

ESTUDIOS SOBRE LA ECONOMÍA ESPAÑOLA - 2014/11

IRPF dual y transformación de rentas generales en rentas del ahorro

Julio López Laborda

Universidad de Zaragoza y FEDEA

Jaime Vallés Giménez

Universidad de Zaragoza

Anabel Zárate Marco

Universidad de Zaragoza

fedea

IRPF dual y transformación de rentas generales en rentas del ahorro

Julio López Laborda^{a,b}

Jaime Vallés Giménez^a

Anabel Zárate Marco^a

(29 de octubre de 2014)

ABSTRACT: Basándonos en el modelo de comportamiento de Slemrod (2001) y utilizando el Panel de Declarantes del Instituto de Estudios Fiscales para el período 1999-2008, analizamos si el carácter dual del IRPF español, reforzado con la reforma del año 2007, influye en la composición de la renta del contribuyente. Los resultados indican que el beneficio marginal derivado de la reducción de la tributación para las rentas del ahorro induce el desplazamiento de rentas desde la base general (rentas del trabajo, del capital inmobiliario y de actividades económicas) hacia la base del ahorro (capital mobiliario y variaciones patrimoniales), y que esta estrategia se utiliza especialmente por los contribuyentes de más renta y por los empresarios. Ante un aumento del 100% en la diferencia entre el tipo de gravamen general y del ahorro, el peso de la renta del ahorro en la base imponible del IRPF llega a aumentar un 64,32 por 100. El modelo evidencia asimismo que los sujetos deciden en qué momento del tiempo declaran cada tipo de renta, para beneficiarse de una tributación más favorable.

PALABRAS CLAVE: planificación fiscal, renta general, renta del ahorro, desplazamiento de rentas.

CLASIFICACIÓN JEL: H24, H31.

^a Universidad de Zaragoza

^b FEDEA

Agradecimientos: Los autores agradecen la financiación recibida del Gobierno de Aragón y el Fondo Social Europeo (Grupo de investigación de Economía Pública). Julio López Laborda también agradece la financiación del Ministerio de Economía y Competitividad (proyecto ECO2012-37572).

Resumen

Seguramente, uno de los problemas más debatidos en la teoría de la imposición sea el de la tributación de las rentas del capital y la relación de este gravamen con el de las rentas del trabajo. Los países han afrontado en las últimas décadas este problema de una manera pragmática, a través del establecimiento de impuestos duales sobre la renta, en los que las rentas del trabajo tributan a los tipos de la escala del impuesto y las rentas del capital, a un tipo fijo próximo al tipo inferior de la tarifa.

España también se ha unido a esta corriente. Tradicionalmente, nuestro IRPF ha concedido un tratamiento diferenciado y, en general, más favorable, a las variaciones patrimoniales, justificado, al menos en parte, por la necesidad de evitar los efectos adversos de la progresividad sobre unas rentas que se han generado en varios ejercicios. Desde 2007, la tributación más reducida se extiende a las rentas del capital mobiliario (básicamente, intereses y dividendos), aunque no a las rentas del capital inmobiliario ni al componente de rentas de capital de los rendimientos de las actividades empresariales o profesionales, que siguen estando gravadas por la tarifa general del impuesto. En la actualidad se distingue, pues, entre una base general y una base del ahorro.

La literatura ha identificado bien los efectos derivados de la “dualización” de la imposición sobre la renta, que afecta a la recaudación y al impacto redistributivo del IRPF y también puede generar costes de eficiencia, al incentivar la transformación de rentas generales en rentas del ahorro.

La materialización de estos incentivos constituye, precisamente, el objetivo de este trabajo. Con datos del Panel de Declarantes del IRPF para el período 1999-2008, contrastamos si la diferencia de tributación entre bases ha conducido a los contribuyentes de este impuesto a convertir rentas generales (del trabajo, inmobiliarias o de actividades económicas) en rentas del ahorro (dividendos, intereses, ganancias de patrimonio). El desplazamiento de rentas se identifica, en este trabajo, con un mayor peso de las rentas del ahorro en la base imponible total del contribuyente. Realizamos el ejercicio por separado para las ganancias de capital y las rentas del capital mobiliario y también efectuamos una estimación para el conjunto de rentas del ahorro.

Las estimaciones realizadas muestran algunos resultados de interés. En primer lugar, cuanto mayor es el beneficio derivado de la reducción de la tributación, mayor es el

peso que tienen las rentas del ahorro en la base imponible total. En segundo lugar, parece que el contribuyente anticipa la reforma fiscal del 2007 y adelanta las rentas del ahorro al año en que se anuncia su cambio de tributación. Igualmente, en tercer lugar, siendo consecuente con su estrategia planificadora, una vez que entra en vigor la reforma en 2007, el contribuyente aumenta el peso de sus rentas del capital mobiliario, que son las que se vieron beneficiadas con la reforma, pero no ocurre lo mismo con las ganancias patrimoniales, que empeoraron su tributación. Y en cuarto lugar, el desplazamiento de rentas crece con la renta del sujeto pasivo y también si este es empresario.

Los resultados anteriores constituyen una llamada de atención al legislador fiscal, que debe ser consciente de que cuanto mayor sea la diferencia entre los tipos de la tarifa general y del ahorro, más clara será la invitación al contribuyente para que convierta rentas generales en rentas del ahorro y mayores serán también los efectos adversos de estos comportamientos sobre la recaudación y la capacidad redistributiva del IRPF.

1. Introducción

A la hora de identificar el impacto de los impuestos en el comportamiento de los contribuyentes, cada vez es mayor el consenso en la literatura sobre la importancia que tienen las actividades de planificación fiscal, frente a los argumentos tradicionales que subrayan los efectos sobre las variables reales, como la oferta de trabajo o ahorro o la actividad emprendedora (Saez *et al.*, 2012). Sin embargo, este acuerdo tiene todavía una reducida traducción en el trabajo empírico, especialmente en nuestro país.

En este trabajo nos proponemos contribuir a cubrir ese hueco en la literatura aplicada, analizando si el carácter dual del IRPF (reforzado con la reforma del impuesto de 2007), que otorga un tratamiento favorable a las rentas del ahorro, ha influido en el comportamiento de los contribuyentes, llevándoles a convertir parte de sus rentas generales (del trabajo, capital inmobiliario o actividades económicas) en renta del ahorro (capital mobiliario o ganancias patrimoniales). El ejercicio empírico se realiza con el Panel de Declarantes del Instituto de Estudios Fiscales para el período 1999-2008.

El trabajo se estructura de la siguiente manera. En la siguiente sección revisamos la literatura y exponemos el modelo de Slemrod (2001) de respuestas del comportamiento ante los impuestos, que constituye la base teórica de nuestro trabajo. En la tercera sección, describimos cómo ha evolucionado la tributación de las rentas generales y del ahorro en el IRPF desde 1999 y cómo la reforma del año 2007 introdujo nuevos incentivos a desplazar rentas entre ambas bases. En esta sección analizamos también los datos fiscales que proporciona el Ministerio de Hacienda y Administraciones Públicas (MINHAP), que ya dan pistas sobre algunas estrategias de planificación fiscal de los contribuyentes, que después contrastaremos empíricamente. En la cuarta sección describimos el modelo que vamos a estimar, las variables dependientes e independientes y la base de datos utilizada, y en la sección quinta explicamos las estimaciones realizadas y discutimos los principales resultados obtenidos. Las estimaciones confirman que la reducción de la tributación para las rentas del ahorro induce el desplazamiento de rentas desde la base general hacia la base del ahorro. El trabajo concluye con una sección de consideraciones finales.

2. Revisión de la literatura y modelo teórico

Una práctica extendida de los últimos años en la mayoría de países de la OCDE es la adopción, bajo impuestos sobre la renta teóricamente sintéticos, de tratamientos particulares para ciertas modalidades de ahorro. De una u otra forma, parece que estamos asistiendo a una dualización de los impuestos sobre la renta, al gravarse a tipos más bajos determinadas rentas del ahorro de manera cada vez más generalizada.

A pesar de las bondades que la literatura ha encontrado en los impuestos duales sobre la renta (Boadway, 2004; Sørensen, 2005), en los países nórdicos, que son los que llevan más de 20 años de experiencia con los mismos, ha surgido la preocupación por los incentivos que un impuesto dual puede generar hacia la elusión de impuestos mediante el desplazamiento de rentas (*tax shifting*) de una base tributaria a otra. La diferencia de tipos a los que se puede ver sometida una renta según se obtenga como renta del trabajo o como renta del ahorro hace que los sujetos de más renta se vean tentados a desplazar parte de sus rendimientos de la base general a la base del ahorro para beneficiarse de un gravamen más favorable. Ello genera ineficiencias y erosiona la progresividad del sistema fiscal, hasta el punto de que en circunstancias en las que lo óptimo sería un gravamen cero de las rentas del capital, puede justificarse la tributación de las mismas para evitar transformaciones de renta (Christiansen y Tuomala, 2008; Piketty y Saez, 2014). Y ha motivado que en los países nórdicos se adopten ciertas medidas (tipo *splitting*) antidesplazamiento.

Los estudios sobre desplazamiento de rentas entre bases se han centrado tanto en la elección de la forma de empresa (Gordon y MacKie-Mason, 1994; Gordon y Slemrod, 2000; Domínguez Barrero *et al.*, 2005; De Mooij y Nicodème, 2008; Thoresen y Alstadsaeter, 2010) como en la forma que tienen las sociedades de remunerar a los propietarios (Kari, 1999; Fjaerli y Lun, 2001; Lindhe *et al.*, 2002 y 2004). Stephens y Ward-Batts (2004) han estudiado el desplazamiento de rentas entre cónyuges. Y los trabajos sobre el traslado de rentas en el tiempo se han centrado en el momento de pagar los dividendos (Chetty y Saez, 2005; Jacob y Jacob, 2012) y, sobre todo, en el de materializar las ganancias patrimoniales (entre otros, Poterba, 1987; Auerbach *et al.*, 1998; Reese, 1998; Poterba y Weisbenner, 2001; Ivković *et al.*, 2005; Dai *et al.*, 2008; Daunfeldt *et al.*, 2010; Jacob, 2012).¹ Esta última línea de investigación ha proliferado

¹ Sumamente interesantes resultan los recientes *surveys* sobre desplazamiento de rentas de Saez *et al.* (2012) y de Alstadsæter y Jacob (2012).

en las dos últimas décadas y aporta evidencia empírica suficiente sobre el efecto cerrojo (*lock-in*) que los altos tipos de gravamen provocan sobre las ganancias patrimoniales.

Sin embargo, el desplazamiento de rentas entre bases tributarias de un mismo individuo apenas ha sido estudiado empíricamente y es inédito en España, donde solo encontramos las aportaciones teóricas de Domínguez Barrero y López Laborda (2003, 2008).² Sorensen (2010) hace un interesante análisis teórico de la cuestión para los países nórdicos y, hasta donde nosotros sabemos, Pirttilä y Selin (2011) son los únicos que proporcionan evidencia empírica sobre este fenómeno para Finlandia. Por ello, y con el objeto de contribuir a incrementar la incipiente literatura empírica comparada, en este trabajo vamos a analizar si la composición de la renta del contribuyente se ha visto afectada por el diferencial de tipos que genera el carácter dual del IRPF, según se obtenga un rendimiento como renta general o del ahorro.

Para realizar dicho análisis, vamos a basarnos en un sencillo modelo de comportamiento de los individuos ante los impuestos, propuesto por Slemrod (2001). Este autor se centra en el estudio del impacto del impuesto sobre la renta sobre la oferta de trabajo, aunque su formulación se puede extender a cualquier otra respuesta de comportamiento. En los modelos convencionales, el individuo maximiza su utilidad, que es una función de su renta, Y , y de su oferta de trabajo, L , sujeto a una restricción presupuestaria afectada por los impuestos:

$$[1] \quad \underset{L}{\text{Max}} U(Y, L)$$
$$s.a: Y = (1-t)wL + M$$

donde t es el tipo del impuesto sobre la renta, que se supone fijo, w es la tasa salarial y M es la renta exógena que, por simplicidad, se supone no gravada. Supuesta una solución interior, la condición de primer orden para este problema es la siguiente:

$$[2] \quad w(1-t) = \frac{-U_L}{U_Y}$$

Es decir, la oferta de trabajo es óptima cuando la relación marginal de sustitución entre trabajo y renta se iguala a la tasa salarial neta de impuestos.

² Una aproximación muy preliminar al problema que nos ocupa en este trabajo puede encontrarse en Moreno Cepas (2012).

