

**EFFECTO DE LOS TIPOS MARGINALES DEL IRPF SOBRE
LOS INGRESOS FISCALES Y LA ACTIVIDAD
ECONÓMICA EN ESPAÑA:
UN ANÁLISIS EMPÍRICO**

**MARÍA ARRAZOLA
JOSÉ DE HEVIA
DESIDERIO ROMERO
JOSÉ FÉLIX SANZ**

**FUNDACIÓN DE LAS CAJAS DE AHORROS
DOCUMENTO DE TRABAJO
Nº 740/2014**

De conformidad con la base quinta de la convocatoria del Programa de Estímulo a la Investigación, este trabajo ha sido sometido a evaluación externa anónima de especialistas cualificados a fin de contrastar su nivel técnico.

ISSN: 1988-8767

La serie **DOCUMENTOS DE TRABAJO** incluye avances y resultados de investigaciones dentro de los programas de la Fundación de las Cajas de Ahorros.
Las opiniones son responsabilidad de los autores.

EFFECTO DE LOS TIPOS MARGINALES DEL IRPF SOBRE LOS INGRESOS FISCALES Y LA ACTIVIDAD ECONÓMICA EN ESPAÑA:

UN ANÁLISIS EMPÍRICO

María Arrazola

Universidad Rey Juan Carlos

José de Hevia

Universidad Rey Juan Carlos

Desiderio Romero

Universidad Rey Juan Carlos

José Félix Sanz

Universidad Complutense

Resumen

Este trabajo aporta evidencia para la economía española del valor de la elasticidad de la renta declarada ante variaciones en los tipos marginales del IRPF. Para ello se emplean microdatos del Panel de Declarantes del Instituto de Estudios Fiscales, correspondientes a los ejercicios de 2006 y 2007. El valor medio estimado de este parámetro para todo el territorio español es 1,541, aunque parece existir una considerable heterogeneidad en los valores de dicha elasticidad en función de las características de los individuos. Los resultados obtenidos constituyen evidencia de que ante los cambios impositivos, los agentes económicos reaccionan modificando sus decisiones de participación laboral, de número de horas trabajadas, de ahorro, de elusión y evasión fiscal, etc. Además, las estimaciones realizadas en esta investigación, indican que en el caso de España esas reacciones tienen magnitudes considerables.

1. INTRODUCCIÓN

Los economistas siempre han mostrado un gran interés por el estudio de los efectos de las políticas impositivas sobre el comportamiento de los agentes económicos ya que éstas pueden introducir importantes distorsiones en la actividad económica, en el proceso de generación de rentas y en el comportamiento de los individuos a hora de declarar fiscalmente las mismas. En el contexto actual, en el que existe un intenso debate sobre la oportunidad de subir impuestos para reducir los abultados déficits, el análisis de los efectos económicos de las políticas fiscales cobra, sin duda, un especial interés.

Tradicionalmente, la respuesta de los individuos ante los cambios en los tipos impositivos del impuesto sobre la renta, se evaluaba analizando únicamente su efecto sobre la oferta de trabajo. Basándose en la idea de que los impuestos pueden generar ineficiencia al distorsionar el precio del ocio en relación al de otros bienes, Harberger (1964) mostró que las elasticidades de la oferta laboral se podían emplear para medir la eficiencia de la imposición sobre la renta. A partir de ese trabajo, surgieron muchas investigaciones que analizaban los efectos de las variaciones en los impuestos sobre la oferta laboral como medida de los costes de la imposición en términos de eficiencia.

Sin embargo, en los últimos años, ha surgido una nueva literatura que considera que ese enfoque basado únicamente en los efectos de los impuestos sobre la oferta de trabajo, es limitado ya que no tiene en cuenta muchos aspectos del comportamiento del contribuyente (decisiones de ahorro, inversión, predisposición a eludir el impuesto,...) ni de la oferta laboral (como el esfuerzo o la responsabilidad). Esta nueva literatura se centra en analizar de una manera global la elasticidad de respuesta de la renta declarada ante cambios en los tipos marginales. Frente al análisis parcial que supone mirar sólo los efectos de los impuestos sobre la renta en el mercado de trabajo, esta propuesta pretende medir la respuesta global de los agentes económicos. Desde los trabajos pioneros de Lindsey (1987) y Feldstein (1995) se han sucedido todo un conjunto de trabajos cuyo principal objetivo ha sido estudiar dicha elasticidad. Una mención especial merece el trabajo pionero de Feldstein (1999) que muestra que, si se estima adecuadamente, esta elasticidad se puede emplear para calcular las implicaciones en términos de eficiencia y de ingresos de un cambio en los tipos impositivos.

Aunque existe una extensa literatura para distintas reformas impositivas llevadas a cabo en Estados Unidos, la literatura para el caso de España es escasa. En este contexto, el objetivo de esta investigación es aportar evidencia adicional para la economía española sobre el valor de la elasticidad de la renta declarada ante variaciones en los tipos marginales del impuesto sobre la renta (IRPF). Para ello, se emplean los microdatos del Panel de Declarantes por IRPF de la Agencia Tributaria y del Instituto de Estudios Fiscales (IEF), correspondientes a los ejercicios de 2006 y 2007. La elección de estos años es una cuestión metodológica, derivada de la necesidad de identificar dos momentos del tiempo en los que se haya producido un cambio exógeno de tipos marginales. Esta variabilidad existe en 2006 y 2007 como consecuencia de la entrada en vigor de la reforma aprobada por la Ley 35/2006, vigente desde enero de 2007. Esta reforma del IRPF es la última llevada a cabo en España sobre la que hay microdatos disponibles.

Además de la presente sección, el trabajo tiene otras cinco más. En la sección segunda se realiza un repaso de la literatura existente, tanto a nivel nacional como internacional, sobre el tema analizado. La sección tercera se destina a la descripción de las principales características de la reforma del IRPF que entró en vigor en el año 2007. En el cuarto apartado se describen el modelo empírico y la base de datos y se presentan los principales resultados relativos a la estimación de la elasticidad de la renta ante las modificaciones en los tipos marginales que supuso la puesta en marcha de la reforma de 2007. En el apartado cinco, se muestra una ilustración de la utilidad de las estimaciones de la elasticidad de cara a la realización de ejercicios de evaluación de los efectos de las reformas tributarias. El artículo finaliza con un apartado de conclusiones.

2. REVISIÓN DE LITERATURA

Hasta mediados de los años 90, el estudio de la respuesta de los contribuyentes a los cambios en los tipos impositivos del Impuesto sobre la Renta Personal (IRPF) se centró, casi exclusivamente en el análisis de su impacto sobre la oferta de trabajo. Estos estudios analizaban las modificaciones provocadas sobre la renta salarial, restringiendo el estudio de los efectos distorsionantes del impuesto básicamente a la decisión de

participación laboral y al número de horas trabajadas¹. Esto fue así, por tres motivos fundamentales. Primero, las rentas del trabajo constituían el principal componente de las bases imponibles del impuesto. Segundo, el análisis económico del comportamiento laboral presentaba un mayor grado de desarrollo teórico que el estudio de otras conductas económicas del contribuyente. Por último, la información sobre las rentas salariales era más rica y accesible que la existente sobre cualquier otro tipo de rentas – ahorro, capital inmobiliario, actividades empresariales, actividades profesionales, etc. –. Sin embargo, todo cambió a partir del trabajo de Feldstein (1995). Efectivamente, Feldstein (1995) y (2008) señala que cuantificar las distorsiones del IRPF basando el análisis exclusivamente en el estudio de su impacto sobre las rentas del trabajo resulta limitado e incompleto. Es limitado porque si se hace así, se dejan fuera del análisis otras dimensiones de la oferta laboral que no sean las horas y la participación, como el esfuerzo o la responsabilidad en el desempeño del puesto de trabajo o como la capacidad de obtener retribuciones menos controladas fiscalmente, que constituyen fuentes adicionales de ineficiencia. Asimismo, es incompleto porque excluye del estudio los efectos de los cambios impositivos sobre otras facetas del comportamiento del contribuyente tan importantes como la laboral, entre otras, la de ahorrador, inversor, tomador de riesgos o la de elusor o evasor de impuestos. En definitiva, Feldstein lo que reclama y propone es un análisis más global del impacto de los impuestos sobre la renta.

Para capturar el impacto de todos estos elementos ignorados por la aproximación tradicional, Feldstein (1995) propone una metodología alternativa a la tradicional consistente en cuantificar la elasticidad de la renta imponible respecto al tipo marginal (τ) neto de impuestos ($1 - \tau$). Además, en Feldstein (1995) y (1999) se demuestra que esa elasticidad permite medir el exceso de gravamen global inducido por el impuesto de modo más adecuado que la expresión tradicional de exceso de gravamen propuesta por *Hicks-Harberger*. Sin duda, la aportación de Feldstein supuso un punto de inflexión en la literatura sobre la evaluación de las distorsiones impositivas. De este modo la forma de evaluar los costes de eficiencia generados por la imposición sobre la renta cambió radicalmente, abriendo una nueva línea de investigación en contraposición al análisis tradicional focalizado en los efectos sobre la oferta laboral. Economistas, como Saez, Slemrod y Gietz (2012) o Creedy (2010), han resaltado la importancia de la elasticidad

¹ Keane (2011) hace una revisión actualizada sobre oferta laboral e impuestos.

de la renta imponible a los tipos marginales como indicador imprescindible para evaluar el coste recaudatorio asociado a los costes de eficiencia. Una revisión exhaustiva de la literatura sobre este tema se ofrece en Slemrod (1998), Giertz (2004) y Saez, Slemrod y Giertz (2012).

Una gran parte de la evidencia empírica existente dentro de esta línea de investigación es para los Estados Unidos, para los que se ha estimado la elasticidad de referencia empleando diversas reformas tributarias realizadas en las décadas de los ochenta y noventa del pasado siglo, y primeros años del siglo XXI. El rango de elasticidades estimadas es amplísimo. Lindsey (1987) fue el primero en analizar empíricamente dicha elasticidad, asociada a la reforma impositiva establecida en la *Economic Recovery Tax Act* 1981 (ERTA 81), empleando datos de sección cruzada y un estimador de diferencias en diferencias. Feldstein (1995) utilizó datos de panel para analizar los efectos de la *Tax Reform Act* 1986 (TRA 86). Las elasticidades estimadas en ambos trabajos eran superiores a la unidad, oscilando entre uno y tres.

El trabajo de Auten y Carroll (1999) supuso un notable avance metodológico al ser los primeros en tener en cuenta de forma explícita el posible problema de la reversión a la media de la renta e intentar controlarlo. Este problema surge cuando la evolución de la renta a lo largo del período analizado se ve afectada por factores no necesariamente impositivos. En este sentido, estos autores consideran en su modelo factores impositivos y no impositivos que determinan la desigualdad en la distribución de la renta e incorporan variables de control en el análisis. Analizan los efectos de la TRA 86 y estiman un rango de elasticidades de la base imponible respecto al tipo marginal neto de impuestos de entre 0,12 y 0,61.

Mediante una metodología similar a la de Auten y Carroll (1999) que le permite controlar los factores no impositivos, Carroll (1998) revisa el impacto de las *Omnibus Budget Reconciliation Acts* de 1990 y 1993 (OBRA 90 y 93). La estimación de la elasticidad, próxima a 0,4, coincide con la obtenida posteriormente por Gruber y Saez (2002). Goolsbee (2000) se centra en la respuesta de los contribuyentes de elevados ingresos a la OBRA 93 y explora distintas metodologías. Las estimaciones diferencian entre las elasticidades en el corto plazo (con valores superiores a la unidad) y en el largo plazo (muy inferiores y en algunos casos próximas a cero).

Moffitt y Wilhelm (2000) estudian el impacto de la TRA 86 empleando el *Survey of Consumer Finances* en vez de datos fiscales. Esto les permite emplear un conjunto más amplio de instrumentos y estimar también el efecto sobre la oferta de trabajo. Obtienen elasticidades que oscilan entre 0,35 y 0,97.

Por otro lado, Gruber y Saez (2002) examinan las respuestas a las disminuciones de impuestos de la ERTA 81 y la TRA 86 y proponen comparar pares de observaciones a lo largo de intervalos de tres años para captar las respuestas a más largo plazo originadas por dichas reformas. Sus estimaciones para la elasticidad están en torno a 0,4. El elemento central de este trabajo es que controlan la reversión a la media y las fluctuaciones exógenas de la renta. Además, a diferencia de otros trabajos previos, descomponen la elasticidad en el efecto renta y sustitución. Sus resultados sugieren que gran parte de la respuesta a las reformas tributarias se explica más por las deducciones y exenciones que por las variaciones en la oferta laboral. También Gruber y Saez (2002) realizan sugerencias metodológicas interesantes de cara al tratamiento del problema de la reversión a la media proponiendo la incorporación de un spline por decilas de renta que permite tratar el problema de reversión a la media de forma no lineal.

Kopczuk (2005) trata de investigar la hipótesis de que la elasticidad de la base imponible respecto al tipo marginal neto de impuestos no es un parámetro estructural sino una función de la base imponible, empleando para ello las reformas realizadas en Estados Unidos en los años 80. Con una metodología similar a la de Gruber y Saez (2002) obtiene elasticidades que oscilan entre 0,1 y 1,1 y que dependen de las deducciones existentes. Desde el punto de vista metodológico, este fue el primer trabajo que incluyó de forma separada controles para la reversión a la media y para la distribución de la renta.

