

Fraude en el IRPF por fuentes de renta, 2005-2008: del impuesto sintético al impuesto dual

Félix Domínguez Barrero

Julio López Laborda

Fernando Rodrigo Sauco

Departamento de Economía Pública, Universidad de Zaragoza, Gran Vía, 2, 50.005-Zaragoza

(20 de enero de 2015)

Resumen: En este trabajo se estima el fraude en el IRPF por fuentes de renta entre 2005 y 2008, aplicando la metodología de Feldman y Slemrod (2007) a la base de datos constituida por el Panel de Declarantes del IRPF publicado por el Instituto de Estudios Fiscales. De las estimaciones realizadas se concluye, primero, que, en todo el período, el mayor cumplimiento se encuentra en las rentas del trabajo y el menor, en las del capital mobiliario; segundo, que el grado de cumplimiento es, en general, menor en 2008 que en 2005; tercero, que, con la excepción de las rentas del capital mobiliario, el cumplimiento es mayor en las rentas superiores a la media; y cuarto, que el menor grado de cumplimiento se localiza en el grupo de comunidades con mejores características estructurales: Aragón, Cataluña y Madrid.

Palabras clave: IRPF, fraude, fuentes de renta, España, microdatos.

Clasificación J.E.L.: H26.

Agradecimientos: Los autores agradecen los comentarios de José María Peláez y Eduardo Sanz Gadea y la financiación recibida del Ministerio de Economía y Competitividad (proyecto ECO2012-37572) y del Gobierno de Aragón y el Fondo Social Europeo (Grupo de investigación de Economía Pública).

1. Introducción

En un trabajo reciente (Domínguez Barrero *et al.*, 2013) estimamos el fraude en el IRPF por fuentes de renta, aplicando las adaptaciones que Feldman y Selmrod (2007) realizan a la metodología de Pissarides y Weber (1989). El trabajo se realizaba para el año 2008, utilizando los datos para ese año del Panel de Declarantes del IRPF preparado por el Instituto de Estudios Fiscales.

En síntesis, el enfoque de Feldman y Selmrod (2007) es el siguiente. Los donativos que un individuo realiza y declara en el IRPF estarán relacionados, entre otros factores, con su renta verdadera, pero no tienen por qué estarlo con la renta que declara ni con la fuente de procedencia de esa renta, ya sea dicha fuente el trabajo dependiente o independiente, el capital o una actividad empresarial. En consecuencia, y simplificando, si dos individuos A y B, iguales en todo, declaran la misma renta, pero procedente de distinta fuente (por ejemplo, A, del trabajo dependiente y B, de una actividad empresarial), y el individuo B declara unos donativos significativamente mayores que A, esta diferencia nos estará indicando, bajo determinadas hipótesis, que la renta verdadera de B es seguramente mayor que la que está declarando en el IRPF.

En este trabajo vamos a extender nuestra investigación anterior en varias direcciones. En primer lugar, estimamos el fraude por fuentes de renta para cada uno de los años 2005 a 2008. Se trata de un período interesante, porque recoge el cambio del impuesto sintético que se aplicaba (aunque no totalmente) hasta 2006 hacia el impuesto dual que se aplica (tampoco plenamente) desde 2007. En segundo lugar, y también para todos los años del período, estimaremos el fraude por tramos de renta. Para garantizar la representatividad de las submuestras, lo haremos para el 50 por ciento más rico y el 50 por 100 más pobre. Finalmente, y nuevamente para todo el período, estimaremos el fraude para determinadas agrupaciones regionales, tratando también de garantizar la representatividad de los grupos seleccionados.

A diferencia de nuestro trabajo anterior, en este solo utilizaremos como variable dependiente los donativos, y asumiremos que la única renta que no puede ocultarse por los contribuyentes es la procedente de pensiones. En consecuencia, aceptamos que puede existir incumplimiento en las rentas del trabajo dependiente.

Tras esta introducción, el trabajo se estructura de la siguiente manera. La sección segunda resume la metodología de Feldman y Selmrod (2007). La sección tercera aplica este enfoque al caso español. La sección cuarta concluye.

2. Marco teórico¹

En esta sección vamos a describir los elementos básicos del modelo desarrollado por Feldman y Slemrod (2007). Supongamos que las decisiones de uso de la renta de los individuos (en donativos, de acuerdo con estos autores), G , dependen de su renta verdadera, Y , y de un vector \mathbf{Z} de variables demográficas y, en su caso, fiscales:

$$(1) \quad G = G(Y, \mathbf{Z})$$

La renta verdadera está integrada por una renta visible, V , que se declara íntegramente, seguramente porque no se puede ocultar (por ejemplo, las rentas del trabajo dependiente o, más específicamente, las pensiones), y por una renta total o parcialmente invisible, I , que puede ser evadida (por ejemplo, las rentas del capital o de actividades económicas). Los individuos pueden obtener renta de ambas categorías.

La relación entre la renta declarada por el contribuyente, R , y su renta invisible puede representarse de la siguiente manera:

$$(2) \quad I = kR$$

Si existe fraude y la renta declarada R es positiva, k será mayor que uno. Si la renta declarada es negativa, k será menor que uno.

Sustituyendo en (1):

$$(3) \quad G = G(V + kR, \mathbf{Z})$$

Finalmente, podemos generalizar la expresión (3), incorporando a la misma la existencia de rentas procedentes de distintas fuentes y de rentas positivas y negativas:

$$(4) \quad G = G\left(V + \sum_{ih} k_{ih} R_{ih}, \mathbf{Z}\right)$$

Donde i =capital mobiliario e inmobiliario, ganancias de capital, actividades económicas; y h = P (renta positiva), N (renta negativa).

Si, de acuerdo con la literatura, aceptamos la hipótesis de que los donativos (o, en general, la decisión de uso de la renta del individuo) no dependen de la fuente de procedencia de la renta, podemos estimar la ecuación (4) e interpretar los coeficientes de cada fuente de renta, k_{ih} , como una medida de su infradeclaración. En general, esta infradeclaración será debida a la ocultación de renta por el individuo, es decir, al fraude fiscal. Sin embargo, en algunos casos, es posible que la infradeclaración se deba también, al menos en parte, al

¹ Esta sección está basada en Domínguez Barrero *et al.* (2013).

hecho de que el legislador haya permitido la declaración de alguna renta por una cuantía inferior a la verdaderamente obtenida por el contribuyente.

Feldman y Slemrod (2007) proponen una especificación doble logarítmica para estimar la ecuación (4):

$$(5) \quad \ln(G+100) = \alpha_0 + \alpha_1 \ln\left(V + \sum_{ih} k_{ih} R_{ih}\right) + \beta Z + \varepsilon$$

En la interpretación de los resultados obtenidos en nuestra aplicación también pueden sernos de utilidad los hallazgos de la literatura teórica y aplicada sobre evasión fiscal. De acuerdo con el modelo estándar de Allingham-Sandmo (1972) y Yitzhaki (1974), un aumento de la probabilidad de detección del fraude o de las sanciones impuestas a los evasores reduce de manera inequívoca la evasión. El mismo efecto cabe esperar de un aumento de los tipos impositivos, en un contexto –razonable– de aversión absoluta al riesgo decreciente. En cambio, en el mismo marco, el incremento de la renta de los sujetos también aumenta el porcentaje de renta evadida.

Los dos primeros resultados teóricos han sido convalidados empíricamente sin discusión. Sin embargo, la evidencia sobre la relación entre tipo impositivo, renta y fraude no es tan concluyente (véase, por ejemplo, Alm, 2012).

