestro análisis, elegimos el coeficiente de variación como medida de la dispersión de los tipos medios efectivos del IRPF que afecta a los hogares en cada intervalo de similaridad de rentas gravables. En la Figura 4 se muestran estos resultados comparando el IRPF 2006 y el IRPF 2007. En la Figura 5 se muestra el análisis para el tramo de renta entre 100.000 y 300.000 euros con objeto de poder identificar con mayor claridad estos resultados.

Como se desprende de estos resultados, observamos cómo la implantación del IRPF dual en el año 2007 supuso un aumento inequívoco de la dispersión de los tipos medios efectivos soportados por los hogares declarantes del IRPF. Para todos los intervalos de similaridad de renta gravable, el coeficiente de variación de los tipos medios efectivos incluidos en cada uno de ellos es mayor para el impuesto de 2007 que para el de 2006. Debemos destacar también como en el caso del IRPF 2007, a partir de un nivel de renta gravable del hogar aproximadamente de unos 60.000 euros, a diferencia de lo que sucedía con el IRPF 2006, la dispersión quiebra la tendencia decreciente con el nivel de renta, marcada por la aplicación del tipo marginal máximo de la tarifa progresiva. Precisamente, este resultado se explica por la dualidad, como antes hemos comentado. La presencia en una proporción creciente de las rentas gravadas en la base del ahorro supone la existencia de una importante diferencia de gravamen medio entre los hogares que, para un mismo nivel de renta gravable, perciben o no de forma significativa rentas del ahorro

gravadas al tipo proporcional del 18%. Esta circunstancia provoca una importante dispersión en los tipos medios efectivos, especialmente a partir del nivel de 100.000 euros de renta gravable. A pesar de esto, como puede verse en la Figura 5, para rentas de más de 100.000 euros, en el IRPF dual de 2007 la dispersión de tipos medios efectivos muestra una tendencia ligeramente creciente, a pesar de que como vimos en la Figura 3, el tipo medio efectivo tiende a estabilizarse.

A la vista de estos resultados, podemos concluir que este comportamiento de la dispersión de los tipos medios efectivos para ambos diseños del IRPF es plenamente consistente con la medición de la IH obtenida mediante la computación de los índices $1 - \rho$ y $1 - \tau$ vinculados a las funciones cópulas. Como vimos, la asociación entre la renta antes y después de la aplicación del IRPF mostraba un aumento inequívoco de la IH tras la reforma del año 2007. Si tenemos en cuenta que el tipo medio efectivo es el factor determinante de la separación que se produce tras la aplicación del IRPF entre las distribuciones de la renta gravable y de la renta neta, podemos interpretar el aumento encontrado en la IH tras la reforma de 2007 como el resultado de la mayor dispersión en los tipos medios efectivos de los hogares con renta gravable similar que el nuevo diseño supuso, en gran medida como consecuencia de la dualización del gravamen.

5. Conclusiones

En el diseño de impuestos, la EH debería considerarse como una variable esencial a minimizar por parte de los responsables del diseño de la política tributaria. Por sus características, un modelo de IRPF de tipo dual no puede proporcionar un “igual tratamiento a los iguales”, salvo en el supuesto inverosímil de que todos los individuos tuviesen la misma composición de sus rentas. Dos contribuyentes con rentas similares pueden obtener rentas después de impuestos muy dispares en función la distribución de rentas (trabajo y capital) que presenten cada uno de ellos. En un caso extremo, un contribuyente exclusivamente con rentas del trabajo presentará una menor renta después de impuestos, respecto de otro contribuyente con la misma renta pero en este caso procedente del capital. Por tanto la distribución entre las diferentes bases de rentas será determinante para las posibles implicaciones de un impuesto de tipo dual sobre la EH. En consecuencia, la EH plena resulta un principio de diseño incompatible con una estructura dual.

Aceptado este escenario, en este trabajo hemos realizado un análisis de la IH provocada por la dualización del IRPF español implantado en el año 2007, tras la

aprobación de la Ley 35/2006. Como se ha visto, el IRPF 2007 diferencia claramente dos bases imponibles, una de las cuales recoge la gran mayoría de rentas procedentes de la fuente capital, mientras que la otra incluye el resto de rentas, mayoritariamente provenientes de la fuente trabajo y de la realización de actividades económicas. Esta dualización de la renta gravable, junto con otras diferencias de tratamiento incorporadas por el nuevo impuesto –fundamentalmente asociadas a las circunstancias personales y familiares– nos han llevado a interesarnos por conocer con rigor los efectos que la reforma del IRPF ha provocado sobre la IH. La ausencia de estudios recientes sobre la IH también ha sido otro factor determinante de nuestra motivación.