Auten, Carroll y Gee (2008) estiman la elasticidad de referencia a partir de las reformas introducidas en Estados Unidos por la *Economic Growth and Tax Relief Reconciliation Act* de 2001 y la *Jobs and Growth Tax Relief Reconciliation Act* de 2003, aprobadas durante la administración Bush. Estos autores incluyen variables de control muy similares a las propuestas por Auten y Carroll (1999) y sus estimaciones están cercanas a 0,4. Heim (2009) analiza las mismas reformas añadiendo a la metodología de Gruber y

Saez (2002) controles de variación en la renta en los años adyacentes obteniendo una elasticidad de 0,32. Realiza también estimaciones de la elasticidad para distintos niveles de renta obteniendo valores de 0,32 para los niveles más bajos, de 1,2 para los más altos y cero para los intermedios.

Respecto a la evidencia para otros países diferentes a los Estados Unidos, pueden citarse: Sillamaa y Veall (2001) y Saez y Veall (2005) para Canadá (elasticidades de 0,14 a 1); Aarbu y Thoresen (2001) para Noruega (elasticidades de entre -0,6 y 0,2); Hansson (2007), Blomquist y Selin (2010) y Holmlund y Söderström (2011) para Suecia (elasticidades de entre 0,1 y 0,6); Pirttilä y Selin (2011) para Finlandia (elasticidades de entre 0,2 y 0,4); Kleven, Knudsen, Kreiner, Pedersen y Saez (2011) para Dinamarca (elasticidades alrededor de 0,15); Claus, Creedy and Teng (2012) para Nueva Zelanda (elasticidades entre 0 y 1,7); Moriguchi (2010) para Japón (elasticidad alrededor de 0,7) y Gottfried y Schellhorn (2004) y Gottfried y Witczak (2009) para Alemania (elasticidad alrededor de 0,4).

A modo de resumen, la evidencia internacional existente respecto a las estimaciones de la elasticidad muestra los siguientes resultados. Primero, esta elasticidad es superior a las elasticidades de la oferta de trabajo. Además, existe evidencia de que es mayor en los grupos de renta más elevados que en los de menores ingresos. Segundo, no existe un acuerdo generalizado sobre el valor de dicha elasticidad ya que las estimaciones son sensibles a cuestiones como, por ejemplo, la muestra seleccionada, el concepto de renta o el período considerado². Por último, las revisiones más recientes de este tipo de literatura realizadas por Giertz (2009) y por Saez, Slemrod y Giertz (2012) subrayan que los estudios más rigurosos obtienen un amplio rango de elasticidades estadísticamente significativas, incluyendo incluso valores negativos.

Los trabajos empíricos para España que intentan cuantificar los efectos de las reformas del impuesto sobre la renta son más bien escasos. Utilizando la aproximación de Feldstein (1995), Badenes (2001) analiza la respuesta de la base liquidable al tipo marginal obteniendo elasticidades que oscilan entre 0,30 y 1,34 para los primeros perceptores de rentas en el matrimonio y entre 0,71 y 2,08 para los segundos

² Saez, Slemrod y Giertz (2012) señalan que no existen razones para afirmar que la elasticidad de la renta imponible respecto al tipo marginal deba ser igual entre países.

perceptores. Díaz (2004) analiza los efectos de las reformas tributarias de 1988, 1989 y 1991 siguiendo las aproximaciones de Feldstein (1995), Auten y Carroll (1999) y Gruber y Saez (2002). La elasticidad computada es 2,3 cuando se emplea el procedimiento de Feldstein mientras que con las otras dos metodologías las elasticidades oscilan entre 0,1 y 0,7. Sanmartín (2007) adopta el modelo econométrico planteado por Auten y Carroll (1999) para analizar las reformas tributarias de 1988 y 1989. Los valores obtenidos oscilan entre 0,116 y 0,216.

3. LA REFORMA DEL IRPF DEL AÑO 2007

En este trabajo empleamos la reforma de IRPF de 2007 para estimar la elasticidad de respuesta de la renta declarada ante cambios en los tipos marginales. Esta reforma del impuesto (Ley 35/2006) supuso un cambio significativo en la forma de gravar las rentas de las personas físicas en España³. A modo de resumen, los cambios más relevantes fueron los siguientes:

i. Las circunstancias familiares y personales pasaron a tratarse fiscalmente como deducciones en la cuota. Hasta el año 2006 las cargas familiares de la unidad contribuyente se trataban a través de la aplicación de unos mínimos personales y familiares. La reforma modificó este sistema transformando los genuinos mínimos personales y familiares en deducciones en la cuota a través de un mecanismo complicado y poco transparente (ver Sanz, Castañer y Romero, 2009).

ii. Reestructuración de la estructura dual del impuesto modificando la definición de las bases liquidables. Hasta el año 2006 las rentas se acumulaban en dos bases imposables distintas: la base imponible especial, que recogía las ganancias de capital generadas en más de un año y cuyo tipo de gravamen era del 15%, y la base imponible general que absorbía el resto de categorías de renta generadas en un plazo inferior al año (salariales, capital mobiliario, capital inmobiliario, actividades económicas, imputación de rentas e incrementos de patrimonio). Tras la reforma de 2006, la base imponible del ahorro incluyó en su estructura todos los rendimientos del capital mobiliario así como todas las

³ Además de los cambios introducidos en el IRPF para residentes, la Ley 35/2006 incorporó cambios parciales en las Leyes de los Impuestos sobre Sociedades, sobre la Renta de no Residentes y sobre el Patrimonio. Estos cambios no han sido considerados en esta investigación.

plusvalías independientemente de su periodo de generación aplicándoles un tipo de gravamen del 18%.

La Tabla 1 resume las tarifas y las definiciones de las bases liquidables para 2006 y 2007. Como puede observarse, aparte de las diferentes definiciones de la base imponible, la tarifa correspondiente a 2007 presenta tres diferencias fundamentales con la de 2006. En primer lugar, el número de tramos pasó de 5 a 4. En segundo, el tipo marginal mínimo pasó del 15% al 24%, mientras que el tipo marginal máximo se redujo del 45% al 43%. No obstante, ambas tarifas no son directamente comparables pues se aplicaban, como hemos visto, a diferentes conceptos de renta. La definición del concepto de renta bruta de los escenarios antes y después de la reforma es constante mientras que el de base liquidable no lo es. Por este motivo, creemos más apropiado estimar la Elasticidad de la Renta Bruta (ERB) en lugar de la elasticidad de la base liquidable (EBL). En este sentido, Kopczuk (2005) y Saez, Slemrod y Giertz (2012) sugieren emplear definiciones amplias de la renta cuando se producen variaciones en los tipos y en la definición de las bases. Si por el contrario, hubiésemos optado por estimar la EBL esta sería menos robusta al tratarse de un concepto de renta contaminado por las diferencias de definición legal entre los años antes y después de la reforma.

Tabla 1. Estructura impositiva y definición de Bases imponibles

IRPF AÑO 2006			
Base imponible general (gravada progresivamente): rentas salariales, pensiones, rentas del capital mobiliario, rentas del capital inmobiliario, rentas de actividades económicas, imputación de rentas y variaciones patrimoniales generadas en un plazo inferior al año.			
Umbral de renta (€)	Tipo marginal de la parte estatal	Tipo marginal de la parte autonómica	Tipo marginal total
0	0,0906	0,0594	0,15
4.161,60	0,1584	0,0816	0,24
14.357,52	0,1868	0,0932	0,28
26.842,32	0,2471	0,1229	0,37
46.818,00	0,2916	0,1584	0,45
Base imponible especial (gravada proporcionalmente): ganancias de capital obtenidas en más de un año			
0	0,0906	0,0594	0,15
IRPF AÑO 2007			
Base imponible general (gravada progresivamente): rentas salariales, pensiones, rentas de actividades económicas e imputación de rentas			
Umbral de renta (€)	Tipo marginal de la parte estatal	Tipo marginal de la parte autonómica	Tipo marginal total
0	0,1566	0,0834	0,24
17.360	0,1827	0,0973	0,28
32.360	0,2414	0,1286	0,37
52.360	0,2713	0,1587	0,43
Base imponible del ahorro (gravada proporcionalmente): cualquier tipo de ganancias de capital y del ahorro			
0	0,111	0,069	0,18

4. MODELO EMPÍRICO Y DATOS

4.1. Modelo Empírico

Para estimar el efecto de una variación en el tipo marginal sobre la renta declarada empleamos la propuesta de Bakos, Benczúr y Benedek (2008) que introduce pequeñas modificaciones en el modelo empleado por Gruber y Saez (2002). La restricción presupuestaria de un contribuyente viene dada por:

$$c = (1 - \tau)y + R \quad [1]$$

donde τ es el tipo marginal, y es la renta antes de impuestos y R es la renta virtual. Maximizando la utilidad se obtiene una función de oferta de renta que depende de la pendiente de la restricción presupuestaria y de la renta virtual, $y = y(1 - \tau, R)$. Una

variación en los impuestos afecta a τ y a R , y por tanto, la respuesta de la renta a una variación impositiva será:

$$dy = -\frac{\partial y}{\partial(1-\tau)}d\tau + \frac{\partial y}{\partial R}dR \quad [2]$$

Introduciendo $\beta = \left[\frac{(1-\tau)}{y} \right] \frac{\partial y}{\partial(1-\tau)}$, la elasticidad respecto a $(1-\tau)$, y $\eta = (1-\tau) \frac{\partial y}{\partial R}$,

el parámetro del efecto renta, se obtiene $dy = -\beta y \frac{d\tau}{(1-\tau)} + \eta \frac{dR}{(1-\tau)}$. Usando la

elasticidad compensada, β^C , y la ecuación de Slutsky, $\beta^C = \beta - \eta$, se obtiene

$\frac{dy}{y} = -\beta^C \frac{d\tau}{(1-\tau)} + \eta \frac{dR - yd\tau}{y(1-\tau)}$. Sustituyendo dy/y por $\Delta \log(y)$, $d\tau/(1-\tau)$ por

$\Delta \log(1-\tau)$ y, siguiendo la propuesta de Bakos, Benczúr y Benedek (2008),

$dR - yd\tau / y(1-\tau)$ por $\Delta \log(1 - TME)$ donde TME es el tipo medio, se obtiene una

especificación similar a la de trabajos previos en la literatura como el de Auten y Carroll

(1999). Así, el modelo empírico empleado para estimar el efecto de la variación en el tipo marginal sobre la renta bruta declarada es:

$$\Delta \log(y_i) = \beta^C \Delta \log(1 - \tau_i) + \eta \Delta \log(1 - TME_i) + \alpha Z_i' + u_i \quad [3]$$

donde Δ representa la diferencia entre el período t , año 2007 posterior a la reforma, y el

$t-1$, año 2006 anterior a la reforma. En nuestro caso, la variable y_i es la renta bruta

declarada. Z_i' es un vector de variables de control que recogen otro conjunto de

características del individuo que pueden afectar a la renta bruta declarada y u_i es el

término de error.

En la línea de la propuesta de Auten y Carroll (1999) las variables de control recogidas

en Z_i' incluyen variables demográficas (como la edad y su cuadrado o el sexo del

individuo), características del hogar (como el número de hijos, la presencia de

discapacitados o la existencia de declaración conjunta) y otras variables que recogen el

origen de los ingresos (como si el contribuyente es autónomo o si los ingresos proceden

mayoritariamente del trabajo). Se incluyen también variables ficticias que recogen la región de residencia. Con todo este conjunto de variables se intenta capturar cambios en la renta no debidos a la variación en el tipo marginal.

Asimismo, con objeto de controlar el problema de la reversión a la media se incluye el logaritmo de la renta del año base. La reversión a la media puede afectar a los resultados de la estimación ya que nos puede hacer confundir variaciones en la renta no debidas a los impuestos. A lo largo de la vida de un individuo, la renta suele seguir una senda con algunas fluctuaciones, de modo que después de una renta inusualmente alta o baja se suele volver a la senda normal y esa vuelta a la media se puede confundir con una respuesta ante el cambio impositivo. La reversión a la media suele ser más pronunciada en las colas de la distribución por lo que muchos trabajos eliminan a los individuos de renta más baja para tratar de evitar el sesgo en las estimaciones de la elasticidad.

Como es habitual en la literatura, para evitar la endogeneidad del tipo impositivo empleamos variables instrumentales a efectos de estimar la elasticidad de la renta bruta respecto al tipo marginal neto de impuestos. Concretamente, el modelo presentado en la ecuación [3] se estimará por Mínimos Cuadrados en dos etapas empleando como instrumentos de los tipos marginal y medio, los tipos marginal virtual y medio virtual que se describen en el próximo apartado.