3. Aplicación

3.1. Especificación

A continuación, vamos a estimar el fraude en el IRPF por fuentes de renta en los ejercicios 2005 a 2008, aplicando la metodología que acabamos de resumir. Al igual que Feldman y Slemrod (2007), emplearemos como variable endógena los donativos realizados durante el ejercicio por los individuos y declarados en el IRPF. Supondremos que la renta visible, V , corresponde solo a las pensiones (fundamentalmente, de jubilación), y que el resto de rentas percibidas por el individuo (incluidas las restantes del trabajo dependiente) son invisibles, I . La unidad de análisis es el individuo.

En consecuencia, trabajaremos con la siguiente especificación, adaptada de (5):

$$(6) \quad \begin{aligned} \ln \text{donativos} = & \alpha_0 + \alpha_1 \ln(\text{pensionesp} + k_1 \text{otrostrabajop} + k_2 \text{capitalmobp} + k_3 \text{capitalinmobp} + \\ & + k_4 \text{empresasedp} + k_5 \text{empresaseop} + k_6 \text{agrariasp} + k_7 \text{gananciasp} + k_8 \text{otrostrabajon} + \\ & + k_9 \text{capitalmobn} + k_{10} \text{capitalinmobn} + k_{11} \text{empresasedn} + k_{12} \text{empresaseon} + k_{13} \text{agrariasn}) + \\ & + \beta_1 \text{edad} + \beta_2 \text{casado} + \beta_3 \text{hombre} + \beta_4 \text{dependientes} + \beta_5 \text{tamaño} + \\ & + \beta_6 \text{cuoptadifdonativos} + \beta_8 \text{individual} + \varepsilon \end{aligned}$$

Como se ha explicado en la introducción, el ejercicio de estimación se va a realizar en varios escenarios, para completar los resultados obtenidos en Domínguez Barrero *et al.* (2013). En primer lugar, se estimará la ecuación (6) para cada uno de los años 2005 a 2008. En segundo lugar, y también para todos los años del período, volverá a estimarse la misma ecuación por separado para el 50 por ciento más rico y el 50 por 100 más pobre. Por último, y nuevamente para todo el período, se estimará el modelo especificado en (6) para determinadas agrupaciones regionales, que se explicarán en el siguiente apartado.

Las variables de renta son las siguientes: pensiones, otras rentas del trabajo dependiente, rentas del capital mobiliario e inmobiliario, rentas de actividades económicas (empresariales y profesionales) en estimación directa y en estimación objetiva, rentas agrarias en estimación objetiva y ganancias de capital. Para estas últimas, solo se dispone de los importes positivos.

En la especificación hemos incorporado también algunas variables demográficas y fiscales explicativas del comportamiento del contribuyente, de acuerdo con la literatura. Como variables demográficas: la edad, el estado civil, el sexo, las cargas familiares y el tamaño de la población de residencia del individuo. La variable fiscal es la cuota diferencial del individuo en el IRPF, previa a la deducción prevista para los donativos. Con esta variable tratamos de averiguar si el importe de los donativos puede estar condicionado por la existencia de una deducción, que permite disminuir el tamaño de la cuota del IRPF que debe ingresar el contribuyente en el momento de realizar la declaración del impuesto. También se ha añadido una variable *dummy*, que toma el valor uno si la observación corresponde a una declaración individual, y cero, a una conjunta. Dadas las peculiaridades de las declaraciones conjuntas, que acogen habitualmente a dos cónyuges, de los que solo uno es receptor de rentas, se trata de comprobar si el comportamiento de cada tipo de declarante es diferente a la hora de hacer un donativo.

Todas las variables se han construido a partir de los datos para los ejercicios 2005 a 2008 del Panel de Declarantes del IRPF publicado por el Instituto de Estudios Fiscales (Onrubia *et al.*, 2011, 2012). Los estadísticos descriptivos de las variables empleadas se recogen en el cuadro 1 (en el mismo, los estadísticos se calculan estrictamente con los datos del ejercicio 2008).

Cuadro 1. Estadísticos descriptivos de las variables de las estimaciones correspondientes al ejercicio 2008 *

	<i>donativos</i>	<i>otrostrabajop</i>	<i>pensionesp</i>	<i>otrostrabajop</i>	<i>capitalmobp</i>	<i>capitalinmob p</i>	<i>empresasedp</i>	<i>empresaseop</i>	<i>agrarias</i>	<i>gananciasp</i>	<i>otrostrabajon</i>
Media	408,49	35.463,81	24.945,41	38.446,2	4.093,95	3.556,88	29.400,03	14.047,17	5.863,64	17.288,24	-3.012,85
Mediana	177,5	28.419,06	22.918,74	30.217,53	412,14	632,78	11.309,98	12.949,94	1.715,56	1.304,47	-2.608,68
Máximo	1.253.799,00	3,47e+07	5.884,273	3,47e+07	3,18e+07	931.228,3	5.097.224	125.054,6	219.226,9	2,5e+07	-19,59
Mínimo	0,10	0,01	0,01	2,66	0,01	0,01	0,01	30,92	0,1	0,1	-13.686,92
Desviación estándar	2.297,79	78.611,93	36.955,94	86.629,16	48.214,01	10.294,47	86.379,29	9.179,32	9.659,27	144.455,9	3.049,34
Coefficiente de asimetría	275,65	202,68	74,55	192,67	334,94	15,38	14,45	1,52	3,52	48,72	-1,27
Coefficiente de curtosis	132.418,3	76.047,93	9.595,66	66.075,08	193.581,5	644,48	387,45	9,67	25,84	4.732,52	3,74

	<i>capitalmobn</i>	<i>capitalinmobn</i>	<i>empresasedn</i>	<i>empresaseon</i>	<i>agrariasn</i>	<i>edad</i>	<i>casado</i>	<i>hombre</i>	<i>dependientes</i>	<i>tamaño</i>	<i>cuotadifdonativos</i>	<i>individual</i>
Media	-857,71	-2.882,06	-9.316,45	-7.491,03	-4.375,58	51,20	0,70	0,58	1,31	1,47	247,49	0,75
Mediana	-15,35	-1.470,32	-3.575,51	-5.519,8	-2.084,25	49	1	1	1	2	-508,23	1
Máximo	-0,01	-3,74	-0,01	-13,96	-6,42	108	1	1	15,16	3	4.488.976	1
Mínimo	-303.799,9	-133.306,2	-1.136.468	-50.995,98	-55.277,49	0	0	0	0	0	-522.099,4	0
Desviación estándar	5.261,04	5.732,19	19.933,55	7.874,89	6.289,44	14,05	0,46	0,49	1,28	1,25	14.381,13	0,43
Coefficiente de asimetría	-19,75	-10,23	-11,92	-2,51	-3,31	0,47	-0,88	-0,33	1,10	-0,01	71,06	-1,16
Coefficiente de curtosis	641,70	164,82	408,31	11,57	18,83	2,75	1,78	1,10	5,17	1,37	11.826,53	2,34

* Los estadísticos correspondientes a cada una de las variables de renta se han calculado solo para los valores estrictamente positivos o negativos de las mismas, según sea el caso.

3.2. Estimación y resultados

Hemos estimado la ecuación (6) por mínimos cuadrados no lineales. La hipótesis nula para las variables de renta invisible es que el coeficiente estimado es igual a uno, esto es, que la renta invisible se declara íntegramente. Los resultados detallados de las estimaciones realizadas para los diversos escenarios explicados más arriba se resumen en los cuadros del Anexo. En lo que sigue, vamos a centrarnos en la presentación y discusión de los resultados que nos parecen más relevantes, que son los que se refieren a las rentas positivas procedentes del trabajo personal, el capital mobiliario e inmobiliario y las actividades económicas, en régimen de estimación directa u objetiva. En cada escenario hemos calculado, para cada una de estas rentas, el grado de cumplimiento, invirtiendo, de acuerdo con la expresión (2), el coeficiente k_{ip} , y lo hemos representado en el respectivo gráfico. En la presentación de los resultados pondremos el énfasis en la ordenación de los diversos tipos de renta, más que en las cifras concretas de infradeclaración obtenidas.