Para la estimación empírica de la IH, hemos utilizado medidas de dependencia entre las distribuciones de la renta antes y después de impuesto, basadas en la estimación de funciones cópulas aplicadas a los microdatos de IRPF de los hogares fiscales para los ejercicios impositivos pre-reforma (2006) y post-reforma (2007). Estas funciones permiten la estimación de la IH independientemente de la equidad vertical introducida por el impuesto. Las funciones cópulas que hemos estimado pertenecen a la familia de las denominadas Arquimedianas. En concreto, hemos estimado las funciones de Frank, de Clayton y de Gumbel, de manera que podemos contar con tres diferentes estructuras de dependencia entre la renta antes y después del impuesto, en función con la parte de la distribución a la que prestemos mayor atención en el análisis.

Los resultados obtenidos muestran, de forma inequívoca, un aumento de la IH con la aplicación del modelo dual de 2007. Independientemente de la función cópula elegida, todos los resultados arrojan un aumento de la IH, aunque como es lógico existen diferencias entre distintas especificaciones de las cópulas y para los coeficientes ρ o τ calculados. El grado de bondad en el ajuste de estas estimaciones de las cópulas ha sido contrastada empleando los criterios de selección informativos AIC y BIC, con objeto de seleccionar la cópula que mejor recoja la dependencia de la estructura de la renta antes y después de impuestos. De este modo, se concluye que la cópula seleccionada como ideal para ambos ejercicios fiscales es la de Clayton, la cual muestra que existe un mayor grado de dependencia en la cola izquierda (rentas inferiores) de ambas distribuciones, en comparación con las rentas superiores que presentan una menor dependencia. Esto permite establecer que la generación de inequidad horizontal en el IRPF es principalmente debida al tratamiento diferenciado que reciben del impuesto los hogares fiscales con mayor renta gravable.

Como argumentamos en la introducción, podemos defender que este aumento de la inequidad horizontal ha sido debido a la estructura del impuesto dual implantado con la reforma. En este sentido, como hemos podido comprobar en el análisis de tipos medios efectivos, tras la dualización, los hogares con un elevado nivel de renta muestran una mayor dispersión en el gravamen medio soportado, consecuencia del peso que la base del ahorro tiene en la renta gravable total. Además, la posibilidad de que los contribuyentes ajustasen sus bases fiscales, anticipando la nueva estructura, previsiblemente reforzó este efecto, incentivando trasvases de rentas desde la base general a la base del ahorro.

Para concluir, señalar que como posibles extensiones de este trabajo, contemplamos la estimación de la IH por Comunidades Autónomas, dado que tanto en 2006 como en 2007, éstas podían ejercer capacidad normativa propia a través de cambios en la tarifa general y en las deducciones autonómicas. Aunque en concreto en el año 2007 no se llegará a su utilización de forma destacable, si es cierto que dependiendo de la estructura territorial de la renta y de cómo estén compuestas por fuentes las bases fiscales en cada región, el impuesto dual implantado podrá dar lugar a diferentes grados de IH, lo que creemos resulta de interés para el estudio del IRPF actualmente vigente en España.

Referencias

- Aronson, R., P. Johnson y P. J. Lambert (1994). "Redistributive Effect and Unequal Income Tax Treatment in the U.K.", *Economic Journal*, 104: 262-270.
- Atkinson, A. B. y J. E. Stiglitz (1976). "The design of tax structure: Direct vs. Indirect taxation", *Journal of Public Economics*, 6: 55-75.
- Atkinson, A. (1980). "Horizontal Equity and the Distribution of the tax Burden", en H. Aaron y M. Boskin (eds.), *The Economic of Taxation*. Washington D. C.: The Brooking Institution.
- Auerbach, A. y K. Hassett (2002). "A new measure of horizontal equity", *American Economic Review*, 92: 1116-1125.
- Berliant, M. y P. Strauss (1983). "Measuring the Distribution of Personal Income Tax", en R. Zeckhauser y D. Leebaert (eds.), *What role for the Government? Lessons from Policy Research*. Durham, N.C.: Duke University Press.

- Bø, E. E., P. J. Lambert y T. O. Thoresen (2012): "Horizontal inequity under a dual income tax system: principles and measurement", *International Tax and Public Finance*, 19: 625-640.
- Boadway, R. (2004). "The dual income tax system: An overview", CESifo DICE Report, *Journal for Institutional Comparisons*, 2: 3-8.
- Boadway, R. (2010). "Tributación personal¿ renta, consumo o dual?", *Papeles de Economía Española*, 125/126: 116-140.
- Bradford, D. F. (ed.) (1977). *Blueprints for Basic Tax Reform*. Washington DC: U.S. Government Printing Office.
- Brennan, G. (1971). "Horizontal equity: an extension of an extension", *Public Finance/Finances Publiques*, 26: 437-456
- Camarero, R., O. Herrero e I. Zubiri (1993). "La medición de la inequidad horizontal: Teoría y una aplicación al caso de Vizcaya", *Investigaciones Económicas*, 17: 333-362.
- Cherubini, U., E. Luciano y W. Vecchiato (2004). *Copula methods in finance*. Chichester, UK: John Wiley and Sons.
- Clayton, D. G. y J. Cuzick (1985). "Multivariate generalizations of the proportional hazards model", *Journal of Royal Statistical Society, Series B*, 34: 187-220.
- Comisión Meade (1978). *Structure and Reform of Direct Taxation*. London: Allen & Unwin.
- Cowell, F. (1985). "Measures of Distributional Change: An Axiomatic Approach", *Review of Economic Studies*, 52: 135-151.
- Crawford, C. y J. Freedman (2010). "Small business taxation", en J. Mirrlees, S. Adam, T. Besley, R. Blundell, S. Bond, R. Chote, M. Gammie, P. Johnson, G. Myles and J. Poterba (eds), *Dimensions of Tax Design: the Mirrlees Review*. Oxford: Oxford University Press. pp. 1028-1099.
- Dardanoni, V., y P. J. Lambert (2001). "Horizontal inequity comparisons", *Social Choice and Welfare*, 18: 799-816.
- Diamond, P. A. (2007). "Comment on Golosov *et al.*", *NBER Macroeconomics Annual 2006*: 365-379.

