

Estudios sobre la Economía Española - 2018/15

**Cumplimiento fiscal en el IRPF a nivel regional:  
medición y estimación de sus factores explicativos**

Julio López Laborda  
(Universidad de Zaragoza y FEDEA)

Jaime Vallés Giménez  
(Universidad de Zaragoza)

Anabel Zárate Marco  
(Universidad de Zaragoza)

**fedea**

*Las opiniones recogidas en este documento son las de sus autores y no coinciden necesariamente con las de FEDEA.*

# **Cumplimiento fiscal en el IRPF a nivel regional: medición y estimación de sus factores explicativos**

Julio López Laborda  
*Universidad de Zaragoza y FEDEA*

Jaime Vallés Giménez  
*Universidad de Zaragoza*

Anabel Zárate Marco  
*Universidad de Zaragoza*

(8 de junio de 2018)

**Abstract:** El trabajo cuantifica por primera vez en España el cumplimiento fiscal por regiones en el IRPF, y contribuye a identificar los factores explicativos de las diferencias de cumplimiento fiscal entre jurisdicciones, aspecto que apenas ha sido analizado en la literatura. Para ello, hemos considerado, además de los componentes dinámico y espacial considerados por Alm y Yunus (2009), las variables incluidas en el modelo de evasión fiscal de Allingham y Sandmo (1972), las relacionadas con la moral fiscal y las de índole político-institucional, incluidas las vinculadas con la descentralización fiscal del país. Los resultados obtenidos confirman, por una parte, los alcanzados por la muy extensa literatura que estudia el fraude fiscal desde la perspectiva de los individuos (incluida la importancia del elemento dinámico), pero también la relevancia del componente espacial para explicar el cumplimiento fiscal, de suerte que el mayor o menor fraude fiscal viene explicado, en parte, por factores tales como el comportamiento fiscal de los vecinos o la forma en que estos son tratados por el sector público.

**Palabras clave:** Impuesto sobre la renta, cumplimiento fiscal, comunidades autónomas, interacción espacial, componente dinámico

**Clasificación JEL:** H26, H71, H73

**Agradecimientos:** Agradecemos la financiación del Gobierno de Aragón –Fondo Europeo de Desarrollo Regional (Grupo de Investigación de Economía Pública) y del Ministerio de Economía y Competitividad, proyecto ECO2016-76506-C4-3-R (Julio López Laborda).

## RESUMEN

Esta investigación tiene dos objetivos novedosos: cuantificar el grado de cumplimiento fiscal por comunidades autónomas (de régimen común) en el IRPF entre 2003 y 2014 e identificar económicamente los factores explicativos de las diferencias de cumplimiento fiscal entre regiones.

Para cuantificar el cumplimiento fiscal por comunidades autónomas, se compara la renta total declarada en cada comunidad en el IRPF (obtenida de las Muestras de declarantes y no declarantes del IRPF que publica el Instituto de Estudios Fiscales), con la renta de dicha comunidad consignada en la cuenta de hogares de la Contabilidad Regional de España. Los resultados alcanzados deben tomarse como una aproximación al nivel de cumplimiento (y, por tanto, de fraude fiscal) existente en cada comunidad autónoma y su evolución ya que, pese a los ajustes realizados en las bases de datos empleadas, no es posible asegurar la homogeneidad completa entre las mismas.

Las cifras obtenidas muestran que el cumplimiento fiscal ha crecido de manera generalizada entre 2003 y 2014 y que la dispersión en los niveles de cumplimiento autonómico no es muy elevada. Hay dos comunidades que muestran unos niveles de cumplimiento inferiores a las restantes durante todo el período: Baleares y Canarias. Por arriba destaca Asturias, con un cumplimiento, en general, más elevado que las demás comunidades en el período examinado.

Una vez aproximados los niveles de cumplimiento fiscal por comunidades autónomas, el trabajo trata de identificar los factores explicativos de las diferencias entre comunidades. Para ello, se consideran tres grupos de variables: las incluidas en el modelo clásico de evasión fiscal de Allingham y Sandmo (1972), es decir, la probabilidad de detección del comportamiento evasor, las sanciones, los tipos impositivos y la renta de los individuos; las relacionadas con la moral fiscal, esto es, con la actitud de los individuos ante los impuestos; y las de índole político-institucional, entre las que se atribuye especial relevancia a las vinculadas con la descentralización fiscal del país. Además, se incorpora un componente dinámico y otro espacial, basado, el primero, en que el comportamiento actual de los individuos depende de su comportamiento pasado, y el segundo, en que el comportamiento de los individuos depende también del de sus vecinos.

Los resultados de los ejercicios econométricos realizados confirman, por una parte, los alcanzados por la muy extensa literatura que estudia el fraude fiscal desde la perspectiva de los individuos (incluida la importancia del elemento dinámico): todos los grupos de factores considerados resultan relevantes para explicar las diferencias de cumplimiento fiscal entre comunidades autónomas. Por otro lado, esos resultados permiten sostener la relevancia del componente espacial para explicar el cumplimiento fiscal, de suerte que el mayor o menor fraude fiscal viene explicado, en parte, por factores tales como el comportamiento fiscal de los vecinos o la forma en que estos son tratados por el sector público.

## 1. Introducción

Los impuestos que gravan la renta personal suelen basarse en sistemas de autoliquidación, en los que individuos declaran voluntariamente la renta obtenida durante el período impositivo, determinan su deuda tributaria y pagan, finalmente, el impuesto. Esta voluntariedad en la obligación tributaria hace que el cumplimiento fiscal, en ocasiones, no sea total, bien porque no se presenta la declaración (*nonfiling gap*), porque no se declara toda la renta (*underreporting gap*), o porque no se paga en su totalidad la cuota tributaria (*underpayment gap*). La diferencia entre lo que los contribuyentes pagan de impuestos y lo que deberían pagar si cumplieran completamente con la legislación fiscal es el fraude o evasión fiscal (algunos países utilizan la expresión *tax gap*: brecha fiscal).

Las consecuencias sociales y económicas del fraude fiscal son de gran relevancia, en términos de eficiencia y equidad, para cualquier economía. El fraude provoca déficits presupuestarios que obligan a recortar gastos o elevar impuestos; conduce a una mala asignación en el uso de los recursos, cuando los defraudadores cambian su comportamiento con respecto a las inversiones, horas de trabajo, etc.; altera la distribución de la renta, en la medida en que algunos contribuyentes explotan mejor el sistema fiscal que otros; genera sentimientos de desconfianza ante la Ley, las instituciones y pérdida de valores colectivos; afecta a la identificación de los beneficiarios de servicios y prestaciones públicas; su presencia hace que los gobiernos tengan que destinar recursos para detectar el incumplimiento, medir su magnitud y penalizar su práctica; y afecta a la bondad de las estadísticas macroeconómicas (Alm y Soled, 2017). Además, es un comportamiento de los contribuyentes tan importante, al menos, como los cambios en la oferta de trabajo o ahorro (Saez et al., 2012; Piketty et al., 2014). Por ello, los intentos por cuantificar, explicar y reducir el fraude fiscal han sido una constante en las economías desarrolladas.

Desde el trabajo de Allingham y Sandmo (1972), la literatura teórica y empírica sobre el fraude fiscal es muy extensa (véanse, por ejemplo, las revisiones de Andreoni et al., 1998; Alm, 2012; Hashimzade et al., 2013; Slemrod, 2017). Sin embargo, los estudios que abordan la evasión fiscal en los niveles intermedios (estatales o regionales) de los países federales son más escasos y recientes.

En el caso español, no hay ningún estudio sobre cumplimiento fiscal a nivel regional, por lo que en este trabajo vamos a cubrir ese hueco en la literatura, cuantificando el volumen de cumplimiento fiscal en el Impuesto sobre la Renta de las Personas Físicas (IRPF) a nivel regional para España, y estimando econométricamente los factores explicativos de las diferencias de cumplimiento fiscal entre regiones. El IRPF es un tributo parcialmente descentralizado a las comunidades autónomas. Desde 1994, las comunidades autónomas participan en un 15 por 100 del IRPF pagado por los residentes en sus respectivos territorios. Además, a partir de 1997, se cede a las comunidades otro 15 por 100, en concepto de “tributo cedido” por el Estado. Sobre este tramo, las comunidades autónomas disponen de competencias para legislar sobre la tarifa y algunas deducciones, pero no sobre la gestión del tributo, de la que se encarga el nivel central. El porcentaje de cesión se incrementa al 33 por 100 a partir de 2002 (desapareciendo la participación impositiva inicial), y al 50 por 100 desde 2009. Como puede observarse, la base imponible (es decir, la renta de los contribuyentes) es común para el IRPF estatal y para el autonómico.

Para Estados Unidos, diversos autores han utilizado la información proporcionada por el *Internal Revenue Service* para estimar el cumplimiento fiscal en el impuesto federal sobre la renta individual. A nivel estatal, Dubin et al. (1987, 1990) lo hacen para los años 1977 a 1986, y Plumley (1996) para el período 1982-1991. A nivel más desagregado (a un nivel de tres dígitos en el código postal de Estados Unidos), tenemos los trabajos de Witte y Woodbury (1985) y Dubin y Wilde (1988), ambos para el año 1969, y el de Gentry y Kahn (2009) para el año 2001. Todos estos trabajos contemplan diversos factores en la explicación del fraude fiscal, vinculados al modelo estático de evasión fiscal de Allingham y Sandmo (1972): intensidad inspectora, tipo impositivo efectivo, estructura productiva, educación, edad, desempleo, renta, etc.; y también algunas variables de moral fiscal o de actitudes políticas.

Alm y Yunus (2009) extienden el modelo de evasión fiscal de Allingham y Sandmo (1972), para incorporar la dimensión espacial y tener en cuenta en las estimaciones econométricas que el cumplimiento fiscal en un estado o región puede depender del cumplimiento fiscal en los estados o regiones vecinas. Esta dependencia espacial puede deberse a que los contribuyentes intercambian información entre ellos, de manera que, si un contribuyente defrauda y no es detectado por la autoridad fiscal, puede hacer que otros también defrauden; aunque también podría provocar el efecto contrario, al

aumentar la probabilidad de ser detectado si el otro no lo ha sido. McFadden (2006) sugiere que los individuos pueden actuar en este ámbito por simple imitación. También las normas sociales pueden generar dependencia espacial en la decisión de defraudar, en la medida en que pueden marcar una pauta de comportamiento del contribuyente: un individuo cumplirá si cree que el cumplimiento fiscal es la norma social, mientras que se comportará de otra manera en caso contrario (Gordon, 1989; Posner, 2000; Sandmo, 2005; Benabou y Tirole, 2011; Besley et al., 2015). Desde esta perspectiva, Alm y Yunus (2009) estiman los factores explicativos de la evasión en el impuesto federal sobre la renta a nivel estatal entre 1979 y 1997.

Posteriormente, Di Caro y Nicotra (2014), para el periodo 2007-2011, y Carfora et al. (2017), para el periodo 2001-2011, analizan el cumplimiento fiscal para las regiones italianas utilizando también modelos de econometría espacial, aunque el trabajo de Carfora et al (2017) no se circunscribe al ámbito del impuesto sobre la renta, sino que analiza el fraude fiscal total. Alm et al. (2017) también analizan, en el contexto de la imposición personal sobre la renta, cómo el comportamiento fiscal de un individuo depende de la información que tenga sobre lo que están haciendo sus vecinos, aunque lo hacen llevando a cabo experimentos de laboratorio con estudiantes universitarios americanos.

El citado trabajo de Alm y Yunus (2009) resulta también especialmente interesante porque, además de incorporar la dimensión espacial al análisis de evasión fiscal, tiene en cuenta el componente dinámico de la misma (ya presente en la contribución original de Allingham y Sandmo, 1972), es decir, el hecho de que el grado de cumplimiento fiscal de una región puede depender de su cumplimiento en años anteriores.<sup>1</sup> Carfora et al. (2017) también tienen en cuenta el componente dinámico del fraude fiscal, pero de manera independiente del componente espacial.

Para los cantones suizos, Feld y Frey (2006) creen que la evidencia existente apoya la existencia de un “contrato fiscal psicológico” entre las administraciones y los ciudadanos, de tal forma que la democracia directa y el trato respetuoso a los contribuyentes son factores que favorecen la moral fiscal de los ciudadanos y, de ahí, el cumplimiento fiscal.

---

<sup>1</sup> Trabajos como el de Dubin (2007), Kleven et al. (2011) y Advani et al. (2017) tienen en cuenta el efecto dinámico que las inspecciones de hacienda pueden tener sobre el grado de cumplimiento fiscal.