4.2 Obtención de los tipos marginales y medios

La primera tarea antes de estimar la ecuación [3] será definir con precisión la noción de tipo marginal. Para ello debemos tener cuenta que las dos estructura de IRPF analizadas, 2006 y 2007, tienen una estructura cedular. Ambas estructuras distinguían dos tipos de renta gravable: (i) las rentas del capital sobre las que se aplicaba un tipo único y (ii) el resto de rentas sometidas a una tarifa progresiva. No obstante, la reforma de 2007 introdujo importantes cambios tanto en la forma de computar los dos tipos de renta como en los tipos de gravamen aplicables. Por tanto, para cada uno de los años considerados identificamos dos tipos marginales relevantes: el tipo marginal de la tarifa progresiva (τ^{PG}) y el tipo proporcional (τ^P). De este modo, para cada año t , cada contribuyente i soportará un tipo marginal efectivo ponderado (τ) igual a:

$$\tau_{i,t} = \frac{X_{i,t}^{PG}}{X_{i,t}^{PG} + X_{i,t}^P} \tau_{i,t}^{PG} + \frac{X_{i,t}^P}{X_{i,t}^{PG} + X_{i,t}^P} \tau_{i,t}^P \quad t = 2006, 2007 \quad [4]$$

donde $X_{i,t}^P$ representa para el año t la magnitud de la base liquidable que se grava a tipo proporcional y $X_{i,t}^{PG}$ la base liquidable que soporta la tarifa progresiva. Dada la endogeneidad existente entre tipo marginal y renta instrumentamos τ a partir de lo que en la literatura se ha denominado *tipo marginal virtual*, τ^V . El tipo marginal virtual se define como el tipo marginal al que se enfrentaría el contribuyente en 2007 por el valor real constante de su renta de 2006. Para la construcción del instrumento, τ^V , se indexan todas las fuentes de renta de 2006 con el correspondiente índice de precios al consumo publicado por el Instituto Nacional de Estadística (INE) para ese año que era el 4,2% y se recalcula la cuota que correspondería si a esas rentas indexadas de 2006 se les hubiese aplicado la normativa de 2007. Una vez calculado el tipo marginal virtual de todos y cada uno de los contribuyentes muestrales, para obtener el τ^V relevante aplicamos el mismo procedimiento de ponderación referido en [4]. Los tipos medios soportados por los individuos han sido computados como:

$$TME_{i,t} = \frac{CL_{i,t}}{y_{i,t}} \quad t = 2006, 2007 \quad [5]$$

donde $CL_{i,t}$ representa para el año t la cuota líquida de IRPF de cada individuo y $y_{i,t}$ es la renta bruta del mismo individuo. Los tipos medios virtuales han sido construido utilizando el mismo procedimiento que el descrito anteriormente para los tipos marginales virtuales.

4.3. Datos

En este trabajo empleamos los microdatos del Panel de Declarantes por IRPF elaborados por la Agencia Tributaria y el Instituto de Estudios Fiscales, para los años 2006 y 2007. La base está formada por 288.902 contribuyentes con información

detallada sobre renta declarada, cuotas y características socioeconómicas⁴. La muestra solamente incluye a contribuyentes con renta bruta y base liquidable positivas⁵. A efectos ilustrativos, la Tabla 2 y el Gráfico 1 muestran el impacto de la reforma de 2007 sobre los tipos marginales y virtuales por decilas de renta. Los resultados muestran que la reforma elevó los tipos marginales de los individuos con rentas más bajas; al contrario de lo que se observa para las rentas más altas. Asimismo, el Gráfico 2 muestra la diferencia entre los tipos marginales de 2007 y sus correspondientes tipos marginales virtuales. Los resultados sugieren que los individuos alteraron su comportamiento para reducir el impacto de la reforma. Especialmente en los situados en las últimas decilas ya que éstos casos se aprecian unas diferencias negativas de magnitud considerable entre los tipos marginales que efectivamente soportaron en 2007 y los que si se hubiera mantenido su nivel de renta de 2006 hubieran tenido que soportar en 2007.

Tabla 2. Media de los tipos marginales por decilas de Renta Bruta del Año 2006

	(I)	(II)	(III)
Decila	Tipo marginal año 2006	Tipo marginal año 2007	Tipo marginal virtual
Primera	0,154	0,223	0,234
Segunda	0,178	0,234	0,230
Tercera	0,215	0,239	0,234
Cuarta	0,235	0,247	0,243
Quinta	0,260	0,266	0,266
Sexta	0,274	0,277	0,275
Séptima	0,318	0,311	0,312
Octava	0,354	0,341	0,351
Novena	0,411	0,374	0,397
Décima	0,404	0,362	0,404

⁴ Para reducir el impacto que puede generar el problema de la reversión a la media se eliminaron del estudio aquellos individuos cuya renta bruta estaba en 2006 por debajo del Indicador Público de Renta de Efectos Múltiples (IPREM), los 5.749,20 €. En total se emplean los datos de 288.902 individuos.

⁵ En el Apéndice se recoge la definición de las variables empleadas.

Gráfico 1

Diferencias entre los tipos marginales 2007-2006
por decilas de renta bruta del año 2006

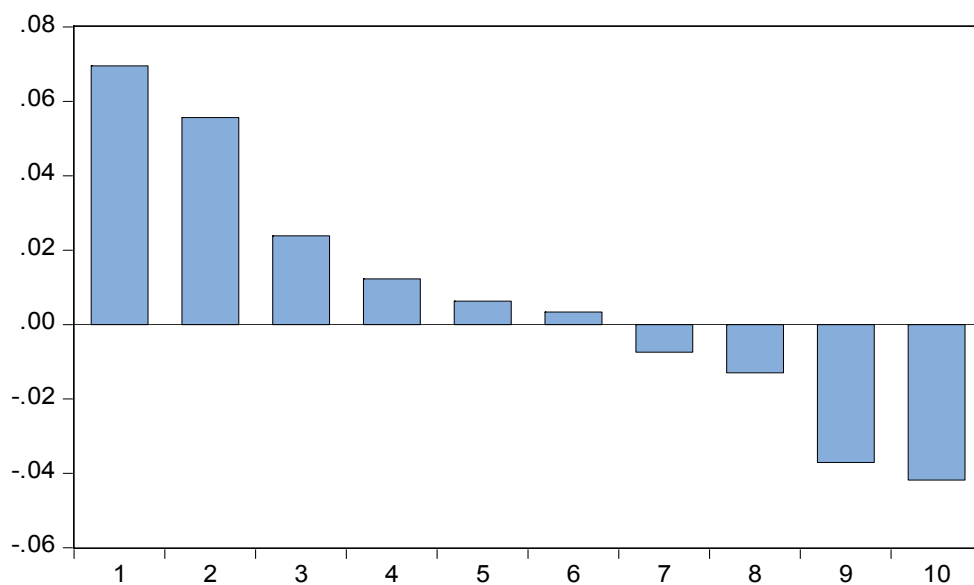
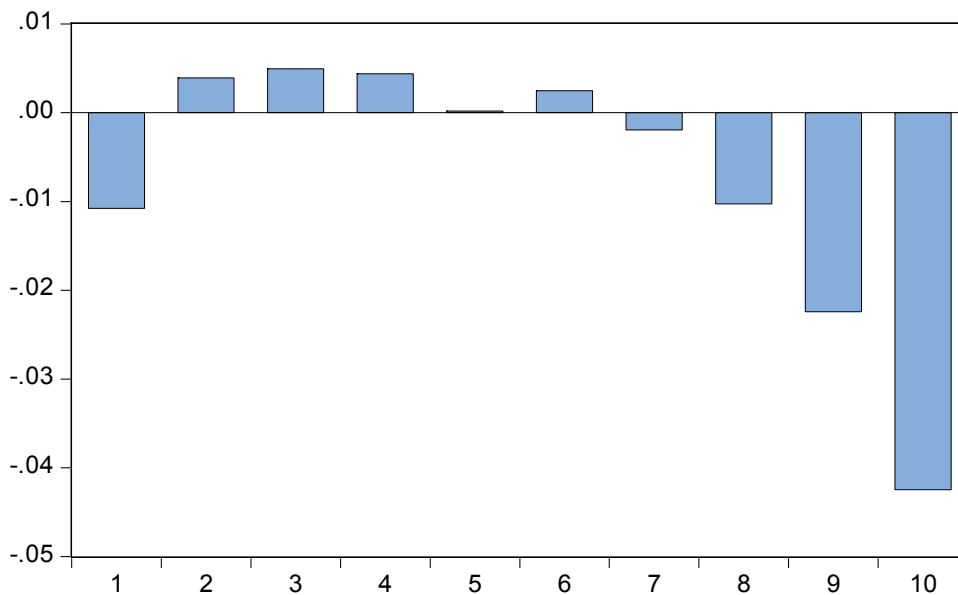


Gráfico 2

Diferencias entre los tipos marginales de 2007 y los virtuales
por decilas de renta bruta del año 2006



4.4. Resultados

Debido a la endogeneidad de los tipos marginales y medios todas las estimaciones se realizan por Mínimos Cuadrados en dos etapas empleando como instrumentos los tipos marginales y medios virtuales descritos en el apartado 4.2. En todas las estimaciones realizadas, los contrastes de validez de instrumentos basados en los resultados de la primera etapa, tanto el R^2 parcial como el F de instrumentos excluidos, permiten aceptar la validez de los instrumentos utilizados. Como es habitual en esta literatura, todas las estimaciones presentadas están realizadas empleando un factor de ponderación poblacional.

En las columnas (I) a (IV) de la Tabla 3 se presentan los resultados de la estimación del modelo sin incluir el efecto renta. El primer trabajo que considera que la función de oferta de renta depende de la renta virtual e incluye por tanto el efecto renta es el de Gruber y Sáez (2002). Estos autores obtienen que tal efecto no es significativamente distinto de cero. Por ello, toda la literatura previa, y gran parte de la posterior, no incluye el efecto renta considerándose que la elasticidad compensada y no compensada son iguales⁶. En la columna (I) se presenta el modelo básico sin incluir variables demográficas ni renta del año base. En la columna (II) se presenta un modelo equivalente aunque incluyendo la renta del año base para intentar controlar el efecto de la reversión a la media. Como sucede en otros trabajos (Gruber y Saez, 2002; Aarbu y Thoresen, 2001 y Heim, 2009), al comparar las columnas (I) y (II) observamos que cuando no se incluye el logaritmo de la renta del año 2006 se obtiene una elasticidad más baja lo que podría ser consecuencia del efecto de la reversión a la media.

⁶ Algunos trabajos que incluyen el efecto renta son los de Gottfried y Schellhorn (2004), Kopczuk (2005), Bakos, Benczúr y Benedek (2008), Gottfried y Witczak (2009), Kleven y Schultz (2012) y, para el caso de España, Díaz (2004).

Tabla 3. Elasticidades Renta Bruta Declarada

	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)	(VI)
Controles	Ninguno	Reversion a la media	Reversión a la media + Características	Reversion a la media decilas + Características	Efecto Renta	Efecto Renta + Características
Constante	0,046 (0,001)	2,119 (0,028)	2,174 (0,029)	4,126 (0,132)	2,108 (0,027)	2,174 (0,028)
$\Delta \log(1-\tau)$	0,775 (0,019)	1,503 (0,027)	1,541 (0,028)	1,393 (0,027)	1,537 (0,035)	1,540 (0,036)
$\log(y_{t-1})$	-	-0,204 (0,003)	-0,224 (0,003)	-0,431 (0,015)	-0,202 (0,003)	-0,224 (0,003)
$\Delta \log(1-TME)$	-	-	-	-	-0,238 (0,113)	0,007 ^(*) (0,119)
Edad	-	-	0,006 (0,0004)	0,004 (0,0004)	-	0,006 (0,0004)
Edad ²	-	-	-0,00005 (3,5x10 ⁻⁶)	-0,00003 (3,4x10 ⁻⁶)	-	-0,00005 (3,7x10 ⁻⁶)
Conjunta	-	-	-0,036 (0,002)	-0,032 (0,002)	-	-0,036 (0,002)
Autónomo	-	-	-0,027 (0,002)	-0,023 (0,002)	-	-0,027 (0,002)
Hombre	-	-	0,041 (0,002)	0,041 (0,002)	-	0,041 (0,002)
nº Hijos	-	-	0,035 (0,001)	0,033 (0,001)	-	0,035 (0,001)
nº Discapacitados	-	-	0,010 (0,003)	0,006 (0,003)	-	0,009 (0,003)
Fuente trabajo	-	-	-0,044 (0,006)	-0,018 (0,006)	-	-0,044 (0,006)
CCAA	-	-	Incluidas	Incluidas	-	Incluidas
Decilas Reversión media	-	-	-	Incluidas	-	-
χ_k^2 Signif. Global (p-valor)	1.026,68 (0,00)	5.529,78 (0,00)	6.729,14 (0,00)	8.547,00 (0,00)	5.725,59 (0,00)	6.796,64 (0,00)
Error estándar regression	0,408	0,403	0,400	0,394	0,396	0,400
Primera Etapa:						
R ² Parcial:						
$\Delta \log(1-\tau)$	0,489	0,447	0,434	0,402	0,459	0,446
$\Delta \log(1-TME)$	-	-	-	-	0,084	0,077
F de instrumentos excluidos:						
$\Delta \log(1-\tau)$	193.194	160.344	148.818	131.664	82.672,9	76.314
$\Delta \log(1-TME)$	-	-	-	-	7.400,97	6.482,69
N	288.902	288.902	285.272	285.272	288.897	285.267

Nota: Errores estándar robustos entre paréntesis.