- Diaz-Caro, C., Onrubia, J. y J. Pérez-Mayo (2013). "Progresividad y redistribución por fuentes de renta en el IRPF dual", *Hacienda Pública Española/Review of Public Economics*, 206: 57-87.
- Duclos, J. Y., V. Jalbert, V. y A. Araar (2003). "Classical horizontal inequity and reranking: An integrated approach", *Research on Economic Inequality*, 10: 65–100.
- Eggert, W. y B. Genser (2005). "Dual Income Taxation in EU Member Countries", *CESifo DICE Report*, 3(1): 41-47.
- Embrechts, P., A. McNeil, y D. Straumann (2002). "Correlation and dependence in risk management: Properties and pitfalls", en M. A. H. Dempster (ed.), *Risk Management: Value at Risk and Beyond*. Cambridge: Cambridge University Press. pp. 176–223.
- Feldstein, M (1976). "On the Theory of Tax Reform", *Journal of Public Economics*, 86: 29-51
- Frank, M. J. (1979). "On the simultaneous associativity of $F(x,y)$ and $x+y- F(x,y)$ ", *Aequationes Mathematicae*, 19: 194–226.
- Gallego, C. P., J. Onrubia y F. Picos (2011). "Inequidad horizontal en el IRPF español, 2003-2007", XIX Encuentro de Economía Pública, Santiago de Compostela.
- Genser, B. y A. Reutter (2007). "Moving Towards Dual Income Taxation in Europe", *FinanzArchiv: Public Finance Analysis*, 63(3): 436-456.
- Genest, C. y L. Rivest (1993). "Statistical Inference Procedures for Bivariate Archimedean Copulas", *Journal of the American Statistical Association*, 88: 1034-1043
- Gumbel, E. J. (1960). "Distributions des Valeurs Extremes en Plusieurs Dimensions", *Publications de l'Institut de Statistique de l'Université de Paris*, 9: 171–173.
- Griffith, R., J. Hines y P. B. Sørensen (2010). "International capital taxation", en J. Mirrlees, S. Adam, T. Besley, R. Blundell, S. Bond, R. Chote, M. Gammie, P. Johnson, G. Myles, and J. Poterba (eds.), *Dimensions of Tax Design: The Mirrlees Review*, Cap. 10, London: Institute of Fiscal Studies and Oxford University Press. pp. 914-996.
- Jenkins, S. (1988). "Empirical Measurement of Horizontal inequality", *Journal of Public Economics*, 37: 305-338.

- Jenkins, S. P. y P. J. Lambert (1999). "Horizontal inequity measurement: a basic reassessment", en J. Silber (ed.), *Handbook on Income Inequality Measurement*. Norwell, MA: Kluwer Academic Publishing. pp. 535-553.
- Jonhson, S. y T. Mayer (1962). "An extensión of Sidgewick's equity principle", *Quarterly Journal of Economics*, 45: 719-727.
- Kaldor, N. (1955). *An Expenditure Tax*. London: Allen and Unwin.
- Kakwani, N. (1977). "Measurement of tax progressivity: An international comparison", *The Economic Journal*, 87: 71-80.
- Kaplow, L. (1989). "Horizontal equity: measures in search of a principle", *National Tax Journal*, 42: 139-154
- Kaplow, L y S. Shavell (2002). *Fairness versus Welfare*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- King, M. (1983). "An Index of Inequality with Applications to Horizontal Equity and Social Mobility", *Econometrica*, 51: 99-115
- Lambert, P.J. (2001). *Distribution and Redistribution of Income*, 3ª edición. Manchester: Manchester University Press.
- Lambert, P.J. y T. O. Thoresen (2012). "The inequality effects of a dual income tax system", *The B.E. Journal of Economic Analysis & Policy - Advances*, 12 (1), DOI: 10.1515/1935-1682.2999.
- Lambert, P.J. y X. Ramos (1997a). "Horizontal inequity and reranking: A review and simulation study", *Research on Economic Inequality*, 7: 1-18
- Lambert, P.J. y X. Ramos (1997b). "Horizontal inequity and Vertical Redistribution" *International Tax and Public Finance*, 4: 25-37.
- López-Laborda, J. (2009). "Tributación de rentas a tipo fijo y progresividad de la imposición sobre la renta", en F. Picos y S. Díaz de Sarralde (coord.), *Las reformas fiscales bajo el microscopio. Microsimulación fiscal en España: datos, metodología y aplicaciones*, Madrid: Instituto de Estudios Fiscales.
- Lodin, S. O. (1978). *Progressive Expenditure Tax, an Alternative?: A Report of the 1972 Government Commission on Taxation*. Estocolmo: LiberFörlag.