Nuestra investigación contiene varias aportaciones a la literatura empírica sobre evasión fiscal. En primer lugar, se trata del primer trabajo que examina el fraude fiscal a nivel regional en España. Además, el trabajo empieza cuantificando el grado de cumplimiento fiscal en el IRPF en cada comunidad autónoma, para después estimar sus factores explicativos. En tercer lugar, para explicar los niveles de cumplimiento fiscal a nivel regional, se utilizan varios grupos de factores: los relacionados con el modelo básico de Allingham y Sandmo (1972), los vinculados a la moral fiscal, los político-institucionales y los factores de persistencia y espacialidad, que Alm y Yunus (2009) consideraron de forma simultánea para explicar el fraude en el impuesto sobre la renta en EEUU, y que desde entonces, en lo que conocemos, no se han vuelto a contemplar de esta forma en ningún trabajo aplicado sobre el tema.

El presente trabajo se estructura en las siguientes secciones. Tras esta introducción, en la sección segunda se realiza una cuantificación del grado de cumplimiento fiscal en el IRPF en las comunidades autónomas españolas entre 2003 y 2014, mediante una aproximación macroeconómica que mide la brecha existente entre la renta consignada por los contribuyentes de cada región en sus correspondientes declaraciones del IRPF y la renta recogida en Contabilidad Regional de España. En la sección tercera se estiman econométricamente los factores explicativos del cumplimiento fiscal regional en el IRPF. El primer apartado de esta sección presenta el modelo teórico, basado en Alm y Yunus (2009) y el segundo, la especificación adoptada, mientras que el apartado tercero explica las estimaciones realizadas y discute los resultados obtenidos. Todos los grupos de factores considerados resultan relevantes para explicar las diferencias de cumplimiento fiscal entre comunidades autónomas. Tanto el componente espacial como el dinámico se muestran significativos. La sección cuarta resume las principales conclusiones del trabajo.

## **2. Una cuantificación del grado de cumplimiento en el IRPF español por comunidades autónomas**

A diferencia de otros países, en España no se dispone de una aproximación a la cuantificación de los niveles de cumplimiento fiscal en el IRPF por regiones.<sup>2</sup> En esta

---

<sup>2</sup> En realidad, apenas se dispone de ninguna estimación del fraude fiscal en ningún impuesto, ni siquiera a nivel nacional. Para una revisión de la escasa investigación al respecto, puede consultarse Domínguez et

sección vamos a realizar ese cálculo por vez primera utilizando el enfoque macroeconómico que ya empleara la Comisión del Fraude Fiscal (1988), que dirigió el profesor Lagares (véase también Lagares, 1990), para estimar el fraude en el IRPF español a nivel nacional entre 1979 y 1987.<sup>3</sup> En esencia, se trata de comparar la renta consignada en el IRPF por los contribuyentes (que denominaremos “renta fiscal”), agrupados por comunidades autónomas, con la renta que resulta de la contabilidad regional (que denominaremos “renta real”), y expresar dicha comparación en forma de cociente.

La renta fiscal de los individuos se obtiene de las Muestras de Declarantes y no Declarantes (en adelante, respectivamente, MD y MND) que publica el Instituto de Estudios Fiscales (IEF, Ministerio de Hacienda y Administración Pública), que contienen información de las quince comunidades autónomas de régimen común, esto es, excluidas Navarra y País Vasco. La renta real de los individuos se calcula a partir de la cuenta de renta de los hogares de la Contabilidad Regional de España (en adelante, CR), que publica el Instituto Nacional de Estadística (INE, Ministerio de Economía, Industria y Competitividad). El ejercicio se realiza para el período 2003-2014.

A continuación, explicamos los ajustes que hemos realizado, tanto en la renta fiscal como en la renta real, para hacerlas comparables y poder calcular, de la forma más precisa posible, el nivel de cumplimiento fiscal en cada comunidad autónoma. Dado que no hay una correspondencia exacta entre los conceptos reflejados en la CR y los que se declaran en el IRPF, hemos utilizado solo los componentes de la base imponible del IRPF que se incluyen en ambas bases de datos. En la tabla 1.A del anexo puede verse la correspondencia entre los conceptos incluidos en las dos bases.

De esta forma, para hallar la renta fiscal para cada residente en una comunidad autónoma tomamos, por un lado, de las MD, las rentas netas del trabajo personal, de las actividades económicas, del capital mobiliario y del capital inmobiliario, que son las que encuentran correspondencia con las rentas de los hogares consignadas en la CR. No incluimos, por tanto, las rentas imputadas inmobiliarias, las variaciones patrimoniales,

---

al. (2015). En otros países, existen estimaciones oficiales de la brecha fiscal: véase, por ejemplo, para Estados Unidos, <https://www.irs.gov/newsroom/the-tax-gap>, para Reino Unido, <https://www.gov.uk/government/collections/measuring-tax-gaps> o para Australia, <https://www.ato.gov.au/About-ATO/Research-and-statistics/In-detail/Tax-gap/>.

<sup>3</sup> Sobre los métodos de estimación del fraude fiscal, véase Alm (2012), Slemrod y Weber (2012) o Slemrod (2017).

ni las rentas en régimen de atribución, ya que ninguna de ellas queda reflejada expresamente en la CR. Y, por otro lado, de las MND, computamos las retribuciones dinerarias y en especie del trabajo personal y los ingresos a cuenta no repercutidos. En los dos primeros cuerpos de la tabla 2.A del anexo pueden verse las casillas de las MD y MND que se han utilizado para el cálculo de cada concepto fiscal. Todos los datos extraídos de las muestras del IEF han sido oportunamente ponderados para tener en cuenta el factor de elevación poblacional de cada observación, y agregados a nivel de comunidad autónoma.

La renta real de los residentes en cada comunidad autónoma se calcula agregando las siguientes partidas de la cuenta de renta de los hogares de la CR: el saldo de rentas primarias brutas (B.5), que a su vez incluye la remuneración de los asalariados (D.1), el excedente de explotación bruto/renta mixta bruta (B.2b / B.3b) y las rentas de la propiedad (D.4); además de las prestaciones sociales netas (recursos menos empleos) distintas de las transferencias sociales en especie (D.62) y otras transferencias corrientes netas (D.7); y descontando las cotizaciones sociales netas (D. 61).

En el cálculo de la renta fiscal no hemos podido incluir las rentas de los sujetos no obligados-no declarantes que perciben rentas por debajo de un determinado umbral<sup>4</sup> y que, por tanto, quedan fuera del ámbito poblacional de la MND. Para estimar la cuantía de estas rentas hemos utilizado la estadística de *Mercado de Trabajo y Pensiones en las Fuentes Tributarias* (Agencia Tributaria, 1999-2015). En el cuarto cuerpo de la tabla 2.A del anexo se aporta información adicional para su cálculo. El importe estimado de estas rentas se deduce en el cálculo de la renta real para mantener la comparabilidad con la renta fiscal.

Asimismo, como en el IRPF no se declara renta alguna por la vivienda habitual, y por las demás viviendas en propiedad (que no generen rentas del capital inmobiliario) se declara una renta imputada, que difiere del concepto de renta imputada en la CR a los propietarios que habitan sus propias viviendas, o Excedente Bruto de Explotación (EBE), hemos optado por excluir el EBE en el cálculo de la renta real. El problema radica en que la CR no desglosa el importe del EBE y las Rentas mixtas, como sí se hace a nivel nacional, por lo que hemos tenido que estimarlo. Como hemos comprobado

---

<sup>4</sup> El umbral de renta a partir del cual se recoge la renta en el modelo 190 y, por lo tanto, se está incluido en la MND, ha sido de 7.813,16 € en 2002, 8.000 € de 2003 a 2006 y 10.000 € de 2007 en adelante. Puede verse en la tabla 2.A, bajo el epígrafe Retribuciones mínimas (1).

que, a nivel nacional, el alquiler imputado en la Encuesta de Condiciones de Vida (ECV)<sup>5</sup> es muy parecido al EBE de la Contabilidad Nacional, hemos estimado el EBE regional a partir de los datos contenidos en la ECV. Concretamente, hemos calculado la diferencia entre la Renta anual neta media por persona y comunidad autónoma, con y sin alquiler imputado, y la hemos multiplicado por la población de la comunidad autónoma.<sup>6</sup>

Finalmente, debe tenerse en cuenta que, mientras a efectos del IRPF, la residencia de los individuos está determinada por la comunidad autónoma en la que el individuo permanezca un mayor número de días en el período impositivo, en la CR, los hogares residen en la región donde radique su centro de interés económico predominante.

El gráfico 1 muestra la evolución del grado de cumplimiento fiscal por regiones entre 2003 y 2014, calculado como el cociente entre la renta fiscal y la renta real. El gráfico 2 compara, para cada comunidad autónoma, las cifras de 2003 y 2014. Los resultados obtenidos deben tomarse como una aproximación al nivel de fraude fiscal existente en cada comunidad autónoma y su evolución ya que, pese a los ajustes realizados en las bases de datos empleadas, no es posible asegurar la homogeneidad completa entre ellas.

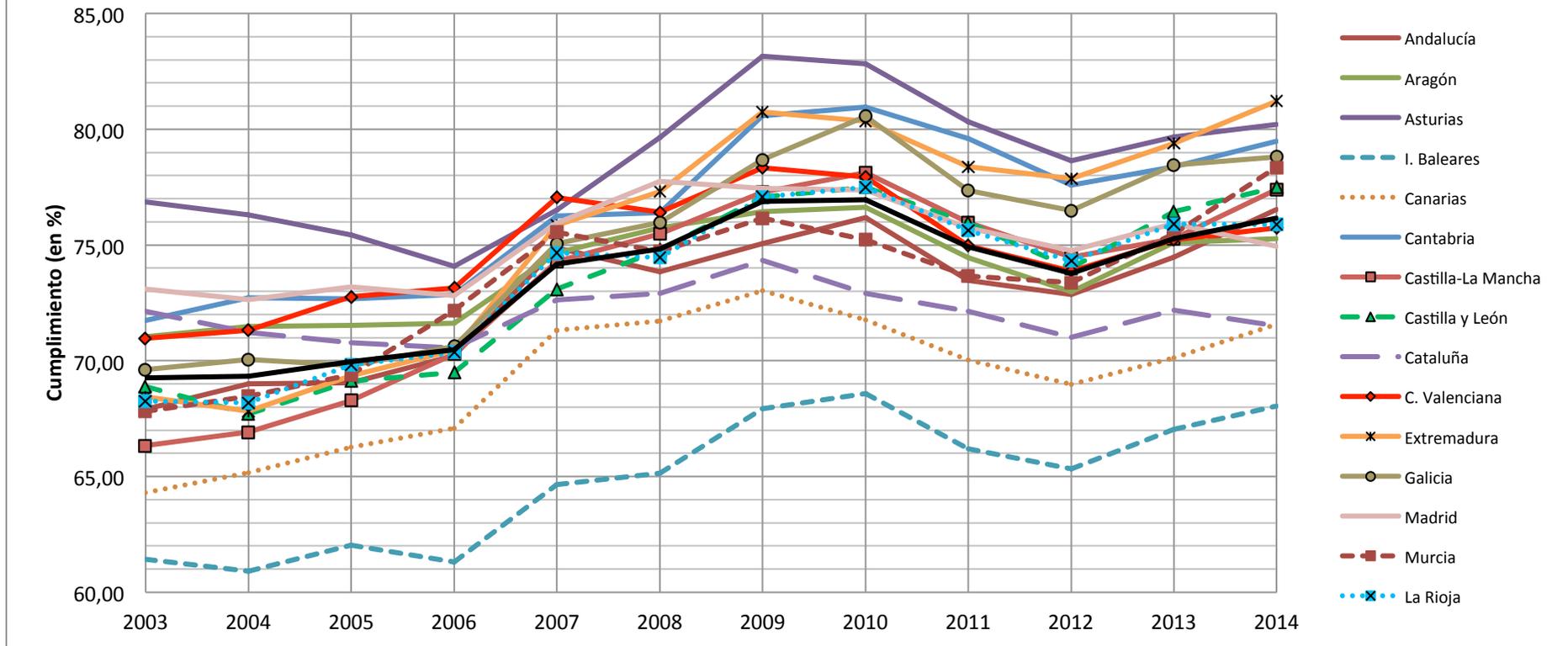
La evolución del cumplimiento fiscal es similar en todas las comunidades autónomas: crece entre 2003 y 2009-2010 (especialmente, desde 2006), decrece en 2011 y 2012, y vuelve a aumentar en 2013 y 2014. El cumplimiento se eleva entre 2003 y 2014 en todas las comunidades autónomas, salvo Cataluña, donde se reduce en 0,6 puntos porcentuales. En los extremos, el menor crecimiento corresponde a Madrid, con 1,8 puntos porcentuales; el mayor, a Extremadura, con 12,8 puntos porcentuales.