El gráfico 1 muestra la evolución del grado de cumplimiento entre 2005 y 2008 para el conjunto de la muestra. En general, la ordenación de las rentas por grado de cumplimiento a lo largo del período se mantiene: el mayor cumplimiento corresponde a las rentas del trabajo personal, a continuación se sitúan las rentas empresariales en estimación objetiva y directa y, finalmente, las rentas del capital, inmobiliario y mobiliario. Esta ordenación está directamente relacionada con el grado de control por parte de la administración tributaria y, por tanto, con la probabilidad de detección del comportamiento fraudulento para cada fuente de renta.

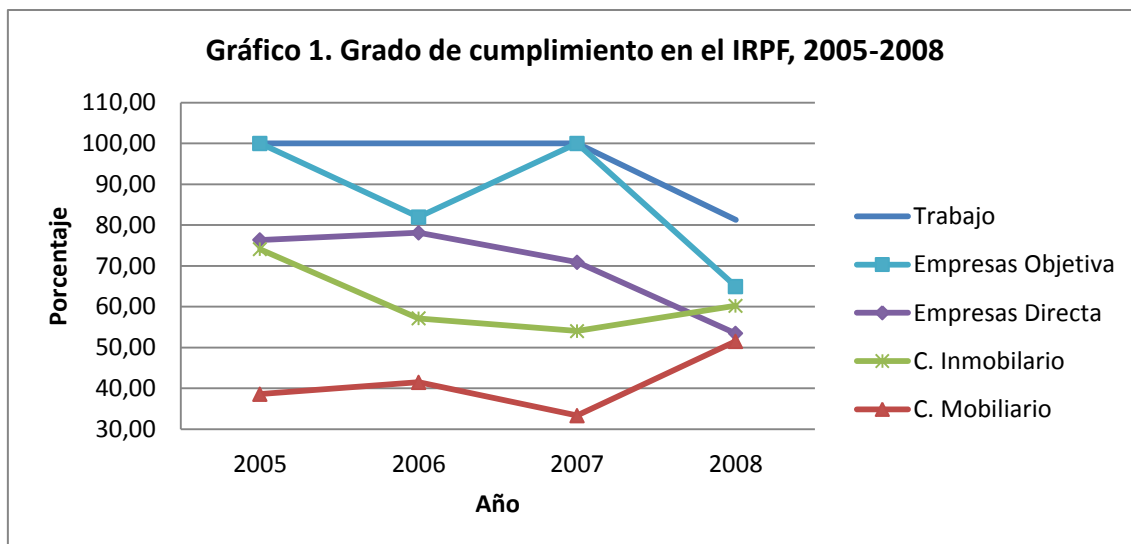
También se observa que, en 2008, el grado de cumplimiento es menor que en 2005 para todas las rentas, salvo las de capital mobiliario, y que en 2008 experimentan una fuerte caída en su cumplimiento las rentas del trabajo y empresariales, y un aumento las del capital. Al final del período considerado se ha producido cierta convergencia en el grado de cumplimiento.

Las variaciones en el nivel estimado de declaración de cada tipo de renta se pueden deber a diversos factores, adicionales a los propios cambios en el comportamiento de los contribuyentes, y que no siempre actúan en la misma dirección. En primer lugar, como es sabido, la reforma del IRPF de 2006 opera la “dualización” del impuesto, reduciendo notablemente la tributación de las rentas del ahorro: básicamente, intereses, dividendos y ganancias de patrimonio. Si, como se sostiene habitualmente desde algunos foros (aunque, como hemos visto, no se trata de un resultado incontestable), la reducción de los tipos de

gravamen favorece el cumplimiento fiscal, deberíamos observar una mejora del grado de cumplimiento en 2007. Lo cierto es que el cumplimiento empeora en ese año, aunque se recupera significativamente en 2008. La reducción de tipos operada en 2007 para las rentas distintas del capital mobiliario (más en concreto, para las rentas generales) tampoco parece haberse traducido en un aumento del grado de cumplimiento.

En segundo lugar, durante el período considerado se han tomado medidas normativas que alteran la renta que deben declarar los individuos sin que haya cambiado su renta verdadera. Un ejemplo de mejora en el cumplimiento podría darse en las rentas empresariales sujetas a estimación objetiva, al establecerse en 2007 la obligación de retención sobre algunas actividades que tributan en ese régimen. Un ejemplo de disminución de la renta declarada, sin cambio en la renta verdadera, se encuentra también a partir de 2007, cuando se permite a determinadas rentas empresariales en régimen de estimación directa beneficiarse de una reducción en su rendimiento neto. En cuanto a las rentas del capital mobiliario, la reforma de 2006 introduce una modificación de mucho calado en el tratamiento de los dividendos en el IRPF. Hasta 2006, el importe percibido en concepto de dividendos debe declararse incrementado, en general, en un 40 por 100 (porcentaje que posteriormente será objeto de deducción en la cuota). A partir de 2007, desaparece ese incremento, y se declaran exentos los primeros 1.500 euros de dividendos percibidos. Esta modificación en el régimen tributario de los dividendos se habrá traducido forzosamente en nuestras estimaciones en una mayor infradeclaración, que no se corresponde con la realidad.

Y en tercer lugar, la reforma del IRPF de 2006 ofrece a los contribuyentes un incentivo muy poderoso a transformar rentas generales en rentas del ahorro y, en especial, en rendimientos del capital mobiliario (pues las ganancias de patrimonio han gozado siempre de una fiscalidad más ventajosa), sin alterar su renta total. Disponemos ya de evidencia de que los individuos han respondido a este incentivo (López Laborda *et al.*, 2014), lo que ha podido afectar nuevamente a los resultados de nuestras estimaciones, mejorando el grado de cumplimiento de las rentas del capital mobiliario y empeorando el de las rentas generales.



Los gráficos 2 a 6 reflejan el grado de cumplimiento por fuentes de renta para cada uno de los dos tramos en que se divide la muestra: por encima y por debajo de la renta media. No se ha podido segmentar la muestra en más cuantiles, porque algunas de las submuestras carecerían de representatividad suficiente.

En las rentas del trabajo y empresariales (tanto en estimación directa como objetiva) el cumplimiento es mayor para el 50 por 100 más rico. Lo mismo ocurre en las rentas del capital inmobiliario a partir de 2006. En cambio, desde este mismo año, es mayor el cumplimiento del 50 por 100 más pobre en las rentas del capital mobiliario.

En perspectiva temporal, hay dos resultados de interés. En primer lugar, en las rentas del capital mobiliario aumenta el cumplimiento en los dos tramos de renta. En segundo lugar, para el resto de rentas, las caídas en el nivel de cumplimiento (y, en especial, la fuerte disminución de 2008) se deben, sobre todo, al comportamiento de las rentas más bajas.

Para profundizar en el comportamiento de los contribuyentes más ricos, hemos realizado una aproximación complementaria, estimando la muestra del año 2008 para el 20 por 100 de los declarantes más ricos y a continuación, sucesivamente, para el 40, 60 y 80 por 100. Para el 40 por 100 de los declarantes con más renta, la estimación solo detecta infradeclaración en las rentas empresariales sujetas a estimación directa y en las rentas del capital mobiliario; y solo en estas últimas para el 20 por 100 de los más ricos.