Cuando en la columna (II) se incluye la renta del año base 2006 para controlar la reversión a la media se obtiene una elasticidad positiva igual a 1,503. Este valor es mayor que el obtenido en otros trabajos donde se emplea tal especificación. Así, Auten y Carroll (1999) obtuvieron elasticidades que oscilaban entre 0,45 y 0,7 dependiendo de la muestra empleada y de las variables de control incluidas. En Gruber y Saez (2002) la elasticidad oscila entre 0,12 y 0,61, según la variable explicada y la forma de controlar la reversión a la media. Nuestro resultado está en línea con los valores de Moffitt y Wilhelm (2000) que obtienen elasticidades que oscilan entre 1,76 y 1,99 cuando emplean el procedimiento de Feldstein (1995). También con Kopczuk (2005) que obtiene una elasticidad de 1,44 cuando controla por reversión a la media y de 1,37 cuando controla de forma separada la reversión a la media y la variación en la distribución de la renta. Respecto al caso de España, nuestro resultado está en línea con lo obtenido en Badenes (2001) y Díaz (2004). Badenes (2001) obtiene un rango de valores comprendido entre 0,3 y 1,34 para el primer perceptor de rentas del matrimonio y 0,71 y 2,08 para el segundo perceptor de rentas. Díaz (2004) obtiene elasticidades máximas de hasta 2,2 cuando emplea el procedimiento de Feldstein. Por el contrario, Sanmartín (2007) y Díaz (2004) obtienen elasticidades mucho más bajas (entre 0,1 y 0,7) cuando estiman por mínimos cuadrados en dos etapas.

Respecto al coeficiente del logaritmo de la renta del año base, el signo negativo coincide con lo obtenido en trabajos previos como los de Auten y Carroll (1999), Sillamaa y Veall (2001), Gruber y Saez (2002), Hansson (2007) o, para el caso de España, Díaz (2004) y Sanmartín (2007).

En la columna (III) se presentan los resultados de un modelo análogo al de la columna (II) aunque incluyendo variables demográficas, el origen de los ingresos y un conjunto de variables ficticias que recogen la región de residencia del individuo. Los resultados muestran que la inclusión de estas variables apenas cambia la elasticidad cuyo valor pasa a ser de 1,541. Cuanto mayor es el número de hijos, el número de discapacitados y la edad del individuo mayor es la variación de la renta. El número de hijos se incluye para controlar su efecto sobre el crecimiento de la renta y su signo positivo implica que al aumentar el número de hijos aumenta la variación de la renta. Este efecto positivo coincide con lo obtenido en la mayoría de los trabajos de la literatura como, por ejemplo, en los de Auten y Carroll (1999), Sillamaa y Veall (2001), Gottfried y

Schellhorn (2004), Auten, Carroll y Gee (2008), Heim (2009), y, para el caso de España, Díaz (2004) y Sanmartín (2007). La edad y su cuadrado permiten controlar los efectos del ciclo vital. El signo positivo de la edad y el negativo de su cuadrado implican que al aumentar la edad aumenta la variación en la renta, pero que este efecto positivo va disminuyendo con la edad. Este comportamiento podría explicarse porque la renta crece más con la promoción durante los primeros años de vida laboral siendo más estable con el tiempo. Este resultado coincide con el obtenido en otros trabajos como los de Sillamäa y Veall (2001), Auten, Carroll y Gee (2008) y Bakos, Benczur y Benedek (2008) y, para España, Díaz (2004). Por lo que respecta al sexo, la evidencia obtenida muestra, al igual que en Giertz (2007), que la variación de la renta es mayor en hombres que en mujeres. Asimismo, la variación de la renta es menor en los matrimonios que presentan declaración conjunta que en los que optan por la declaración separada. Probablemente, porque la declaración conjunta es más frecuente en hogares con un único perceptor de rentas donde las variaciones de renta suelen ser menores.

Respecto a las variables de control que recogen el origen de los ingresos, los individuos cuya principal fuente de renta son rentas laborales o autónomas tienen una menor variación de la renta. La menor variación en la renta de los autónomos coincide con lo que obtienen para Alemania Gottfried y Witczak (2009) y para España Sanmartín (2007). También se incluyen variables ficticias de las diferentes Comunidades Autónomas (CCAA) que son significativas conjuntamente debido a que la variación de la renta está influenciada por el comportamiento de la economía regional.

En la columna (IV) se recoge un modelo que incluye la interacción de la renta del año base con variables ficticias que indican la decila de renta del individuo. Siguiendo a Gruber y Saez (2002), este procedimiento permite contrastar si el efecto de la reversión a la media opera de forma no lineal cambiando por decilas de renta. Sin embargo, para incluir esta no linealidad e identificar el efecto del impuesto es deseable contar con más de un cambio impositivo y más de dos años. En nuestro caso, aunque sólo disponemos de un cambio y sólo tenemos dos años, hemos intentado contrastar si se observaban diferencias por decilas⁷, ya que, como señala Giertz (2007), se espera que la reversión a

⁷ Gruber y Saez (2002) modelizan la no linealidad de la reversión a la media incluyendo un *spline* por decilas. En nuestro caso, simplemente interaccionamos el logaritmo de la renta desfasada con ficticias que indican la decila de renta del individuo.

la media sea especialmente pronunciada en las colas de la distribución. Al igual que en Gruber y Saez (2002), Giertz (2007) y Heim (2009), la elasticidad disminuye pasando a ser de 1,393 cuando introducimos estas diferencias por decilas de renta. Esta caída en la elasticidad sugiere que las variaciones en la renta y su distribución ajenas a la variación impositiva, podrían estar sesgando al alza nuestras estimaciones de la elasticidad.

En las columnas (V) y (VI) de la Tabla 3 se presenta la estimación del modelo de la ecuación [1] en el que, siguiendo a Gruber y Saez (2002) y a Bakos, Benczúr y Benedek (2008) hemos incluido en la especificación la variación en $\log(1 - TME)$. Tal variable permite desagregar el efecto renta del efecto sustitución en la variación en los impuestos. En la columna (V) se presenta el modelo sin incluir controles y en la columna (VI) incluyendo las mismas variables de control que los empleados en la columna (III). En la columna (V) obtenemos un efecto renta negativo. Sin embargo, como en Gruber y Saez (2002), dicho efecto resulta no significativo cuando incluimos variables de control en la columna (VI). La evidencia empírica sobre el signo y tamaño del efecto renta no es concluyente, ya que los resultados obtenidos varían dependiendo del grupo de individuos. Así, por ejemplo, Bakos, Benczúr y Benedek (2008) diferencian el efecto renta por tramos de renta y obtienen que sólo es significativo y con signo negativo en los tramos de renta más altos. En Gottfried y Witeczak (2009) y Kleven y Schultz (2012) el efecto renta es negativo y significativo pero sólo para los asalariados, mientras que para los autónomos es positivo pero no significativo. Asimismo, observamos que la elasticidad compensada es 1,503 cuando no incluimos variables de control y 1,54 cuando las incluimos y que todas las variables de control son significativas y con los mismos signos que los mostrados en la columna (III).

4.5. Análisis de sensibilidad

Tomando como referencia los modelos de las columnas (III) y (VI) de la Tabla 3 hemos estimado el modelo por niveles de renta, Comunidades Autónomas, grupos de edad, fuente de ingresos, sexo, tipo de declaración y si los individuos son autónomos. El objetivo de este análisis es contrastar si existen diferencias entre los individuos de diferentes características en la elasticidad de la renta respecto al tipo marginal neto de impuestos $(1 - \tau)$.

Niveles de renta

En la Tabla 4 se presentan las estimaciones del modelo permitiendo la existencia de diferencias en la elasticidad de la renta bruta respecto al tipo marginal neto de impuestos por cuartiles de renta, contruidos en base a la renta bruta del año 2006. En el modelo en el que no se incluye el efecto renta, columna (I), se obtiene que para el primer cuartil de renta la elasticidad es 0,664, 1,002 en el segundo, 1,365 en el tercero y 2,717 en el cuarto. Tales diferencias son estadísticamente significativas de modo que la elasticidad esta positivamente relacionada con el nivel de renta. En consecuencia, una correcta evaluación del impacto recaudatorio de una reforma debe tener en cuenta las diferencias en la respuesta por niveles de renta.

Tabla 4. Elasticidades Renta Bruta Declarada por cuartiles de renta (base: primer cuartil)

	(I)	(II)
	Sin Efecto Renta	Con Efecto Renta
Constante	2,019 (0,028)	2,009 (0,028)
$\Delta \log(1-\tau)$	0,664 (0,037)	0,670 (0,037)
$\Delta \log(1-\tau)*\text{cuartil-2}$	0,338 (0,053)	0,342 (0,052)
$\Delta \log(1-\tau)*\text{cuartil-3}$	0,701 (0,064)	0,713 (0,064)
$\Delta \log(1-\tau)*\text{cuartil-4}$	2,053 (0,056)	2,091 (0,063)
$\log(y_{t-1})$	-0,211 (0,003)	-0,210 (0,003)
$\Delta \log(1-TME)$	-	-0,156 ^(*) (0,120)
χ_k^2 Signif. Global (p-valor)	7.904,77 (0,00)	8.052,93 (0,00)
Error estandar de la regresión	0,397	0,393
Primera Etapa:		
R ² Parcial:		
$\Delta \log(1-\tau)$	0,438	0,449
$\Delta \log(1-\tau)*\text{cuartil-2}$	0,416	0,417
$\Delta \log(1-\tau)*\text{cuartil-3}$	0,237	0,237
$\Delta \log(1-\tau)*\text{cuartil-4}$	0,462	0,470
$\Delta \log(1-TME)$	-	0,089
F de instrumentos excluidos:		
$\Delta \log(1-\tau)$	53.152	45.716,7
$\Delta \log(1-\tau)*\text{cuartil-2}$	15.591,2	12.514,3
$\Delta \log(1-\tau)*\text{cuartil-3}$	4.641,9	3.721,47
$\Delta \log(1-\tau)*\text{cuartil-4}$	14.480,8	11.749,9
$\Delta \log(1-TME)$	-	3.145,33
N	285.272	285.267

Nota: Errores estándar robustos entre paréntesis. (*) No significativo al 10%. Los modelos incluyen las variables de control: edad y su cuadrado, conjunta, autónomo, sexo, número hijos, número de discapacitados y si el trabajo es la principal fuente de ingresos.

Este patrón de comportamiento se repite en la mayoría de los trabajos que estiman diferentes elasticidades para los distintos niveles de renta (ver, por ejemplo, Gruber y Saez, 2002 o Giertz, 2010). De hecho, este resultado es el esperado ya que al crecer el nivel de renta se ingresa una mayor parte de ésta en forma de rendimientos más adaptables a las estrategias fiscales personales, como son los rendimientos del capital. Por el contrario, en los grupos de renta inferiores, su principal fuente son las rentas del trabajo, más controladas y previsibles y con menor margen de adaptación a los cambios impositivos ya que la única forma de manipular los ingresos es trabajar más o menos, por lo que sus elasticidades son más reducidas e incluso no significativas como obtiene Heim (2009). Para el caso de España, Diaz (2004) y Badenes (2001) calculan las elasticidades para diferentes tramos de renta y aunque obtienen que la elasticidad cambia por niveles de renta, no encuentran una pauta creciente tan clara. En la columna (II) se presenta la estimación del modelo incluyendo efecto renta y, al igual que en la Tabla 3, se obtiene que es negativo y no significativo.

Comunidades Autónomas

En la Tabla 5 se presentan las estimaciones del modelo permitiendo que la elasticidad de la renta bruta respecto al tipo marginal neto de impuestos varíe de unas Comunidades Autónomas a otras. Los resultados muestran que la elasticidad estimada para Madrid, cuando no se incluye efecto renta, es 1,641. Únicamente Cataluña, Murcia y Valencia presentan elasticidades superiores a la de Madrid, (1,70, 1,807 y 1,722) aunque los contrastes revelan que no existen diferencias significativas. Para el resto de las CCAA las elasticidades oscilan entre 0,818 para Ceuta y Melilla y 1,453 para Andalucía. Los resultados sugieren que las CCAA con mayor nivel medio de renta (como Madrid, Cataluña o Valencia) presentan las mayores elasticidades. Al igual que en las otras estimaciones presentadas, cuando se incluye efecto renta, columna (II), se obtiene que es negativo y no significativo.