---

<sup>5</sup> El alquiler imputado se aplica a los hogares que no pagan un alquiler completo por ser propietarios o por ocupar una vivienda alquilada a un precio inferior al de mercado o a título gratuito. El valor que se imputa es el equivalente al alquiler que se pagaría en el mercado por una vivienda similar a la ocupada, menos cualquier alquiler realmente abonado. Asimismo se deducen de los ingresos totales del hogar los intereses de los préstamos solicitados para la compra de la vivienda principal.

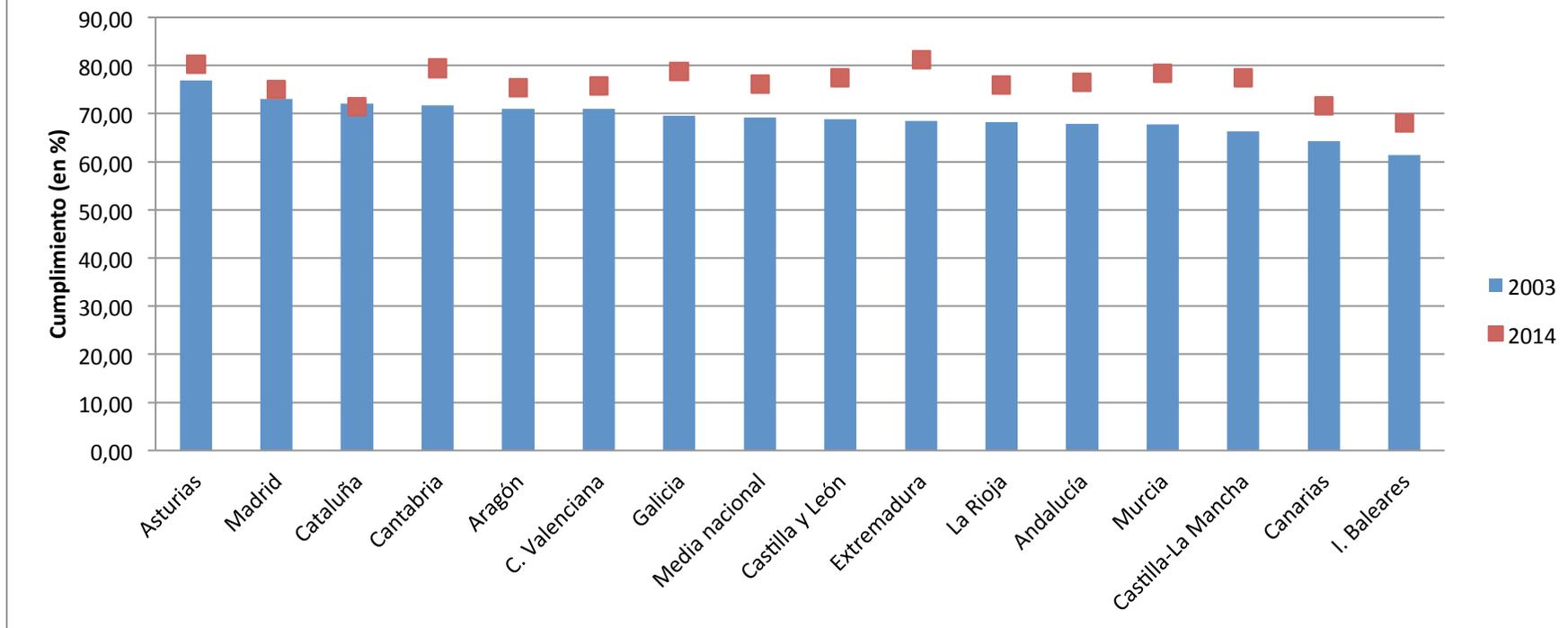
<sup>6</sup> En los primeros años de nuestro periodo de estudio se observa mayor disparidad entre los alquileres imputados en la ECV y la CN. Por ello, hemos corregido los tres primeros años, para que la relación ECV/CN sea igual a la existente en 2007.

**Gráfico 1: Evolución del cumplimiento en el IRPF por comunidades autónomas, 2003-2014**



Fuente: elaboración propia.

**Gráfico 2: Evolución del cumplimiento en el IRPF por comunidades autónomas, 2003 y 2014**



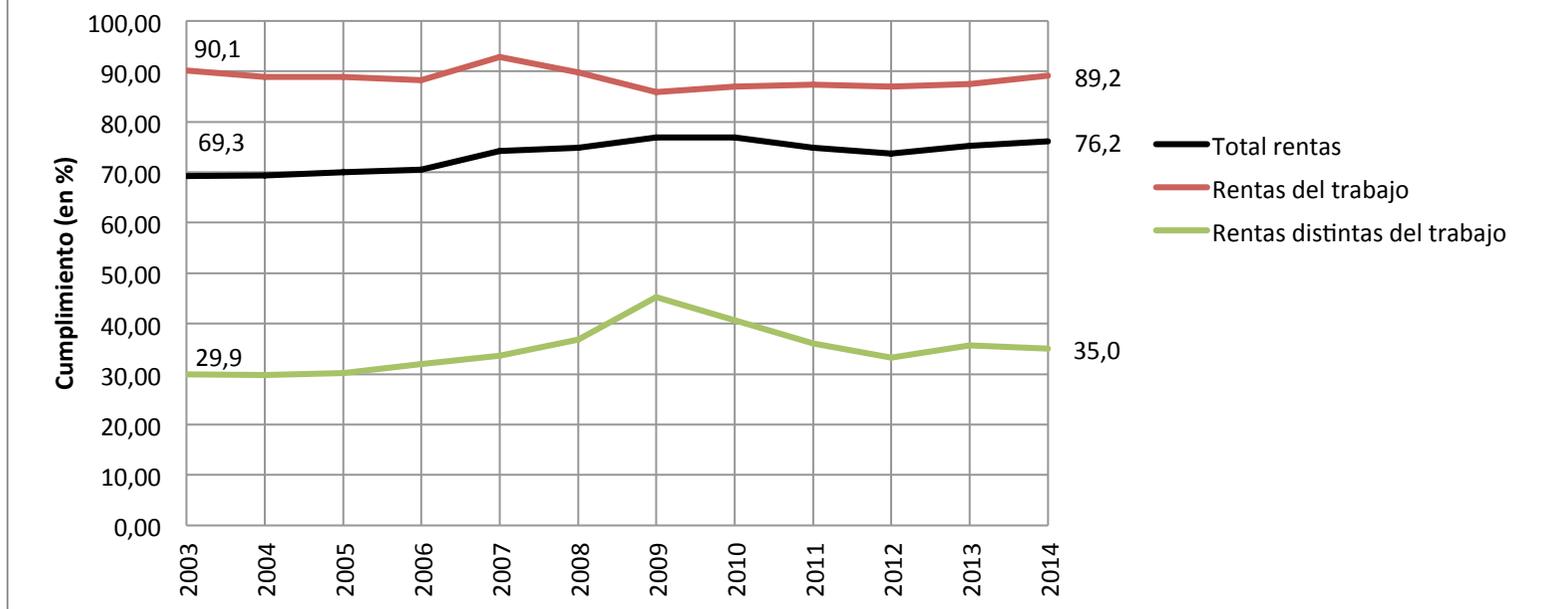
Fuente: elaboración propia.

Hay dos comunidades que muestran unos niveles de cumplimiento claramente inferiores a las restantes durante todo el período (tanto en las rentas del trabajo como en las procedentes del resto de fuentes): Baleares y Canarias; también Cataluña, desde 2009. Por arriba destaca Asturias, con un cumplimiento, en general, más elevado que las demás comunidades en el período examinado.

En 2003, las comunidades con mayor grado de cumplimiento en el IRPF son Asturias (76,9 por 100), Madrid (73,1 por 100) y Cataluña (72,1 por 100) y las que tienen menor grado de cumplimiento, Baleares (61,4 por 100), Canarias (64,3 por 100) y Castilla-La Mancha (66,3 por 100). En 2014, las más cumplidoras son Extremadura (81,2 por 100), Asturias (80,2 por 100) y Cantabria (79,5 por 100); las más incumplidoras, Baleares (68 por 100), Cataluña (71,5 por 100) y Canarias (71,6 por 100). En cualquier caso, no existe una dispersión elevada en los niveles de cumplimiento entre comunidades. La desviación estándar no llega a los 4 puntos porcentuales ningún año, y apenas supera los 3 puntos si se excluye a Baleares de su cálculo. La mayor dispersión se da en 2010 y la menor, en 2007.

En el gráfico 3 ofrecemos el grado de cumplimiento para el agregado de las quince comunidades de régimen común, que también desglosamos en las dos partidas que nos permite la información disponible: rentas del trabajo y resto de rentas (del capital mobiliario e inmobiliario y actividades económicas). El cumplimiento en las rentas del trabajo es siempre elevado y bastante estable: en el entorno del 90 por 100. Solo se detecta una pequeña disminución entre 2007 y 2009, que luego se recupera. Por el contrario, el cumplimiento en las restantes rentas es reducido durante todo el período. Aumenta desde el 29,9 por 100 en 2003 hasta el 45,3 por 100 en 2009, y luego cae hasta alcanzar el 35,0 por 100 en 2014. Para el total de rentas, el perfil es el que ya hemos mostrado en el gráfico 1. El porcentaje de cumplimiento agregado es el 69,3 por 100 en 2003 y el 76,2 por 100 en 2014.

**Gráfico 3: Evolución del cumplimiento en el IRPF por tipos de renta para el conjunto de comunidades autónomas, 2003-2014**



Fuente: Elaboración propia.

No existe evidencia empírica con la que comparar los resultados que hemos obtenido por comunidades autónomas. A nivel nacional, la Comisión del Fraude Fiscal (1988) publicó cifras para los años 1979 a 1986, aplicando una metodología que no es enteramente coincidente con la empleada en esta investigación. Además, la información que ofrece la contabilidad regional no es la misma que la que proporciona la contabilidad nacional. En el gráfico 4 representamos los resultados de ambos trabajos. Según dicha Comisión, en 1986 los españoles residentes en el territorio de régimen común declaraban un 55,1 por 100 del total de rentas obtenidas, alcanzando el cumplimiento fiscal valores del 71,3 por 100 para las rentas del trabajo y del 30,4 por 100 para las otras rentas. De acuerdo con los resultados que nosotros hemos obtenido, diecisiete años después, el cumplimiento fiscal es del 69,3 por 100 para el total de rentas. Ese incremento en 14 puntos porcentuales se debe exclusivamente a la mejora en el cumplimiento de las rentas del trabajo, que llega al 90,1 por 100 en 2003, ya que el grado de cumplimiento en las restantes rentas es prácticamente el mismo en este año que en 1986: un 29,9 por 100. A la vista de estos resultados, parece que los principales avances en el cumplimiento fiscal en España se han producido en las rentas previamente más controladas y, por ello, menos susceptibles de ocultación.

Más recientemente, Pulido (2014), utilizando una metodología similar, aunque no igual, a la de la Comisión del Fraude Fiscal,<sup>7</sup> ha calculado el grado de cumplimiento entre 2003 y 2012 para el conjunto de rentas. Hemos incluido también en el gráfico 4 su estimación. Los resultados que obtiene son más altos que los nuestros para los cuatro primeros años: 78,2 frente a 69,3 por 100 en 2003 y 85,6 frente a 70,5 por 100 en 2006.