Aunque, en algún caso, parecen contrarios a las predicciones teóricas, ya hemos advertido más arriba que estos resultados no son extraordinarios en la literatura. La Comisión que estimó el fraude fiscal en el IRPF entre 1979 y 1987 ya sugirió la existencia de una relación directa entre grado de cumplimiento e importe de las rentas para las rentas del trabajo

(Lagares, 1990). En el Anexo de Domínguez Barrero *et al.* (2013) también observamos esa tendencia para las rentas del trabajo y las empresariales, cuando comparamos las rentas medias del Panel de Declarantes y las de la Encuesta de Condiciones de Vida para el año 2008, igual que Fiorio y D'Amuri (2005) para Italia en 2002. Con la misma metodología, aunque para el total de la base imponible de los contribuyentes, Matsaganis *et al.* (2010) no encuentran una relación clara entre incumplimiento y nivel de renta en Grecia (para 2004), Hungría (2005) e Italia (2002).

Estos resultados pueden deberse al mayor control de las rentas más altas, con la salvedad de las procedentes del capital mobiliario. O al hecho de que los contribuyentes con más renta tienen más capacidad para decidir la forma de obtener su renta, minimizando su tributación, lo que hace menos necesaria la opción de la evasión (López Laborda *et al.*, 2014). Para los Estados Unidos, Bloomquist (2003) muestra evidencia de que la relación entre el importe de las rentas y su control tiene una forma de U invertida, y que la tasa de cumplimiento por niveles de renta presenta el mismo perfil.

Si nuestros resultados son correctos, podemos identificar dos vías a través de las cuales el fraude en el IRPF afecta a la distribución de la renta. Por un lado, parece que, en general, el grado de cumplimiento aumenta con la renta, lo que motiva que el efecto redistributivo del IRPF sobre la renta verdadera sea mayor con fraude que sin él. Pero, por otro lado, las rentas del capital mobiliario tienen un peso mayor en las rentas más altas y, además, el fraude en aquellas crece con el nivel de renta. En un marco de aversión relativa al riesgo decreciente, Freire-Serén y Panadés (2008) demuestran que, en este caso, el fraude reduce el efecto redistributivo del IRPF. Sobre la importancia de este segundo efecto en el caso estadounidense advierten también Johns y Slemrod (2010).

Gráfico 2. Grado de cumplimiento en el IRPF por niveles de renta, 2005-2008
Rentas del trabajo

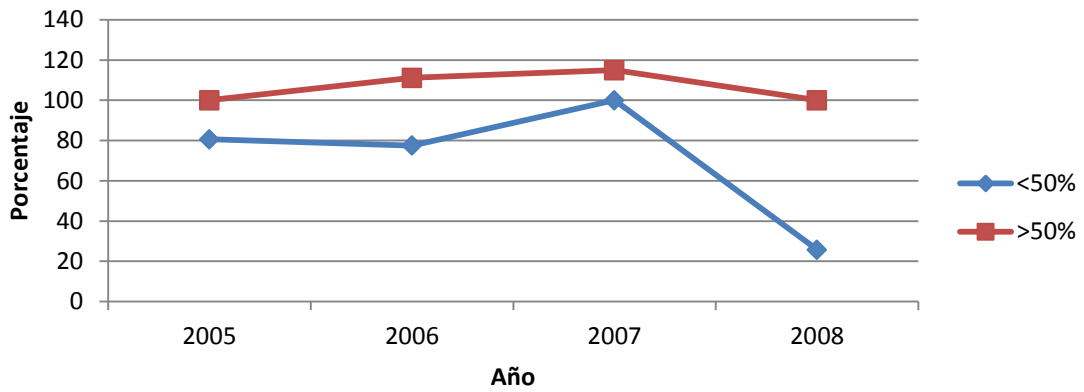


Gráfico 3. Grado de cumplimiento en el IRPF por niveles de renta, 2005-2008
Capital mobiliario

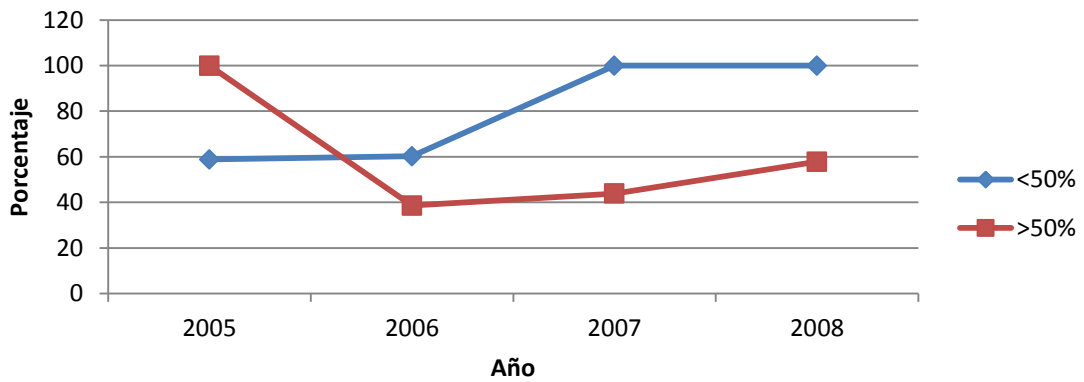
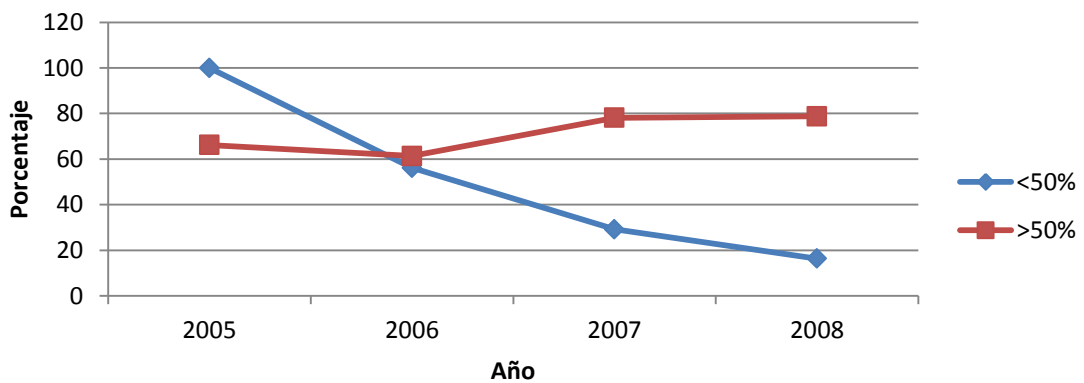
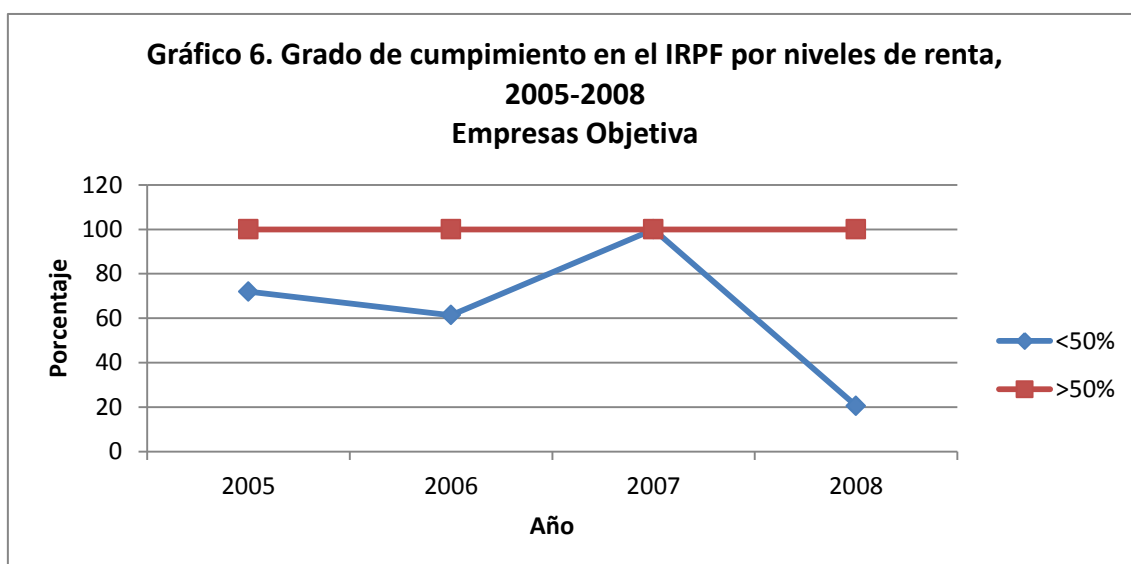
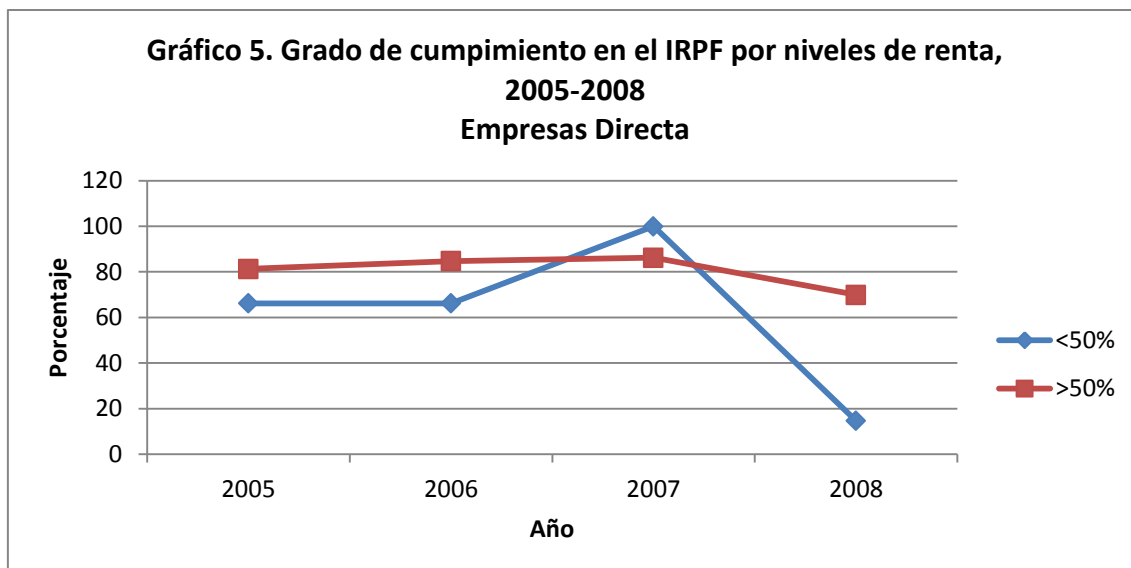