Slemrod (2001) propone una corrección al modelo convencional. Este autor supone que parte de la renta, A , logra eludir la tributación, a un coste $C(wL, A)$, de suerte que solo tributa la diferencia entre la verdadera renta y la no declarada: $wL - A$. Domínguez Barrero y López Laborda (2001) sugieren un modelo todavía más general, construido de la siguiente manera. De la renta total obtenida, wL , el individuo puede conseguir, a través de la actividad de planificación fiscal, que parte de su renta, A , tribute a un tipo inferior. La tributación total de este individuo tendrá, entonces, los siguientes dos componentes, T_g y T_a :

$$[3] \quad T_g = (wL - A)t_g$$

$$T_a = At_a \quad 0 \leq t_a < t_g$$

Por ejemplo, t_g puede ser el tipo de gravamen de la renta general, y t_a , de la renta del ahorro. En el caso de que $t_a = 0$, el problema es equivalente al desarrollado por Slemrod (2001). Supondremos, con este autor, que el coste de la planificación depende directamente de A ($C_2 = \frac{\partial C}{\partial A} > 0$), pero inversamente del importe de wL , la renta obtenida por el individuo ($C_1 = \frac{\partial C}{\partial (wL)} < 0$). Slemrod (2001) se refiere a esta última relación como el valor "facilitador de la planificación" de la renta verdadera.

El programa maximizador será ahora el siguiente:

$$[4] \quad \underset{L, A}{\text{Max}} U(Y, L)$$

$$s.a.: \quad Y = wL - (wL - A)t_g - At_a - C(wL, A) + M = \\ = (1 - t_g)wL + (t_g - t_a)A - C(wL, A) + M$$

Las condiciones de primer orden:

$$[5a] \quad L^*: \quad w(1 - t_g - C_1) = \frac{-U_L}{U_Y}$$

$$[5b] \quad A^*: \quad C_2 = t_g - t_a$$

La primera condición muestra, nuevamente, que la oferta de trabajo es óptima cuando la relación marginal de sustitución entre trabajo y renta se iguala a la tasa salarial neta. Pero, como afirma Slemrod (2001), ahora esta última incluye un incentivo implícito a trabajar igual a $|wC_1|$, debido al hecho de que la obtención de más renta reduce el coste marginal de la planificación en esa misma cuantía. En definitiva, los efectos del

comportamiento sobre la oferta de trabajo (u otras variables reales) dependen tanto de la elasticidad de sustitución como de la "tecnología de planificación". Un modelo de comportamiento que incorpore ambos factores muestra que la oferta de trabajo óptima es superior a la derivada del análisis convencional, bajo el supuesto -razonable- de que el coste de la planificación varía inversamente con el nivel de renta.

Por su parte, la condición reflejada en [5b] establece que el sujeto incurrirá en actividades de planificación fiscal, transformando (en lo que ahora nos interesa) rentas generales en rentas del ahorro, hasta que su coste marginal se iguale al beneficio marginal derivado de la menor tributación de las rentas del ahorro. Como hemos supuesto que el tipo de gravamen de las rentas del trabajo es fijo, la diferencia de tipos impositivos es constante. Dado que el tipo de gravamen de las rentas generales en España es creciente, para cada contribuyente (renta), la diferencia entre el tipo de gravamen general y del ahorro se reducirá al aumentar el tamaño de la renta trasladada de una a otra categoría de renta. En un extremo, para un importe de A reducido, el tipo de gravamen general coincidirá con el tipo marginal del contribuyente; en el otro extremo, cuando el contribuyente transforme toda su renta en renta del ahorro, el tipo de gravamen general será su tipo medio.

En definitiva, este sencillo modelo de planificación fiscal pone de manifiesto que, si hay rentas que son gravadas por el impuesto a un tipo más bajo, el individuo se verá incentivado a llevar a cabo aquellas actividades que le permitan reorganizar su renta para conseguir que parte de ella tribute a dicho tipo más reducido. Basándonos en dicho planteamiento teórico, trataremos de comprobar empíricamente si estas estrategias de planificación fiscal se dan en España en el contexto del IRPF para las rentas del ahorro.

3. El carácter dual del IRPF español y la planificación fiscal de los contribuyentes

El 1 de enero de 2007 entró en vigor en España una nueva reforma del IRPF con la que se avanzaba en la línea de la dualización del impuesto que, como ya se ha dicho, es común a otros países de la OCDE. Hasta esa fecha, solo las ganancias de capital generadas en más de un año tributaban a un tipo fijo, que ha ido cambiando con las distintas reformas impositivas que se han sucedido en nuestro país.³ El resto de rentas

³ Este tipo fijo estaba en 1999 por encima del tipo marginal mínimo de la tarifa general. En el año 2000 y 2003 disminuye y coincide con ese mínimo. El año 2007 aumenta, pero se sitúa por debajo del tipo mínimo general, el cual experimenta un fuerte ascenso. Y en 2010 vuelve a aumentar y es sustituido por

tributaba en la tarifa general del impuesto, que también ha sufrido modificaciones a lo largo de los años, tanto en el número de tramos como en el tipo de gravamen mínimo y máximo, hasta que en 2007 determinadas rentas pasan a tributar al mismo tipo fijo que las ganancias generadas en más de un año. En la tabla 1 hemos sintetizado la evolución del gravamen de las rentas del ahorro para el período 1999-2008, que es para el que realizaremos nuestro análisis empírico.

Tabla 1: Evolución de los tipos nominales de gravamen de las rentas del ahorro en España (*)

	Capital mobiliario: Intereses, dividendos, seguros	Capital mobiliario: Otras rentas	Variaciones patrimoniales generadas en menos de		Variaciones patrimoniales generadas en más de	
1999	18-48% (6)	18-48% (6)	2 años:	18-48% (6)	2 años:	20%
2000	18-48% (6)	18-48% (6)	1 año:	18-48% (6)	1 año:	18%
2001	18-48% (6)	18-48% (6)	1 año:	18-48% (6)	1 año:	18%
2002	18-48% (6)	18-48% (6)	1 año:	18-48% (6)	1 año:	18%
2003	15-45% (5)	15-45% (5)	1 año:	15-45% (5)	1 año:	15%
2004	15-45% (5)	15-45% (5)	1 año:	15-45% (5)	1 año:	15%
2005	15-45% (5)	15-45% (5)	1 año:	15-45% (5)	1 año:	15%
2006	15-45% (5)	15-45% (5)	1 año:	15-45% (5)	1 año:	15%
2007	18%	24-43% (4)	18%		18%	
2008	18%	24-43% (4)	18%		18%	

(*) Entre paréntesis aparece el número de tramos de las tarifas

Fuente: elaboración propia.

En 2007, las ganancias patrimoniales generadas en menos de un año y las rentas del capital mobiliario (dividendos, intereses y rentas de seguros y operaciones de capitalización), que hasta entonces tributaban en la tarifa general del impuesto, pasan a tributar al tipo fijo del 18%. Solo las rentas del capital mobiliario derivadas de la propiedad intelectual e industrial, junto con las procedentes de la prestación de asistencia técnica, del arrendamiento de bienes muebles, negocios o minas, de

una tarifa de pocos tramos de tipos crecientes, que, aunque comienzan siendo más bajos que el mínimo de la tarifa general, en 2012 ya se sitúan por encima. En 2013 las ganancias generadas en menos de un año vuelven a formar parte de la base imponible general.

subarrendamientos y de la cesión del derecho a la explotación de la imagen (a las que denominaremos “otras rentas del capital mobiliario”) seguían tributando en la tarifa general del impuesto.

De esta manera, con la reforma de 2007 resultaban perjudicadas todas las ganancias de patrimonio generadas en más de un año, puesto que aumentaban su tributación en tres puntos porcentuales, al pasar del 15 al 18%. En cuanto a la tarifa general, se redujo en tres puntos porcentuales el tipo marginal máximo, del 48% al 45%, pero se elevó en nueve puntos porcentuales el mínimo, que pasó del 15% al 24%.

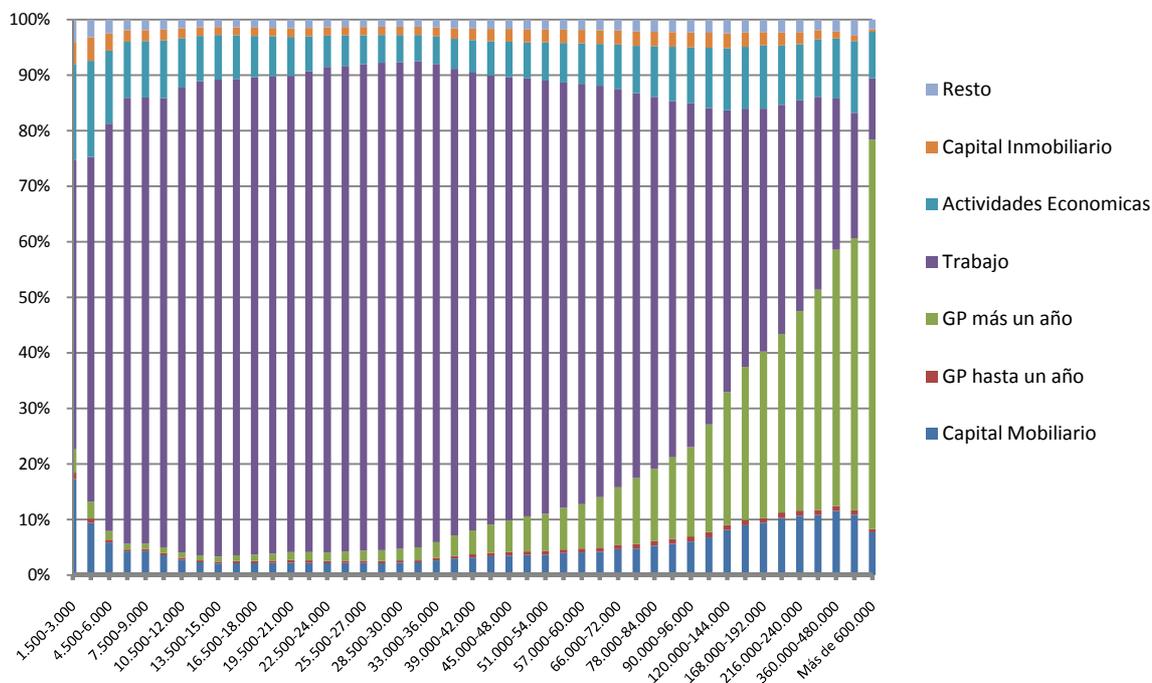
Los cambios en los tipos de gravamen operados por la reforma de 2007 abrieron las puertas a unas mayores posibilidades de llevar a cabo desplazamientos de rentas desde la base general hacia la base de ahorro, por dos motivos. En primer lugar, porque tras la reforma eran más las fuentes de renta que pasaban a tributar a un tipo fijo e inferior al mínimo de la tarifa general. Y en segundo lugar, porque la reforma dejaba al alcance de todos los contribuyentes, independientemente de cuál fuese su nivel de renta, la posibilidad de llevar a cabo esta actividad planificadora. Hasta entonces, los contribuyentes situados en el primer tramo de la tarifa no tenían ningún incentivo a adoptar esta estrategia fiscal, puesto que para ellos no había diferencia entre su tipo marginal sobre la renta general y sobre la del ahorro.⁴ Conforme mayor era la renta, la brecha iba aumentando hasta que alcanzaba, para los contribuyentes de los tramos más altos, los 30 puntos porcentuales. En cambio, tras la reforma, todos los contribuyentes, incluso los de los tramos más bajos, podían beneficiarse de la estrategia de desplazamiento de rentas entre bases tributarias, puesto que la brecha que se establecía entre el tipo marginal sobre la renta general y la del ahorro iba desde los 6 puntos porcentuales para los sujetos de menos renta, hasta los 25 puntos porcentuales para los de más renta.