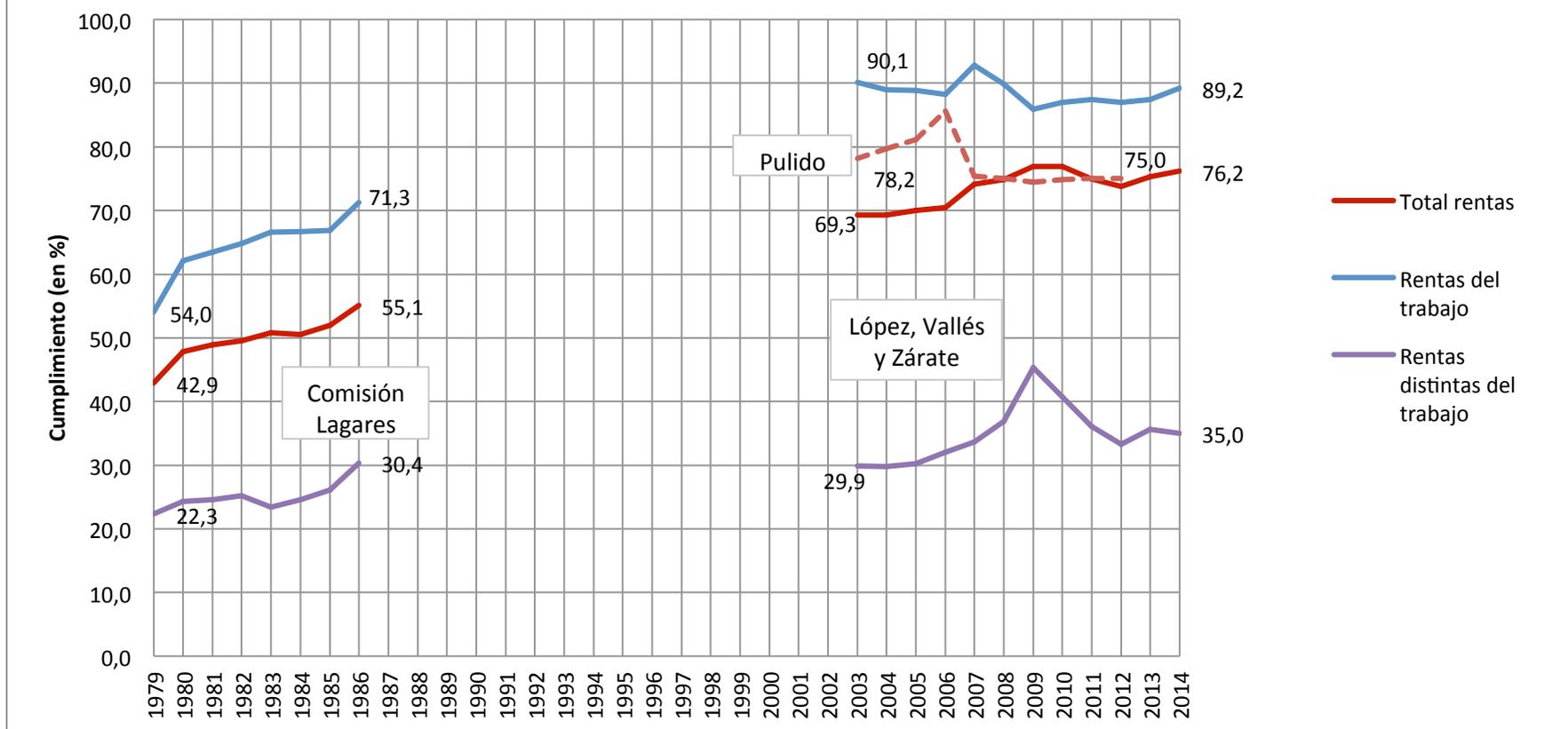
Otras investigaciones han adoptado diferentes metodologías para estimar el cumplimiento fiscal en el IRPF en España. Esteller (2005) realiza una estimación de fronteras estocásticas a nivel provincial, obteniendo un nivel medio de cumplimiento fiscal en el IRPF del 82,2 por 100, para el período 1993-2000. El mayor nivel de cumplimiento lo presenta Asturias, con el 95,3 por 100, y el menor, Cuenca, con el 48,3 por 100. Domínguez et al. (2015, 2017) estiman el fraude en el IRPF para el período 2005-2008 por fuentes de renta, aplicando la metodología de Feldman y Slemrod (2007) - que, a su vez, supone una modificación del enfoque de Pissarides y Weber (1989)-, que

---

<sup>7</sup> Pulido (2014) considera como renta fiscal toda la base imponible, es decir, incluye también variaciones patrimoniales, atribuciones de rentas y rentas imputadas; y como renta real considera la remuneración de los asalariados, las rentas netas de la propiedad y las rentas mixtas, de las que excluye el consumo de capital fijo y los impuestos ligados a la producción.

busca pistas del comportamiento fraudulento de los contribuyentes en la relación existente entre algunas partidas que consignan en su declaración del impuesto (como los donativos que realizan) y la renta que declaran. Para la media de diversos escenarios en el año 2008, y asumiendo que en las rentas procedentes de pensiones no existe fraude, Domínguez et al. (2015) estiman que el cumplimiento es total en las rentas del trabajo, y bastante inferior en las restantes categorías de renta: 39,08 por 100 en las rentas del capital mobiliario, 45,53 por 100 en el capital inmobiliario, 52,60 por 100 en las rentas de actividades económicas en estimación directa y 54,79 por 100 en estimación objetiva.

**Gráfico 4: Evolución del cumplimiento en el IRPF por tipos de renta, 1979-1986 y 2003-2014**



Fuente: Elaboración propia.

### **3. Estimación de los factores explicativos del cumplimiento fiscal en el IRPF por comunidades autónomas**

En esta sección vamos a estimar econométricamente los factores explicativos del grado de cumplimiento fiscal (o, desde la otra perspectiva, del nivel de fraude fiscal) por comunidades autónomas que hemos cuantificado en la sección anterior. En el primer apartado presentaremos el modelo teórico en el que se basa el ejercicio aplicado. En el segundo, describiremos la especificación adoptada y las variables independientes consideradas. El tercer apartado contendrá las estimaciones realizadas y discutirá los resultados obtenidos.

#### **3.1. Modelo teórico**

El marco teórico se basa en el modelo clásico de Allingham-Sandmo-Yitzhaki (Allingham y Sandmo, 1972; Yitzhaki, 1974), con la adaptación propuesta por Alm y Yunus (2009) para incorporar al mismo los componentes dinámico y espacial.

Los propios Allingham y Sandmo (1972) reconocen la simplicidad de su modelo y, entre las ampliaciones que apuntan, identifican dos que nos interesan aquí. En primer lugar, señalan que la decisión de evadir puede estar condicionada por la reputación del individuo como miembro de la comunidad. Allingham y Sandmo (1972) introducen este factor reputacional como un argumento más de la función de utilidad del individuo. Más recientemente, Sandmo (2005) sugiere que la probabilidad subjetiva de detección del fraude de un individuo puede depender del comportamiento evasor de los demás. En segundo lugar, Allingham y Sandmo (1972) también estudian el componente dinámico en la decisión de defraudar asumiendo que, cuando se inspecciona a un individuo, se detecta el fraude que ha cometido en este período y, en su caso, en todos los anteriores, por lo que tiene que pagar la sanción correspondiente a toda la renta ocultada.

Alm y Yunus (2009) introducen los elementos de persistencia e interdependencia a través de la probabilidad subjetiva de detección del fraude,  $p(E_{it-1}, E_{jt})$ , que va a depender de la renta evadida con éxito en el período anterior por el contribuyente,  $E_{it-1}$ , y de la renta evadida en el mismo ejercicio por otro “contribuyente medio”,  $E_{jt}$ , con  $j \neq i$ .

El contribuyente  $i$  declarará en el período  $t$  la renta  $X_{it} = Y_{it} - E_{it}$  que maximice su utilidad esperada:

$$(1) \quad \begin{aligned} E(U_{it}) &= (1 - p_{it}(E_{it-1}, E_{jt}))U_{it}(Y_{it} - \tau_{it}(Y_{it} - E_{it})) + p_{it}(E_{it-1}, E_{jt})U_{it}(Y_{it} - \tau_{it}Y_{it} - \theta_{it}\tau_{it}E_{it}) = \\ &= (1 - p_{it}(E_{it-1}, E_{jt}))U_{it}(W_{i1}) + p_{it}(E_{it-1}, E_{jt})U_{it}(W_{i2}) \end{aligned}$$

Donde  $Y_{it}$  es la renta verdadera del contribuyente  $i$  en el período impositivo  $t$ ,  $\tau_{it}$  es el tipo impositivo del IRPF y  $\theta_{it}$  es la tasa de sanción, que se establece sobre el impuesto evadido.

Siguiendo a Alm y Yunus (2009), el efecto de  $E_{it-1}$  y  $E_{jt}$  sobre  $E_{it}$  se obtendrá diferenciando la condición de primer orden del problema (1), manteniendo los demás parámetros constantes, de tal forma que se obtiene:

$$(2) \quad \frac{dE_{it}}{dE_{it-1}} = \frac{U'_{it}(W_{i1}) + \theta_{it}U'_{it}(W_{i2})}{(1 - p_{it}(E_{it-1}, E_{jt}))U''_{it}(W_{i1}) + p_{it}(E_{it-1}, E_{jt})\theta^2_{it}U''_{it}(W_{i2})} \frac{dp_{it}(E_{it-1}, E_{jt})}{dE_{it-1}}$$

$$(3) \quad \frac{dE_{it}}{dE_{jt}} = \frac{U'_{it}(W_{i1}) + \theta_{it}U'_{it}(W_{i2})}{(1 - p_{it}(E_{it-1}, E_{jt}))U''_{it}(W_{i1}) + p_{it}(E_{it-1}, E_{jt})\theta^2_{it}U''_{it}(W_{i2})} \frac{dp_{it}(E_{it-1}, E_{jt})}{dE_{jt}}$$

Donde  $U'_{it}$  es la primera derivada parcial de  $U_{it}$  con respecto a la renta, y  $U''_{it}$ , la segunda. El primer cociente en el lado derecho de las ecuaciones (2) y (3) es negativo, por lo que el efecto que tendrá sobre la evasión fiscal de un individuo en un año determinado su comportamiento en el año anterior dependerá de cómo varíe la probabilidad de detección al variar la renta defraudada previamente, esto es,  $\frac{dp_{it}(E_{it-1}, E_{jt})}{dE_{it-1}}$ . De la misma manera, el efecto sobre la evasión fiscal de un individuo en un año determinado del comportamiento del contribuyente medio,  $j$ , en ese mismo año dependerá de cómo varíe la probabilidad de detección al variar la renta defraudada por ese contribuyente  $j$ , es decir,  $\frac{dp_{it}(E_{it-1}, E_{jt})}{dE_{jt}}$ . La hipótesis que nos parece más realista es que ambas derivadas tengan signo negativo: una mayor evasión con éxito en el año anterior o un mayor fraude de otros contribuyentes en este mismo año reducirá la probabilidad subjetiva de detección del fraude del período corriente.

En consecuencia, el problema de maximización de la utilidad del individuo  $i$  tendrá la siguiente forma funcional general:

$$(4) \quad E_{it} = f(E_{jt}, E_{it-1}, Z_{it}, Z_{jt})$$

Es decir, que la renta evadida,  $E_{it}$ , depende del comportamiento dinámico del individuo  $i$ , a través de  $E_{it-1}$ , del comportamiento espacial de otros contribuyentes, a través de  $E_{jt}$ , y de un conjunto de factores del individuo  $i$ ,  $Z_{it}$ , y de los demás contribuyentes,  $Z_{jt}$ , entre los que se encuentran los incluidos en el modelo de Allingham y Sandmo (1972) – es decir, la renta, el tipo impositivo, la probabilidad de detección y las sanciones-, pero también los factores relacionados con la moral fiscal o con aspectos políticos e institucionales (como, en España, la descentralización). Como ya hemos señalado más arriba, todas estas variables se han examinado en la literatura teórica y aplicada para completar el modelo inicial de evasión fiscal.

### 3.2. Especificación

Para identificar los factores explicativos de las diferencias de cumplimiento fiscal entre comunidades en el IRPF vamos a considerar un panel integrado por las quince comunidades autónomas de régimen común en el período 2003-2014, y a estimar un modelo espacial y dinámico. Es un modelo espacial, porque toma en consideración que el cumplimiento fiscal en una región,  $C_{it}$ , puede depender del cumplimiento de las demás regiones,  $\rho\omega C_{jt}$ , de lo que sucede con determinadas variables explicativas  $s$  en las regiones vecinas,  $\omega x_{ts}\varphi_s$ , así como de una combinación de variables omitidas que pueden estar espacialmente correlacionadas,  $\lambda\omega$ . Y es un modelo dinámico, porque considera que el cumplimiento de un año puede depender de la experiencia pasada, con base en la idea de que la decisión de cumplimiento fiscal está serialmente correlacionada, a causa del coste de ajuste causado por un cambio brusco en la decisión de declarar del contribuyente,  $\gamma C_{t-1}$ .