Gráfico 4. Grado de cumplimiento en el IRPF por niveles de renta, 2005-2008
Capital inmobiliario





El último ejercicio que hemos realizado ha consistido en analizar el grado de cumplimiento por regiones. La muestra no nos permite obtener resultados representativos para cada comunidad autónoma, por lo que hemos optado por dividir a las comunidades autónomas en tres grupos, de acuerdo con sus características estructurales, siguiendo a Bandrés y Gadea (2013):

- CCAA 1: Aragón, Cataluña y Madrid, caracterizadas “por un alto nivel de renta por habitante, reducida tasa de paro, fuerte peso industrial, elevado nivel formativo y una notable apertura exterior” (Bandrés y Gadea, 2013: 24). También forman parte de este grupo Navarra y País Vasco, que quedan fuera de nuestro análisis.

- CCAA 2: Asturias, Cantabria, Castilla y León, Galicia y La Rioja, con características intermedias.
- CCAA 3: el resto de comunidades, “que registran el menor peso industrial, la mayor tasa de desempleo, bajos niveles formativos y una apertura comparativamente reducida” (Bandrés y Gadea, 2013: 24).

Como se observa en los gráficos 7 a 11, el menor grado de cumplimiento corresponde, para todas las fuentes de renta, al primer grupo de comunidades autónomas. Aunque con menor claridad, el mayor grado de cumplimiento corresponde al tercer grupo.

El menor cumplimiento de las comunidades integradas en el primer grupo puede deberse a la existencia de un menor control o la mayor presencia de actividades económicas más susceptibles de ocultamiento. Para examinar más a fondo la primera posible causa, hemos hecho el siguiente ejercicio exploratorio. Los documentos de liquidación del sistema de financiación autonómica contienen información sobre la cuota líquida del IRPF en cada comunidad autónoma y los siguientes datos adicionales: declaraciones extemporáneas, actas de inspección, otras liquidaciones y devolución de ingresos indebidos. Si agregamos estos cuatro conceptos y el resultado lo ponemos en relación con la cuota líquida, el cociente resultante puede interpretarse como una aproximación a la intensidad del control tributario en cada comunidad. Hemos realizado estos cálculos para 2008 (Consejo de Política Fiscal y Financiera, 2010, Anexo I), obteniendo que, de las siete comunidades con un cociente cuota adicional/cuota líquida superior a la media, cinco están integradas en la tercera agrupación que hemos realizado. El mismo cociente es inferior a la media nacional en las tres comunidades autónomas integradas en el primer grupo.

Gráfico 7. Grado de cumplimiento en el IRPF por agrupaciones regionales, 2005-2008
Rentas del trabajo

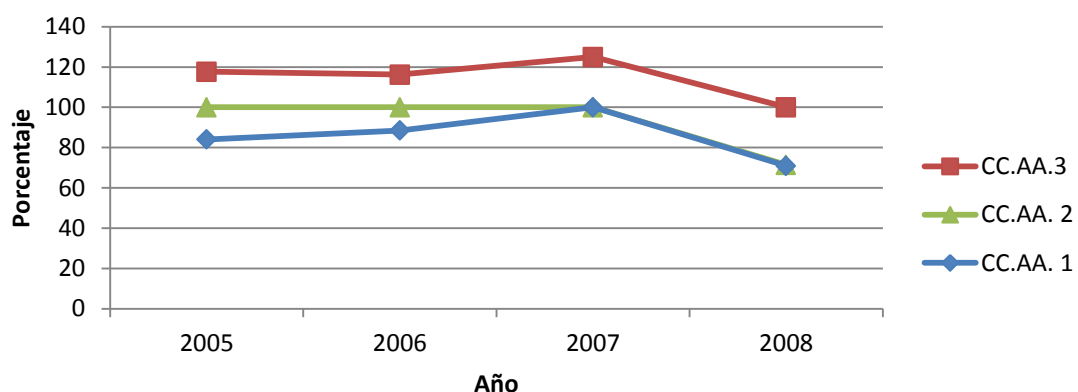


Gráfico 8. Grado de cumplimiento en el IRPF por agrupaciones regionales, 2005-2008
Capital mobiliario