Tabla 5. Elasticidad Renta Bruta declarada por CCAA (base: Madrid)

	(I)	(II)
	Sin Efecto Renta	Con Efecto Renta
Constante	2,173 (0,029)	2,173 (0,028)
$\Delta \log(1-\tau)$	1,641 (0,056)	1,642 (0,062)
$\Delta \log(1-\tau)$ *Andalucía	-0,188 (0,074)	-0,190 (0,075)
$\Delta \log(1-\tau)$ *Aragón	-0,337 (0,112)	-0,339 (0,112)
$\Delta \log(1-\tau)$ *Asturias	-0,217 ^(*) (0,142)	-0,221 ^(*) (0,143)
$\Delta \log(1-\tau)$ *Baleares	-0,044 ^(*) (0,133)	-0,045 ^(*) (0,133)
$\Delta \log(1-\tau)$ *Canarias	-0,245 (0,118)	-0,247 (0,120)
$\Delta \log(1-\tau)$ *Cantabria	-0,449 (0,170)	-0,450 (0,170)
$\Delta \log(1-\tau)$ *Cast-Mancha	-0,365 (0,128)	-0,366 (0,128)
$\Delta \log(1-\tau)$ *Cast-León	-0,356 (0,093)	-0,357 (0,093)
$\Delta \log(1-\tau)$ *Cataluña	0,059 ^(*) (0,076)	0,060 ^(*) (0,076)
$\Delta \log(1-\tau)$ *Extremadura	-0,374 (0,117)	-0,375 (0,118)
$\Delta \log(1-\tau)$ *Galicia	-0,206 (0,091)	-0,207 (0,091)
$\Delta \log(1-\tau)$ *Murcia	0,166 ^(*) (0,151)	0,164 ^(*) (0,151)
$\Delta \log(1-\tau)$ *Rioja	-0,168 ^(*) (0,215)	-0,169 ^(*) (0,215)
$\Delta \log(1-\tau)$ *Valencia	0,081 ^(*) (0,088)	0,080 ^(*) (0,088)
$\Delta \log(1-\tau)$ *Ceuta-Melilla	-0,823 (0,308)	-0,824 (0,309)
$\log(y_{t-1})$	-0,224 (0,003)	-0,224 (0,003)
$\Delta \log(1-TME)$	-	-0,002 ^(*) (0,120)
χ_k^2 Signif. Global (p-valor)	6.827,05	6.897,21
Error estándar de la regresión	0,400	0,400
N	285.272	285.267

Nota: Errores estándar robustos entre paréntesis. (*) No significativo al 10%. Los modelos incluyen como regresores las variables de control: edad y su cuadrado, conjunta, autónomo, sexo, número hijos, número de discapacitados y si el trabajo principal fuente de ingresos.

Tramos de edad

En la Tabla 6 se presentan las estimaciones de la elasticidad por tramos de edad: menos de 35, de 36 a 55, de 56 a 65 y más de 65. La elasticidad estimada para los menores de 35 años cuando se excluye el efecto renta es de 1,118. Las diferencias entre este grupo

de los más jóvenes y el resto de tramos de edad son estadísticamente significativas obteniéndose unas elasticidades de 1,654 para los de 36 a 55, de 1,59 para los de 56 a 65 y de 1,588 para los mayores de 65 años. Sin embargo, cuando comparamos entre sí a los individuos de más de 35 años obtenemos que no existen diferencias significativas entre sus elasticidades (ver estadístico de contraste en la Tabla 6). Es decir, nuestros resultados indican que hasta los 35 años la elasticidad es menor. Este resultado se puede explicar porque posiblemente la mayoría de los ingresos obtenidos por los más jóvenes en los primeros años de trabajo proceden de rentas del trabajo con menor margen de adaptación a los cambios impositivos. Esta heterogeneidad por tramos de edad está en la línea de lo obtenido para España en Diaz (2004) o para Suecia en Hansson (2007). Las estimaciones cuando se incluye efecto renta, columna (II), muestran que el efecto es negativo y no significativo.

Tabla 6. Elasticidad Renta Bruta declarada por tramos de edad (base: menos de 35)

	(I)	(II)
	Sin Efecto renta	Con Efecto renta
Constante	2,147 (0,029)	2,145 (0,028)
$\Delta \log(1-\tau)$	1,118 (0,058)	1,121 (0,059)
$\Delta \log(1-\tau)*edad35-55$	0,536 (0,063)	0,538 (0,063)
$\Delta \log(1-\tau)*edad55-65$	0,472 (0,075)	0,476 (0,077)
$\Delta \log(1-\tau)*edad+65$	0,470 (0,068)	0,474 (0,069)
$\log(y_{i,t-1})$	-0,225 (0,003)	-0,225 (0,003)
$\Delta \log(1-TME)$	-	-0,040 ^(*) (0,122)
χ^2_k Signif. Global (p-valor)	6.817,96 (0,00)	6.908,42 (0,00)
Error estandar de la regresión	0,399	0,398
Primera etapa:		
R ² parcial:		
$\Delta \log(1-\tau)$	0,435	0,446
$\Delta \log(1-\tau)*edad35-55$	0,442	0,442
$\Delta \log(1-\tau)*edad55-65$	0,418	0,421
$\Delta \log(1-\tau)*edad+65$	0,611	0,628
$\Delta \log(1-TME)$	-	0,078
F de instrumentos excluidos:		
$\Delta \log(1-\tau)$	38.519,4	31.962,1
$\Delta \log(1-\tau)*edad35-55$	27.203,7	21.739,4
$\Delta \log(1-\tau)*edad55-65$	9.556,88	7.582,41
$\Delta \log(1-\tau)*edad+65$	15.445,5	13.409,7
$\Delta \log(1-TME)$	-	2.651,11
Igualdad efecto 35 a +65 (p-valor)	1,95 (0,376)	1,77 (0,413)
N	285.272	285.267

Nota: Errores estándar robustos entre paréntesis. (*) No significativo al 10%. Los modelos incluyen como regresores las variables de control: edad y su cuadrado, conjunta, autónomo, sexo, número hijos, número de discapacitados, si el trabajo principal fuente de ingresos y la región de residencia.

Otras posibles fuentes de heterogeneidad

En la Tabla 7 se presentan los resultados de otros análisis de sensibilidad que se han realizado. Se han estimado modelos que permiten diferencias en la elasticidad por la fuente de los ingresos (columnas (I) y (II)), por sexo (columnas (III) y (IV)), si el individuo es autónomo (columnas (V) y (VI)) y por tipo de declaración (columnas (VII) y (VIII)).

En línea con los trabajos de Diaz (2004) y Carey, Creedy, Gemmel y Teng (2012), en las columnas (I) y (II) se presenta la estimación del modelo incluyendo la interacción del logaritmo del tipo marginal neto con la variable ficticia *Fuente*, que toma valor 1 para los individuos cuya principal fuente de ingreso son las rentas del trabajo. Los resultados muestran que los individuos cuya principal fuente de ingreso son las rentas del trabajo tienen una elasticidad igual a 0,524 frente a una elasticidad de 1,548 para otras fuentes de renta⁸. Estas diferencias pueden ser consecuencia de que las rentas salariales son más difíciles de manipular fiscalmente. Es decir, la única forma de ajustarlas es trabajando más o menos pero, como muestra la evidencia sobre oferta de trabajo, el número de horas trabajadas es muy poco sensible al salario neto.

⁸ Carey, Creedy, Gemmel y Teng (2012) estiman para Nueva Zelanda para aquellos cuya principal fuente de renta son los rendimientos del trabajo una elasticidad de 0,414 y para el resto de 0,909 y Diaz (2004) obtiene para España que la elasticidad para los que sus ingresos principales provienen del trabajo es aproximadamente la mitad que la del resto.

Tabla 7. Otras fuentes de heterogeneidad en la Elasticidad Renta Bruta declarada

	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)	(VI)	(VII)	(VIII)
	Fuente		Sexo		Autónomo		Conjunta	
	Sin efecto renta	Con efecto renta	Sin efecto renta	Con efecto renta	Sin efecto renta	Con efecto renta	Sin efecto renta	Con efecto renta
Constante	2,175 (0,029)	2,176 (0,028)	2,174 (0,029)	2,174 (0,028)	2,175 (0,029)	2,176 (0,029)	2,176 (0,029)	2,176 (0,028)
$\Delta \log(1-\tau)$	1,548 (0,029)	1,546 (0,036)	1,598 (0,040)	1,598 (0,045)	1,501 (0,030)	1,508 (0,036)	1,582 (0,033)	1,584 (0,041)
$\Delta \log(1-\tau)$ *fuente	-1,024 (0,097)	-1,022 (0,100)	-	-	-	-	-	-
$\Delta \log(1-\tau)$ *hombre	-	-	-0,088 (0,044)	-0,089 (0,045)	-	-	-	-
$\Delta \log(1-\tau)$ *autonomo	-	-	-	-	0,131 (0,055)	0,131 (0,055)	-	-
$\Delta \log(1-\tau)$ *conjunta	-	-	-	-	-	-	-0,132 (0,046)	-0,133 (0,046)
$\log(y_{i-1})$	-0,225 (0,003)	-0,225 (0,003)	-0,224 (0,003)	-0,224 (0,003)	-0,225 (0,003)	-0,225 (0,003)	-0,225 (0,003)	-0,225 (0,003)
$\Delta \log(1-TME)$	-	0,014 ^(*) (0,119)	-	0,0009 ^(*) (0,119)	-	0,019 ^(*) (0,118)	-	-0,013 ^(*) (0,120)
χ^2_k Signif, Global (p-valor)	6.736,60	6.800,31	6.729,82	6.800,40	6.753,80	6.815,54	6.752,95	6.829,23
Error estándar regresión	0,400	0,400	0,400	0,400	0,400	0,401	0,400	0,400
Primera etapa:								
R ² parcial:								
$\Delta \log(1-\tau)$	0,434	0,446	0,434	0,446	0,434	0,446	0,434	0,446
$\Delta \log(1-\tau)$ *fuente	0,885	0,885	-	-	-	-	-	-
$\Delta \log(1-\tau)$ *hombre	-	-	0,424	0,430	-	-	-	-
$\Delta \log(1-\tau)$ *autonomo	-	-	-	-	0,420	0,421	-	-
$\Delta \log(1-\tau)$ *conjunta	-	-	-	-	-	-	0,477	0,478
$\Delta \log(1-TME)$	-	0,077	-	0,078	-	0,078	-	0,078
F instrumentos excluidos:								
$\Delta \log(1-\tau)$	76.118,3	5.390,7	75.857	52.041	7.552,3	51.702,1	74.473,5	50.925,5
$\Delta \log(1-\tau)$ *fuente	3.142,66	2.950,41	-	-	-	-	-	-
$\Delta \log(1-\tau)$ *hombre	-	-	60.460,8	39.681,8	-	-	-	-
$\Delta \log(1-\tau)$ *autonomo	-	-	-	-	23.676,5	15.691,2	-	-
$\Delta \log(1-\tau)$ *conjunta	-	-	-	-	-	-	34.226,8	22.657,9
$\Delta \log(1-TME)$	-	4.339,08	-	4.351,76	-	4.317,76	-	4.391,06
N	285.272	285.267	285.272	285.267	285.272	285.267	285.272	285.267

Nota: Errores estándar robustos entre paréntesis. (*) No significativo al 10%. Los modelos incluyen como regresores las variables de control: edad y su cuadrado, conjunta, autónomo, sexo, número hijos, número de discapacitados, si el trabajo principal fuente de ingresos y la región de residencia.

En las columnas (III) y (IV) se presenta la estimación del modelo incluyendo la interacción del logaritmo del tipo marginal neto con la variable ficticia *Hombre*. Los resultados indican que las mujeres son ligeramente más sensibles a las variaciones impositivas que los hombres, 1,598 frente a 1,510, siendo las diferencias estadísticamente significativas. Este es un resultado esperado ya que en España la mujer es habitualmente el segundo perceptor de renta del hogar de modo que su

comportamiento es más sensible a las variaciones impositivas. Este resultado coincide con lo obtenido en Blomquist y Selin (2010) para Suecia y en Badenes (2001) para los segundos perceptores de rentas en España.

En las columnas (V) y (VI) se presenta la estimación del modelo incluyendo la interacción del logaritmo del tipo marginal neto con la variable ficticia *Autónomo*, que toma valor 1 para los trabajadores autónomos y 0 para el resto. Los resultados indican que los autónomos tienen una elasticidad ligeramente mayor, 1,632 frente a 1,501, siendo las diferencias entre ambas estadísticamente significativas. Este es un resultado esperado ya que los autónomos tienen más flexibilidad que los asalariados para ajustar su oferta laboral a los cambios en los tipos de gravamen. Este resultado coincide con lo obtenido por Sillamaa y Veall (2001) para Canadá o por Díaz (2004) para España.

Por último, en las columnas (VII) y (VIII) se presenta el modelo incluyendo la interacción del tipo neto con la variable *Conjunta*, que es una variable ficticia que toma valor uno si el individuo realiza declaración conjunta. Como se puede ver, la elasticidad de los contribuyentes con declaración individual es superior a los que optan por la tributación conjunta, 1,582 frente a 1,450, siendo estas diferencias estadísticamente significativas. Este resultado no es fácil de interpretar ya que entre los individuos que hacen declaración separada hay tanto individuos casados, que de acuerdo a la norma pueden presentar declaración conjunta, como solteros. No obstante, el modelo ha sido estimado solo para el caso de individuos casados obteniéndose el mismo resultado. Es decir, la respuesta a cambios impositivos es menor en los matrimonios que hacen declaración conjunta.

A modo de resumen, como muestra de la heterogeneidad en la respuesta de los individuos ante cambios impositivos, en la Tabla 8 se presentan las elasticidades obtenidas según las diferentes características de los individuos.