Basándonos en Alm y Yunus (2009), planteamos la siguiente especificación:

$$(5) C_{it} = \rho \sum_{j \neq i}^N \omega_{ij} C_{jt} + \gamma C_{it-1} + \sum_{k=1}^K z_{itk} \beta_k + \sum_{s=1}^S \sum_{j \neq i}^N \omega_{ij} z_{jts} \varphi_s + \delta_i + u_{it}$$

$$u_{it} = \lambda \sum_{j \neq i}^N \omega_{ij} u_{jt} + \varepsilon_{it},$$

La variable dependiente es  $C_{it}$ , que mide el grado de cumplimiento de la comunidad autónoma  $i$  ( $i=1, \dots, 15$ ) en el año  $t$  ( $t=2003, \dots, 2014$ ), calculado de la forma en que se ha explicado en la sección anterior del trabajo.  $\rho$  es un parámetro escalar, denominado coeficiente espacial autorregresivo o coeficiente de retardo espacial, que mide la

pendiente de la función de reacción o el efecto espacial.  $\omega_{ij}$  son los pesos espaciales utilizados para computar el efecto del cumplimiento fiscal de la región  $j$  sobre la región  $i$ , donde  $\omega_{ij} \neq 0$ , si las regiones  $i$  y  $j$  interactúan, y por definición  $w_{ii}=0$ .  $z_{ik}$  son las  $k$  características socioeconómicas de la región o individuo representativo  $i$ , y  $z_{js}$ , las  $s$  características de las regiones vecinas  $j$ . Por tanto,  $\beta_k$  son los  $k$  coeficientes de las variables  $z$  del individuo o región  $i$  y  $\varphi_s$  son los  $s$  coeficientes espaciales de dependencia local que capturan el efecto espacial de las variables explicativas de los vecinos a cada observación.  $\gamma$  es el coeficiente de persistencia del cumplimiento o componente dinámico. Suponemos que  $\rho$ ,  $\gamma$ ,  $\varphi_s$  y  $\beta_k$  son constantes en el espacio y en el tiempo.  $\delta_i$  recoge el efecto específico de cada individuo o región.  $\lambda$  es el coeficiente de autocorrelación espacial del error, con  $u_{it} = \varepsilon_{it}$  en ausencia de dependencia espacial en el término error.

Las variables explicativas del cumplimiento fiscal que introducimos en el modelo se agrupan en torno a varios bloques. Las definiciones y estadísticos descriptivos de las variables utilizadas en el trabajo pueden verse en las tablas 3.A y 4.A del anexo, respectivamente. El análisis de correlación entre las variables se recoge en las tablas 5.1.A y 5.2.A.

#### *Variables del modelo de Allingham-Sandmo*

En el primer bloque incluimos las variables relacionadas con el modelo clásico de evasión fiscal. Hemos incorporado un buen número de variables relacionadas con la probabilidad de detección del comportamiento fraudulento:<sup>8</sup> el porcentaje de empresas de la comunidad autónoma sin asalariados (*pemp sina*), el porcentaje de contribuyentes que declaran rentas de autónomos (*pa auto*), el porcentaje de contribuyentes que declaran rentas del trabajo (*pasal*), el peso que tienen en la Contabilidad Regional las rentas sometidas a retención (*prereten*) y la percepción de los contribuyentes sobre el vínculo existente entre el mayor control y el cumplimiento fiscal (*perprobdet*). Esta última es una variable cualitativa que, tal y como puede verse en la tabla 3.A del anexo, toma valores entre 1 y 4. Cada una de las dos primeras variables está asociada a una probabilidad de detección reducida por lo que, de acuerdo con Allingham y Sandmo

---

<sup>8</sup> La literatura empírica utiliza las tasas de inspección o de declaraciones auditadas como medida disuasoria de la evasión fiscal, pero nosotros no disponemos de dicha estadística.

(1972), se espera que influyan negativamente sobre el cumplimiento fiscal regional. Por contra, las restantes tres variables se espera que influyan positivamente sobre el grado de cumplimiento.

También hemos incorporado a la especificación dos variables relacionadas con las sanciones que se imponen cuando el incumplimiento es detectado. La primera representa la importancia que tienen los ingresos por sanciones y recargos de apremio en la recaudación total en cada comunidad autónoma por impuestos directos, indirectos y tasas y otros ingresos gestionados por la Agencia Tributaria estatal (*sanapremio*). La segunda variable es el peso que tienen los ingresos por actas de inspección del IRPF, junto con la cuota líquida de las declaraciones extemporáneas y otras liquidaciones, en la cuota líquida del IRPF en cada región (*ingactas*). Hemos retardado un período estas variables, al entender que realmente tendrán efectos en las declaraciones del año posterior, tal y como Advani et al. (2017) contemplan para las tasas de inspección en Reino Unido. En ambos casos, esperamos que tengan un efecto positivo sobre el cumplimiento.<sup>9</sup>

Asimismo, hemos incluido el tipo medio de gravamen del IRPF, estatal y autonómico, (*tgme*), que hemos retardado un período, y el logaritmo de la renta per cápita (*lpibpc*) de la comunidad autónoma. El signo esperado para ambas variables es indeterminado. En el marco del modelo de Allingham-Sandmo-Yitzhaki (es decir, con sanciones sobre la cuota evadida), y en un contexto de aversión absoluta al riesgo decreciente, es cierto que un aumento en los tipos impositivos reduce la evasión. Ahora bien, la literatura ha demostrado que, si se introducen en aquel modelo factores relacionados, por ejemplo, con la honestidad de los contribuyentes o las normas sociales, la relación entre los tipos de gravamen y la evasión es ambigua (Gordon, 1989).<sup>10</sup> De la misma manera, en ese marco de aversión absoluta al riesgo decreciente, un incremento de la renta individual incrementa el volumen de renta evadida, pero el efecto sobre el porcentaje de renta evadida depende de la aversión relativa al riesgo.

---

<sup>9</sup> Las variables *perprobdet* y *sanapremio* no han dado buenos resultados en el modelo, por lo que han sido descartadas.

<sup>10</sup> En Panadés (2017) se puede encontrar otras aportaciones de la literatura al debate sobre la relación entre el tipo impositivo y el nivel de evasión.

### *Variables de moral fiscal*

Con base en la abundante literatura que muestra que el modelo de disuasión es insuficiente para explicar el cumplimiento fiscal (Torgler, 2007), hemos recogido una serie de variables relacionadas con la moral fiscal: una variable cualitativa, *ifraude*, con valor entre 0 y 1, que indica en qué medida los ciudadanos consideran que hay justificación para el fraude; una variable representativa del número de condenados por cada mil habitantes en cada comunidad (*condenados*); otra variable cualitativa, *deber*, con valor entre 1 y 4, que mide la percepción de los contribuyentes sobre el vínculo existente entre el deber cívico de pagar impuestos y el cumplimiento fiscal; y el porcentaje de población con educación secundaria (*educsec*). Esperamos un signo negativo para los coeficientes de las dos primeras variables, y positivo para las dos últimas.

También hemos incluido algunas variables indicativas de la relación entre los beneficios percibidos por el ciudadano derivados del gasto público y los impuestos que aquel haya satisfecho, ya que puede influir en la moral fiscal del ciudadano y, por tanto, en su cumplimiento (Falkinger, 1988; Luttmer y Singhal, 2014). A tal fin, hemos introducido en la especificación el saldo de la balanza fiscal de cada comunidad autónoma (es decir, la diferencia entre los gastos realizados y los ingresos devengados por el Estado en la región) en términos de PIB (*balanza*), retardada un período; una *dummy* que toma valor 1 cuando en media la comunidad está bastante satisfecha con los servicios públicos que se usan (*dsatis*); y el porcentaje de población de más de 65 años (*edad*), puesto que este tramo de población es el que recibe buena parte de los gastos públicos, en concepto de pensiones, dependencia y sanidad. Asignamos un signo esperado positivo a las tres variables.<sup>11</sup>

### *Variables políticas e institucionales*

De acuerdo con la literatura, se ha introducido también un bloque de variables políticas e institucionales, que pueden contribuir a explicar las diferencias de cumplimiento fiscal entre comunidades autónomas. Entre los factores políticos, se considera el color del partido en el poder (*dcolor*), que toma el valor 1 si es de izquierdas, y 0 en otro caso; el

---

<sup>11</sup> La variable *edad* no se incluye finalmente en el modelo, por no dar buenos resultados.

porcentaje de votos obtenido por el partido en el gobierno (*votos*); y una *dummy* que toma el valor 1 si el gobierno de la comunidad autónoma es regionalista, y 0 en otro caso (*dreg*). El signo de estas variables es, a priori, indeterminado.

Como se ha explicado más arriba, en España, el IRPF está parcialmente cedido a las comunidades autónomas. Aunque estas no tienen ninguna competencia en la gestión del impuesto, sí que pueden establecer la tarifa en el tramo autonómico del IRPF, así como algunas deducciones en la cuota. Nos interesa determinar si el ejercicio por las comunidades autónomas de estas competencias ha podido tener alguna influencia en los niveles de cumplimiento regional en el IRPF. Con esa finalidad, hemos construido las siguientes variables: los tipos de gravamen marginales máximos (*tgmaxau*) y mínimos (*tgminau*) en el tramo autonómico del IRPF; una *dummy* que captura si la comunidad autónoma ha ejercido competencias normativas al alza en el IRPF, es decir, si en el tramo autonómico de la tarifa se ha elevado el tipo de gravamen marginal máximo o mínimo (*dcompnora*); y otra que toma valor 1 a partir de 2009, cuando la cesión del IRPF a las comunidades autónomas se amplía del 33 al 50 por 100 (*dcesion*). El signo esperado de las tres primeras variables es indeterminado, y positivo el de la cuarta: una mayor descentralización tributaria puede favorecer el vínculo con el gobierno regional y, de ahí, un mayor cumplimiento.<sup>12</sup>

Para completar la especificación, además de los tres grupos de variables descritos, hemos tenido en cuenta el ciclo económico mediante diversas variables alternativas: una *dummy* que captura a nivel nacional los años de recesión (*dcrisis*), la tasa de paro regional (*paro*), y la tasa de incremento del PIB en cada comunidad autónoma (*incpibcte*).<sup>13</sup>

Todas las variables, excepto el *pibpc*, han sido construidas en niveles, y las monetarias han sido deflactadas.

---

<sup>12</sup> La variable *dreg* no se ha incluido finalmente por no aportar nada al modelo, y la variable *tgminau* no ha podido ser incluida por estar muy correlacionada con *tgmaxau*.

<sup>13</sup> La variable *paro* no hemos podido incluirla en el modelo por estar bastante correlacionada con *tgmaxau*, mientras que la variable *incpibcte* no resulta significativa y empeora el modelo, por lo que ha sido descartada.

### 3.3. Estimaciones y resultados

A la hora de llevar a cabo las estimaciones hemos considerado la potencial endogeneidad de determinadas variables independientes incluidas en el modelo. Concretamente, los ingresos por actas de inspección del IRPF (*ingactas*) y por sanciones y recargos de apremio (*sanapremio*), así como los tipos de gravamen (*tgme*, *tgmaxau* y *tgminau*), ya que son variables que pueden estar condicionadas por la renta declarada. Para ello, hemos aplicado el procedimiento en dos etapas de Hausman, cuyos resultados pueden verse en la tabla 6.A del Anexo. En todos los casos hemos rechazado la endogeneidad de las variables.

Para testar la potencial dependencia espacial del modelo, hemos utilizado los tests de Pesaran y Moran (Hoyos y Sarafidis, 2006; Herrera, 2017), cuyos resultados se presentan en la tabla 7.A del Anexo. Ambos confirman la presencia de dependencia espacial, por lo que, para que los estimadores sean consistentes, es necesario utilizar modelos de dependencia espacial como el propuesto en (5). A tal fin, es necesario construir una matriz de pesos espaciales, que describa la conectividad o vecindad entre las regiones, de manera exógena (Anselin, 2002), y además suficientemente significativa para representar la dependencia en la variable dependiente o en el término error. Si tenemos en cuenta que “todas las cosas están relacionadas entre sí, pero las más próximas en el espacio tienen una relación mayor que las distantes” (Tobler, 1970), y para evitar el problema de regiones aisladas o con excesiva cantidad de vecinas, hemos definido la vecindad como las 5 regiones más próximas en distancia, utilizando una matriz espacial 15x15.

La tabla 8.A del anexo resume los resultados obtenidos para explicar el cumplimiento fiscal en el IRPF en las comunidades autónomas españolas, con diferentes modelos de efectos fijos. Utilizamos efectos fijos por ser más apropiados para nuestros datos, al representar la muestra utilizada a toda la población contribuyente de las comunidades españolas (excluidas las forales), y no a una muestra aleatoria de esa población (Elhorst, 2014). Por otra parte, hay que tener en cuenta que los modelos dinámicos exigen incorporar efectos fijos, sin permitir plantear efectos aleatorios.