- Moreno, M.C. (1996). "Teoría y Medición de la Equidad Horizontal en el Sistema Impositivo", *Hacienda Pública Española*, 136: 71-92
- Musgrave, R. A. (1990). "Horizontal Equity, Once More", *National Tax Journal*, 43: 113-122.
- Nielsen, S. B. y P. B. Sørensen (1997). "On the Optimality of the Nordic System of Dual Income Taxation", *Journal of Public Economics*, 63: 311-329.
- Nelsen, R. B. (2006). *An introduction to Copula* (2ª ed.). New York: Springer.
- Onrubia, J. y F. Picos (2012). "Diseño, contenido y aplicaciones del nuevo Panel de Declarantes de IRPF 1999-2007", *Revista de Economía Aplicada*, 60: 53-87.
- Onrubia, J. y F. Picos (2013). "Desigualdad de la renta y redistribución a través del IRPF, 1999-2007", *Revista de Economía Aplicada*, 63: 75-115.
- Onrubia, J., F. Picos y C. Pérez (2011). *Panel de Declarantes de IRPF 1999-2007*. Madrid: Instituto de Estudios Fiscales.
- Pazos M., I. Rabadán y R. Salas (1995). "La desigualdad horizontal en el Impuesto sobre la Renta de las Personas Físicas", *Revista de Economía Aplicada*, 9: 5-20.
- Perrote, I. (2007). "La inequidad horizontal en la imposición personal sobre la renta, 1982-1998", *Información Comercial Española*, 837: 71-82.
- Perrote, I., J. G. Rodríguez y R. Salas (2003). "La inequidad horizontal y la redistribución vertical en el Impuesto sobre la Renta de las Personas Físicas: un análisis de robustez", *Hacienda Pública Española/Revista de Economía Pública*, 166: 46-60.
- Plotnick, R. (1981). "A measure of horizontal inequity", *Review of Economics and Statistics*, 63: 283-288.
- Schweizr, B y A. Sklar (1983). *Probabilistic Metric Spaces*. New York: North Holland.
- Shoup, C. S. (1969). *Public Finance*. New York: Aldine Publishing.
- Sklar, A. (1959). "Fonctions de répartition à n dimensions et leurs marges", *Publications de l'Institut de Statistique de l'Université de Paris*, 8: 229-231.
- Sklar, A. (1973). "Random variables, joint distributions and copulas", *Kybernetika*, 9: 449-460.

- Slemrod, J., y S. Yitzhaki (2004). "Tax avoidance, evasion, and administration", en A. J. Auerbach y M. Feldstein (eds.), *Handbook of Public Economics*, vol. 3, Amsterdam: Elsevier Science. pp: 1425-1470.
- Sørensen, P. B. (1994). "From the global income tax to the dual income tax: recent tax reforms in the Nordic countries", *International Tax and Public Finance*, 1: 57-79.
- Sørensen, P. B. (1998). "Recent innovations in Nordic Tax Policy: from the Global Income Tax to the Dual Income Tax", en P. B. Sørensen (ed.), *Tax policy in the Nordic countries*, Londres: MacMillan Press.
- Sørensen, P. B. (2005). "Dual Income Taxation: Why and How? *FinanzArchiv: Public Finance Analysis*, 61 (4): 559-586.
- Trivedi, P.K. y D. M. Zimmer (2005). "Copula Modeling: An Introduction for Practitioners", *Foundations and Trends in Econometrics*, 1: 1-111.
- Yan, J. (2007). "Enjoy the joy of copula: with a package copula", *Journal of Statistical Software*, 21: 1-21.

ANEXO

Tabla A.1. Cópulas Arquimedianas y parámetros generadores

Tipo	Función $C(u, v)$	Dominio de θ	Generador $\varphi(t)$	Kendall's τ	Spearman's ρ
Frank	$-\frac{1}{\theta} \log \left(1 + \frac{(e^{-\theta u} - 1)(e^{-\theta v} - 1)}{e^{-\theta} - 1} \right)$	$\theta \in (-\infty, \infty) \setminus \{0\}$	$\varphi(t) = -\ln \frac{e^{-\theta t} - 1}{e^{-\theta} - 1}$	$\tau_{\theta} = 1 - \frac{4}{\theta} \left[1 - \int_0^{\theta} \frac{t}{e^t - 1} dt \right]$	$1 - \frac{12}{\theta} [D_1(\theta) - D_2(\theta)]$
Clayton	$(u^{-\theta} + v^{-\theta} - 1)^{-1/\theta}$	$\theta \in [-1, \infty) \setminus \{0\}$	$\varphi(t) = \frac{(t^{-\theta} - 1)}{\theta}$	$\frac{\theta}{\theta + 2}$	
Gumbel	$\exp \left(-[(-\ln u)^{\theta} + (-\ln v)^{\theta}]^{1/\theta} \right)$	$\theta \in [1, \infty)$	$\varphi(t) = (-\ln t)^{\theta}$	$1 - \frac{1}{\theta}$	$\frac{1}{3}\theta$

Fuente: Elaboración propia a partir de Trivedi y Zimmer (2005).