Tabla 8. Resumen de elasticidades por grupos de individuos

Elasticidades	
Modelo Básico	1,541
<u>Niveles de renta:</u>	
Primer Cuartil	0,664
Segundo Cuartil	1,002
Tercer Cuartil	1,364
Cuarto Cuartil	2,717
<u>Comunidades Autónomas:</u>	
Andalucía	1,453
Asturias	1,304
Baleares	1,597
Canarias	1,396
Cantabria	1,192
Castilla-La Mancha	1,276
Castilla-León	1,285
Cataluña	1,700
Extremadura	1,267
Galicia	1,435
Madrid	1,641
Murcia	1,807
Rioja	1,473
Valencia	1,722
Ceuta y Melilla	0,818
<u>Edad:</u>	
menos de 35	1,118
Entre 36 y 55	1,654
Entre 56 y 65	1,590
más de 65	1,588
<u>Fuente principal:</u>	
Trabajo	0,524
Otras	1,548
<u>Sexo:</u>	
Hombre	1,510
Mujer	1,598
<u>Autónomo:</u>	
Autónomo	1,632
Otros	1,501
<u>Tipo declaración:</u>	
Individual	1,582
Conjunta	1,450

4.6. Ampliación de la muestra: individuos con base liquidable nula en 2006

Los contribuyentes con bases imponibles nulas en alguno de los años analizados son habitualmente excluidos de las estimaciones. Este ha sido el procedimiento seguido en los resultados mostrados en las secciones anteriores. En nuestra base de datos, no obstante, existen individuos con base liquidable nula en 2006 pero no en 2007. Por este motivo, hemos considerado interesante estimar el modelo con una muestra ampliada que incluya a estos individuos. En la Tabla 9 se presentan los resultados del modelo sin incluir efecto renta. En la columna (I) se estima una única elasticidad común a todos los individuos mientras que en la columna (II) se estiman las elasticidades por cuartiles de renta. Respecto a los modelos equivalentes (Tabla 3 columna (III) y Tabla 4 columna (I)) la muestra ampliada tiene 20339 individuos más.

Tal como se puede apreciar en la columna (I), la estimación de la elasticidad es muy sensible a la inclusión de estos individuos pasando de una estimación de 1,541 a 0,602. En la columna (II) se presentan las estimaciones de las elasticidades por cuartiles de renta de 2006. Se obtiene una elasticidad de 0,189 para el primer cuartil, de 0,499 para el segundo cuartil, de 1,302 para el tercer cuartil y de 2,705 para el cuarto. Si comparamos estas elasticidades con las que obteníamos con la otra muestra (0,664; 1,002; 1,364 y 2,717, respectivamente), se observa que la inclusión de estos individuos realmente afecta a la estimación de las elasticidades de los grupos con renta inferior a la media. Este análisis refleja la enorme sensibilidad de las elasticidades estimadas a la selección de la muestra tal como se refleja en la amplia evidencia disponible (ver, por ejemplo, Gruber y Saez, 2002, Kopczuk, 2005, Heim, 2009 o Giertz, 2010).

Tabla 9. Elasticidad Renta Bruta declarada
Muestra ampliada

	(I)	(II)
Constante	1,992 (0,028)	1,912 (0,027)
$\Delta \log(1-\tau)$	0,602 (0,019)	0,189 (0,019)
$\Delta \log(1-\tau)$ *cuartil-2	-	0,310 (0,033)
$\Delta \log(1-\tau)$ *cuartil-3	-	1,113 (0,055)
$\Delta \log(1-\tau)$ *cuartil-4	-	2,516 (0,050)
$\log(y_{t-1})$	-0,207 (0,003)	-0,201 (0,003)
χ^2_k Signif. Global (p-valor)	6854,8 (0,000)	9055,40 (0,000)
Error estándar error de la regresión	0,399	0,403
Primera etapa:		
R ² parcial:		
$\Delta \log(1-\tau)$	0,647	0,649
$\Delta \log(1-\tau)$ *cuartil-2	-	0,617
$\Delta \log(1-\tau)$ *cuartil-3	-	0,249
$\Delta \log(1-\tau)$ *cuartil-4	-	0,463
F de instrumentos excluidos:		
$\Delta \log(1-\tau)$	484.134	156.074
$\Delta \log(1-\tau)$ *cuartil-2	-	34.519,2
$\Delta \log(1-\tau)$ *cuartil-3	-	4.867,57
$\Delta \log(1-\tau)$ *cuartil-4	-	14.147,5
N	305.611	305.611

Nota: Errores estándar robustos entre paréntesis. (*) No significativo al 10%. Los modelos incluyen como regresores las variables de control: edad y su cuadrado, conjunta, autónomo, sexo, número hijos, número de discapacitados, si el trabajo principal fuente de ingresos y la región de residencia.

5. APLICACIONES PARA EVALUAR LOS EFECTOS DE LA POLÍTICA FISCAL

A partir de las estimaciones regionalizadas recogidas en la Tabla 5, en esta sección se evalúan los efectos del incremento de tipos marginales que entró en vigor en 2012 en España (Real Decreto-Ley 20/2011). Tomando 2012 como año de referencia, se utiliza una muestra de 1.928.494 declaraciones representativa de una población de 19.315.353 de declaraciones. Como ilustra la Tabla 10, tal reforma elevó de manera muy significativa los tipos marginales aplicables tanto a la base liquidable general como del ahorro. En ambas tarifas se añadió un tramo más a los previamente existentes, de modo que la tarifa general pasó a tener siete tramos y la tarifa del ahorro tres.

Tabla 10. Modificación en los tipos marginales según RD 20/2011

Umbrales Base liquidable general (€)	Elevación en el Tipo marginal de la parte estatal (puntos porcentuales)	Umbrales Base liquidable del ahorro (€)	Elevación en el Tipo marginal de la parte estatal (puntos porcentuales)
0	0,75	0	1
17.707,20	2	6.000	2
33.007,20	3	24.000	3
53.407,20	4		
120.000,20	5		
175.000,20	6		
300.000,20	7		

Fuente: BOE RD 20/2011

5.1. Elasticidades de la renta bruta y la eficiencia y recaudación impositiva

Empleando las estimaciones de la elasticidad de la base liquidable, Gruber y Saez (2000), Saez (2004) y Giertz (2009) proponen evaluar los efectos sobre la eficiencia y la recaudación de cualquier cambio impositivo. Para este propósito distinguen entre los dos tipos de respuesta que cabe esperar ante una modificación tributaria: (i) la respuesta mecánica y (ii) la respuesta de comportamiento. La primera, mide las consecuencias recaudatorias bajo el supuesto, poco verosímil, de que el proceso de generación de rentas es independiente de la magnitud del tipo marginal. La segunda, incorpora el impacto recaudatorio asociado a la endogeneidad entre renta declarada y tipo marginal. La respuesta mecánica y la de comportamiento se mueven en direcciones opuestas y conjuntamente permiten cuantificar el impacto recaudatorio efectivo que cabe esperar de una reforma impositiva. En concreto, teniendo en cuenta que el IRPF en España se caracteriza por presentar una estructura dual y por aplicar mínimos no genuinos, en

Sanz (2013) se determina la variación global de recaudación que inducirá la modificación de un tipo marginal τ_h de un impuesto cedular por la siguiente expresión:

$$dT^b = \left\{ [(\bar{x}_h - a_h) \cdot N_h + (a_{h+1} - a_h) \cdot N_h^+] - [(\bar{M}_h - a_h) \cdot N_h^m + (a_{h+1} - a_h) \cdot N_h^{m+}] \right. \\ \left. - \frac{\tau_h}{1-\tau_h} \cdot \tilde{\eta}_{X_h, 1-\tau_h} \cdot \bar{x}_h \cdot N_h \right\} \cdot d\tau_h \quad [6]$$

donde $\tilde{\eta}_{X_h, 1-\tau_h}$ denota la elasticidad media de la base liquidable de los contribuyentes en el tramo h , a_h y a_{h+1} representan los umbrales de renta que definen al tramo h de la tarifa y \bar{x}_h y \bar{M}_h la media aritmética de las bases liquidables y mínimos efectivos cuyas magnitudes se encuentran acotadas en el tramo h , es decir en el intervalo $[a_h, a_{h+1}]$. El tamaño poblacional afectado por el cambio de tipo marginal se recoge a través de N_h , N_h^+ , N_h^m y N_h^{m+} . Donde N_h representa el número de contribuyentes cuya base liquidable cae en el tramo h y N_h^+ el número de contribuyentes con bases imponibles superiores a a_{h+1} . Por su parte, N_h^m y N_h^{m+} representan los mismos conceptos poblacionales pero referidos al valor de los mínimos personales y familiares. La primera parte de la ecuación [6], extractada en [7], determina el llamado *Efecto Mecánico (EM)*, que cuantifica la variación recaudatoria bajo el supuesto de ausencia de cambio de comportamiento por parte del contribuyente:

$$EM = [(\bar{x}_h - a_h) \cdot N_h + (a_{h+1} - a_h) \cdot N_h^+] - [(\bar{M}_h - a_h) \cdot N_h^m + (a_{h+1} - a_h) \cdot N_h^{m+}] \cdot d\tau_h \quad [7]$$

La segunda parte de la ecuación [6], que se replica en [8], es la parte de la respuesta mecánica que se pierde por los cambios de comportamiento inducidos a los contribuyentes, *Efecto Comportamiento (EC)*:

$$EC = - \frac{\tau_h}{1-\tau_h} \cdot \tilde{\eta}_{X_h, 1-\tau_h} \cdot \bar{x}_h \cdot N_h \cdot d\tau_h \quad [8]$$

Como señalan Saez (2004), Giertz (2009), y analiza detalladamente Creedy (2011), esta descomposición es especialmente informativa, ya que *EM* es, a su vez, el valor monetario del cambio de bienestar generado por la reforma (asimilable a la *Variación Equivalente*), mientras que el valor absoluto del *EC* coincide con la variación del exceso de gravamen marginal generado. Es decir, esta descomposición no sólo informa sobre el

impacto recaudatorio de un cambio impositivo sino que también lo hace sobre su incidencia asignativa. Así, el coste marginal de bienestar (*CMB*) de una reforma, definido como el cociente entre la variación de exceso de gravamen y la variación de recaudación, vendrá dado por:

$$CMB = \frac{EC}{EM-EC} \quad [9]$$

Tal expresión será únicamente válida cuando el tipo marginal soportado por el contribuyente sea inferior al tipo marginal maximizador de la factura fiscal. Es decir, cuando $EM > EC$ lo que asegura que $dR/d\tau > 0$. Igualmente, a partir de [7] y [8], es posible cuantificar el *Coste Marginal de los Fondos Públicos (CMFP)*, normalmente definido como $1 + CMB$. Asimismo el cociente EC/EM identifica la eficacia recaudatoria de la reforma al indicar la proporción de recaudación perdida a causa de las ineficiencias/eficiencias asignativas inducidas por el cambio impositivo analizado.

Elasticidad de la base liquidable versus elasticidad de la renta bruta

Por tanto, empleando nuestras estimaciones de elasticidad de la renta y las expresiones expuestas más arriba estamos en disposición de valorar el impacto de la reforma considerada. No obstante, es importante hacer notar que las elasticidades estimadas en el este papel se refieren a elasticidades de renta bruta, $\eta_{y,(1-\tau)}$, y no a elasticidades de base liquidable, $\eta_{x,(1-\tau)}$, que son las utilizadas en la literatura. En consecuencia, como paso previo ineludible, antes de aplicar el análisis descrito es necesario realizar la conversión de nuestros valores estimados de $\eta_{y,(1-\tau)}$ en sus equivalentes $\eta_{x,(1-\tau)}$. Para ello, tenemos en cuenta la relación existente entre renta bruta, base liquidable y tipo marginal neto que ilustra la Figura 1, y que permite concluir que ambas elasticidades se relacionan del siguiente modo : $\eta_{x,(1-\tau)} = \eta_{x,y} \cdot \eta_{y,(1-\tau)}$.

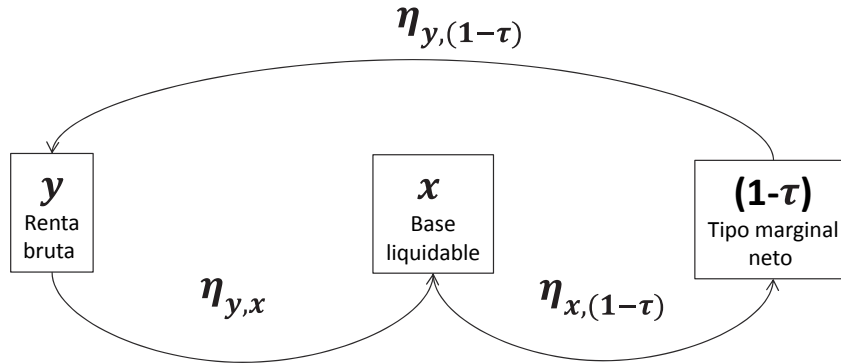


Figura 1

Por tanto, en la medida que seamos capaces de obtener una estimación de $\eta_{x,y}$, podremos extraer el valor equivalente de la elasticidad de base liquidable que se desprende de nuestras estimaciones de elasticidades de renta bruta. Con este objetivo, utilizamos las elasticidades de recaudación calculadas en Creedy y Sanz (2010). Estos autores derivan expresiones analíticas de la elasticidad de la recaudación del IRPF, T , ante cambios en la renta gravable definida de formas alternativas –renta bruta, renta neta de gastos deducibles y base liquidable-, lo que permite estimar el valor regionalizado de $\eta_{x,y}$ como el cociente $\eta_{T,y}/\eta_{T,x}$. Estos valores de $\eta_{x,y}$ conjuntamente con nuestras estimaciones regionalizadas de $\eta_{y,(1-\tau)}$ permiten obtener las elasticidades de base liquidable buscadas que se recogen en la Tabla 11.