Los resultados de esta tabla corroboran que hay interacciones espaciales fuertes en la explicación del cumplimiento fiscal regional. Los coeficientes de la endógena de las demás regiones ( $\rho$ ) y los de la variable explicativa *balanza* de las regiones vecinas ( $\varphi$ )

son significativos y tienen un claro efecto en el cumplimiento fiscal de la comunidad autónoma *i*. Además,  $\rho$  está bastante lejos de 1, por lo que es poco probable que las ecuaciones tengan una raíz unitaria. Los modelos SAC y SEM muestran también dependencia espacial en el término error, sin embargo, el criterio de Información de Akaike (AIC) y el Criterio de información Bayesiana (BIC) nos indican que la mejor especificación es la que proporciona el modelo dinámico Durbin (SDM), recogido en la última columna de la tabla 8.A, en el que la dimensión espacial deriva de la endógena y de las explicativas. Este resultado se ve corroborado, en la medida de lo posible,<sup>14</sup> por los test LR de la tabla 9.A, y queda ratificado por los test de ausencia de autocorrelación espacial en el error (LM error) y presencia de autocorrelación espacial en la variable dependiente retardada espacialmente (LM lag), recogidos en la tabla 10.A. Por otra parte, el SDM permite tener en cuenta, además del componente espacial, el componente dinámico de la endógena, que era uno de los propósitos de nuestro trabajo.

En la tabla 1 presentamos el modelo dinámico SDM seleccionado, bajo la rúbrica *Modelo 1*, y una variante del mismo, bajo la rúbrica *Modelo 2*. La elevada correlación que muestran las variables *lpibpc* y *balanza* hace que no podamos incluirlas simultáneamente en el mismo modelo. Por eso, estimamos un modelo diferente con cada variable. Cuando se incluye *lpibpc* en la estimación (modelo 1), el efecto de los gastos sobre el cumplimiento se captura a través de la variable *dsatis*, definida más arriba.

En ambos modelos, el coeficiente del componente dinámico o persistencia ( $\gamma$ ) resulta significativo, lo cual quiere decir que el contribuyente medio aprende con el tiempo. Su comportamiento tributario de hoy depende positivamente del que tuvo en el pasado, tal y como obtienen Alm y Yunus (2009) y Carfora et al. (2017), aunque estos últimos, de manera independiente a la dependencia espacial. Como se ha señalado más arriba, también es significativo el coeficiente de correlación espacial ( $\rho$ ), lo que indica que hay una interacción regional en la decisión de cumplir con la obligación de declaración en el IRPF, y que esta interacción es positiva, el mismo resultado que alcanzan Alm y Yunus (2009) para Estados Unidos y Carfora et al. (2017) para Italia. Por tanto, un mayor cumplimiento fiscal en las regiones vecinas se asocia a un mayor cumplimiento en la

---

<sup>14</sup> Ya que bajo este criterio nos son comparables todos los modelos.

propia región. El coeficiente  $\rho$  de dependencia espacial obtenido de 0,48-0,50,<sup>15</sup> sin embargo, es mayor que el que se halla en dichos países (0,377 por 100 en Italia y entre 0,043-0,13 por 100 en Estados Unidos), aunque, como se ha dicho, solo Alm y Yunus (2009) tienen en cuenta simultáneamente el efecto dinámico.

**Tabla 1: Resultados de la estimación del modelo dinámico SDM del cumplimiento en el IRPF por comunidades autónomas**

	<b>Modelo 1</b>	<b>Modelo 2</b>
<b>Componente dinámico (<math>\gamma</math>)</b>	0,53**	0,49**
<b>pempsina</b>	-0,36**	-0,50**
<b>pauto</b>	-0,09**	-0,09**
<b>pasal</b>	0,15**	0,16**
<b>prenreten</b>	0,13**	0,16**
<b>ingactas 1</b>	0,15**	0,26**
<b>tgme 1</b>	-0,15*	-0,15*
<b>lpibpc</b>	1,18	
<b>jfraude</b>	-0,36	-0,47*
<b>condenados</b>	-0,39**	-0,39**
<b>deber</b>	0,24	0,23
<b>educsec</b>	0,05	0,06
<b>balanza 1</b>		0,10**
<b>dsatis 1</b>	0,42**	
<b>dcolor</b>	0,33**	0,16
<b>votos</b>	0,03**	0,03
<b>tgmaxau</b>	-0,06**	-0,06**
<b>dcompnora</b>	-0,22**	-0,04
<b>dcesion</b>	1,04**	1,21**
<b>dcrisis</b>	-0,64**	-0,53**
<b>Componente espacial</b>		
<b>Coeficiente de correlación espacial (<math>\rho</math>)</b>	0,50**	0,48**
<b>Varianza sigma2 e</b>	0,53**	0,53**
<b>Coeficiente espacial de dependencia local (<math>\varphi</math>) Wz</b>		
<b>W balanza 1</b>	-0,09**	-0,15**
<b>R<sup>2</sup><sub>w</sub></b>	0,90	0,90
<b>R<sup>2</sup><sub>b</sub></b>	0,86	0,72
<b>R<sup>2</sup></b>	0,86	0,79
<b>Observaciones</b>	150	150

Los tres grupos de variables independientes incluidos en la especificación se han mostrado relevantes en la explicación de las diferencias de cumplimiento entre comunidades autónomas, y con el signo esperado. Ahora bien, en los modelos espaciales SDM, como el nuestro, un cambio en la variable explicativa de una región

<sup>15</sup> El test de Pesaran, que mide la dependencia espacial sin tener en cuenta la matriz de vecindad (tabla 7.A del anexo), ya arrojaba resultados elevados.

tiene un efecto en la misma región (efecto directo) y, potencialmente, un efecto en todas las demás regiones (efecto indirecto) vía el mecanismo multiplicador espacial. Por ello, las interrelaciones espaciales que aparecen en estos modelos son complejas y la interpretación del efecto de cada variable  $z_i$  y  $z_j$  no puede hacerse simplemente a través de su coeficiente de regresión, sino que se hace necesario estimar los efectos directos<sup>16</sup>, los indirectos<sup>17</sup> y, como suma de ambos, los totales (LeSage y Pace, 2009). Por otra parte, al utilizar un modelo dinámico, se determinan todos estos efectos tanto a corto como a largo plazo, como puede verse para ambos modelos en la tabla 2.

A corto plazo, los efectos directos e indirectos de las variables explicativas son significativos y muy similares (aunque los directos son algo superiores). Ello confirma la necesidad de introducir el análisis espacial en el estudio del cumplimiento fiscal regional. Los efectos a largo plazo, sin embargo, no resultan significativos lo cual estaría indicando que el cumplimiento fiscal de los contribuyentes está íntimamente ligado a la toma de decisiones en el pasado reciente. En cualquier caso, tal y como explica Elhorst (2014), es especialmente difícil encontrar efectos *spillover* significativos a largo plazo ya que, al ser los *t-values* de los efectos directos e indirectos el resultado de un proceso *bootstrapped*, dependen de demasiados parámetros. En adelante, nos centraremos en los resultados del modelo 1, refiriéndonos, cuando sea necesario, al modelo 2.

---

<sup>16</sup> Los efectos directos, que capturan la influencia que una variable independiente  $z$  de la región  $i$  tiene sobre el cumplimiento  $C$  de la región  $i$ , incluyen el efecto *feedback* que se produce debido a que también afecta a sus vecinas, y este cambio en las regiones próximas origina también variaciones en la región  $i$ . Esto es así, debido a que las regiones vecinas tienen a su vez otras vecinas que pueden influir en  $i$  (LeSage y Page, 2009 y Fisher et al., 2009).

<sup>17</sup> Los impactos indirectos miden la influencia que tienen sobre la variable dependiente en una región  $i$  los cambios en una variable independiente  $z$  en otra región distinta  $j$ . Bajo un modelo de Durbin pueden distinguirse dos tipos de efectos indirectos, producto de la interdependencia entre las unidades. Uno es un efecto espacial local, en el sentido de que deriva de cambios en las variables explicativas de regiones vecinas, a través de  $wz_{js}$ ; el otro es global, ya que deriva de cambios en las explicativas de todas las regiones, aunque no sean vecinas, pero que a través del término endógeno  $\rho wC$ , afectan también al cumplimiento de  $i$ . El efecto espacial local no posee un efecto dinamizador como el generado por la presencia de  $\rho$ . (LeSage y Page, 2009 y Herrera, 2017). Ambos efectos no puede diferenciarse.

**Tabla 2: Efectos directos, indirectos y totales de las variables explicativas**

	Efectos a corto plazo			Efectos a largo plazo		
	Directo	Indirecto	Total	Directo	Indirecto	Total
<b>Modelo 1</b>						
pempsina	-0,38**	-0,33**	-0,71**	0,01	11,89	11,90
pauto	-0,09**	-0,08**	-0,18**	0,00	2,96	2,96
pasal	0,15**	0,14**	0,29**	0,00	-4,83	-4,83
prereten	0,14**	0,13**	0,27**	0,00	-4,47	-4,47
ingactas_1	0,15**	0,14**	0,29**	0,00	-4,86	-4,86
tgme_1	-0,16*	-0,14*	-0,31*	0,00	5,09	5,10
lpibpc	1,24	1,10	2,35	-0,04	-39,19	-39,23
jfraude	-0,38	-0,34	-0,71	0,01	11,93	11,95
condenados	-0,41**	-0,37**	-0,78**	0,01	13,00	13,01
deber	0,26	0,23	0,48	-0,01	-8,09	-8,09
educsec	0,05	0,04	0,10	0,00	-1,59	-1,59
dsatis_1	0,44**	0,39**	0,84**	-0,01	-13,98	-13,99
dcolor	0,35**	0,31**	0,66**	-0,01	-11,03	-11,04
votos	0,04**	0,03**	0,07**	0,00	-1,13	-1,13
tgmaxau	-0,06**	-0,06*	-0,12**	0,00	1,98	1,98
compnora	-0,24**	-0,21**	-0,45**	0,01	7,48	7,48
dcesion	1,10**	0,97**	2,07**	-0,03	-34,59	-34,62
dcrisis	-0,67**	-0,59**	-1,26**	0,02	21,11	21,13
balanza_1	-0,01**	-0,16**	-0,17**	0,18	2,74	2,92
<b>Modelo 2</b>						
pempsina	-0,52**	-0,43**	-0,95**	-2,07	-14,63	-16,70
pauto	-0,09**	-0,07**	-0,16**	-0,36	-2,53	-2,89
pasal	0,16**	0,13**	0,30**	0,65	4,60	5,25
prereten	0,16**	0,13**	0,30**	0,65	4,61	5,26
ingactas_1	0,27**	0,23**	0,50**	1,09	7,71	8,80
tgme_1	-0,16*	-0,13*	-0,29*	-0,63	-4,43	-5,06
jfraude	-0,49*	-0,40*	-0,89*	-1,95	-13,78	-15,73
condenados	-0,40**	-0,33**	-0,74**	-1,61	-11,37	-12,98
deber	0,24	0,20	0,43	0,95	6,68	7,62
educsec	0,07	0,06	0,12	0,27	1,90	2,16
balanza	0,09**	-0,18**	-0,10	0,06	-1,75	-1,69
dcolor	0,17	0,14	0,30	0,66	4,69	5,35
votos	0,03	0,02*	0,05	0,11	0,75	0,85
tgmaxau	-0,06**	-0,05*	-0,11**	-0,25	-1,77	-2,02
compnora	-0,05	-0,04	-0,08	-0,18	-1,30	-1,49
dcesion	1,27**	1,05**	2,32**	5,07	35,78	40,85
dcrisis	-0,56**	-0,46**	-1,01**	-2,21	-15,65	-17,86

Todas las variables que miden la oportunidad de evasión fiscal (o, de otra manera, la probabilidad de detección del comportamiento defraudador) se han mostrado significativas en el modelo y, en general, con el signo que predice la teoría y confirma mayoritariamente la evidencia empírica (Alm, 2012). En primer lugar, si el porcentaje de empresas pequeñas, concretamente, sin asalariados (*pempsina*), aumenta en un punto porcentual, el cumplimiento fiscal en el IRPF se reduce en 0,71 puntos porcentuales,

siendo casi tan relevante el peso de pequeñas empresas de las otras regiones (efecto indirecto) como el de la propia región (efecto directo). Este resultado es un signo claro del elevado fraude que existe en este segmento empresarial, dado el menor control que sobre él ejerce la Agencia Tributaria, que tiende a centrarse más en las grandes empresas. Carfora et al. (2017) también encuentran que el tamaño de la empresa está relacionado negativamente con el fraude en Italia. En la misma dirección que el resultado anterior, y por los mismos motivos, si aumenta el porcentaje de contribuyentes autónomos (*pauto*) en un punto porcentual, el cumplimiento fiscal disminuye en 0,18 puntos porcentuales. También Carfora et al. (2017) obtienen que los autónomos tienen mayores oportunidades de evadir impuestos.