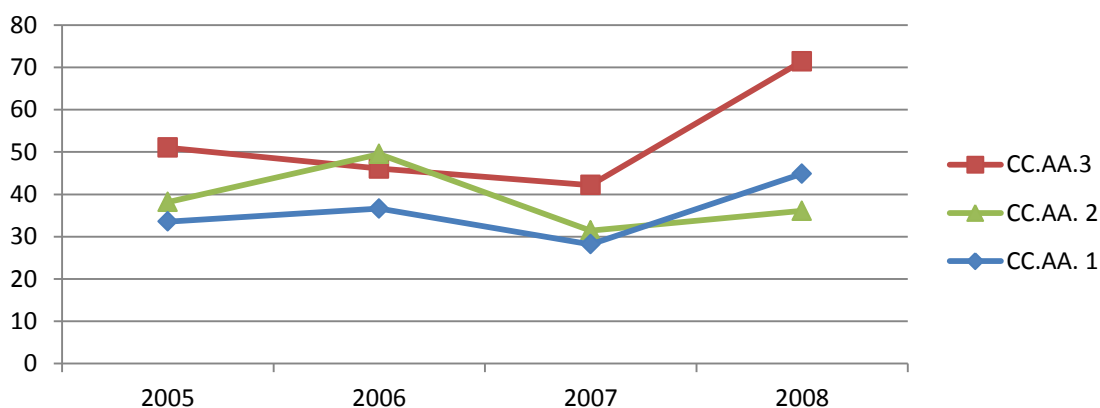
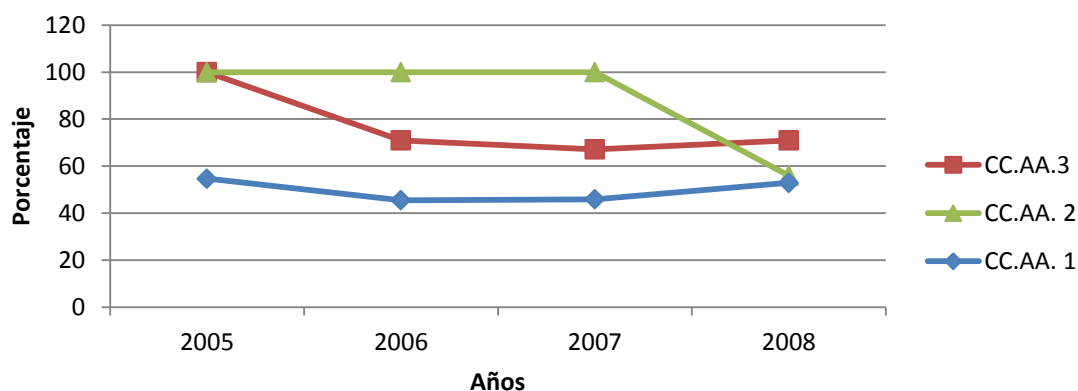
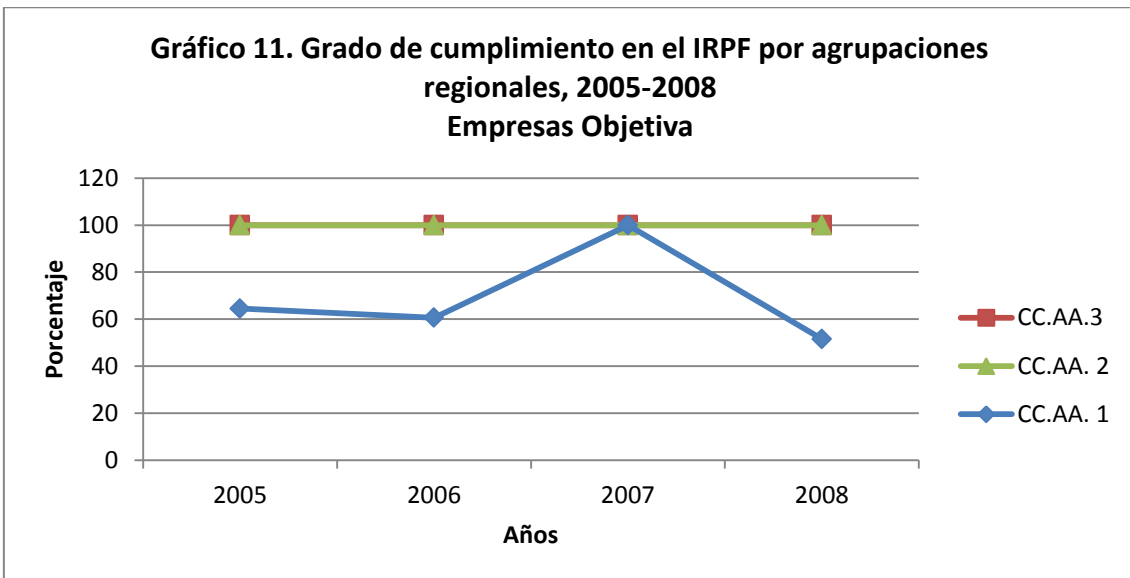
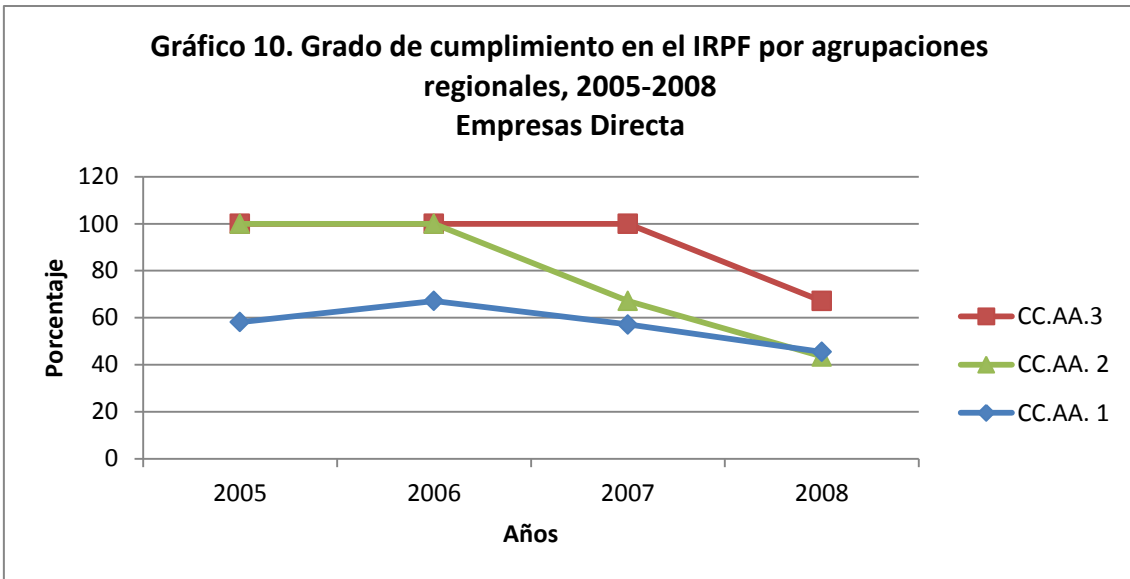


Gráfico 9. Grado de cumplimiento en el IRPF por agrupaciones regionales, 2005-2008
Capital inmobiliario





4. Consideraciones finales

En este trabajo hemos estimado el fraude en el IRPF por fuentes de renta entre 2005 y 2008, aplicando la metodología de Feldman y Slemrod (2007). De las estimaciones realizadas se concluye, primero, que, en todo el período, el mayor cumplimiento se encuentra en las rentas del trabajo y el menor, en las del capital mobiliario; segundo, que el grado de cumplimiento es, en general, menor en 2008 que en 2005; tercero, que, con la excepción de las rentas del capital mobiliario, el cumplimiento es mayor en las rentas superiores a la media; y cuarto, que el menor grado de cumplimiento se localiza en el grupo que integra a las comunidades de régimen común con mejores características estructurales: Aragón, Cataluña y Madrid.