Tabla 1. Ejemplo del impuesto dual (IRPF 2007)

Contribuyente	Base general (B.G.)				Base ahorro (B.A.)				Renta Total (B.G. + B.A.)				
	1	2	3	4	1	2	3	4	1	2	3	4	
A	Renta bruta	4000,00	8000,00	12000,00	15000,00	12000,00	8000,00	4000,00	1000,00	16000,00	16000,00	16000,00	16000,00
	Impuesto	960,00	1920,00	2880,00	3600,00	2160,00	1440,00	720,00	180,00	3120,00	3360,00	3600,00	3780,00
	Renta neta	3040,00	6080,00	9120,00	11400,00	9840,00	6560,00	3280,00	820,00	12880,00	12640,00	12400,00	12220,00
B	Renta bruta	4000,00	12000,00	20000,00	30000,00	12000,00	8000,00	4000,00	1000,00	16000,00	20000,00	24000,00	31000,00
	Impuesto	960,00	2880,00	3457,78	6435,88	2160,00	1440,00	720,00	180,00	3120,00	4320,00	4177,78	6437,78
	Renta neta	3040,00	9120,00	16542,22	11460,80	9840,00	6560,00	3280,00	820,00	12880,00	15680,00	19822,22	24562,22
C	Renta bruta	4000,00	14000,00	18000,00	25000,00	12000,00	8000,00	4000,00	1000,00	16000,00	22000,00	22000,00	26000,00
	Impuesto	960,00	1777,78	2897,78	4857,78	2160,00	1440,00	720,00	180,00	3120,00	3217,78	3617,78	5037,78
	Renta neta	3040,00	12222,22	15102,22	20142,22	9840,00	6560,00	3280,00	820,00	12880,00	18782,22	18382,22	20962,22
D	Renta bruta	14000,00	19000,00	22500,00	35000,00	12000,00	8000,00	4000,00	1000,00	26000,00	27000,00	26500,00	36000,00
	Impuesto	3360,00	3177,78	4157,78	6435,88	2160,00	1440,00	720,00	180,00	5520,00	4617,78	4877,78	6615,88
	Renta neta	10640,00	15822,22	18342,22	28564,12	9840,00	6560,00	3280,00	820,00	20480,00	22382,22	21622,22	29384,12
E	Renta bruta	4000,00	14000,00	18000,00	40000,00	12000,00	8000,00	4000,00	1000,00	16000,00	22000,00	22000,00	41000,00
	Impuesto	960,00	3360,00	2897,78	8285,88	2160,00	1440,00	720,00	180,00	3120,00	4800,00	3617,78	8465,88
	Renta neta	3040,00	10640,00	15102,22	31714,12	9840,00	6560,00	3280,00	820,00	12880,00	17200,00	18382,22	32534,12

Fuente: Elaboración propia.

Tabla 2. Parámetros de las Funciones Cópulas. IRPF 2006

	Theta	Error estándar	Z value	Pr(z)	Loglikelihood
Frank	112.30000	0.13690	820.7	0.00000	1391665
Clayton	55.30770	0.06811	812.1	0.00000	1535159
Gumbel	23.53977	0.02836	830.1	0.00000	1375139

Fuente: elaboración propia a partir de datos del Panel de Declarantes por IRPF 1999-2007.

Tabla 3. Parámetros de las Funciones Cópulas. IRPF 2007

	Theta	Error estándar	Z value	Pr(z)	Loglikelihood
Frank	102.53870	0.12060	849.9	0.00000	1462765
Clayton	49.73262	0.05911	841.3	0.00000	1612381
Gumbel	23.08899	0.02653	870.3	0.00000	1490654

Fuente: elaboración propia a partir de datos del Panel de Declarantes por IRPF 1999-2007.

Tabla 4. Test de ajuste de las Funciones Cópulas

Cópula	2006		2007	
	AIC	BIC	AIC	BIC
Frank	-2783328.00	-2783324.29	-2925528.00	-2925524.25
Clayton	-3070316.00	-3070312.29	-3224760.00	-3224756.29
Gumbel	-2750276.00	-2750272.29	-2981306.00	-2981302.25

NOTA: Akaike Information Criterion (AIC); Bayesian Information Criterion (BIC).

Fuente: Elaboración propia a partir de datos del Panel de Declarantes por IRPF 1999-2007.