Si los dos resultados anteriores reflejan una relación significativa entre menor control y mayor evasión fiscal, los dos siguientes lo hacen entre el mayor control y el menor fraude. Por un lado, si aumenta en un punto porcentual el peso que tienen los contribuyentes que reciben rentas del trabajo (*pesoasal*), el cumplimiento fiscal se eleva en 0,29 puntos porcentuales. Alm y Yunus (2009) obtienen resultados en la misma dirección para Estados Unidos. Por otro lado, si el peso de las rentas sometidas a retención (*prereten*) aumenta en un punto porcentual, el grado de cumplimiento en el IRPF se incrementa en 0,27 puntos porcentuales. Ambos resultados son una consecuencia directa del sistema de información de terceros, es decir, de la obligación que tienen los pagadores de determinadas rentas (del capital, de actividades profesionales y, sobre todo, del trabajo dependiente, pero no de actividades empresariales) de aplicar retenciones sobre las rentas pagadas, y de comunicarlo a la autoridad fiscal. Este sistema de retenciones eleva al 100 por 100 la probabilidad de detección del ocultamiento de esas rentas, lo que, necesariamente, incrementa el cumplimiento fiscal.

En cuanto a las variables relacionadas con las sanciones, el modelo revela que, si aumentan en un punto porcentual los ingresos por actas de inspección en el IRPF en relación a la recaudación (*ingactas*), el cumplimiento fiscal se eleva en 0,29 puntos porcentuales. Este resultado está en línea con los documentados por la literatura existente para otros países (Plumley, 1996; Alm y Yunus, 2009; Di Caro y Nicotra, 2014; y Carfora et al., 2017, entre otros).

Un aumento de un punto porcentual en el tipo medio de gravamen al que están sometidas las rentas en la región (*tgme*) reduce el cumplimiento en 0,31 puntos

porcentuales. Aunque, como ya hemos señalado más arriba, en un contexto de sanciones establecidas sobre la cuota evadida, la relación teórica entre el tipo impositivo y el cumplimiento fiscal es, en principio, positiva (Yitzhaki, 1974), la evidencia empírica no es concluyente. Entre los trabajos que se ocupan de la evasión fiscal en el nivel regional, Dubin et al. (1990), Gentry y Kahn (2009) y Di Caro y Nicotra (2014) encuentran, como nosotros, una relación negativa entre el tipo y el cumplimiento, mientras que Alm y Yunus (2009) obtienen una relación positiva.<sup>18</sup>

Finalmente, en este grupo de variables asociadas al modelo clásico de evasión fiscal, debe señalarse que la variable de renta (*lpibpc*) no resulta significativa.

Con respecto a las variables que capturan la actitud de los ciudadanos frente al fraude, el modelo muestra que, cuando los ciudadanos tienen menos moral fiscal, medida esta como el número de condenados por cada mil habitantes (*condenados*), o mediante la variable cualitativa que captura en qué medida los ciudadanos creen que el fraude está justificado (*jjfraude*), menor es el cumplimiento, aunque esta última variable solo se muestra significativa en el modelo 2. Plumley (1996) y Dubin (2007) obtienen que las condenas por motivos económicos reducen el fraude en Estados Unidos, y Carfora et al. (2017) encuentran una relación positiva entre la tasa de crímenes y el fraude en Italia.

En cuanto a la relación entre gastos, impuestos y evasión fiscal, el signo positivo de la variable *dsatis* sugiere que, cuando en la comunidad autónoma se está satisfecho con los servicios públicos utilizados, el nivel de cumplimiento fiscal es superior en 0,84 puntos porcentuales a cuando no hay satisfacción. Cuando en el modelo 2 utilizamos la variable *balanza* se observa que, si aumenta en un punto porcentual lo que recibe del Estado la comunidad *i*, en proporción a lo que aporta, el cumplimiento fiscal en el IRPF aumenta en 0,09 puntos porcentuales en esa comunidad *i* (efecto directo). Sin embargo, si aumenta el saldo de la balanza fiscal en las demás regiones, el cumplimiento en la región *i* se reduce en 0,18 puntos porcentuales (efecto indirecto), lo cual incluye el efecto indirecto local que captura la respuesta de los contribuyentes de la comunidad *i* al sentirse agraviados con respecto a los residentes de las comunidades vecinas. De hecho, resulta significativo su coeficiente espacial  $\varphi$  de dependencia local. Esta disparidad en los signos del efecto directo e indirecto hace que efecto total de esta variable sobre la

---

<sup>18</sup> Plumley (1996) obtiene que los tipos marginales de las rentas bajas, \$15.000, favorecen el cumplimiento, mientras que los de las rentas altas, \$57.000, lo disuaden.

endógena no llegue a resultar significativo, aunque parece pesar más el componente indirecto que, por otra parte, es el que se pone especialmente de manifiesto en el modelo 1.

Estas variables estarían reflejando la mayor moral fiscal de los ciudadanos que más satisfechos están con los servicios que utilizan o que más se benefician de la relación de intercambio impuestos-gastos con el Estado. En esta misma línea, Gütz et al. (2005) muestran que los ciudadanos que residen en territorios que efectúan grandes contribuciones netas al presupuesto federal tienen menor moral fiscal.

De las variables políticas consideradas en las estimaciones, resultan significativas y con signo positivo las que miden el porcentaje de votos obtenido en las últimas elecciones (*votos*) y el color político del partido en el gobierno (*dcolor*), aunque solo en el modelo 1. Este resultado podría sugerir que, cuantos más ciudadanos están alineados con el partido en el gobierno regional, mayor será su compromiso con él y, en consecuencia, el cumplimiento fiscal; y que el cumplimiento es mayor cuando es predominante la ideología de izquierdas.

Hay diversas variables relacionadas con la descentralización que resultan significativas. Por un lado, *dcesion* sugiere que la ampliación de la cesión del IRPF del 33 al 50 por 100, a partir del año 2009, ha elevado el nivel de cumplimiento fiscal. Este resultado está en línea con los documentados por Torgler y Werner (2005) y Torgler et al. (2010), quienes encuentran que, cuanto mayor es la autonomía local en Suiza, mayor es la moral fiscal y, por lo tanto, el cumplimiento. No obstante, nuestro resultado debe ser interpretado con cautela, ya que estamos midiendo la descentralización a través de una *dummy*, que podría estar capturando otras cosas. Por otra parte, cuando la comunidad autónoma ejerce competencias normativas al alza (*dcompnora*), se reduce el cumplimiento fiscal en el modelo 1. Este resultado lo corrobora la significatividad y el signo negativo del tipo de gravamen marginal máximo que fija cada comunidad autónoma (*tgmaxau*).

El signo negativo de la variable *dcrisis* muestra que el cumplimiento fiscal se comporta de manera procíclica, tal y como se podría esperar desde un punto de vista teórico, y como ha mostrado la evidencia empírica (Dubin y Wilde, 1988; Alm y Yunus, 2009, entre otros). En períodos de crisis económica, mucha gente, especialmente, quienes

tienen dificultades económicas, tiende a trabajar en la economía sumergida y a no declarar sus ingresos.

#### **4. Consideraciones finales**

El trabajo ha tratado de realizar algunas aportaciones de interés a la literatura empírica sobre evasión fiscal. En primer lugar, esta investigación presenta la primera cuantificación que se realiza en España del cumplimiento fiscal por regiones en el IRPF. Se utiliza un enfoque macroeconómico, que compara la renta declarada por los individuos a efectos fiscales, con la renta consignada en la cuenta de hogares de la Contabilidad Regional de España. Las cifras obtenidas muestran que el cumplimiento fiscal ha crecido de manera generalizada entre 2003 y 2014 y que la dispersión en los niveles de cumplimiento autonómico no es muy elevada.

En segundo lugar, esta investigación se suma al escaso número de trabajos que han tratado de identificar los factores explicativos de las diferencias de cumplimiento fiscal entre regiones o localidades. Nosotros lo hacemos para el grado de cumplimiento en las comunidades autónomas, previamente calculado.

Metodológicamente, hemos tratado de realizar la aproximación más completa posible. Además de incorporar los componentes dinámico y espacial considerados por Alm y Yunus (2009), se consideran tres grupos de variables que pueden afectar a las diferencias de cumplimiento: las variables incluidas en el modelo de evasión fiscal de Allingham y Sandmo (1972), las relacionadas con la moral fiscal y las de índole político-institucional, entre las que atribuimos especial relevancia a las vinculadas con la descentralización fiscal del país.

Los resultados obtenidos confirman, por una parte, los alcanzados por la muy extensa literatura que estudia el fraude fiscal desde la perspectiva de los individuos (incluida la importancia del elemento dinámico), pero también la relevancia del componente espacial para explicar el cumplimiento fiscal, de suerte que el mayor o menor fraude fiscal viene explicado, en parte, por factores tales como el comportamiento fiscal de los vecinos o la forma en que estos son tratados por el sector público.

## Referencias

- Advani, A., W. Elming y J. Shaw (2017): "The dynamic effects of tax audits", *Working paper* W17/24, Londres: Institute for Fiscal Studies. <https://www.ifs.org.uk/publications/9996>
- Agencia Tributaria (2003-2014): *Informe anual de recaudación tributaria*, Madrid: Ministerio de Hacienda y Función Pública.
- Agencia Tributaria (2003-2015): *Mercado de Trabajo y Pensiones en las Fuentes Tributarias*, Madrid: Ministerio de Hacienda y Función Pública.
- Allingham, M 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.
- Alm, J., K. M. Bloomquist and M. McKee (2017): "When you know your neighbour pays taxes: Information, peer effects and tax compliance", *Fiscal Studies*, 38 (4): 587-613.
- Alm, J. y J. Soled (2017): "W(h)ither the tax gap?, (May 31, 2017). Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=2978215> or <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2978215>
- Alm, J. y M. Yunus (2009): "Spaciality and persistence in U.S. Individual Income Tax Compliance", *National Tax Journal*, 62 (1): 101-124.
- Andreoni, J., B. Erard y J. Feldstein (1998): "Tax compliance", *Journal of Economic Literature*, 36: 818-860.
- Anselin, L. (2002): "Under the hood: Issues in the specification and interpretation of spatial regression models", *Agricultural Economics*, 27 (3): 247-267.
- Benabou, R. y J. Tirole (2011): "Laws and Norms," *NBER Working Paper*, 17579, Cambridge, MA: National Bureau for Economic Research.
- Besley, T., A. Jensen y T. Persson (2015): "Norms, Enforcement, and Tax Evasion", *Discussion Papers*, 10372, Centre for Economic Policy Research.
- Carfora, A., R. Vega y S. Pisani (2017): "Regional tax evasion and audit enforcement, *Regional Studies*, 52 (3): 362-373.
- Comisión del Fraude Fiscal (1988): *Evaluación del fraude en el Impuesto sobre la Renta de las Personas Físicas. Ejercicios 1979-1986*, Madrid: Instituto de Estudios Fiscales.
- De la Fuente, Á. (2016): *Series enlazadas de Contabilidad Regional para España, 1980-2014*, Madrid: FEDEA.
- Di Caro, P. y G. Nicotra (2014): "Knowing the unknown across regions: Spatial variation in Italy". Social Science Research Network: <file:///E:/Usuarios/usuario/Downloads/SSRN-id2446803.pdf>
- Domínguez-Barrero, F., J. López-Laborda y F. Rodrigo-Sauco (2015): "El hueco que deja el diablo: una estimación del fraude en IRPF con microdatos tributarios", *Revista de Economía Aplicada*, 68: 81-102.
- Domínguez-Barrero, F., J. López-Laborda y F. Rodrigo-Sauco (2017): "Tax Evasion in Spanish Personal Income Tax by Income Sources, 2005-2008: From the Synthetic to the Dual Tax", *European Journal of Law and Economics*, 44 (1): 47-65.
- Dubin, J. (2007): "Criminal investigation enforcement activities and taxpayer noncompliance", *Public Finance Review*, 35 (4): 500-529.
- Dubin, J., M. Graetz y L. Wilde (1987): "Are we a nation of tax cheaters? New econometric evidence on tax compliance", *American Economic Review*, 77 (2): 240-45.