De todos los factores que la literatura vincula con el comportamiento evasor, nuestra interpretación de los resultados que hemos obtenido sugiere, como la propia literatura, que el más efectivo para reducir el incumplimiento es el control de las rentas por la administración tributaria (mediante retenciones, inspecciones, intercambio de información, etc.), que facilita el acercamiento a la unidad de la probabilidad de detección de las conductas defraudadoras.

Referencias

- Allingham M.G. y A. Sandmo (1972): "Income tax evasion: a theoretical analysis", *Journal of Public Economics*, 1 (3-4): 323-338.
- Alm, J. (2012): "Measuring, explaining, and controlling tax evasion: lessons from theory, experiments, and field studies", *International Tax and Public Finance*, 19: 54-77.
- Bandrés, E. y M. D. Gadea (2013): "Crisis económica y ciclos regionales en España", *Papeles de Economía Española*, 138: 2-30.
- Bloomquist, K. M. (2003): "Tax evasion, income inequality and opportunity costs of compliance", *Proceedings. Annual Conference on Taxation and Minutes of the Annual Meeting of the National Tax Association*, 96: 91-104.
- Consejo de Política Fiscal y Financiera (2010): *Financiación de las comunidades autónomas por los impuestos cedidos, fondo de suficiencia y garantía de financiación de los servicios de asistencia sanitaria correspondiente al ejercicio 2008*, Madrid.
(<http://www.minhap.gob.es/es-ES/Areas%20Tematicas/Financiacion%20Autonomica/Paginas/Informes%20financiacion%20comunidades%20autonomas2.aspx>)
- Domínguez Barrero, F., J. López Laborda y F. Rodrigo Sauco (2013): "El hueco que deja el Diablo: una estimación del fraude en el IRPF con microdatos tributarios", *Documentos de Trabajo*, 728, Madrid: FUNCAS; próxima publicación en *Revista de Economía Aplicada*.
- Feldman, N. E. y J. Slemrod (2007): "Estimating tax noncompliance with evidence from unaudited tax returns", *Economic Journal*, 117: 327-352.
- Fiorio, C. V. y F. D'Amuri (2005): "Worker's tax evasion in Italy", *Giornale degli Economisti e Annali di Economia*, 64 (2/3): 247-270.
- Freire-Serén, M. J. y J. Panadés (2008): "Does Tax Evasion Modify the Redistributive Effect of Tax Progressivity?", *The Economic Record*, 84 (267): 486-495.
- Johns, A. y J. Slemrod (2010): "The distribution of income tax noncompliance", *National Tax Journal*, 63 (3): 397-418.
- Lagares, M. J. (1990): "La aceptación social del sistema tributario: el Impuesto sobre la Renta de las Personas Físicas", en E. Albi, dir., *La hacienda pública en la democracia*, pp. 109-132, Barcelona: Ariel.
- López Laborda, J., J. Vallés y A. Zárate (2014): "IRPF dual y transformación de rentas generales en rentas del ahorro", *Estudios sobre la Economía Española*, 2014-11, Madrid: FEDEA.

Matsaganis, M., D. Benedek, M. Flevotomou, O. Lelkes, D. Mantovani y S. Nienadowska (2010): “Distributional implications of income tax evasion in Greece, Hungary and Italy”, *MPRA, Munich Personal RePEc Archive*.

(http://mpa.ub.uni-muenchen.de/21465/1/MPRA_paper_21465.pdf)

Onrubia, J., F. Picos y C. Pérez (2011): *Panel de declarantes del IRPF 1999-2007: Diseño, metodología y guía de utilización*, Madrid: Instituto de Estudios Fiscales.

Onrubia, J., F. Picos, C. Pérez y M. C. Gallego (2012): “Panel de declarantes del IRPF 1999-2008: Metodología, estructura y variables”, *Documentos*, 12, Madrid: Instituto de Estudios Fiscales.

Pissarides, C.A. y G. Weber (1989): “An expenditure-based estimate of Britain’s black economy”, *Journal of Public Economics*, 39 (1): 17-32.

Yitzhaki S. (1974): “A note on ‘income tax evasion: a theoretical analysis’”, *Journal of Public Economics*, 3 (2): 201-202.

Anexo

Cuadro A1 . Resultados de las estimaciones en los distintos escenarios considerados (2005-2008)

	2005						2006					
	Global	cca = 1	cca = 2	cca = 3	Decilas 1-5	Decilas 6-10	Global	cca = 1	cca = 2	cca = 3	Decilas 1-5	Decilas 6-10
<i>constante</i>	2,29**	2,00**	2,52**	2,77**	-0,58**	2,34**	2,34**	2,01**	2,85**	2,79**	0,48	2,40**
<i>ai</i>	0,32**	0,34**	0,30**	0,28**	0,61**	0,31**	0,32**	0,34**	0,28**	0,28**	0,50**	0,31**
<i>otrostrabajop</i>	1,03	1,19**	0,96	0,85**	1,24**	0,94	1,00	1,13*	0,97	0,86**	1,29**	0,90**
<i>capitalmobp</i>	2,59**	2,98**	2,62**	1,96**	1,82**	2,74**	2,41**	2,73**	2,02**	2,17**	1,66**	2,59**
<i>capitalinmobp</i>	1,35**	1,83**	0,79	0,98	1,70**	1,14	1,75**	2,20**	1,36	1,41**	1,78**	1,63**
<i>empresasedp</i>	1,31**	1,72**	1,29	0,92	1,51**	1,23**	1,28**	1,49**	1,31	1,10	1,51**	1,18**
<i>empresaseop</i>	1,15	1,55**	0,86	0,81	1,39**	1,01	1,22*	1,65**	0,95	0,85	1,63**	0,96
<i>agrariasp</i>	1,03	0,76	1,09	1,09	1,25**	1,02	0,75**	0,52**	0,84	0,80*	1,18*	0,63**
<i>gananciasp</i>	0,49**	0,62**	0,37**	0,42**	1,47**	0,39**	0,46**	0,51**	0,66	0,34**	1,35**	0,38**
<i>otrostrabajon</i>	-29,16**	-21,92*	-46,63	-40,40	-1,59	-54,55*	-10,79*	-11,37	-17,69	-4,63	-1,98	-18,78
<i>capitalmobn</i>	-0,24	0,34	-3,96	-2,60	0,18	0,37	-0,04	-0,70	0,24	0,90	-0,28	0,67
<i>empresasedn</i>	0,49**	0,77	0,49	-0,05*	1,15**	-0,54**	0,19**	0,55	-0,79	-0,34**	1,09	-0,84**
<i>empresaseon</i>	0,18	0,31	-2,59	0,37	0,45	0,42	0,90	0,97	-0,06	0,80	1,29	0,81