Tabla 5. Coeficientes ρ y τ . IRPF 2006

Cópula	Spearman's	Kendall	1-Spearman's	1-Kendall
Frank	0.99530110	0.96510720	0.0046989	0.0348928
Clayton	0.99735850	0.95751870	0.0026415	0.0424813
Gumbel	0.99847680	0.96491730	0.0015232	0.0350827

Tabla 6. Coeficientes ρ y τ . IRPF 2007

Cópula	Spearman's	Kendall	1-Spearman's	1-Kendall
Frank	0.99528100	0.96133970	0.0047190	0.0386603
Clayton	0.99725390	0.95668930	0.0027461	0.0433107
Gumbel	0.99817610	0.96161610	0.0018239	0.0383839

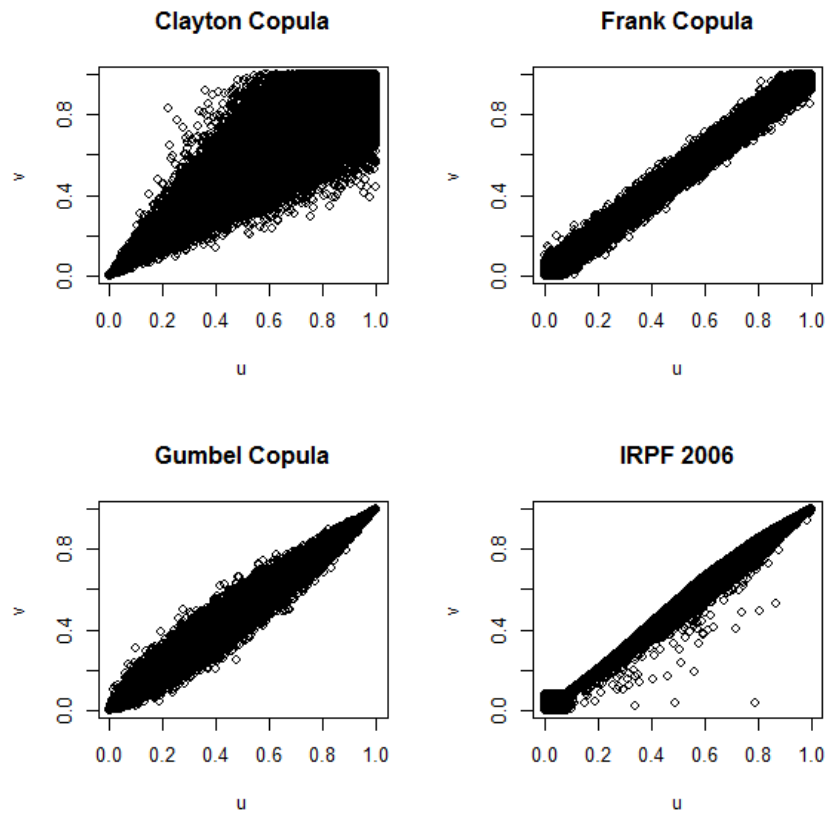
Fuente: Elaboración propia a partir de datos del Panel de Declarantes por IRPF 1999-2007.

Tabla 7. Diferencias y variaciones de los coeficientes ρ y τ . IRPF 2006-2007

Cópula	Spearman's	Kendall	Variación en %	
Frank	0.000301	0.003301	19.74%	9.41%
Clayton	0.000020	0.003768	0.43%	10.80%
Gumbel	0.000105	0.000829	3.96%	1.95%

Fuente: Elaboración propia a partir de datos del Panel de Declarantes por IRPF 1999-2007.

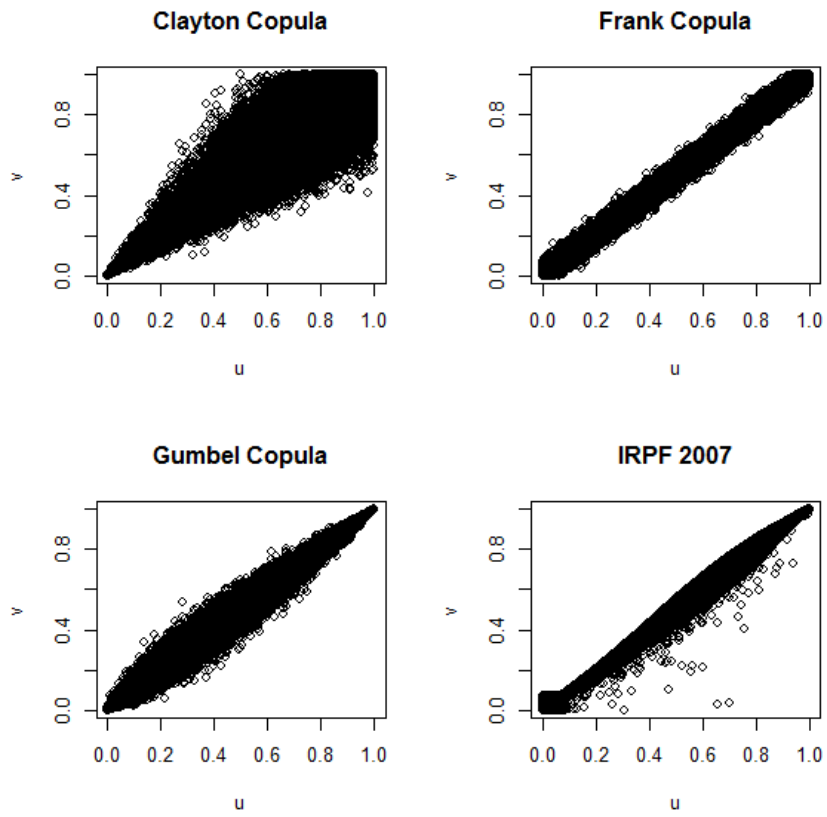
Figura 1.
Asociación de la renta antes (u) y después del IRPF 2006 (v). Funciones cópulas