- Dubin, J., M. Graetz y L. Wilde (1990): “The effects of audit rates on the Federal Individual Income Tax, 1977-1986”, *National Tax Journal*, 43 (4): 395-409.
- Dubin, J. y L. Wilde (1988): “An empirical analysis of Federal income tax auditing and compliance”, *National Tax Journal*, 41 (1): 61-74.
- Elhorst, J. P. (2014): *Spatial econometrics. From cross-sectional data to spatial panels*, Berlín: Springer.
- Esteller, A. (2005): “Incumplimiento fiscal en el IRPF (1993-2000): un análisis de sus factores determinantes”, *Documentos de Trabajo*, 227, Madrid: FUNCAS.
- Falkinger, J. (1988): “Tax Evasion and Equity: A Theoretical Analysis”, *Public Finance*, 3: 388-395.
- Feld, L. P. y B. S. Frey (2006): “Tax Evasion in Switzerland: The Roles of Deterrence and Tax Morale, mimeo. [https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=900351](https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=900351)
- Feldman, N. E. y J. Slemrod (2007): “Estimating tax noncompliance with evidence from unaudited tax returns”, *Economic Journal*, 117: 327-352.
- Fischer, M. M., M. Bartkowska, A. Riedl, S. Sardadvary Kunnert, A. (2009): “The Impact of Human Capital on Regional Labor Productivity in Europe“, *Letters in Spatial and Resource Sciences*, 2 (2-3): 97-108.
- Gentry, W. y M. Kahn (2009): “Understanding spatial variation in tax sheltering: The role of demographics, ideology and taxes”, *International Regional Science Review*, 32 (3): 400-423.
- Gordon, J. P. P. (1989): “Individual morality and reputation costs as deterrents to tax evasion”, *Journal of Public Economics*, 33 (4): 797-805.
- Gütz, W., V. Levati y R. Sausgruber (2005): “Tax morale and (De)centralization: An Experimental Study”, *Public Choice*, 125: 171-188.
- Hashimzade, N., G. D. Myles y B. Tran-Nam (2013): “Applications of behavioural economics to tax evasion”, *Journal of Economic Surveys*, 27 (5): 941-977.
- Herrera, M. (2017): “Fundamentals of applied spatial econometrics”, *MPRA (Munich Personal RePEc Archive)*, 80871. [https://mpra.ub.uni-muenchen.de/80871/1/MPRA\\_paper\\_80871.pdf](https://mpra.ub.uni-muenchen.de/80871/1/MPRA_paper_80871.pdf)
- Hoyos, R. y V. Sarafidis (2006): “Testing for cross-sectional dependence in panel-data models”, *The Stata Journal*, 6 (4): 482-496.
- Instituto de Estudios Fiscales (2003-2014): *Barómetro Fiscal*, Madrid: Ministerio de Hacienda y Función Pública.
- Instituto de Estudios Fiscales (2002-2014): *Muestras de Declarantes*, Madrid: Ministerio de Hacienda y Administración Pública.
- Instituto de Estudios Fiscales (2002-2014): *Muestras de no Declarantes*, Madrid: Ministerio de Hacienda y Administración Pública.
- Instituto Nacional de Estadística (2003-2014): *Contabilidad Regional de España*, Madrid: Ministerio de Economía, Industria y Competitividad.
- Instituto Nacional de Estadística (2004-2015), *Encuesta de Condiciones de Vida*, Madrid: Ministerio de Economía, Industria y Competitividad.
- Kleven, H., M. Knudsen, C. Kreiner, S. Pedersen y E. Saez (2011): “Unwilling or unable to cheat? Evidence from a tax audit experiment in Denmark”, *Econometrica*, 79: 651-692.
- 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.

- LeSage, J. P. y R. K. Pace (2009): *Introduction to spatial econometrics*, Boca Raton, FL: Chapman and Hall/CRC Press, Taylor & Francis Group.
- Luttmer, E. F. P. y M. Singhal (2014): “Tax Morale”, *Journal of Economic Perspectives*, 28 (4): 149-168.
- McFadden, D. (2006): “Free markets and fettered consumers”, *American Economic Review*, 96 (1): 5-29.
- Ministerio de Hacienda y Función Pública (2003-2014): *Informes sobre la financiación definitiva de las Comunidades Autónomas a través del sistema de financiación*, Madrid: Ministerio de Hacienda y Función Pública. <http://www.minhafp.gob.es/es-ES/CDI/Paginas/SistemasFinanciacionDeuda/InformacionCCAA/Informes%20financiacion%20comunidades%20autonomas2.aspx>.
- Ministerio de Hacienda y Función Pública (2003-2014): *Libro electrónico “Tributación Autónoma”*. <http://www.minhafp.gob.es/es-es/areas%20tematicas/financiacion%20autonomica/paginas/libro%20electronico%20tributacion.aspx>
- Panadés, J. (2017): “El análisis económico del cumplimiento fiscal en la imposición sobre la renta: una visión panorámica”, *Papeles de Economía Española*, 154: 86-111.
- Piketty, T., E. Saez y S. Stantcheva (2014): “Optimal Taxation of Top Labour Incomes: A Tale of Three Elasticities”, *American Economic Journal: Economic Policy*, 6 (1): 230-271.
- Pissarides, C.A. y G. Weber (1989): “An expenditure-based estimate of Britain’s black economy”, *Journal of Public Economics*, 39 (1): 17-32.
- Plumley, A. (1996): “The determinants of Individual Income Tax compliance: Estimating the impacts of tax policy, enforcement, and IRS responsiveness”, *Publication 1916* (Rev. 11-96). Washington, D.C.: Internal Revenue Service.
- Posner, E. (2000): “Law and Social Norms: The Case of Tax Compliance”, *Virginia Law Review*, 86: 1781-1819.
- Pulido, J. E. (2014): “El fraude fiscal en España. Una estimación con datos de contabilidad nacional. Tesis Doctoral. Universidad de Salamanca. [https://gedos.usal.es/jspui/bitstream/10366/125760/1/DEA\\_PulidoAlbaEmilioJos%C3%A9\\_Fraudefiscal.pdf](https://gedos.usal.es/jspui/bitstream/10366/125760/1/DEA_PulidoAlbaEmilioJos%C3%A9_Fraudefiscal.pdf)
- Saez, E., J. Slemrod y S. H. Giertz (2012): “The Elasticity of Taxable Income with Respect to Marginal Tax Rates: A Critical Review”, *Journal of Economic Literature*, 50 (1): 3-50.
- Sandmo, A. (2005): “The Theory of Tax Evasion: A Retrospective View”, *National Tax Journal*, 58 (4): 643-663.
- Slemrod, J. (2017): “Tax Compliance and Enforcement: New Research and Its Policy Implications”, en A. Auerbach y K. Smetters, eds., *The Economics of Tax Policy*, pp. 81-102, Oxford: University Press, 2017.
- Slemrod, J. y C. Weber (2012): “Evidence of the invisible: Toward a credibility revolution in the empirical analysis of tax evasion and the informal economy”, *International Tax and Public Finance*, 19 (1): 25-53.
- Tobler, W. (1970): “A computer movie simulating urban growth in the Detroit region”, *Economic Geography*, 46: 234-240.
- Torgler, B. (2007): *Tax compliance and Tax morale: A theoretical and empirical analysis*, Cheltenham, UK: Edward Elgar Publishing.
- Torgler, B. F. Schneider y C. Schaltegger (2010): “Local autonomy, tax morale and the shadow economy”, *Public Choice*, 144: 293-321.

Torgler, B. y J. Werner (2005): “Fiscal autonomy and tax morale: Evidence from Germany”, *Public Finance and Management*, 5: 460-485.

Uriel, E. y R. Barberán (2015): *Las balanzas fiscales de las comunidades autónomas con la Administración Pública Central (1991-2011)*, Valencia: Publicacions de la Universitat de València.

Witte, A. y D. Woodbury (1985): “The effect of tax laws and tax administration on tax compliance: The case of U.S. individual income tax”, *National Tax Journal*, 30 (1): 1-13.

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

**Tabla 1.A: Correspondencia entre los conceptos incluidos en el numerador y en el denominador del indicador de cumplimiento fiscal**

Numerador (“renta fiscal”)			Denominador (“renta real”)		
Muestras declarantes IEF (2002-2014)	+	Muestras no declarantes IEF (2002-2014) (población objetivo: rentas por encima de un umbral <sup>1</sup> )	Contabilidad regional de los hogares (2003-2014)		Encuesta de Condiciones de Vida (2004-2016) <sup>4</sup>
Rentas netas del trabajo <sup>2</sup>		Retribuciones dinerarias + Valor de las retribuciones en especie + Ingresos a cuenta no repercutidos	Remuneración de los asalariados + Prestaciones sociales netas <sup>3</sup> distintas de las transferencias sociales en especie + Otras transferencias corrientes netas <sup>3</sup> - Cotizaciones sociales netas	-	Salarios y Pensiones no recogidos en la muestra de no declarantes del IEF por estar por debajo de los umbrales, calculados a partir de los salarios y pensiones por tramos que proporciona la encuesta sobre <i>Mercado de Trabajo y Pensiones en las Fuentes Tributarias</i>
Rentas netas de las actividades económicas			Excedente bruto de explotación+Renta mixta bruta		Rentas imputadas por alquiler (como proxy de las rentas imputadas inmobiliarias o excedente bruto de explotación)
Rentas netas del capital mobiliario Rentas netas del capital inmobiliario			Rentas de la propiedad recibidas (sin descontar las pagadas)		

<sup>1</sup> Ver en la tabla siguiente, bajo la rúbrica (1).

<sup>2</sup> Sin aplicar la reducción por rendimientos del trabajo, que, en el período 2003 – 2006, opera como reducción de la base imponible.

<sup>3</sup> Recursos menos empleos.

<sup>4</sup> Como la renta que proporciona la ECV corresponde al año anterior a la entrevista, disponemos del alquiler imputado, como proxy del EBE para el período 2003-2015.

**Tabla 2.A: Información adicional necesaria para el cálculo del cumplimiento fiscal**

Año	Casillas de las Muestras de declarantes del IEF (MD)				Casillas de las Muestras de no declarantes del IEF (MND)	Contabilidad regional de los hogares (CR)	Para el cálculo de los Salarios y Pensiones no recogidos en la muestra de no declarantes del IEF						
							Ámbito poblacional de la muestra no declarantes del IEF ( perceptores cuya suma de retribuciones está entre):		Salario mínimo interprofesional (SMI) (2)	Pensión mínima (PM) (3)	Número de tramos que hay que coger de las		
							Retribuciones mínimas (1)	Retribuciones máximas			Estadísticas de Salarios = Umbral mínimo rentas trabajo de la MND/0.5 SMI [(1)/0.5*(2)]	Estadísticas de Pensiones = Umbral mínimo rentas trabajo de la MND /0.5 PM [(1)/0.5*(3)]	
	RN trabajo	RN actividades económicas	RN capital mobil.	RN capital inmob.	Rentas del trabajo no declaradas	Cuenta							
2002	7+6	18+19+21+23	8-9	14-15	Retribuciones Dinerarias + Retribuciones en Especie + Ingresos a cuenta	D.1	7.813,16	21.035,42	6.317	6.474	2,47	2,41	
2003	6	18+19+21	7-8	13-14		+		8.000,00	22.000,00	6.447	6.655	2,48	2,40
2004	20	140+170+199	32	84		D.62		8.000,00	22.000,00	6.871	6.888	2,33	2,32
2005	20	140+170+199	32	84		+		8.000,00	22.000,00	7.182	7.437	2,23	2,15
2006	20	140+170+199	32	84		D.7		8.000,00	22.000,00	7.573	7.967	2,11	2,01
2007	15	140+170+195	31+47	73		-		10.000,00	22.000,00	7.988	8.660	2,50	2,31
2008	15	140+170+195	31+47	75		D.61		10.000,00	22.000,00	8.400	9.259	2,38	2,16
2009	15	140+170+197	31+47	75		+		10.000,00	22.000,00	8.736	9.747	2,29	2,05
2010	15	140+170+197	31+47	75		B.3b		10.000,00	22.000,00	8.866	10.284	2,26	1,94
2011	15	140+170+197	31+47	75		+		10.000,00	22.000,00	8.980	10.584	2,23	1,89
2012	15	140+170+197	31+47	75		B.2b		10.000,00	22.000,00	8.980	10.690	2,23	1,87
2013	15	125+150+180	30+40	60		+		10.000,00	22.000,00	9.034	10.905	2,21	1,83
2014	16	125+150+180	33+43	65		D.4		10.000	22.000,00	9.034	10.933	2,21	1,83