Las estadísticas publicadas por el Ministerio de Hacienda y Administraciones Públicas nos permiten obtener información sobre la importancia que tienen los distintos componentes de la base imponible por tramos de renta. Esta información muestra que el peso de las rentas del capital mobiliario y de las ganancias patrimoniales generadas en más de un año crece claramente con la renta del sujeto. A modo de ilustración,

⁴ Como muestra la tabla 1, en 1999 esta brecha era negativa, en dos puntos porcentuales, para los contribuyentes de menos renta, y alcanzaba los 28 puntos porcentuales positivos para los contribuyentes más ricos.

presentamos en el gráfico 1 los datos para el año 2006, aunque el mismo patrón se reproduce cualquiera que sea el año que se tome en consideración.⁵

Gráfico 1: Estructura de la base imponible por tramos de renta. IRPF 2006

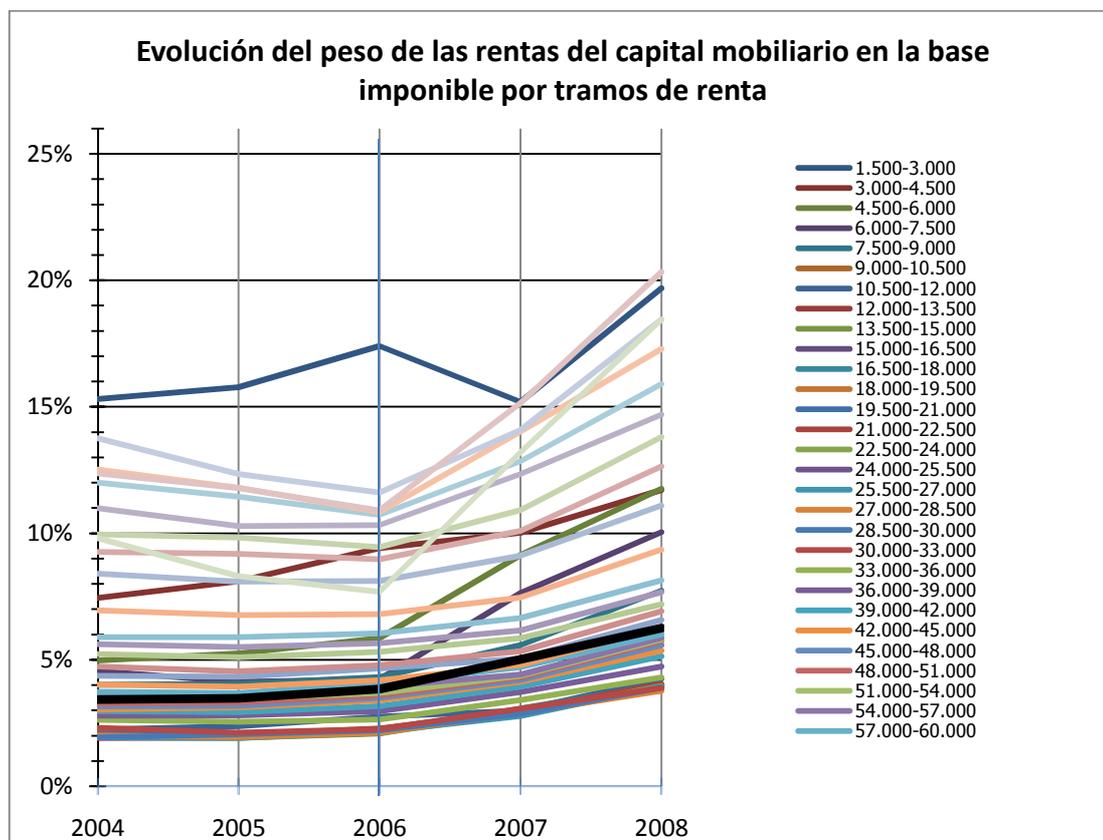


Fuente: elaboración propia, a partir de Dirección General de Tributos (2009:91-92).

Si observamos la evolución en el tiempo de los pesos que tienen los distintos componentes de la base imponible, podemos intuir que los contribuyentes del IRPF realizan efectivamente actividades de planificación fiscal. El gráfico 2 muestra que los dos años previos a la reforma aumenta de manera creciente el peso de las rentas del capital mobiliario (línea negra), tras lo cual podría esconderse un comportamiento estratégico de organización del patrimonio, es decir, de anticipación del contribuyente a la inminente y en general favorable reforma que iban a experimentar estas rentas, y que ya se conocía en 2005. Sin embargo, cuando más peso adquieren estas rentas es en los años 2007 y 2008, es decir, una vez que la tributación favorable del 18% ya está en vigor, lo cual parece revelar un efecto aprendizaje por parte de los contribuyentes.

⁵ Los gráficos para otros años están a disposición del lector.

Grafico 2: Evolución del peso de las rentas del capital mobiliario en la base imponible por tramos de renta



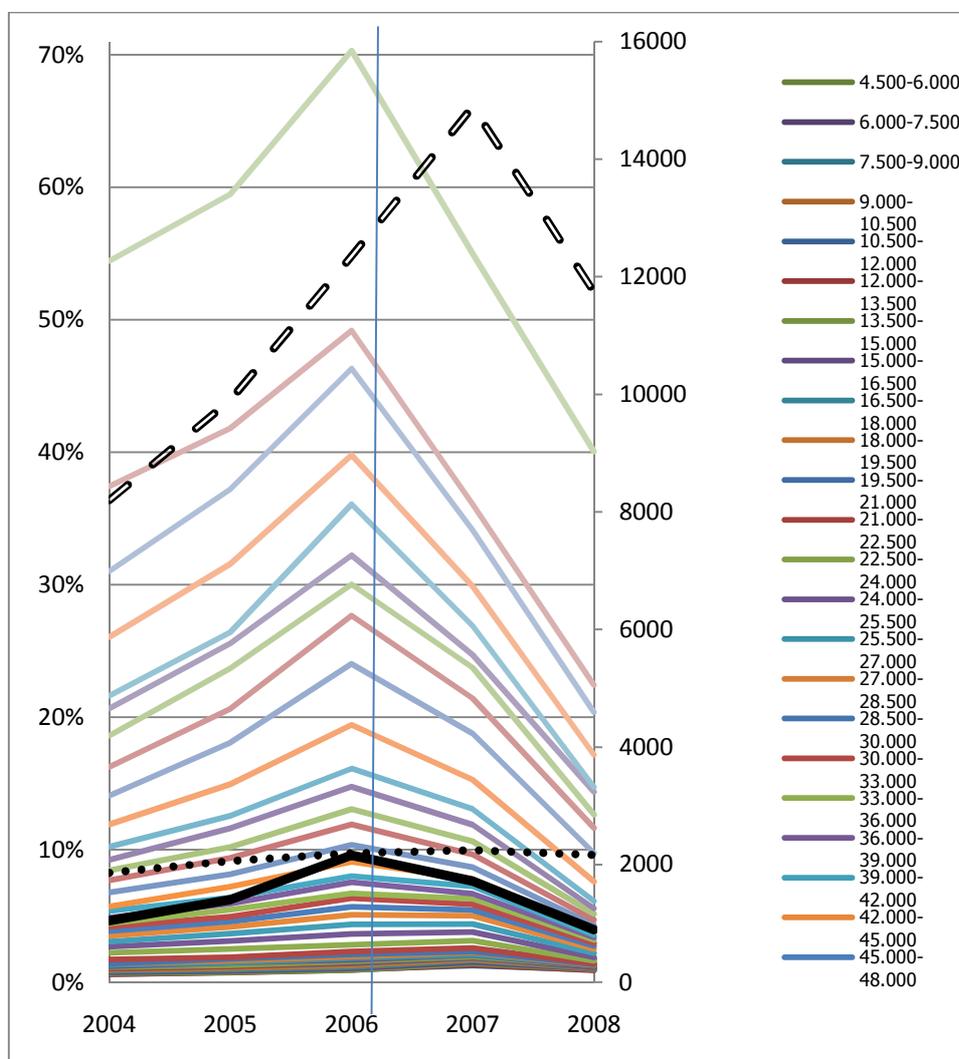
Fuente: elaboración propia, a partir de las publicaciones estadísticas de los años 2004 a 2009 de la Dirección General de Tributos.

Lógicamente, el comportamiento es dispar según tramos de renta. Los dos años previos a la reforma, las rentas del capital mobiliario parecen perder peso en la base imponible de los sujetos más ricos, lo cual podría indicar que estos contribuyentes retrasaron la decisión de invertir en capital mobiliario a la espera de que esta renta recibiera un trato fiscal mucho más favorable a partir de 2007, que es cuando adquiere mayor participación (y de manera creciente) en la renta total. En los demás tramos, las rentas del capital mobiliario incrementaron su presencia los dos años previos a la reforma, a pesar de que tras la misma iban a tributar a un tipo fijo y generalmente menor, quizás porque el diferencial en el tipo de gravamen antes *versus* después de la reforma no fuera tan significativo como para renunciar a ir organizando las rentas de cara a la reforma de 2007.

En cuanto a las variaciones patrimoniales, el gráfico 3 muestra que, en 2006, que es cuando se conoce el inmediato aumento del tipo de gravamen para las ganancias de

patrimonio generadas en más de un año (que son las más relevantes en la base imponible según el gráfico 1), aumentó de manera generalizada el peso de las mismas en la base imponible (línea negra continua). Según la Dirección General de Tributos (2013:82), detrás de este incremento se encuentra, por un lado, el comportamiento favorable del mercado de la vivienda y, sobre todo, de los mercados de valores (con un crecimiento superior al 30 por 100 de la cotización de los valores del IBEX-35), y, por otro, una anticipación de la venta de fondos de inversión para evitar el inmediato aumento de gravamen con la reforma de 2007.

Gráfico 3: Evolución del peso de las ganancias patrimoniales generadas en más de un año*



*La información que muestra el gráfico desde el año 2007 incluye también las ganancias patrimoniales generadas hasta en un año, puesto que el Panel de Declarantes del IEF no proporciona información desagregada de las variaciones patrimoniales según su periodo de generación, al tributar todas de la misma manera. En cualquier caso, las ganancias generadas en menos de un año tenían muy poco peso hasta el año 2006, y probablemente adquieran mayor relevancia tras la reforma, debido a su trato fiscal más favorable. El gráfico muestra también la evolución de Ibx y del precio medio de la vivienda usada.

Fuente: elaboración propia, a partir de las publicaciones estadísticas de los años 2004 a 2008 de la Dirección General de Tributos.

Por el contrario, los años 2007 y 2008, estas ganancias perdieron peso en la renta total, ya que, como hemos visto, parte de las mismas se adelantó al año previo a la reforma y además se produjo un efecto cerrojo (*lock-in effect*) por el cual se dejaron de materializar ganancias patrimoniales los años 2007 y 2008, retrasándose probablemente en el tiempo ante la desfavorable tributación en términos comparados a la que iba a ser sometida a partir de 2007. A partir de 2007, también juega un papel, aunque cada vez menos importante, el mal comportamiento de los mercados de vivienda y bursátil (Dirección General de Tributos, 2013: 82-3), como se muestra en el gráfico con las líneas discontinuas.

Parece, por tanto, que los sujetos responden a los cambios en la tributación de las ganancias de patrimonio generadas en más de un año modificando el momento de materialización de las mismas. Concretamente, desplazándolas desde los ejercicios 2007 y 2008 hacia el ejercicio 2006, por su tributación más favorable, y, seguramente, hacia los ejercicios 2009 y siguientes, años en los que es probable que se haya asumido que estas rentas van a tributar a un tipo cada vez más alejado del 15%. Por tramos de renta, los sujetos más ricos adelantaron más a 2006 las ganancias patrimoniales que los de menos renta y para ellos fue también mayor el *efecto lock-in* tras la reforma.

4. Aproximación empírica: especificación y base de datos

En esta sección y la siguiente vamos a contrastar econométricamente la hipótesis de que la composición de la base imponible de los contribuyentes del IRPF está afectada por la diferencia entre los tipos de gravamen que soportan las rentas generales y del ahorro. Como se ha anticipado, el ejercicio se realizará utilizando el Panel de Declarantes del IRPF para el período 1999-2008.

El modelo a estimar es el siguiente:

$$[6] \quad Y_{it} = \alpha + \beta Y_{it-1} + \delta X_{it} + \gamma Z_{it} + u_{it}$$

Donde Y_{it} es el peso de las rentas del ahorro en la base imponible total del contribuyente, X_{it} , las variables de interés, y Z_{it} , las variables de control. Como hemos visto en la sección tercera, el tratamiento de las diversas rentas del ahorro ha cambiado a lo largo del tiempo, de manera que solo a partir de 2007 reciben un tratamiento unitario y, además, el peso que tiene cada categoría de renta del ahorro en la renta total ha evolucionado de manera diferente en el tiempo. Por eso, vamos a estimar la ecuación

[6] de manera separada para las ganancias patrimoniales y para las rentas del capital mobiliario, para determinar si los contribuyentes muestran un comportamiento diferenciado entre ambos tipos de rentas. A tal fin, identificaremos la variable endógena Y_{it} , por un lado, con el peso que tienen en la base imponible total las ganancias patrimoniales generadas cada año ($BiGPbit$), y por otro lado, con el peso de las rentas del capital mobiliario ($BiCMbit$). A continuación, estimaremos de manera agregada el peso de la renta del ahorro agregada (capital mobiliario y ganancias patrimoniales: $BiAbit$), para ver si podemos extraer alguna conclusión general.

A continuación, describimos con algún detalle las variables dependientes e independientes incluidas en la especificación anterior. La descripción y el efecto esperado de cada variable se recogen en la tabla A1.1 del Anexo 1. En la tabla A1.2 se presentan los principales estadísticos descriptivos de las variables.