Fuente: Elaboración propia a partir de datos del Panel de Declarantes de IRPF IEF 2006.

Nota: Los valores representados se corresponden con las funciones marginales de la renta antes de impuestos (u) y después del impuesto (v)

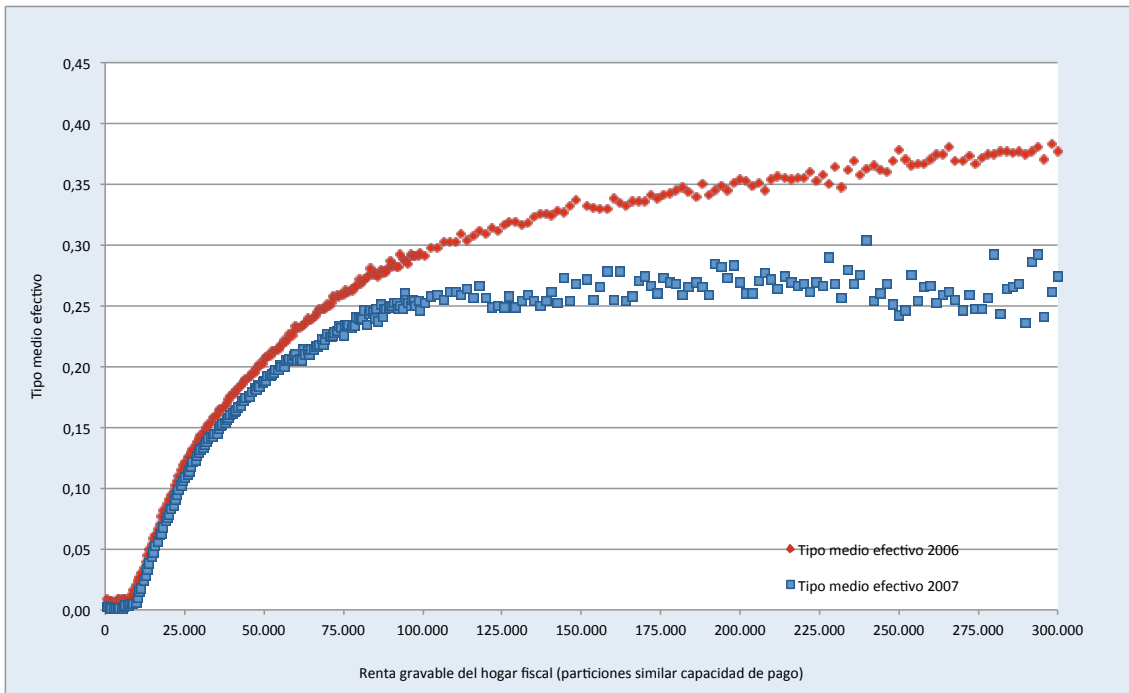
Figura 2.
Asociación de la renta antes (u) y después del IRPF 2006 (v). Funciones cópulas



Fuente: Elaboración propia a partir de datos del Panel de Declarantes de IRPF IEF 2007.