Tabla 11. Elasticidades Base Liquidable

	$\eta_{x,y}$ *	$\eta_{y,(1-\tau)}$	$\eta_{x,(1-\tau)}$
Nacional	0,6519	1,541	1,005
Andalucía	0,5460	1,453	0,793
Aragón	0,6148	1,304	0,802
Asturias	0,6553	1,424	0,933
Baleares	0,6503	1,597	1,038
Canarias	0,6137	1,396	0,857
Cantabria	0,6082	1,192	0,725
Castilla-León	0,5358	1,285	0,688
Castilla-La Mancha	0,5448	1,276	0,695
Cataluña	0,6853	1,700	1,165
Valencia	0,5999	1,722	1,033
Extremadura	0,4560	1,267	0,578
Galicia	0,5467	1,435	0,784
Madrid	0,8089	1,641	1,327
Murcia	0,5746	1,807	1,038
Rioja	0,6238	1,473	0,919
Ceuta y Melilla	0,6519	0,818	0,533

* Calculadas a partir de las elasticidades de recaudación recogidas en Creedy y Sanz (2010).

Impacto recaudatorio: efecto mecánico y efecto comportamiento

La Tabla 12 resume los dos efectos, mecánico y de comportamiento, para el total poblacional así como para cada uno de los tramos que forman las tarifas general y del ahorro del IRPF en el escenario pre-reforma. Concentrando la atención en la base liquidable general, si analizamos más en detalle el impacto final, se puede observar que sólo el incremento del primer y segundo tipo marginal generan recaudación adicional. Por el contrario, el resto de incrementos en el tipo marginal que entraron en vigor con la reforma han generado una pérdida recaudatoria respecto del escenario pre-reforma. Este resultado es coherente, ya que los efectos mecánicos de los dos primeros tipos marginales son los más elevados, ofreciendo a su vez unos efectos comportamiento moderadamente reducidos.

Tabla 12. Desglose del impacto recaudatorio del Real Decreto 20/2011 (efecto mecánico, efecto comportamiento y efecto neto final) –en euros–

Base liquidable 1				
<u>Tipo marginal</u>	Efecto Mecánico (EM)	Efecto Comportamiento (EC)	EC/EM	Impacto Final ($\eta_{T_i^l, \tau_i^b} = EM - EC$)
<u>Modificado</u>	<u>A</u>	<u>A*</u>		<u>A</u>
τ_1	883.062.094	226.731.486	0,2568	656.330.607
τ_2	1.347.231.402	912.213.174	0,6771	435.018.228
τ_3	793.172.269	1.187.554.223	1,4972	- 394.381.953
τ_4	677.096.923	1.449.476.345	2,1407	- 772.379.422
τ_5	141.192.788	291.445.069	2,0642	- 150.252.281
τ_6	388.077.056	725.095.785	1,8684	- 337.018.729
Total población	4.229.832.532	4.792.516.082	1,1330	- 562.683.550
Base liquidable 2				
<u>Tipo marginal</u>	Efecto Mecánico (EM)	Efecto Comportamiento (EC)*	EC/EM	Impacto Final ($\eta_{T_i^l, \tau_i^b} =$ $EM - EC$)
<u>Modificado</u>	<u>A</u>	<u>A</u>		<u>A</u>
τ_1	19.490.258	45.435.781	2,3312	- 25.945.523
τ_2	1.155.548.867	414.542.478	0,3587	741.006.388
Total población	1.175.039.125	459.978.259	0,3915	715.060.865
Base 1+Base 2	5.404.871.657	5.252.494.341	0,9718	152.377.315

Notas aclaratorias:

A = ganancia recaudatoria obtenida (en euros).

* un efecto comportamiento positivo indica una caída de la recaudación

En relación a la tarifa del ahorro, el paso de dos a tres tramos explica toda la ganancia recaudatoria asociada a este tipo de rentas. Es más, en el caso de esta tarifa, el incremento de su primer tipo marginal en un punto porcentual (de 9,5 a 10,5) reduce la recaudación asociada a ese primer tipo marginal en casi 26 millones de euros. Estos resultados contrastan con los cálculos del gobierno que estimaron una ganancia recaudatoria de 5.400 millones de euros adicionales respecto a la recaudación obtenida en 2011. Sin embargo, tal y como se ha explicado en las secciones precedentes, la subida de carga fiscal marginal es susceptible de generar importantes costes de eficiencia, limitando el poder recaudatorio del incremento de tipos. Como puede comprobarse, cuando sólo se tiene en cuenta el efecto mecánico de la reforma la recaudación esperada coincide con la anunciada inicialmente por el Gobierno – 5.405 millones de euros: 4.230 millones de la base liquidable general y 1.175 millones de la base liquidable del ahorro-. Sin embargo, cuando tenemos en consideración el efecto comportamiento, 5.252 millones de euros se pierden como consecuencia de los costes de eficiencia provocados, por lo que el incremento de recaudación efectivo de la

reforma se limita a sólo 152 millones de euros (-563 millones de la base liquidable 1 y 715 millones de la base liquidable 2). Es decir, el 97,18% de la ganancia recaudatoria mecánica se pierde como resultado de las ineficiencias generadas por la subida de la carga fiscal marginal (efecto comportamiento).

Medición de la caída de la base liquidable declarada

El impacto de los costes de eficiencia sobre la recaudación se produce como consecuencia de la endogeneidad entre la base liquidable declarada por los contribuyentes y el valor de los tipos marginales a los que estos se enfrentan. Por ello, resulta interesante determinar cuál es la caída de base liquidable declarada que se produce como resultado de la subida de tipos marginales. Este cálculo se puede realizar a partir del conocimiento de las elasticidades de la base liquidable. En concreto, dado un contribuyente i , la reducción que cabe esperar en su base liquidable como consecuencia de una elevación en su tipo marginal máximo, τ_h , vendrá dada por la siguiente expresión:

$$\nabla x_i = x_{0_i} \cdot \eta_{x_{0_i},(1-\tau_h)}^i \cdot d\tau_h \quad [9]$$

donde x_{0_i} representa su base liquidable pre-reforma y $\eta_{x_{0_i},(1-\tau_h)}^i$ la elasticidad de su base liquidable a cambios en su tipo marginal máximo. En términos agregados, teniendo en cuenta todos los contribuyentes cuya base liquidable cae en el tramo h , [9] se transforma en:

$$\nabla X = N_h \cdot \bar{x}_{0_h} \cdot \tilde{\eta}_{x_{0_h},(1-\tau_h)} \cdot d\tau_h \quad [10]$$

donde N_h es el número de contribuyentes cuya base liquidable cae en el tramo h , \bar{x}_{0_h} representa la base liquidable media que cae en h , $\tilde{\eta}_{x_{0_h},(1-\tau_h)}$ es la elasticidad media de la base liquidable y $d\tau_h$ la variación porcentual de τ_h . La Tabla 13 recoge, para cada uno de los tramos de las dos tarifas, la aplicación de [10] a nuestra base de microdatos. La reducción de la base liquidable general asciende a 24.118 millones de euros mientras que la reducción de la base liquidable del ahorro alcanza los 8.475 millones de euros. Como puede observarse en las dos bases liquidables, las caídas relativas más significativas se producen en los últimos tramos.

Tabla 13. Reducción de bases liquidables declaradas inducidas por el Real Decreto-Ley 20/2011

Base Liquidable 1			
	<u>Reducción absoluta</u> (en millones de €)	<u>Reducción Relativa (en porcentaje)</u>	
		en el tramo	sobre Total
tramo 1	-2.992	-3,01	-0,86
tramo 2	-8.377	-7,14	-2,42
tramo 3	-5.465	-8,26	-1,58
tramo 4	- 4.468	-9,84	-1,29
tramo 5	-843	-12,54	-0,24
tramo 6	-1.973	-16,91	-0,57
Total Base liquidable	-24.118	- 6,96	

Base Liquidable 2			
	<u>Reducción absoluta</u> (en millones de €)	<u>Reducción Relativa (en porcentaje)</u>	
		en el tramo	sobre Total
tramo 1	-1.019	-10,40	-2,72
tramo 2	-7.455	-26,96	-19,90
Total Base liquidable	-8.475	-22,62	

El tipo marginal maximizador de la recaudación: el tipo marginal de Laffer

Otra aplicación de las estimaciones de la elasticidad de la base liquidable respecto al tipo marginal neto es que posibilita el cálculo del tipo que maximiza la recaudación. Este tipo marginal maximizador de la recaudación, conocido en la literatura como tipo marginal de Laffer, se identifica con el tipo marginal que asegura una variación recaudatoria nula de la función $T = T(\tau)$, es decir, $\frac{dT}{d\tau} = 0$. Esta condición se cumple cuando el efecto mecánico y el efecto comportamiento se igualan. Por tanto, dadas las peculiaridades del IRPF español recogidas en las ecuaciones [5] y [6], podemos calcular el tipo marginal de Laffer de cada unidad contribuyente y estudiar su distribución, así como determinar el porcentaje de unidades contribuyentes, bases liquidables y cuotas líquidas que se encuentran en la zona ascendente o descendente de la dicha curva. La Tabla 14 contiene esta información en el momento en el que entró en vigor el Real Decreto-Ley 20/2011. Como puede verse, en la base liquidable general, más del 68% de las declaraciones presentadas se encontraban en la zona descendente de la curva comprometiendo al 72,29% de la base liquidable declarada y al 79,92% de la cuota líquida recaudada. Estas cifras varían para el caso de las rentas del ahorro para los que

más del 95% de las declaraciones se encuentran en el tramo descendiente de la curva de Laffer, aunque afectando a un porcentaje menor de la base liquidable declarada (30,53%) pero superior de cuota líquida recaudada. La Tabla 14 ofrece la información desglosada para cada uno de los tramos de las dos tarifas.

Tabla 14. Tipos marginales, tipos de Laffer e información sobre la representatividad de la zona prohibida de la curva de Laffer en el momento de la entrada en vigor del Real Decreto-Ley 20/2011

BASE LIQUIDABLE GENERAL										
	$\bar{\tau}$	τ^L	$\overline{\tau - \tau^L}$	$\overline{\left(\frac{\tau - \tau^L}{\tau}\right)}$	% declaraciones EC > EM		% base liquidable EC > EM		% cuota EC > EM	
					del		del		del	
					del tramo	del total	tramo	del total	del tramo	del total
tramo 1	0,24	0,2651			57,9	36,3	33,44	9,59	19,2	2,63
tramo 2	0,28	0,2077	7,2	25,82	79,75	20	75,58	25,6	73,1	22,33
tramo 3	0,37	0,1476	22,2	60,11	99,84	8,51	99,79	19,1	99,8	23,09
tramo 4	0,43	0,1878	24,2	56,33	99,67	3,27	99,5	13	99,5	21,09
tramo 5	0,44	0,1191	32,1	72,92	100	0,25	100	1,94	100	3,91
tramo 6	0,45	0,2836	16,6	36,97	97,68	0,17	92,12	3,1	92,2	6,86
Total	0,3142	0,2109	10,3	27,25	68,5		72,29		79,92	

BASE LIQUIDABLE DEL AHORRO										
	$\bar{\tau}$	τ^L	$\overline{\tau - \tau^L}$	$\overline{\left(\frac{\tau - \tau^L}{\tau}\right)}$	% declaraciones EC > EM		% base liquidable EC > EM		% cuota EC > EM	
					del		del		del	
					del tramo	del total	tramo	del total	del tramo	del total
tramo 1	0,19	0,0288	16,1	84,82	98,68	93,6	93	24,3	99,9	81,05
tramo 2	0,21	0,4149	-21	-97,56	31,61	1,63	8,38	6,18	14,7	2,77
Total	0,2048	0,3138	-11	-49,82	95,21		30,53		83,82	

5. CONCLUSIONES

En esta investigación se aporta evidencia para la economía española del valor de la elasticidad de la renta declarada ante variaciones en los tipos marginales del IRPF. Para ello se emplean microdatos del Panel de Declarantes del Instituto de Estudios Fiscales, correspondientes a los ejercicios de 2006 y 2007. El valor medio estimado de este parámetro es 1,541. No obstante, se detecta que esa elasticidad depende de factores como el nivel de renta de los individuos, la Comunidad Autónoma de residencia, la

edad del individuo, el origen de sus rentas, el sexo del individuo y el tipo de declaración que realizan. Parece existir, por tanto, una considerable heterogeneidad en los valores de dicha elasticidad en función de las características de los individuos, lo que supone que los efectos de las modificaciones en el IRPF tendrán un impacto muy heterogéneo sobre los diferentes individuos.