4.1. Variable endógena

Hemos tomado como variable dependiente el peso que tienen en la base imponible total del contribuyente las ganancias patrimoniales ($BiGPbit$), por un lado, y las rentas del capital mobiliario ($BiCMbit$), por otro, puesto que tratamos de ver si el contribuyente es capaz de reorganizar su renta para devengarla como una de estas dos formas de renta del ahorro en lugar de como renta general, o de modificar el momento en el que materializa estas rentas ante un cambio fiscal. Aunque un aumento de estas variables endógenas puede producirse sin variar siquiera las rentas del ahorro (por una caída de la renta general), así como aumentando tanto la renta del ahorro como la general (según la proporción en que lo haga cada una), consideramos que constituyen una buena *proxy* del desplazamiento de rentas entre bases que nosotros queremos medir, ya que, sin duda, capturan la tendencia o resistencia del sujeto a la generación de renta del ahorro, bien en forma de ganancia patrimonial bien como renta del capital mobiliario, frente a la renta general. Si aumenta el peso de la renta del ahorro, lógicamente ha de disminuir el de la renta general.

Hemos incluido en la renta del ahorro derivada de variaciones patrimoniales ($BiGPbit$) todas las variaciones patrimoniales, independientemente de si proceden o no de ventas

de patrimonio,⁶ ya que hasta el 2006 no se conocía este desglose, e independientemente también del tiempo en el que se han generado, ya que la diferenciación según el tiempo de generación no siempre es igual y, además, desde 2007 se desconoce.⁷

Por otro lado, integramos en la renta del ahorro derivada de bienes muebles todas las rentas del capital mobiliario, es decir, tanto los dividendos,⁸ intereses y rentas derivadas de seguros de vida y operaciones de capitalización, que a partir de 2007 tributan como rentas del ahorro a un tipo fijo, como las “otras rentas del capital mobiliario” que siempre tributan como renta general en la tarifa general del impuesto porque, hasta el año 2004, el Panel de Declarantes no las diferenciaba del resto de rentas mobiliarias.⁹

Como ya hemos dicho, también utilizamos como variable dependiente el peso en la base imponible del conjunto de rentas del ahorro del contribuyente, es decir, tanto las rentas del capital mobiliario como las ganancias patrimoniales (*BiAbit*).

4.2. Variables explicativas

Como variables explicativas hemos incluido, además de nuestras variables de interés, un conjunto de variables de control que tratan de recoger una serie de características observables de los individuos, la tendencia temporal y la endógena retardada un período, para contemplar el comportamiento dinámico que presentan las pautas de conducta de los contribuyentes.

4.2.1. Variables de interés

La principal variable explicativa de interés es el beneficio marginal derivado de la reducción de la tributación para las rentas del ahorro ($t_g - t_a$), ya que el ahorro fiscal asociado a la renta que pasa a tributar a un tipo más bajo estimula la respuesta planificadora del sujeto, como revelaba el modelo de Slemrod (2001). Cuanto mayor

⁶ No descontamos las compensaciones de años anteriores, ya que tratamos de ver si el sujeto decide generar cada año ganancias de patrimonio u otro tipo de rentas.

⁷ Hemos eliminado las observaciones para las que las ganancias patrimoniales son negativas, al objeto de evitar que la variable dependiente resulte negativa.

⁸ Aunque la cuantía del dividendo que es objeto de gravamen difiere según qué mecanismo se emplee para eliminar la doble imposición, no vamos a tenerlo en cuenta a la hora de medir los tipos de gravamen, porque también en 2007 se abandona el sistema de imputación como mecanismo corrector de la doble imposición de dividendos y se pasa a utilizar el sistema de exención, que alcanza a los primeros 1.500 € que obtiene el contribuyente.

⁹ Por el mismo motivo (no se dispone del dato en 1999), ignoramos las atribuciones de rentas de capital mobiliario. Hemos eliminado también las observaciones para las que las rentas del capital mobiliario son negativas, al objeto de evitar que esta variable dependiente resulte negativa.

sea dicho beneficio marginal, más incentivos tendrá el sujeto a acometer actividades de planificación fiscal, elevando el peso que tienen en su renta total las rentas del ahorro.

Hemos de tener en cuenta que el beneficio marginal derivado de la reducción de tributación para las rentas del ahorro es distinto según hablemos de ganancias patrimoniales o de rentas mobiliarias, por lo que ha de definirse y calcularse de diferente manera. Cuando tratemos de explicar el peso de las ganancias patrimoniales en la base imponible total del contribuyente, el beneficio marginal derivado de la reducción de la tributación para las ganancias patrimoniales (*DifGP*) lo calcularemos como la diferencia entre t_{gGP} y t_{aGP} . Definiendo t_{gGP} como el tipo de gravamen marginal medio al que tributarían cada año las ganancias patrimoniales si se hubiesen obtenido como renta general y tributasen, por tanto, en la tarifa general; y t_{aGP} como el tipo de gravamen medio al que tributan las ganancias patrimoniales según la normativa de cada año. Como el gravamen de estas rentas del ahorro ha cambiado sustancialmente en 2007, la forma de calcular t_{aGP} es distinta a partir de dicho ejercicio. Puede verse cómo se han calculado t_{gGP} y t_{aGP} para cada año en el Anexo 2.

Cuando estimemos el peso que tienen las rentas del capital mobiliario en la base imponible total, el beneficio marginal derivado de la reducción de la tributación para las rentas mobiliarias (*DifCM*) lo calcularemos como la diferencia entre t_{gCM} y t_{aCM} . Para ello, hemos definido t_{gCM} como el tipo de gravamen marginal medio al que tributarían cada año las rentas del capital mobiliario si se hubiesen percibido como renta general y se gravasen por la tarifa general; y t_{aCM} como el tipo de gravamen medio al que tributan las rentas del capital mobiliario según la normativa de cada año. Como hasta la reforma de 2007 estas rentas tributaban en la tarifa general, no había ningún incentivo fiscal a desviar rentas de la base general hacia las rentas del capital mobiliario, tomando por lo tanto la variable *DifCM* valor cero. Hasta la reforma de 2007 no se obtuvo ningún beneficio fiscal por efectuar esta desviación de rentas. En el Anexo 2 se puede comprobar cómo se han calculado t_{gCM} y t_{aCM} para el período 1999-2008.

En la estimación adicional que explica la decisión de transformar rentas generales en cualquier tipo de renta del ahorro (tanto variaciones patrimoniales como rentas del capital mobiliario), la variable de interés ha de recalcularse con el fin de que recoja el beneficio marginal derivado de la reducción de la tributación para ambos tipos de renta del ahorro. Hemos construido esta variable (*Dif*) como la diferencia entre los tipos de gravamen de la renta general, t_g y del ahorro, t_a . Para su cálculo, hemos definido t_g

como el tipo de gravamen marginal medio al que tributaría cada año la renta si se hubiese obtenido como renta general y tributase en la tarifa general; y t_a como el tipo de gravamen medio al que tributa la renta del ahorro según la normativa de cada ejercicio. El cómputo de dicha variable se muestra con cierto grado de detalle en el Anexo 2.

La segunda variable de interés es *Anticipo*. Con ella queremos contrastar si el sujeto pasivo anticipó la reforma del IRPF de 2007 y modificó su comportamiento para eludir el gravamen más oneroso. En 2005 ya se conocía que las rentas del capital mobiliario que consistieran en dividendos, intereses y rentas de seguros iban a pasar a tributar a partir de 2007 a un tipo fijo. Para capturar si el sujeto anticipó dos años la reforma fiscal, hemos construido una variable ficticia que toma valor 1 el año 2005 y valor 2 el año 2006, dado que probablemente el efecto anticipación fue mayor en 2006, año previo a la reforma, que en 2005. Un signo positivo para esta variable indicaría que el contribuyente anticipó la reforma fiscal y reorganizó sus bienes para reducir el pago de impuestos y que lo hizo en mayor medida en 2006, cuando la entrada en vigor de la reforma estaba más próxima.

Sin embargo, como hasta el año 2006 no se conoció que las ganancias patrimoniales que se generaran en más de un año iban a tributar tres puntos porcentuales por encima de lo que lo estaban haciendo hasta entonces, no pudo haber desplazamiento de estas rentas al año 2005. Por tanto, en vez de utilizar en la estimación de las ganancias patrimoniales la variable *Anticipo*, hemos empleado otra *dummy* (*Anticipo2006*), que toma valor 1 el año 2006 y 0 los años restantes.

Asimismo, si el contribuyente ha sido coherente con su estrategia de planificación fiscal, la entrada en vigor de los nuevos tipos de gravamen debería haber elevado significativamente las rentas del capital mobiliario, que son las que se ven especialmente beneficiadas desde 2007; y reducido las ganancias patrimoniales, bien porque se adelantaron y se materializaron en 2006, bien porque se frenaron los primeros años de la reforma ante su peor tributación. Para medir este efecto aprendizaje hemos incluido una variable ficticia (*Aprendizaje*) que toma valor 1 el primer año en que está en vigor la reforma y 2 el siguiente, dado que ese efecto debería intensificarse en el tiempo conforme el sujeto va siendo consciente de los cambios que supone la reforma ya en marcha. Además, hay que tener en cuenta que, aunque la transparencia de las medidas fiscales es alta, muchos contribuyentes pueden ser desconocedores de los cambios fiscales hasta que llega el momento de hacer la declaración o incluso siempre.

El efecto esperado de esta variable dependerá del tipo de ahorro que se esté analizando: positivo para las rentas del capital y ganancias patrimoniales generadas en menos de un año, y negativo para las ganancias patrimoniales generadas en más de un año.

4.2.2. Variables de control

Incorporamos como primera variable de control la oportunidad que tiene el individuo de planificar cómo obtiene sus rentas. En este sentido, entendemos que tendrán más oportunidad de planificar los contribuyentes de más renta. Estos individuos destinarán al ahorro un porcentaje mayor de su renta y, seguramente, tendrán un mejor acceso a las técnicas de planificación fiscal. Los gráficos presentados en la sección anterior del trabajo ya mostraban que el peso de las rentas del ahorro en la base imponible está directamente relacionado con el importe de la renta del sujeto y que son los contribuyentes más ricos los que más reaccionan ante los cambios fiscales. Estos resultados son también los que obtienen Auerbach y Siegel (2000), Daunfeldt *et al.* (2010), Saez *et al.* (2012) y Jacob (2014) para las ganancias patrimoniales. Por eso, hemos incluido como variable de oportunidad la renta del sujeto (*Renta*), que hemos construido sumando los ingresos íntegros procedentes del trabajo personal y capital mobiliario e inmobiliario, los rendimientos netos de las actividades económicas, las imputaciones de renta y las ganancias de patrimonio.¹⁰ Esta variable se incluye también al cuadrado ($Renta^2$) para contemplar la posibilidad de que el modelo no sea lineal.

Por otro lado, consideramos que si el sujeto es empresario tiene más posibilidades de llevar a cabo estrategias de planificación. Un empresario puede decidir, en función de la tributación, destinar sus beneficios a la propia actividad para tener la posibilidad de generar nuevos beneficios que tributen como renta de la actividad económica en la tarifa general del impuesto, o invertirlos en activos que generen rentas del ahorro y que pueden tributar a un tipo más bajo. El empresario puede financiar una inversión con recursos ajenos y deducirse los gastos financieros, minorando así su base imponible general, y destinar los recursos propios a invertir en capital mobiliario o en futuras ganancias patrimoniales, que tributarán como renta del ahorro a unos tipos más bajos. Por ello, y para capturar esta oportunidad de planificación que tiene el contribuyente, hemos construido una *dummy* (*Empresario*) que toma valor 1 si el sujeto es empresario

¹⁰ Aunque otros trabajos no incluyen las ganancias de patrimonio para evitar problemas de endogeneidad (Auerbach *et al.*, 1998 y Jacob, 2014), el modelo que nosotros planteamos es robusto a la endogeneidad, puesto que incluye la endógena retardada. Además, entendemos que la capacidad de reordenar la renta entre las bases tributarias depende en realidad de la cuantía de renta total. A esta variable le hemos asignado valor cero cuando es negativa.

y 0 en caso contrario, para la que esperamos obtener un efecto positivo. Además, hemos incluido como variable explicativa el peso que tienen las rentas de la actividad económica en la renta total del contribuyente (*Pernae*),¹¹ tanto en el ejercicio en curso como en el ejercicio anterior, puesto que la reorganización de rentas puede no ser inmediata, sino requerir de un cierto tiempo.