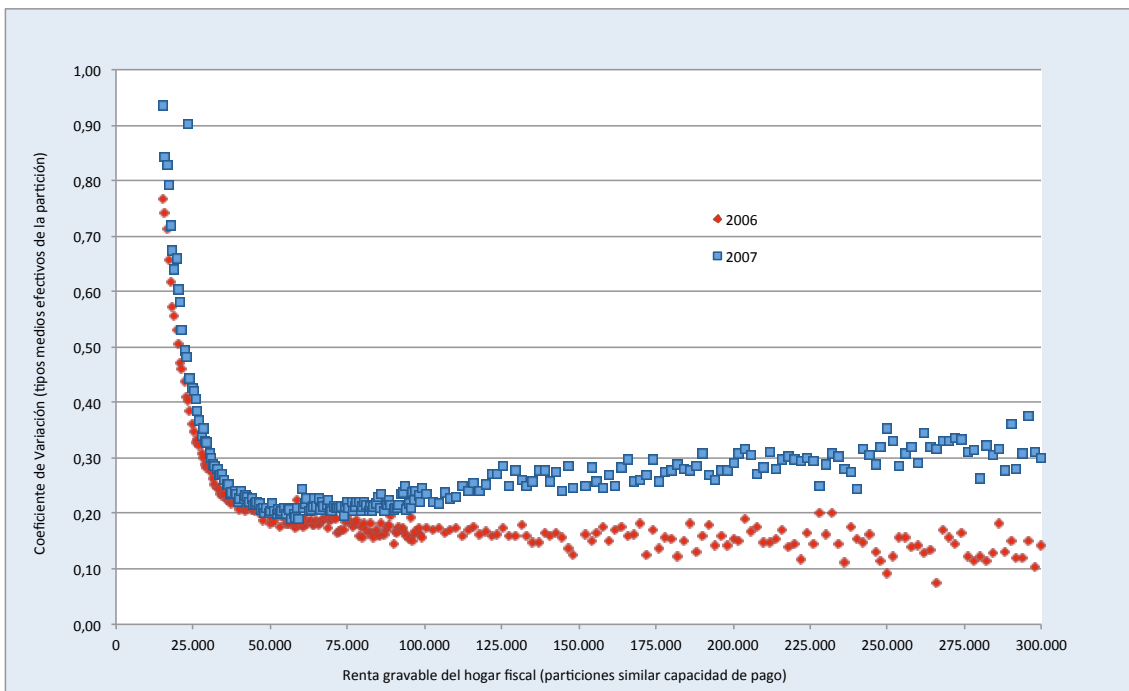
Nota: Los valores representados se corresponden con las funciones marginales de la renta antes de impuestos (u) y después del impuesto (v)

Figura 3
Tipos medios efectivos del IRPF 2006 y 2007 (renta gravable de los hogares fiscales)



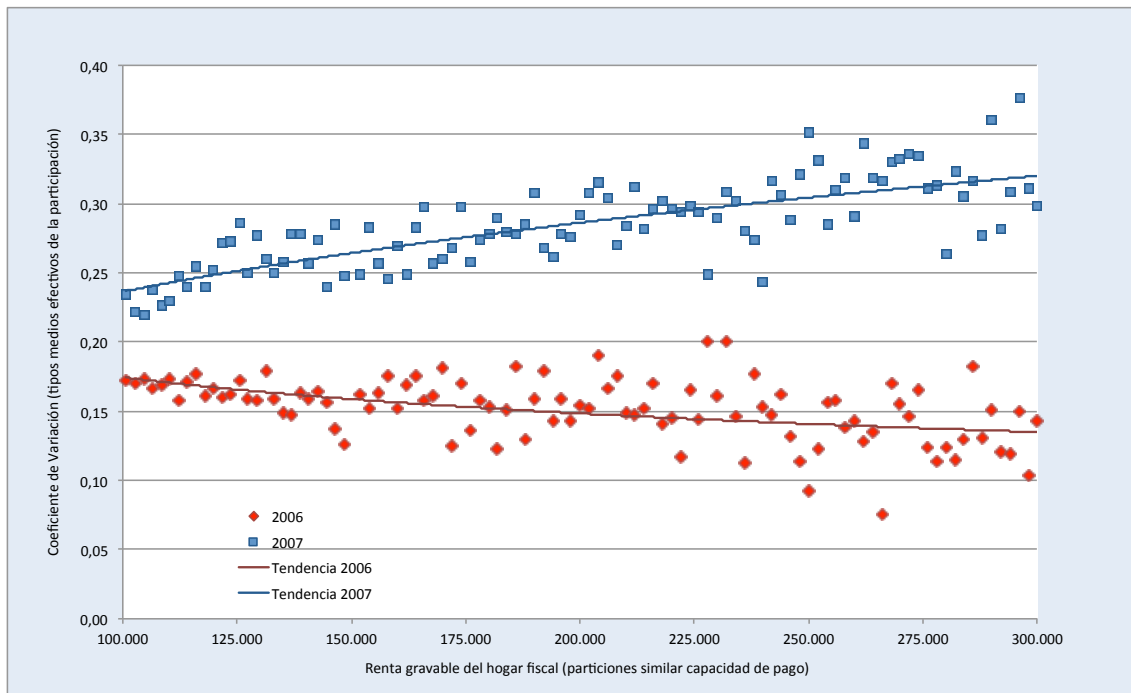
Fuente: Elaboración propia con datos del Panel de Declarantes de IRPF IEF 2006 y 2007.

Figura 4
Dispersión de tipos medios efectivos del IRPF 2006 y 2007 por hogares fiscales (Coeficiente de variación por partición de similar capacidad de pago)



Fuente: Elaboración propia con datos del Panel de Declarantes de IRPF IEF 2006 y 2007.

Figura 5
Dispersión de tipos medios efectivos del IRPF 2006 y 2007 por hogares fiscales para rentas superiores a 100.000 euros
(Coeficiente de variación por partición de similar capacidad de pago)



Fuente: Elaboración propia con datos del Panel de Declarantes de IRPF IEF 2006 y 2007.