<i>agrariasn</i>	1,34	2,01	1,10	1,07	1,64**	1,10	1,35	1,16	2,38*	1,08	1,51**	0,56
<i>edad</i>	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00**	0,00	0,00**	0,00**	0,00•	0,00	-0,001**	0,001**
<i>casado</i>	-0,08**	-0,04**	-0,127**	-0,12**	-0,02	-0,09**	-0,07**	-0,02**	-0,152**	-0,10**	-0,019	-0,075**
<i>hombre</i>	-0,05**	-0,02**	-0,10**	-0,06**	-0,06**	-0,045**	-0,04**	0,00	-0,12**	-0,07**	-0,05**	-0,04**
<i>dependientes</i>	0,03**	0,06**	0,01**	0,01**	-0,01	0,04**	0,04**	0,06**	0,02**	0,01**	-0,01**	0,04**
<i>tamaño</i>	0,07**	0,07**	0,06**	0,05**	0,05**	0,07**	0,07**	0,07**	0,07**	0,05**	0,06**	0,07**
<i>cuotadifdonativos</i>	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00**	-7,41E-06•	-4,79E-08
<i>individual</i>	0,07**	0,04**	7,81E-02**	7,92E-02**	0,18**	0,06**	5,63E-02**	3,94E-02**	5,51E-02**	6,06E-02**	1,43E-01**	4,91E-02**
<i>Nº observaciones</i>	69.734	35.540	9.744	24.450	6.468	63.266	77.390	38.213	11.714	27.463	8.152	69.238
<i>R²</i>	0,1081	0,1187	0,1007	0,0864	0,0987	0,0847	0,1088	0,1215	0,1001	0,0867	0,0823	0,0843
<i>Log-likelihood</i>	-76.492,62	-41.015,44	-9.916,458	-25.029,97	-5.080,159	-72.366,7	-86.441,53	-45.129,07	-12.029,01	-28.489,33	-6.527,227	-80.885,28
<i>BIC/AIC</i>	153.219,4/ 153.027,2	82.250,93/ 82.072,88	20.025,79/ 19.874,92	50.272,13/ 50.101,94	10.344,58/ 10.202,32	144.965,6/ 144.775,4	173.119,4/ 172.925,1	90.479,71/ 90.300,14	24.254,76/ 24.100,02	57.193,29/ 57.020,65	13.243,58/ 13.096,45	162.004,6/ 161.812,6

Cuadro A1. Resultados de las estimaciones (2005-2008) (continuación)

2007

2008

	Global	ccaa = 1	ccaa = 2	ccaa = 3	Decilas 2-5	Decilas 6-10	Global	ccaa = 1	ccaa = 2	ccaa = 3	Decilas 1-5	Decilas 6-10
<i>constante</i>	0,58**	0,43**	0,26	1,21**	1,44**	-0,16	-0,008	-0,22**	0,08	0,51**	1,55**	-0,38**
<i>a₁</i>	0,42**	0,43**	0,46**	0,36**	0,31**	0,49**	0,46**	0,47**	0,47**	0,42**	0,27**	0,51**
<i>otrostrabajop</i>	0,96	1,12	0,91	0,80**	1,65	0,87**	1,23**	1,41**	1,40*	0,98	3,89*	1,06
<i>capitalmobp</i>	3,00**	3,55**	3,18**	2,37**	2,95	2,28**	1,94**	2,23**	2,77**	1,40*	1,48	1,73**
<i>capitalinmobp</i>	1,85**	2,18**	1,63	1,49*	3,43*	1,28**	1,66**	1,89**	1,79*	1,41*	6,14*	1,27**
<i>empresasedp</i>	1,41**	1,75**	1,49*	1,12	2,16	1,16**	1,87**	2,20**	2,30*	1,49**	6,82*	1,43**
<i>empresaseop</i>	1,09	1,23	1,46	0,79	1,76	0,96	1,54**	1,94**	1,46	1,13	4,87*	1,21
<i>agrariasp</i>	0,38**	0,18**	0,68	0,30*	0,49*	0,35**	0,68**	0,50**	0,86	0,62**	1,46	0,68**
<i>gananciasp</i>	0,57	0,43	0,38	1,42	0,03	0,72	1,05	1,27	1,10	0,82	3,68	0,79*
<i>otrostrabajon</i>	2,83**	3,35**	0,06	-10,30	-40,22	-9,74	-7,49*	-5,66	-8,81	-8,61	-86,18	-1,14
<i>capitalmobn</i>	-2,90	1,50	-1,53	-6,00	1,07	-2,98	-6,21**	-3,61	-13,51	-7,29	-26,19	-4,73
<i>capitalinmobn</i>	-1,46	1,02**	-0,48	-5,65	-50,84	0,53	-1,33	0,95	-1,81	-7,84*	-4,33	-1,26*
<i>empresasedn</i>	-0,88**	0,06	-3,30*	-1,25**	-3,54	-0,54**	-0,31**	1,04	-2,06	-2,49**	1,50	-0,93**
<i>empresaseon</i>	-0,08	0,35	-2,70	0,74	0,88	-0,52	-3,92**	-3,02	-21,18	-0,46	-60,38	-1,57

<i>agrariasn</i>	1,16	1,97	5,16*	0,72	2,42*	-1,13	2,13**	1,29	1,68	1,67**	1,86	0,39
<i>edad</i>	-0,004**	-0,004**	-0,01**	-0,002•	-0,01**	0,00**	-0,002**	-0,002**	-0,01**	-0,001	-0,001	-0,003**
<i>casado</i>	-0,09**	-0,01	-0,26**	-0,12**	-0,02	-0,11**	-0,09**	-0,04**	-0,18**	-0,12**	-0,04	-0,10**
<i>hombre</i>	-0,09**	-0,04**	-0,16**	-0,12**	-0,06**	-0,10**	-0,11**	-0,04**	-0,19**	-0,16**	-0,11**	-0,11**
<i>dependientes</i>	0,09**	0,12**	0,07**	0,06**	0,08**	0,09**	0,10**	0,14**	0,09**	0,06**	0,10**	0,11**
<i>tamaño</i>	0,13**	0,13**	0,16**	0,11**	0,17**	0,12**	0,14**	0,14**	0,14**	1,14E-01**	0,16**	0,13**
<i>cuotadifdonati vos</i>	1,72E-07**	1,98E-07**	6,25E-07	1,30E-07**	3,66E-06•	1,33E-07**	-1,00E-06**	-1,03E-06**	-1,64E-06•	-7,5E-07	-1,67E-05•	-1,21E-06**
<i>individual</i>	0,12**	0,04**	0,27**	0,13**	0,17**	0,11**	0,07**	0,02	0,09**	0,09**	-0,004	0,08**
Nº observaciones	82.558	39.921	12.791	29.666	7.885	73.918	88.650	42.594	13.958	32.098	9.987	78.663
R²	0,0802	0,0880	0,0827	0,0626	0,0494	0,0773	0,0893	0,0965	0,0767	0,0759	0,0510	0,0794
Log- likelihood	-139.405,7	-68.469,74	-22.727,69	-47.581,72	-13.115,45	-	-148.600,5	-73.115,27	-23.523,46	-51.448,42	-16.319,08	-132.468
BIC/AIC	279.060,5/ 278.855,4	137.172,6/ 136.983,5	45.663,73/ 45.499,38	95.389,98/ 95.207,43	26.428,29/ 26.274,89	250.175,6/ 249.972,9	297.451,7/ 297.245	146.465/ 146.274,5	47.256,89/ 47.090,93	103.125,1/ 102.940,8	32.840,76/ 32.682,16	265.184/ 264.980

Estimación por mínimos cuadrados no lineales.

•• Significativamente distinto de 0 al nivel del 5%. • Significativamente distinto de 0 al nivel del 10%

** Significativamente distinto de 1 al nivel del 5%. * Significativamente distinto de 1 al nivel del 10%.

CCAA1 = Aragón, Cataluña y Madrid

CCAA2 = Asturias, Cantabria, Castilla y León, Galicia y La Rioja

CCAA3 = Andalucía, Baleares, Canarias, Castilla-La Mancha, Comunidad Valenciana, Extremadura, Murcia, Ceuta y Melilla