En tercer lugar, y dado que el aumento en los precios de las acciones y las viviendas (que es el componente más importante de las ganancias patrimoniales) también influyen, tanto en el importe como en la decisión del momento de materialización de las ganancias patrimoniales, hemos incluido en las estimaciones la evolución del IBEX-35 (*Ibex*) y del precio medio de la vivienda usada a nivel nacional que hemos retardado un periodo para reflejar que la venta de inmuebles no es inmediata (*Pvu*). Asignamos a ambas variables un signo esperado positivo.

Otra información de control que hemos incluido en el análisis es la que recoge las cargas del individuo, puesto que una mayor necesidad económica puede estimular actividades de planificación fiscal, aunque probablemente cuanto mayores sean esas necesidades menos margen tendrá el sujeto para reorientar rentas hacia la generación de rentas del ahorro. Como *proxies* de estas necesidades económicas hemos considerado, por una parte, las cargas familiares (*Carfam*), que hemos estimado a partir del mínimo personal y familiar, que engloba mínimo por descendientes, ascendientes y discapacidad; y por otra parte, el peso que tiene la hipoteca pagada cada ejercicio en la renta del sujeto (*Pemorg*), que hemos estimado a partir del importe de la deducción por inversión en vivienda habitual que figura en la declaración de cada contribuyente.

También hemos tratado de determinar si las estrategias fiscales que estamos analizando difieren por zonas geográficas, debido a su diferente estructura productiva. Nos planteamos la posibilidad de que el peso tan grande que tienen el sector de la construcción y la actividad turística en la zona costera mediterránea favorezca la actividad de planificación. Para contrastarlo, hemos incluido una *dummy* (*Mediterránea*) que toma valor 1 si el contribuyente reside en una provincia de la costa mediterránea y 0 en caso contrario, esperando obtener un efecto positivo para la misma.

¹¹ A esta variable le asignamos valor 0 cuando las rentas de actividades económicas son negativas, para evitar que el peso en la renta total también lo sea.

Adicionalmente, hemos considerado como variable explicativa la edad del individuo (*Edad*). Según los modelos de ciclo vital de consumo y ahorro (Attanasio y Browning, 1995; Carrol, 1997; Gourinchas y Parker, 2002; Gomes y Mochaelides, 2005; Browning y Lusardi, 1996; Attanasio y Weber, 2010; Daunfeldt *et al.*, 2010), cuando los sujetos son jóvenes tienden a ahorrar por precaución ante situaciones laborales arriesgadas, por lo que son menos propensos a materializar ganancias patrimoniales. Cuando son maduros van ahorrando para la edad de jubilación, por lo que tienden también a no generar este tipo de rentas. Y, en cambio, cuando llegan a la edad de retiro desahorran, a pesar de que pueden querer dejar una herencia, y es entonces cuando se suelen materializar estas rentas del ahorro. El efecto esperado sobre la endógena está directamente relacionado, por lo tanto, con la edad.

Por último, hemos incluido en el modelo el estado civil (*Estado*: casado=1; soltero=0), el sexo (*Sexo*: hombre=1; mujer=0), el tamaño del municipio en que reside el contribuyente (*Pob*), y una variable tendencia (*Tend*), con signos indeterminados a priori.

4.3. Base de datos

La base de datos que vamos a utilizar para llevar a cabo el análisis es el Panel de Declarantes del IRPF para el período 1999-2008, que ha elaborado el IEF a partir de las declaraciones de este impuesto suministradas por la Agencia Estatal de la Administración Tributaria (Onrubia *et al.*, 2011; Onrubia *et al.*, 2012). Se trata de un panel expandido, en el que cada muestra anual es representativa de la población declarante de IRPF en ese año. Concretamente, hemos utilizado el fichero denominado “principales”, donde la unidad observacional es la declaración y se recogen las declaraciones muestreadas cada año. No hemos incluido, por tanto, las declaraciones de los cónyuges que tributan individualmente (y que figuran en el fichero de “cónyuges”) por entender que no van a aportar nada a la investigación. Aunque los cónyuges redistribuyeran entre ellos para obtener ventajas de la separación de rentas (López Laborda y Zárata, 1999), esa estrategia queda al margen de la que queremos contrastar en este trabajo.

El panel no está balanceado, puesto que algunos sujetos fallecen y otros dejan de declarar porque sus rentas no llegan al umbral mínimo de rentas obligatorio para

hacerlo, lo cual exige seleccionar una técnica de estimación adecuada para paneles no balanceados.

5. Estimación y resultados

De acuerdo con los supuestos convencionales, los mejores estimadores lineales insesgados son los que se obtienen al emplear mínimos cuadrados ordinarios, siempre y cuando los errores sean independientes entre sí y se distribuyan idénticamente con varianza constante. Desafortunadamente, con frecuencia, estas condiciones se violan con datos panel: la independencia se trunca cuando los errores de diferentes unidades están correlacionados (correlación contemporánea) o cuando los errores dentro de cada unidad se correlacionan temporalmente (correlación serial) o se dan simultáneamente ambos casos. La autocorrelación espacial o entre secciones cruzadas es un problema econométrico que frecuentemente se ignora, a pesar de que numerosos trabajos sobre los efectos sociales que ocasiona la vecindad han establecido claramente que las bases de microdatos exhiben patrones complejos de dependencia mutua entre las unidades objeto de estudio. A su vez, la distribución “idéntica” de los errores se cercena cuando la varianza no es constante (heterocedasticidad).

Los problemas conjuntos de correlación contemporánea, heterocedasticidad y autocorrelación pueden solucionarse simultáneamente con estimadores de Mínimos Cuadrados Generalizados Factibles (FGLS), o bien empleando Errores Estándar Corregidos para Panel (PCSE),¹² y presentan la ventaja de corregir la autocorrelación espacial o entre secciones cruzadas de la muestra para paneles balanceados, proporcionando un estimador no paramétrico para la matriz de covarianzas que genera estimaciones robustas para los problemas de heterocedasticidad y para la mayoría de los patrones de dependencia o autocorrelación espacial y temporal. No obstante, nosotros emplearemos la metodología propuesta por Driscoll y Kraay (1998) ya que corrige las

¹² Véase Beck y Katz (1995), Beck (2001), Tosun y Skidmore (2004) y Reed y Webb (2010). Los coeficientes estimados y los errores estándar son más robustos en los modelos estimados con PCSE. FGLS genera niveles de significatividad excesivos en los test estadísticos, especialmente en casos como el nuestro, cuando el número de individuos es alto en relación a los ejercicios que incorpora la muestra. Una ventaja clave del método PCSE es que corrige los patrones complejos de dependencia de la perturbación sin exigir que la muestra empleada presente homocedasticidad e incorrelación serial y contemporánea. Por tanto, PCSE puede usarse cuando los residuos son no esféricos y también exhibe mejores propiedades para muestras pequeñas, siendo preferible la estimación por FGLS en los casos extremos de autocorrelación entre las observaciones de sección cruzada y cuando el número de ejercicios en la muestra es al menos el mismo que el de cortes transversales considerados.

deficiencias de los anteriores estimadores consistentes de la matriz de covarianzas cuando la dimensión de corte transversal es grande en relación con la temporal, como en nuestro caso. Inicialmente, dicha propuesta solo es aplicable a paneles balanceados, por lo que Hoechle (2007) desarrolló la metodología pionera de Driscoll y Kraay (1998) para adaptarla a paneles no balanceados, aspecto que resulta crucial para trabajar con la base de datos que nosotros empleamos, pues no está disponible la información necesaria en todos los ejercicios para todos los sujetos.

Hemos comprobado la presencia o ausencia de dichos problemas econométricos en nuestras estimaciones a través del cálculo de los test pertinentes. Al respecto, podemos concluir que hemos encontrado evidencia de problemas importantes de autocorrelación de la perturbación y heterocedasticidad (test para la autocorrelación de *Wooldridge*; y la prueba modificada de *Wald* para heterocedasticidad).¹³ Para comprobar que los residuos resultantes de las estimaciones presentan correlación contemporánea o autocorrelación espacial, Hoechle (2007) adapta al nuevo contexto la prueba CD de Pesaran (2004). El resultado de dicho *test* permite concluir que existe un patrón de dependencia en los residuos de la ecuación estimada.¹⁴ En consecuencia, es preciso estimar el panel no balanceado a través de la técnica propuesta por Hoechle (2007), ya que permite obtener errores estándar robustos para la mayoría de patrones de dependencia espacial y temporal.

Los resultados de los modelos que miden la desviación de rentas hacia la generación de ganancias patrimoniales (*BiGPbit*), por un lado, y hacia la generación de rendimientos del capital mobiliario (*BiCMbit*), por otro, se muestran, sucesivamente, en las dos primeras columnas de la tabla 2. En la tercera columna se incluye la estimación adicional para el conjunto de rentas del ahorro (*BiAbit*). En la tabla 3 presentamos las elasticidades de las variables que han resultado significativas y no son variables *dummies* ni cualitativas.

¹³ Adicionalmente, verificamos que el conjunto de hipótesis explicativas planteadas es significativo (prueba de *Wald*) y el rechazo conjunto a la ausencia de correlación serial y efectos aleatorios (test de la hipótesis nula conjunta de no autocorrelación y no efectos aleatorios).

¹⁴ La autocorrelación entre los residuos se encuentra entre 0,38-0,48, por lo que no resulta sorprendente que el test de Pesaran rechace la hipótesis nula de ausencia de autocorrelación contemporánea o independencia espacial de los residuos para cualquier nivel de significatividad considerado.

Tabla 2: Estimación del modelo de planificación fiscal para las rentas del ahorro con la metodología de Driscoll-Kraay (*)

	BiaGPbit	BiaCMbit	BiAbit
BiaGPbit _{t-1}	0,1290**		
BiaCMbit _{t-1}		0,7168**	
Biabit _{t-1}			0,4909**
DifGP _t	0,7890**		
DifCM _t		0,0667**	
Dif _t			0,8673**
Anticipo		0,0037885**	0,014986**
Anticipo2006	0,0010**		
Aprendizaje	0,0002	0,0039**	-0,0081
Renta _t	1,51e-07**	-1,42e-08**	1,30e-07**
Renta ² _t	-1,28e-15**	9,81e-17**	-1,12e-15**
Empresario _t	0,0053**	0,0011*	0,0049**
Pernae _t	-0,0434**	-0,0223**	-0,0695**
Pernae _{t-1}	0,0332**	0,0193**	0,0572**
Pemorg _t	0,0064**	-0,0048**	-0,0055*
Carfam _t	-0,0001	-0,0004*	-0,0004
Edad _t	0,0001	0,0005**	0,0009**
Sexo _t	-0,0027**	-0,0022**	-0,0060**
Estado _t	-0,0030**	-0,0021**	-0,0832**
Pob _t	-0,0013**	0,0003**	-0,0011**
Mediterránea _t	0,0019**	0,0006**	0,0021**
Pvu _{t-1}	0,00001	-0,00004	0,0001**
Ibex _t	2,04e-07	1,03e-06	-7,25e-06**
Tend	-0,0025*	0,0033	-0,0214**
Constante	-0,0133	0,0163	-0,0325
R ²	0,3038	0,6121	0,4461
F (19,9)=	47252,59	1723,34	30770,82
Root MSE	0,4323	0,3017	0,5389

(*) Estimación robusta a la presencia de heterocedasticidad, correlación serial y con correlación entre paneles.

** Significatividad al 1% y * al 5%.

Los resultados muestran que, tal y como se esperaba desde un punto de vista teórico, el sujeto planifica sus rentas en función del tratamiento fiscal que reciben. Y además, la respuesta total de cada una de las rentas del ahorro a cambios en las variables explicativas es mayor que la respuesta contemporánea, dado que, tal y como cabía esperar, las actividades de planificación fiscal presentan un comportamiento inercial, ya que la variable endógena retardada es siempre significativa y positiva. Este componente dinámico, que captura la velocidad a la que se ajusta la endógena ante los cambios en

las variables explicativas, está muy próximo a 0 para las ganancias patrimoniales (0,12). Ello indica que el coste de estar fuera de la posición óptima es muy grande para estas rentas, comparado con el coste de ajustarse, por lo que el sujeto reacciona rápidamente materializando ganancias patrimoniales o dejando de hacerlo. En cambio, el componente dinámico está próximo a 1 para las rentas del capital mobiliario (0,71), lo cual muestra que estas rentas se ajustan lentamente al ser el coste de estar fuera de la posición deseada pequeño en comparación con el coste de ajustarse.