Respecto a los valores de la elasticidad objeto de estudio en relación a la renta, se constata que mayores niveles de renta suponen en media mayor elasticidad (0,664 para los individuos del primer cuartil frente a 2,717 para el último cuartil). También parecen tener mayor sensibilidad ante las modificaciones en los tipos marginales los individuos de mayor edad que los jóvenes (alrededor de 1,6 versus 1,118), las mujeres que los hombres (1,51 versus 1,60), los que no obtienen mayoritariamente su renta del trabajo frente a los que si lo hacen (1,548 versus 0,524), los autónomos frente a quienes no lo son (1,63 versus 1,50) y los que presentan declaración individual frente a conjunta (1,58 versus 1,45). Por Comunidad Autónoma se constata que, en general, los individuos que residen en comunidades más ricas (Madrid, Cataluña o Valencia) presentan mayor sensibilidad ante las modificaciones en los tipos marginales que aquellos que residen en regiones menos ricas (Ceuta y Melilla, Extremadura o las dos Castillas).

La estimación de la elasticidad de la renta ante las modificaciones de los tipos marginales permite evaluar diversos efectos de las reformas del IRPF en España. En concreto, a modo ilustrativo se analiza la reforma de 2011. Los resultados muestran que ante las variaciones en los tipos marginales, la recaudación impositiva se ve muy afectada por los cambios en el comportamiento de los individuos que genera la propia variación de los tipos. En concreto, para la reforma de 2011 estimamos que el 97,18% de la ganancia recaudatoria se pierde como resultado de las ineficiencias generadas por la subida de la carga fiscal marginal

Una conclusión fundamental de esta investigación es que no se puede realizar ningún análisis sobre el impacto de las reformas impositivas sobre la base de la creencia de que los agentes económicos no alteran su comportamiento en respuesta a cambios impositivos. Ante las modificaciones impositivas, los agentes económicos reaccionan modificando sus decisiones de participación laboral, de número de horas trabajadas, de ahorro, de elusión y evasión fiscal, etc. Las estimaciones realizadas en esta

investigación, constituyen una evidencia clara de que en el caso de España esas reacciones tienen unas magnitudes considerables.

APÉNDICE: DEFINICIÓN DE LAS VARIABLES EMPLEADAS:

Renta Bruta Declarada (variable dependiente):

Renta bruta total, tanto dineraria como en especie, procedente de cualquier fuente de ingresos de la unidad contribuyente. Incluye rentas salariales, del capital mobiliario e inmobiliario, ganancias patrimoniales e imputaciones de renta así como rendimientos de actividades económicas.

Tipo Marginal:

Tipo de gravamen marginal representativo de la unidad contribuyente obtenido por la ponderación recogida en la ecuación [2].

Tipo Marginal Virtual:

Tipo marginal figurado que correspondería a las rentas de 2006 (debidamente indexadas a la inflación) cuando se aplica la normativa de 2007.

Tipo Medio:

Tipo de gravamen medio de la unidad contribuyente obtenido por la ponderación recogida en la ecuación [3].

Tipo Medio Virtual:

Tipo medio figurado que correspondería a las rentas de 2006 (debidamente indexadas a la inflación) cuando se aplica la normativa de 2007.

Edad:

Edad en años, a 31 de diciembre del año fiscal, del declarante principal de la unidad contribuyente.

Conjunta:

Variable ficticia que identifica si la unidad contribuyente declaró sus rentas conjuntamente o por el contrario declaró separadamente. Toma valor 1 si hizo declaración conjunta y 0 si hizo declaración separada.

Autónomo:

Variable ficticia que identifica si entre las rentas brutas de la unidad contribuyente existen o no rentas procedentes de actividades profesionales o empresariales. Toma valor 1 si existen rentas profesionales y/o empresariales y 0 si no existen rentas profesionales y/o empresariales.

Hombre:

Variable ficticia que identifica el sexo del contribuyente. Toma valor 1 si el individuo es hombre y 0 si es mujer.

Número de hijos:

Variable que contiene el número de hijos que forman parte de la unidad familiar. Los descendientes correspondientes a matrimonios que declaran separadamente se imputan a la mitad.

Discapacitados:

Número total de discapacitados en la unidad contribuyente. Los discapacitados correspondientes a matrimonios que declaran separadamente se imputan a la mitad.

Fuente de trabajo:

Variable ficticia que determina si las rentas salariales constituyen la principal fuente de ingresos de la unidad contribuyente. Toma valor 1 si la principal fuente de ingresos son las rentas del trabajo y 0 si son otras rentas.

Variables ficticias de región:

Identifican la Comunidad autónoma de residencia de la unidad contribuyente: 1- Andalucía, 2-Aragón, 3-Principado Asturias, 4-Islas Baleares, 5-Canarias, 6-Cantabria, 7-Castilla-La Mancha, 8-Castilla-León, 9-Cataluña, 10-Extremadura, 11-Galicia, 12-Madrid, 13-Murcia, 16-La Rioja, 17-Valencia, 18-Ceuta y Melilla.

Referencias

Aarbu, K. y Thoresen, T. (2001). "Income Responses to Tax Changes: Evidence from the Norwegian Tax Reform", *National Tax Journal*, 54 (2): 319-334.

Auten, G. y Carroll, R. (1999). "The effect of Income Taxes on Household Behavior", *Review of Economics and Statistics*, 81 (4): 681-693.

Auten, G., Carroll, R. y Gee, G. (2008). "The 2001 and 2003 tax rate reductions: An overview and estimate of the taxable income response", *National Tax Journal*, 61 (3): 345-364.

Badenes, N. (2001). *IRPF, Eficiencia y Equidad: Tres Ejercicios de Microsimulación*. Colección Investigaciones 1/01. Madrid: Instituto de Estudios Fiscales

Bakos, P., Benczúr, P. y Benedek, D. (2008). *The Elasticity of Taxable Income: Estimates and Flat Tax Predictions using the Hungarian Tax Changes in 2005*, MNB Working Paper, 2008/7.

Blomquist, S. y Selin, H. (2010). "Hourly Wage Rate and Taxable Labor Income Responsiveness to Changes in Marginal Tax Rates", *Journal of Public Economics*, 94: 878-889.

Carroll, R. (1998). "Do Taxpayers Really Respond to Changes in Tax Rates? Evidence from the 1993 Act", U.S. Department of the Treasury Office of Tax Analysis Working Paper 79.

Carey, S., Creedy, J., Gemmell, N. y Teng, J. (2012). "Regression Estimates of the Elasticity of Taxable Income and the Choice of Instrument". Mimeo.

Claus, I., Creedy, J. y Teng, J. (2012). "The Elasticity of Taxable Income in New Zealand", *Fiscal Studies*, 33 (3): 287-303.

Creedy, J. (2010). "The elasticity of taxable income: an introduction and some basic analytics", *Public Finance and Management*, 10 (4): 556-589.

Creedy, J. (2011). *Tax and Transfer Tensions. Designing Direct Tax Structures*. Edward Elgard.

Creedy, J. y Sanz, J. F. (2010). "Revenue Elasticities in Complex Income Tax Structures: An Application to Spain", *Fiscal Studies*, vol. 31 (4): 535-561.

Díaz, M. (2004). *La respuesta de los contribuyentes ante las reformas del IRPF, 1987-1994*, Tesina N. 0405, Centro de Estudios Monetarios y Financieros (CEMFI).

Feldstein, M. (1995). "The Effect of Marginal Tax Rates on Taxable Income: A Panel Study of the 1986 Tax Reform Act", *Journal of Political Economy*, 103 (3): 551-572.

Feldstein, M. (1999). "Tax Avoidance and the Deadweight Loss of the Income Tax." *Review of Economics and Statistics*, 81 (4): 674-80.

Feldstein, M. (2008). *Effects of Taxes on Economic Behavior* ", *National Tax Journal*, LXI (1): 131-139.

Giertz, S. (2004). *Recent Literature on Taxable Income Elasticities*, Technical Paper 2004-16, Congressional Budget Office, Washington D.C.

Giertz, S. (2007). "The Elasticity of Taxable Income over the 1980s and 1990s", *National Tax Journal*, 60 (4): 743-768.

Giertz, S. (2009). "The Elasticity of Taxable Income: Influences on Economic Efficiency and Tax Revenues, and Implications for Tax Policy" in *Tax Policy Lessons from the 2000s*, edited by Alan D. Viard, 101-36. Washington, D.C.: AEI Press.

Giertz, S. (2010). "The Elasticity of Taxable Income during the 1990s: New Estimates and Sensitivity Analyses", *Southern Economic Journal*, 77 (2): 406-443.

Goolsbee, A. (2000). "What Happens When You Tax the Rich? Evidence from Executive Compensation", *Journal of Political Economy*, 108 (2): 352-378.

Gottfried, P. y Schellhorn, H. (2004). *Empirical Evidence on the Effects of Marginal Tax Rates on Income: The German Case*, IAW Discussion Paper N.15.

Gottfried, P. y Witzak, D. (2009). *The responses of Taxable Income Induced by Tax Cuts: Empirical Evidence from the German Taxpayer Panel*, IAW Discussion Paper N. 57

Gruber, J. y Saez, E. (2000). "The Elasticity of Taxable Income: Evidence and Implications", Working Paper 7512, NBER.

Gruber, J. y Saez, E. (2002). "The Elasticity of Taxable Income: Evidence and Implications", *Journal of Public Economics*, 84 (1): 1-32.

Hansson, A. (2007). "Taxpayers' Responsiveness to Tax Rate Changes and Implications for the Cost of Taxation in Sweden", *International Tax and Public Finance*, 14 (5): 563-582.

Harberger, A. (1964), "Taxation, Resource Allocation and Welfare", en: *The Role of Direct and Indirect Taxes in the Federal Revenue System*, ed. Due, J., pp. 25-80. Princeton, NJ: Princeton University Press.

Heim, B. (2009). "The Effect of Recent Tax Changes on Taxable Income: Evidence from a New Panel of Tax Returns", *Journal of Policy Analysis and Management*, 28 (1): 147-163.

Holmlund, B. y Söderström, M. (2011). "Estimating Dynamic Income Responses to Tax Reform," *The B.E. Journal of Economic Analysis & Policy*, 11 (1): Article 71.

Keane, M. (2011). "Labor Supply and Taxes: A Survey", *Journal of Economic Literature*, 49 (4): 961-1075.

Kleven, H., Knudsen, M., Kreiner, C. T., Pedersen, S. y Saez, E. (2011). "Unwilling or Unable to Cheat? Evidence from a Randomized Tax Audit Experiment in Denmark", *Econometrica*, 79 (3): 651-692.

Kleven, H. y Schultz, E. A. (2012), "'Estimating Taxable Income Responses using Danish Tax Reforms", Working Paper, Department of Economics, LSE.

Kopczuk, W. (2005). "Tax Bases, Tax Rates and the Elasticity of Reported Income", *Journal of Public Economics*, 89 (11-12): 2093-2119.

Lindsey, L. (1987). "Individual Taxpayer Response to Tax Cuts: 1982-1984, with Implications for the Revenue Maximizing Tax Rates", *Journal of Public Economics*, 33 (2): 173-206.

Moffitt, R. y Wilhelm, M. (2000). "Taxation and the Labor Supply Decisions of the Affluent", in *Does Atlas Shrug? The Economic Consequences of Taxing the Rich*, edited by J. Slemrod, 193-234. New York: Russell Sage Foundation; Cambridge and Londres: Harvard University Press.

Moriguchi, C. (2010). "Top Wage Incomes in Japan, 1951-2005", *Journal of the Japanese and International Economies*, 24: 301-333.

Pirttilä, J. y Selin, H. (2011). "Income Shifting within a Dual Income Tax System: Evidence from the Finnish Tax Reform of 1993", *Scandinavian Journal of Economics*, 113 (1): 120-144.

Saez, E. (2004). "Reported Incomes and Marginal Tax Rates, 1960-2000: Evidence and Policy Implications", in *Tax Policy and the Economy*, volume 18, edited by J. M. Poterba, 117-174. Cambridge and Londres: MIT Press.

Saez, E., Slemrod, J. y Giertz, S. H. (2012). "The Elasticity of Taxable Income with Respect to Marginal Tax rates: A Critical Review", *Journal of Economic Literature*, 50 (1): 3-50.

Saez, E., y Veall; M. (2005). "The Evolution of High Incomes in Northern America: Lessons from Canadian Evidence", *American Economic Review*, 95 (3): 831-849.

Sanmartin, J. (2007). "El efecto de los cambios en los tipos marginales sobre la base imponible del IRPF", *Hacienda Pública Española*, 182 (3): 9-27.

Sanz, JF. (2013), "¿Es la subida de los tipos marginales rentable en términos recaudatorios? Caracterización de la curva de Laffer del IRPF español", (mimeo).

Sanz, J.F., Castañer, J.M. y Romero, D. (2009). *Análisis de Reformas del Impuesto sobre la Renta Personal a Partir de Microdatos Tributarios. El Simulador de la Fundación de las Cajas de Ahorros (FUNCASim)*. Estudios de la Fundación. Serie Análisis. Fundación de las Cajas de Ahorros (Funcas).

Sillamaa, M. A. y Veall, M. (2001). "The Effect of Marginal Tax Rates on Taxable Income: a Panel Study of the 1988 Tax Flattening in Canada", *Journal of Public Economics*, 80 (3): 341-356.

Slemrod, J. (1998). "Methodological issues in measuring and interpreting taxable income elasticities", *National Tax Journal*, 51 (4): 773-788.