Las estimaciones indican que, cuanto mayor es el beneficio marginal derivado de la reducción de la tributación para cualquier tipo de renta del ahorro (*DifGP*, *DifCM* o *Dif*, según la variable que se quiera explicar), mayor es el peso que tienen las rentas del ahorro en la base imponible total (*BiGPbit*, *BiCMbit* y *BiAbit*, respectivamente) y, por lo tanto, más rentas desplaza el sujeto desde la base general hacia la del ahorro. Las elasticidades de la tabla 3 nos dicen que el desplazamiento de rentas es especialmente sensible al diferencial de tipos a los que son sometidas las ganancias patrimoniales (*DifGP*). La respuesta contemporánea de estas rentas es de un 78,79% ante un aumento del 100% en el diferencial de tipos de gravamen, y la respuesta total, fruto del componente dinámico del modelo, alcanza el 90,46%. Sin embargo, apenas hay reacción (un 1,83% de respuesta contemporánea y un 6,46% de efecto total) ante el diferencial de tipos a los que se gravan las rentas del capital mobiliario. En términos agregados, ante un aumento del 100% en el diferencial de tipos a los que se somete la renta del ahorro total (*Dif*), según se obtenga como renta general o del ahorro, aumenta en un 32,74% el peso de la renta del ahorro en la base imponible de los sujetos pasivos (un 64,32% cuando se mide el efecto total).

El modelo también refleja que el contribuyente anticipó la reforma fiscal del 2007 y adelantó las rentas del ahorro al año en que se anunció su cambio de tributación, tal y como ha venido demostrando la evidencia empírica disponible sobre desplazamiento temporal de rentas. Las rentas del capital mobiliario se adelantaron a 2005 y, sobre todo, a 2006, tal y como indica el signo positivo de la variable *Anticipo*, y las ganancias patrimoniales se adelantaron a 2006, como muestra la *dummy Anticipo2006*. Igualmente, siendo consecuente con su estrategia planificadora, una vez que entró en vigor la reforma en 2007, el contribuyente aumentó el peso de sus rentas del capital mobiliario, que son las que se vieron beneficiadas con la reforma, pero no ocurrió lo mismo con las ganancias patrimoniales, que empeoraron su tributación. Así lo demuestra el signo positivo de la variable *Aprendizaje* en la estimación de las rentas

del capital mobiliario y la falta de significatividad de la misma en la de las ganancias patrimoniales. Cuando estimamos el ahorro agregado, la variable *Aprendizaje* no se muestra significativa, probablemente porque para cada tipo de ahorro el efecto esperado es el contrario.

Tabla 3: Elasticidades contemporáneas y totales de las variables (*)

	BiaGPbit	BiaCMbit	BiAbit
DifGP _t	0,7879 (0,9046)		
DifCM _t		0,0183 (0,0646)	
Dif _t			0,3274 (0,6432)
Renta _t	0,3985 (0,4575)	-0,0184 (-0,0361)	0,1130 (0,2221)
Renta ² _t	-0,0043 (-0,0049)	0,0001 (0,0003)	-0,0012 (-0,0024)
Pernae _t	-0,1161 (-0,1334)	-0,0293 (-0,0576)	-0,0613 (-0,1206)
Pernae _{t-1}	0,0892 (0,1024)	0,0254 (0,0500)	0,0506 (0,0995)
Pemorg _t	0,0248 (0,0284)	-0,0092 (-0,0182)	-0,0070 (-0,0139)
Edad _t	0,1561 (0,1792)	0,5669 (1,1137)	0,6888 (1,3532)
Pvu _{t-1}			3,3124 (6,5072)
Ibex _t			-1,1826 (-2,3233)

(*) Las elasticidades totales, fruto del componente dinámico del modelo, se presentan entre paréntesis.

Además, cuando el sujeto tiene la oportunidad de planificar la forma de obtención de sus rentas, aprovecha esa oportunidad. Por una parte, el desplazamiento de rentas hacia la generación de ganancias patrimoniales y de rentas del ahorro en general crece con la renta del sujeto (*Renta*), con una intensidad ligeramente decreciente (*Renta*²). El signo negativo que muestra *Renta* cuando se explica el peso de las rentas de capital mobiliario puede no ser más que un efecto sustitución que nos esté indicando que, cuanto más rico es el sujeto, más rentas desplaza hacia ganancias patrimoniales y menos hacia capital mobiliario, si bien el efecto sobre las rentas mobiliarias es prácticamente despreciable (entre un -1,8% y un -3,6% de respuesta, contemporánea y total, respectivamente). De hecho, así lo indicaban los datos del MINHAP que presentamos en el gráfico 1. El pequeño ahorrador quizá se incline por invertir en activos que generen rentas del capital

mobiliario, porque la inversión en activos físicos o financieros generadores de ganancias patrimoniales probablemente requiera de una inversión más elevada que no está al alcance de cualquiera. Por otra parte, el beneficio potencial derivado de estos últimos es mucho más elevado, por lo que los sujetos de más renta probablemente se decanten por ellos.

Por otra parte, el modelo corrobora que el sujeto aprovecha las mayores oportunidades que tiene de desplazar rentas hacia cualquier tipo de renta del ahorro si es empresario (*Empresario*), y que lo hace en mayor medida cuanto más peso tienen en el total sus rentas empresariales. No obstante, el hecho de que el efecto positivo lo tenga la variable retardada ($Perna_{t-1}$) nos está indicando que las actividades de planificación del empresario requieren un tiempo, mientras que de manera contemporánea esta variable y la endógena son lógicamente sustitutivas (si todo lo demás permanece constante, cuando aumenta el peso de la renta empresarial ha de disminuir el peso de sus rentas del ahorro).

Las variables de control contribuyen, en general, a la explicación del fenómeno de desplazamiento de rentas entre bases tributarias. El ser mujer, estar soltero, tener más edad y residir en la costa mediterránea favorecen la desviación de rentas hacia las rentas del ahorro.¹⁵ Para comprobar si detrás de la significatividad de las variables de costa puede estar la importancia que tiene en esas zonas la actividad de la construcción, hemos utilizado la variable *Vabcons*, que mide el peso del VAB generado en el sector de la construcción en el VAB de la comunidad autónoma correspondiente. El efecto es positivo en la explicación de las GP y negativo en la del CM, pero no se muestra significativo cuando se explica el ahorro de manera agregada, por lo que puede ser el sector turístico el que esté llevando a cabo este tipo de estrategias.

El precio medio de la vivienda retardado un ejercicio (Pvu_{t-1}) influye positivamente en la generación de rentas del ahorro cuando se estima de forma agregada, aunque no llega a ser significativo cuando se estiman por separado ganancias patrimoniales y rentas del capital mobiliario. Detrás de la falta de significatividad de esta variable puede estar el hecho de que el precio de la vivienda que utilizamos es un precio medio, cuando el precio de venta de los inmuebles al que se enfrenta el contribuyente no es el mismo según el tramo de renta al que este pertenezca. Probablemente, los sujetos más ricos

¹⁵ Si empleamos la variable *Costa* (que toma valor 1 cuando la provincia es de costa y 0 en caso contrario) en vez de la variable *Mediterránea*, el modelo apenas cambia. Únicamente, la variable *Costa* deja de ser significativa en la explicación del capital mobiliario.

tengan en su patrimonio y, por lo tanto, vendan inmuebles de precio muy superior al de los sujetos de los tramos más bajos de renta. Sorprendentemente, la evolución del Ibex-35 muestra un efecto negativo sobre el ahorro agregado, no habiendo encontrado por el momento explicación a este resultado. Tampoco esta variable tiene efecto en la generación de ganancias patrimoniales y rentas del capital mobiliario.

Residir en un municipio pequeño favorece la generación de ganancias patrimoniales y desincentiva la desviación de rentas hacia el capital mobiliario, igual que tener cargas económicas vinculadas con la hipoteca. Las cargas familiares desincentivan el desplazamiento de rentas hacia el capital mobiliario. La variable de tendencia muestra que la desviación de rentas entre bases disminuye en el tiempo, excepto las rentas del capital mobiliario, que no muestran pauta temporal alguna.

6. Consideraciones finales

La literatura comparada ha estudiado diferentes respuestas de planificación o elusión fiscal que los impuestos pueden generar en los agentes económicos: desplazamientos de renta en el tiempo, entre bases tributarias o entre contribuyentes, reajustes en las transacciones financieras, etc. En el marco de la imposición personal sobre la renta, los impuestos duales, que gravan las rentas del ahorro a tipos más bajos que las restantes, incentivan una estrategia de desplazamiento de rentas que apenas ha sido estudiada por la literatura aplicada. En el IRPF español, la diferencia de tipos a los que se puede ver sometida una renta, según se obtenga como renta general o como renta del ahorro, hace que los sujetos se vean incentivados a desplazar parte de sus rendimientos de la base general a la del ahorro, para beneficiarse de una tributación más favorable.

Basándonos en el modelo de respuesta de comportamiento de Slemrod (2001), y utilizando el Panel de Declarantes del IRPF del Instituto de Estudios Fiscales para el período 1999-2008, en este trabajo hemos tratado de contrastar si estas estrategias se han utilizado en España, donde tradicionalmente ha existido un tratamiento favorable de las variaciones patrimoniales, que, a partir de 2007, se extiende a las rentas del ahorro más relevantes, como dividendos e intereses.

Los resultados confirman que el contribuyente español planifica sus ingresos en función del tratamiento fiscal que estos reciben. Por una parte, cuanto mayor es el beneficio marginal derivado de la reducción de la tributación para las rentas del ahorro, mayor es

el peso que estas tienen en la base imponible total, siendo especialmente alta la elasticidad para las ganancias patrimoniales. Y por otra parte, el modelo indica que el contribuyente desplaza rentas en el tiempo en función de su tributación ya que, anticipando la reforma fiscal del 2007, adelantó las rentas del ahorro al año en que se anunció su cambio de tributación y, una vez que entró en vigor la reforma, aumentó el peso de sus rentas del capital mobiliario, que son las que se vieron beneficiadas con la misma, mientras que no ocurrió lo mismo con las ganancias patrimoniales, que empeoraron su tributación.

El modelo también muestra que las actividades de planificación fiscal responden a un comportamiento inercial o dinámico, que está especialmente presente en las rentas del capital mobiliario, que son las que se ajustan más lentamente a los cambios. Las ganancias patrimoniales responden a las variaciones en las explicativas de una forma más rápida, por lo que las elasticidades de dichas variables son similares cuando se miden de manera contemporánea y cuando se reescalan para tener en cuenta el efecto total. Asimismo, cuando el sujeto tiene la oportunidad de eludir rentas, porque se encuentra en los tramos más altos de renta o porque es empresario, es capaz de aprovecharla. Al mismo tiempo, se observa que la elasticidad de la renta del ahorro ante variaciones de la renta del sujeto es especialmente elevada para las ganancias patrimoniales, mientras que es negativa para las rentas del capital mobiliario.

Las estrategias detectadas en este trabajo, como cualquier otra respuesta de comportamiento ocasionada por los impuestos, generan ineficiencias y erosionan la progresividad del sistema fiscal¹⁶ y la recaudación, por lo que deberían tenerse en cuenta a la hora de diseñar los impuestos, y quizás contemplarse alguna medida que frenase el incentivo a desplazar este tipo de rentas de una base tributaria a otra, tal y como se está haciendo en los países nórdicos. En estos países, la renta de las actividades económicas se fracciona y tributa, parte como renta del capital, y parte como renta general. Concretamente, se considera renta del capital una tasa de rendimiento aplicada a los activos empresariales y la renta residual se grava como renta general.¹⁷ También

¹⁶ Véase, por ejemplo, el comportamiento de los tipos medio y efectivo al aumentar la base del IRPF en los gráficos 13 y 14 de Dirección General de Tributos (2013).

¹⁷ Aun así, este mecanismo deja las puertas abiertas a distintas maniobras de planificación fiscal que hay que controlar. Por ejemplo, el empresario se puede ver tentado a transferir activos no rentables de la esfera privada a la empresarial, para así elevar la renta que tributa como renta del capital según el método fuente. O, si para aplicar el método fuente se utiliza el valor de los activos empresariales a principios de año, el empresario puede tener incentivos a retirar fondos de la empresa durante el año y reinyectarlos antes del año siguiente para no reducir la base para el cálculo del rendimiento imputado como renta del

los dividendos se tratan de la misma manera en determinados casos,¹⁸ es decir, que los dividendos “normales” se gravan como renta del capital (a tipos bajos), pero el exceso tributa (entre el gravamen de sociedades y el personal) de forma muy similar a la renta general, por lo que, por encima de esa tasa normal de rendimiento, no parece haber incentivos a la planificación fiscal¹⁹.

También Piketty y Saez (2013) toman expresamente en consideración la posibilidad que tienen los contribuyentes de convertir renta del trabajo en renta del capital a la hora de calcular los tipos impositivos óptimos sobre cada tipo de renta y concluyen que (adicionalmente a los objetivos redistributivos de la sociedad), cuanto mayor sea la posibilidad de transformar rentas (la “elasticidad de desplazamiento”), más próximos estarán los tipos óptimos del trabajo y el capital.

capital, y con los fondos retirados atraer renta del capital (Sorensen, 2007). Se entiende que autores como el propio Sorensen (1994) hayan llamado a la tributación de los rendimientos de actividades empresariales el “talón de Aquiles” del impuesto dual.

¹⁸ En Finlandia reciben este tratamiento los dividendos de sociedades no cotizadas, y en Suecia y Noruega, los de los socios activos.

¹⁹ Sin embargo, en Finlandia, por ejemplo, siguen teniendo cabida maniobras de planificación fiscal consistentes, por ejemplo, en retener los beneficios para incrementar la riqueza de la sociedad y repartir los dividendos al año siguiente que será cuando, al haber aumentado la riqueza de la sociedad, una mayor parte de ellos tributará como renta del capital.

ANEXO 1

Tabla A1.1: Definición de las variables del modelo y su efecto esperado

VARIABLE	DEFINICIÓN	SIGNO ESPERADO
Endógena		
<i>BiGPbit</i>	GP/BIT	
<i>BiCMbit</i>	CM/BIT	
<i>BiAbit</i>	(GP+RCM)/BIT	
Beneficio marginal de las rentas del ahorro		
<i>DifGP</i>	$t_{gGP} - t_{aGP}$	+
<i>DifCM</i>	$t_{gCM} - t_{aCM}$	+
<i>Dif</i>	$t_g - t_a$	+
Anticipo de la reforma		
<i>Anticipo</i>	= 1 en 2005, = 2 en 2006	+
<i>Anticipo2006</i>	= 1 en 2006, = 0 el resto	+
Aprendizaje		
<i>Aprendizaje</i>	= 1 en 2007, = 2 en 2008	-
Oportunidad de planificar		
<i>Renta</i>	Ingresos íntegros procedentes del trabajo personal y capital mobiliario e inmobiliario + rendimientos netos de las actividades económicas + imputaciones de renta + ganancias de patrimonio.	+
<i>Renta²</i>	Renta*Renta	+
<i>Empr</i>	= 1 si empresario, = 0 en caso contrario	+
<i>Pernae</i>	= RNAE/Renta	+
Necesidades económicas		
<i>Carfam</i>	Cargas familiares estimadas	¿?
<i>Pemorg</i>	Hipoteca anual (estimada a partir del panel) / Renta	¿?
Otras variables de control		
<i>Edad</i>	Edad del individuo	+
<i>Estado</i>	= 1 si casado, = 0 en caso contrario	¿?
<i>Sexo</i>	= 1 si hombre, = 0 si mujer	¿?
<i>Pob</i>	= 0 si población ≤ 50.000 = 1 si 50.000 < población ≤ 100.000 = 2 si 100.000 < población ≤ 500.000 = 3 si población > 1.000.000	¿?
<i>Mediterránea</i>	= 1 si provincia de coste mediterránea, = 0 en caso contrario	+
<i>Ibex</i>	IBEX-35	+
<i>Pvu</i>	Precio medio a nivel nacional de la vivienda usada	+
<i>Tend</i>	= 1 en 1999, = 2 en 2000; ... = 11 en 2009	¿?

Tabla A1.2. Estadísticos descriptivos

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
<i>BiGPbit</i>	2921876	0,0197548	0,0896883	0	1
<i>BiCMbit</i>	2921876	0,0401793	0,1099068	0	1
<i>BiAbit</i>	2921876	0,0599341	0,145261	0	1
<i>DifGP</i>	2921898	0,019727	0,0615994	-0,02	0,3
<i>DifCM</i>	2921898	0,0110294	0,0387326	0	0,25
<i>Dif</i>	2921898	0,0226279	0,0561109	-0,02	0,3
<i>Anticipo2006</i>	2921898	0,1248788	0,3305814	0	1
<i>Anticipo</i>	2921898	0,3653379	0,6939912	0	2
<i>Aprendizaje</i>	2921898	0,1847984	0,5252425	0	2
<i>Renta</i>	2921898	52139,36	252426,6	3	1,72E+08
<i>Renta²</i>	2921898	6,64E+10	2,15E+13	8	2,97E+16
<i>Empresario</i>	2921898	0,1845971	0,3879705	0	1
<i>Pernae</i>	2921898	0,0529326	0,1758873	0	1
<i>Pernael</i>	2738941	0,0531492	0,1761487	0	1
<i>Carfam</i>	2921898	0,0766693	0,1373404	0	1
<i>Pemorg</i>	2921898	1.153.274	1.294.996	0	1.978.261
<i>Edad</i>	2865985	47,44533	15,37919	0	120
<i>Estado</i>	2879007	0,6695746	0,4703664	0	1
<i>Sexo</i>	2921898	0,6829424	0,4653302	0	1
<i>Pob</i>	2921898	1,235895	1,232915	0	3
<i>Mediterránea</i>	2921898	0,4855727	0,4997919	0	1
<i>Pvu</i>	5449396	1665,515	4043,121	1145,1	2241,84
<i>Ibex</i>	2921898	9777,057	2214,163	6722,78	14894,23
<i>Tend</i>	2921898	5,213453	2,696487	1	10

ANEXO 2

Calculo de la variable $DifGP = t_{gGP} - t_{aGP}$

Cuando la variable que se quiere explicar es el peso que tienen las ganancias de patrimonio en la base imponible total (*BiGPbit*), la diferencia $DifGP = t_{gGP} - t_{aGP}$ es nuestra variable de interés,

Para calcularla hemos definido t_{gGP} como el tipo de gravamen marginal medio al que tributarían cada año las ganancias de patrimonio si se hubiesen obtenido como renta general y tributasen, por lo tanto, en la tarifa general del impuesto; y t_{aGP} como el tipo de gravamen medio al que tributan las ganancias de patrimonio según la normativa de cada año

Como el gravamen de las rentas del ahorro ha cambiado sustancialmente en 2007, la forma de calcular t_{aGP} es distinta a partir de entonces, Para detallar cómo hemos calculado estos tipos de gravamen hemos denominado:

- BI = Base imponible derivada de ...
- GPNV = Ganancias patrimoniales que no derivan de ventas
- $GPV > x$ = Ganancias patrimoniales procedentes de ventas generadas en más de x años
- $GPV \leq x$ = Ganancias patrimoniales procedentes de ventas generadas en no más de x años
- $GPV = GPV \leq x + GPV > x$
- $GP = GPV + GPNV$
- CMA = Rentas del capital mobiliario: dividendos, intereses y rentas de seguros, es decir los que en 2007 tributan en base imponible del ahorro
- CMG = Otras rentas de capital mobiliario: derivadas de la propiedad intelectual..., es decir, las que en 2007 tributan en la base imponible general
- $CM = CMA + CMG$
- BI_G = Base imponible general
- BI_A = Base imponible del ahorro = BI_{CM+GP}
- BI_T = Base imponible total
- CI (BI) = Cuota íntegra según la tarifa general que corresponde a la BI derivada de ...

Tabla A2,1: Cálculo de t_{gGP} y t_{aGP}

1999-2006		2007-2008	
$t_{gGP} = (CI(BI_T) - CI(BI_G)) / BI_{GP}$ $t_{aGP} = [BI_{GPNV+GPV \leq x} * t + BI_{GPV > x} * t_{fa}] / BI_{GP}$ donde: $t = [CI(BI_{G+GPNV+GPV \leq x}) - CI(BI_G)] / BI_{GPNV+GPV \leq x}$		$t_{gGP} = (CI(BI_T) - CI(BI_G)) / BI_{GP}$ $t_{aGP} = [(BI_{GPNV} * t) + (BI_{GPV} * t_{fa})] / BI_{GP}$ donde: $t = [CI(BI_{G+GPNV}) - CI(BI_G)] / BI_{GPNV}$	
$BI_{GPV > x}$ $BI_{GPV \leq x}$ BI_{GPNV} BI_{CMA} BI_{CMG} BI_G	$CI(BI_T)$ $CI(BI_G)$ $CI(BI_{G+GPNV+GPV \leq x})$	BI_{CMA} $BI_{GPV > x}$ $BI_{GPV \leq x}$ BI_{GPNV} BI_{CMG} BI_G	$CI(BI_T)$ $CI(BI_G)$ $CI(BI_{G+GPNV})$
Siendo: $x = 2$ años en 1999, $= 1$ año en 2000-2008, aunque desde 2008 las GPV no se desagregan según el tiempo en que se han generado $t_{fa} = 20\%$ en 1999, $= 18\%$ en 2000-2002 y 2007-2008, $= 15\%$ en 2003-2006			

Se han eliminado las observaciones que dan resultados anómalos ($t_{gGP} > \text{marginal max}^\circ$ porque $BI_{GPV} < 1$, y $t_{gGP} < \text{marginal mínimo}$ con $BI_{GP} > 0$)

Calculo de la variable DifCM = t_{gCM} y t_{aCM}

Cuando la variable que se quiere explicar es el peso que tienen las rentas del capital mobiliario en la base imponible total (*BiCMbit*), la variable explicativa de interés (*DifCM*) hay que calcularla como la diferencia entre el t_{gCM} y t_{aCM} ,

t_{gCM} sería el tipo de gravamen marginal medio al que tributarían cada año las rentas del capital mobiliario si se hubiesen obtenido como renta general y tributasen, por lo tanto, en la tarifa general del impuesto; y t_{aGP} sería el tipo de gravamen medio al que tributan las rentas del capital mobiliario según la normativa de cada año

Tabla A2,2: Cálculo de t_{gCM} y t_{aCM}

1999-2006		2007-2008	
$t_{gCM} = [CI(BI_T') - CI(BI_G')]/BI_{CM}$ $t_{aCM} = [CI(BI_T') - CI(BI_G')]/BI_{CM}$ $t_{gCM} = t_{aCM}$		$t_{gCM} = [CI(BI_T') - CI(BI_G')]/BI_{CM}$ $t_{aCM} = [BI_{CMG} * t' + BI_{CMA} * t_{fa}] / BI_{CM}$ $t' = [CI(BI_G + BI_{CMG}) - CI(BI_G')]/BI_{CMG}$	
$BI_{GPV>x}$	$CI(BI_G')$ } $CI(BI_T')$	$BI_{GPV>x}$	$CI(BI_T')$ } $CI(BI_G' + BI_{CMG})$
BI_{CMA}		$BI_{GPV\leq x}$	
BI_{CMG}		BI_{CMA}	
$BI_{GPV\leq x}$		BI_{CMG}	
BI_{GPNV}		BI_{GPNV}	
BI_g		BI_g	
Siendo: x = 2 años en 1999, = 1 año en 2000-2008, aunque desde 2008 las GPV no se desagregan según el tiempo en que se han generado $t_{fa} = 18\%$ en 2007-2008			

Se han eliminado las observaciones que dan resultados anómalos ($t_{gCM} >$ marginal max^o porque $BI_{GPV} < 1$, y $t_{gCM} <$ marginal mínimo con $BI_{CM} > 0$)

Calculo de la variable Dif = t_g - t_a

Cuando se estima el peso que tienen las rentas del ahorro en la renta total, la diferencia $Dif = t_g - t_a$ es nuestra variable de interés, Para calcularla hemos definido t_g como el tipo de gravamen marginal medio al que tributaría cada año lo que hemos denominado renta del ahorro si se hubiese obtenido como renta general y tributase, por lo tanto, en la tarifa general; y t_a como el tipo de gravamen medio al que tributa lo que hemos denominado renta del ahorro según la normativa de cada año,

Tabla A2,3: Cálculo de t_g y t_a

1999-2006		2007-2008	
$t_g = [CI(BI_T'') - CI(BI_G'')] / BI_A$ $t_a = [BI_{CM+GPNV+GPV \leq x} * t'' + BI_{GPV > x} * t_{fa}] / BI_A$ donde: $t'' = [CI(BI_G'' + BI_{CM+GPNV+GPV \leq x}) - CI(BI_G'')] / BI_{CM+GPNV+GPV \leq x}$		$t_g = [CI(BI_T'') - CI(BI_G'')] / BI_A$ $t_a = [BI_{CMG+GPNV} * t'' + BI_{GPV+CMA} * t_{fa}] / BI_A$ donde: $t'' = [CI(BI_G'' + BI_{CMG+GPNV}) - CI(BI_G'')] / BI_{CMG+GPNV}$	
BI _{GPV>x}	$CI(BI_T'')$ $CI(BI_G'' + BI_{CM+GPNV+GPV \leq x})$	BI _{GPV>x}	$CI(BI_T'')$ $CI(BI_G'' + BI_{CMG+GPNV})$
BI _{GPV≤x}		BI _{GPV≤x}	
BI _{GPNV}		BI _{CMA}	
BI _{CMA}		BI _{GPNV}	
BI _{CMG}		BI _{CMG}	
BI _G	CI(BI _G '')	BI _G	CI(BI _G '')

Siendo:

x = 2 años en 1999, = 1 año en 2000-2008, aunque desde 2008 las GPV no se desagregan según el tiempo en que se han generado

t_{fa} = 20% en 1999, =18% en 2000-2002 y 2007-2008, = 15% en 2003-2006

Se han eliminado las observaciones que dan resultados anómalos (t_g > marginal maxº porque BI_A <1, y t_g < marginal mínimo con BI_A >0)

Referencias

- Alstadsæter, A., y M. Jacob (2012): *Income Shifting in Sweden – An empirical evaluation of the 3:12 rules*, Report to the Expert Group for Public Economics, Ministry of Finance, Stockholm.
- Attanasio, O. P. y M. Browning (1995): “Consumption over the Life Cycle and over the Business Cycle”, *American Economic Review*, 85 (5): 1118–1137.
- Attanasio, O. y G. Weber (2010): “Consumption and Saving: Models of Intertemporal Allocation and Their Implications for Public Policy”, *Journal of Economic Literature*, 48, 693–751.
- Auerbach, A. J., L. E. Bruman y J. M. Siegel (1998): “Capital gains taxation and tax avoidance: new evidence from panel data”, *NBER Working Paper* 6399, National Bureau of Economic Research.
- Auerbach, A. J. y J. M. Siegel (2000): “Capital-gains realizations of the rich and sophisticated”, *American Economic Review*, 90: 276-282.
- Beck, N. (2001): “Time-Series-Cross-Section Data: What Have We Learned in the Past Few Years?”, *Annual Review of Political Science*, 4: 271-93.
- Beck, N. y J. N. Katz (1995): “What to do (and not to do) with Time-series Cross-section Data”, *The American Political Science Review*, 89(3): 634-647.
- Boadway, R. (2004): “The Dual Income Tax System-An Overview”, *CESifo DICE Report*, 3: 3–8.
- Carroll, C. D. (1997): “Buffer-Stock Saving and the Life Cycle/Permanent Income Hypothesis”, *Quarterly Journal of Economics*, 112 (1): 1–55.
- Chetty, R. y E. Saez (2005): “Dividend taxes and corporate behavior, Evidence from the 2003 dividend tax cut”, *Quarterly Journal of Economics*, 120 (3), 791–833.
- Christiansen, V. y M. Tuomala (2008): “On taxing capital income with income shifting”, *International Tax and Public Finance*, 15: 527-547.
- Dai, Z., E. Maydew, D. A. Shackelford y H. Zhang (2008): “Capital Gains Taxes and Asset Prices: Capitalization or Lock-In?”, *Journal of Finance*, 63 (2): 709-742.
- Daunfeldt, S., U. Praski-Ståhlgren y N. Rudholm (2010): “Do high taxes lock-in capital gains? Evidence from a dual income tax system” *Public Choice* 145: 25-38.
- De Mooij, R. y G. Nicodème (2008): “Corporate tax policy and incorporation in the EU”, *International Tax and Public Finance*, 15: 478–498.
- Dirección General de Tributos (2007): *El Impuesto sobre la Renta de las Personas Físicas y el Impuesto sobre el Patrimonio en 2004, Análisis de los datos estadísticos del ejercicio*, Madrid: Ministerio de Economía y Hacienda.
- (http://www.minhap.gob.es/Documentacion/Publico/Tributos/Estadisticas/IRPF_IP/2004/Analisis_estadistico_IRPF_IP_2004.pdf).
- Dirección General de Tributos (2008): *El Impuesto sobre la Renta de las Personas Físicas y el Impuesto sobre el Patrimonio en 2005, Análisis de los datos estadísticos del ejercicio*, Madrid: Ministerio de Economía y Hacienda.
- (http://www.minhap.gob.es/Documentacion/Publico/Tributos/Estadisticas/IRPF_IP/2005/Analisis_estadistico_IRPF_IP_2005.pdf).

- Dirección General de Tributos (2009): *El Impuesto sobre la Renta de las Personas Físicas y el Impuesto sobre el Patrimonio en 2006, Análisis de los datos estadísticos del ejercicio*, Madrid: Ministerio de Economía y Hacienda.
(http://www.minhap.gob.es/Documentacion/Publico/Tributos/Estadisticas/IRPF_IP/2006/Analisis_estadistico_IRPF_IP_2006.pdf).
- Dirección General de Tributos (2010): *El Impuesto sobre la Renta de las Personas Físicas y el Impuesto sobre el Patrimonio en 2007, Análisis de los datos estadísticos del ejercicio*, Madrid: Ministerio de Economía y Hacienda.
(http://www.minhap.gob.es/Documentacion/Publico/Tributos/Estadisticas/IRPF_IP/2007/Analisis_estadistico_IRPF_IP_2007.pdf).
- Dirección General de Tributos (2011): *El Impuesto sobre la Renta de las Personas Físicas en 2008, Análisis de los datos estadísticos del ejercicio*, Madrid: Ministerio de Economía y Hacienda.
(http://www.minhap.gob.es/Documentacion/Publico/Tributos/Estadisticas/IRPF_IP/2008/Analisis_estadistico_IRPF_2008.pdf).
- Dirección General de Tributos (2013): *El Impuesto sobre la Renta de las Personas Físicas en 2010, Análisis de los datos estadísticos del ejercicio*, Madrid: Ministerio de Hacienda y Administraciones Públicas.
(http://www.minhap.gob.es/Documentacion/Publico/Tributos/Estadisticas/IRPF_IP/2010/Analisis_estadistico_IRPF_2010.pdf).
- Domínguez-Barrero, F. y J. López-Laborda (2001): “Principios de planificación fiscal”, *Papeles de Economía Española*, 87: 335-345.
- Domínguez-Barrero, F. y J. López-Laborda (2003): “Planificación fiscal con el impuesto lineal”, *Cuadernos Aragoneses de Economía*, 2ª época, 13(1): 87-108.
- Domínguez-Barrero, F. y J. López-Laborda (2008): “Planificación fiscal con el impuesto dual sobre la renta”, *Revista de Economía Aplicada*, 16(48): 89-110.
- Domínguez-Barrero, F., J. López-Laborda y F. Rodrigo-Sauco (2005): “¿Afectan el IRPF y el Impuesto sobre Sociedades a la elección de la forma de empresa?”, *Hacienda Pública Española/Revista de Economía Pública*, 174: 55-86.
- Driscoll, J. C. y A. C. Kraay (1998): “Consistent Covariance Matrix Estimation with Spatially Dependent Panel Data”, *Review of Economics and Statistics* 80: 549–560.
- Fjaerli, E. y D. Lund (2001): “The Choice between Owner’s Wage and Dividends under the Dual Income Tax”, *Finnish Economic Papers* 14: 104–119.
- Gomes, F. y A. Michaelides (2005): “Optimal Life-Cycle Asset Allocation: Understanding the Empirical Evidence”, *Journal of Finance*, 60 (2): 869–904.
- Gordon, R. H. y J. K. Mackie-Mason (1994): “Tax Distortions to the Choice of Organizational Form”, *Journal of Public Economics* 55, 279–306.
- Gordon, R. H. y J. B. Slemrod (2000): “Are “real” responses to taxes simply income shifting between corporate and personal tax base?”, en J. Slemrod, ed., *Does Atlas shrug? The economic consequences of taxing the rich* (pp. 240–288), Cambridge: Harvard University Press, Russel Sage Foundation, capítulo 8.
- Gourinchas, P. O. y J. A. Parker (2002): “Consumption over the Life Cycle”, *Econometrica*, 70 (1): 47–89.

- Hoechle, D. (2007): “Robust standard errors for panel regressions with cross—sectional dependence”, *Stata Journal* 7(3): 281-312.
- Ivkovich, Z., J. M. Poterba y S. Weisbenner (2005): “Tax-Motivated Trading by Individual Investors”, *American Economic Review*, 95 (5): 1605-1630.
- Jacob, M. (2012): “Tax Regimes and Capital Gains Realizations”, FAccT Center Working Paper No, 06/2012, Available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=1825147> or <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1825147>.
- Jacob, M. (2014): “Cross-Base Tax Elasticity of Capital Gains”, FAccT Center Working Paper Nr, 16/2014.
- Jacob, M. y M. Jacob (2012): “Taxation, Dividends, and Share Repurchases: Taking Evidence Global”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 48 (4): 1241-1269.
- Kari, S. (1999): “Dynamic Behaviour of the Firm under Dual Income Taxation”, VATT Research Report no, 51, Government Institute for Economic Research.
- Lindhe, T., J. Södersten y A. Öberg (2002): “Economic Effects of Taxing Closed Corporations under a Dual Income Tax”, *Ifo Studien* 48, 575–610.
- Lindhe, T., J. Södersten y A. Öberg (2004): “Economic Effects of Taxing Different Organizational Forms under the Nordic Dual Income Tax”, *International Tax and Public Finance* 11, 469–485.
- López-Laborda, J. y A. Zárate-Marco (1999): “I.R.P.F., familia e incentivos, Una propuesta metodológica y una aplicación”, *Hacienda Pública Española* 151: 27-41.
- Moreno Cepas, M. C. (2012): “Un análisis de los efectos de la diferencia entre los tipos generales y del ahorro sobre la composición de la base imponible del IRPF”, *Trabajo Fin de Máster* (dir, Julio López Laborda), Universidad de Zaragoza.
- Onrubia, J., F. Picos y C. Pérez (2011): *Panel de declarantes del IRPF 1999-2007: Diseño, metodología y guía de utilización*, Madrid: Instituto de Estudios Fiscales.
- Onrubia, J., F. Picos, C. Pérez, C. Gallego, M. C. González y S. Huete (2012): “Panel de declarantes del IRPF 1999-2008: Metodología, estructura y variables”, *Documentos*, 12/2012, Madrid: Instituto de Estudios Fiscales.
- Pesaran, M. (2004): "General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels", Cambridge Working Papers in Economics 435, Faculty of Economics, University of Cambridge.
- Piketty, T. y E. Saez (2013): “Optimal Income Labor Taxation”, en A, J, Auerbach, R, Chetty, M, Feldstein y R, Sáez, eds., *Handbook of Public Economics*, vol, 5, Amsterdam: North-Holland, pp, 391-474.
- Pirttila, J. y H. Selin (2011): “Income shifting with dual income tax system: Evidence from the Finnish Tax Reform of 1993”, *Scandinavian Journal of Economics*, 113 (1): 120-144.
- Poterba, J. M. (1987): “How burdensome are capital gain taxes?”, *Journal of Public Economics*, 33: 157-172.
- Poterba, J. M. y S. J. Weisbenner (2001): “Capital Gains Tax Rules, Tax-loss Trading, and Turn-of-the-year Returns”, *Journal of Finance*, 56: 353-367.

- Reese, W. A. (1998): “Capital Gains Taxation and Stock Market Activity: Evidence from IPOs”, *Journal of Finance*, 53 (5): 1799-1819.
- Reed, W. R. y R. Webb (2010): “The PCSE estimator is good, just not as good as you think”, *Journal of Time Series Econometrics*, 2(1): article 8.
- Saez, E., J. B. Slemrod y S. H. Giertz, (2012): “The Elasticity of Taxable Income with Respect to Marginal Tax Rates: A Critical Review”, *Journal of Economic Literature*, 50: 3-50.
- Slemrod, J. B. (2001): “A general model of the behavioral response to taxation”, *International Tax and Public Finance*, 8: 119-128.
- 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: 57-59.
- Sørensen, P. B. (2005): “Dual Income Taxation: Why and How?”, *FinanzArchiv*, 61: 559–586.
- Sørensen, P. B. (2007): “The Nordic dual income tax: principles, Practices and relevance for Canada”, *Canadian Tax Journal*, 55 (3): 557-602.
- Sørensen, P. B. (2010): “Dual Income taxes: A Nordic tax system”, en I, Claus, N, Gemmell, M, Harding y D, White (eds.), *Tax reform in open economies*, Edward Elgar: chapter 5.
- Stephens, M, Jr, y J, Ward-Batts (2004): “The impact of separate taxation on the intra-household allocation of assets: evidence from the UK”, *Journal of PublicEconomics*, 88, 1989–2007.
- Thoresen, T. O. y A. Alstadsæter (2010): “Shifts in Organizational Form under a Dual Income Tax System”, *FinanzArchiv/Public Finance Analysis*, 66: 384–418.
- Tosun, M. S. y M, Skidmore (2004): “Interstate Competition and Lottery Revenues”, *National Tax Journal*, 57(2): 163-178.