

# TIPOS IMPOSITIVOS Y EVASION FISCAL EN ESPAÑA: UN ANALISIS EMPIRICO

La existencia de un impuesto progresivo sobre la renta, aunada a la falta de indiciación de la tarifa, ha ocasionado en los últimos años en la economía española un aumento de la presión fiscal teórica por niveles de renta. No obstante, el aumento de la presión fiscal real depende, entre otros factores, de la capacidad de los agentes económicos afectados para evadir impuestos. El trabajo de **José Luis Raymond Bara** trata de establecer un prototipo del defraudador, evaluando la probabilidad de fraude de los contribuyentes en la imposición sobre la renta atendiendo a sus principales características, así como al efecto incentivo al fraude derivado de los tipos de gravamen. En este sentido, se comprueba que los tipos impositivos elevados no son operativos en la mayoría de los casos, a la vez que la carga fiscal se distribuye de forma dispar, dependiendo de las fuentes de renta y de las posibilidades de evasión que las mismas ofrecen. En base a estos resultados, se propone una moderación y simplificación de tipos y una mejora de los mecanismos de control, lo que, según opinión del autor, contribuiría a aproximar las bases fiscales a las reales y a reducir parte de las distorsiones que se derivan del actual sistema tributario.

hacia estratos superiores de imposición.

En el caso de la economía española, y desde la reforma fiscal de 1977, se ha dado a la vez una rápida inflación y una falta de indiciación de una tarifa de renta progresiva, de forma que ello ha provocado un aumento de la presión fiscal y de los tipos marginales a que los contribuyentes se ven legalmente sometidos (véase Fuentes Quintana, 1986). De darse un nexo entre tipos marginales y fraude, los efectos redistributivos nominales de una tarifa progresiva pueden quedar en parte desvirtuados porque el sistema tributario pierde operatividad. Los contribuyentes sometidos a tipos impositivos elevados y con capacidad para evadir el impuesto dejan de satisfacerlo, lo que provoca que individuos «iguales» sean tratados de formar «dispar» dependiendo del grado de control a que sus rentas se ven sometidas. De esta forma, los elevados tipos marginales operan sólo para un reducido porcentaje de la población legalmente obligada a su pago. Para la mayoría, el elevado tipo es un incentivo a la ocultación de bases, lo que origina un distanciamiento en ciertos estratos de la población entre las magnitudes económicas «reales» y las «fiscales». Por otro lado, dado que el fenómeno afecta a un elevado número de contribuyentes y que la práctica de la ocultación de bases se generaliza, la autoridad moral de la Administración para imponer sanciones al fraude, así como su capacidad para controlarlo, se debilitan. El resultado final puede ser una tarifa de renta aparentemente muy progresiva pero de dudosos efectos redistributivos debido a la evasión fiscal.

Es cierto que la reducción del fraude precisa sistemas de control efectivos por parte de la Admi-

## 1. INTRODUCCION (\*)

**L**A idea de la progresividad en la imposición personal sobre la renta como forma de lograr la equidad vertical ha suscitado una cierta dosis de polémica por los posibles efectos adversos que la progresividad pueda ejercer. Así, los sistemas fiscales muy progresivos han sido cuestionados desde la óptica de los incentivos y oferta de factores productivos. Y también han sido cuestionados desde la óptica de la equidad y generalidad de la imposición, en la medida en que una elevada progresividad puede constituir un acicate a la evasión fiscal. En tal caso, los efectos redistributivos de la imposición pueden

ser más nominales que reales si una elevada porción de la población evade impuestos.

En efecto, la aceptación de un sistema tributario por parte de los contribuyentes, como ha sido reiteradamente señalado, constituye una condición necesaria para su generalidad. Pero es difícil que tal aceptación se dé en los supuestos en que elevados tipos marginales absorben una también elevada porción de las rentas adicionales que los individuos obtienen. El tema adquiere particular relevancia si un período de rápida inflación se ha visto acompañado de la ausencia de indiciación de una tarifa progresiva sobre la renta, de suerte que rentas monetarias que representan igual capacidad adquisitiva se han ido desplazando

nistración, así como un mecanismo de sanciones adecuado. Pero exige también una aceptación generalizada del sistema tributario por parte de los contribuyentes y una atenuación de los incentivos al fraude. Si los elevados tipos marginales operan a nivel legal con generalidad, debido al crecimiento monetario de las rentas y a la falta de indiciación de la tarifa, es difícil mantener un cumplimiento estricto de las obligaciones tributarias, lo que aconseja la introducción de reformas tendentes a dotar al sistema de un mayor realismo.

El objeto de este artículo es analizar para la economía española la relación existente entre tipos marginales y evasión fiscal. En primer lugar, se efectúa una presentación del marco conceptual que sirve de base para justificar la existencia de una relación positiva entre la evasión fiscal y los tipos impositivos marginales. Seguidamente, se describen los datos utilizados y los resultados de la estimación de un modelo que relaciona estas variables. A continuación, utilizando el modelo estimado, se efectúan algunos ejercicios de simulación tendentes a destacar la importancia de los tipos impositivos sobre el fraude. Por último, el trabajo concluye con una síntesis en forma de conclusiones.

## **2. MARCO CONCEPTUAL: RELACION ENTRE TIPOS IMPOSITIVOS Y OCULTACION DE BASES EN LA IMPOSICION SOBRE LA RENTA**

Un tratamiento teórico detallado de estos extremos puede hallarse en el pionero artículo de Allingham y Sandmo (1972) relativo a

la relación existente entre la ocultación de bases y los tipos impositivos, en un contexto de maximización de la utilidad esperada por parte de un contribuyente racional que pondera las opciones de defraudar y de no defraudar atendiendo a las respectivas probabilidades de que el fraude sea o no sea detectado. Una aplicación de similar metodología para el caso del sistema fiscal español puede hallarse en Lagares (1974). Allingham y Sandmo demuestran que, para un individuo neutral al riesgo, la maximización de la utilidad esperada implica que la evasión debe tender a incrementarse al hacerlo el tipo impositivo marginal. Ello es debido al denominado «efecto sustitución» que es siempre negativo, en el sentido de que al aumentar el tipo se reduce la proporción de renta declarada. No obstante, si el individuo no es neutral al riesgo, junto a este «efecto sustitución» se produce un «efecto renta». Si la aversión absoluta al riesgo es creciente, el «efecto renta» es también negativo y refuerza al precedente. A diferencia, si la aversión absoluta al riesgo es decreciente, el efecto «renta» es positivo y puede contrarrestar, posiblemente en parte, al efecto «sustitución».

En cualquier caso, es preciso resaltar que, según se desprende del análisis teórico de Allingham y Sandmo, aunque estos autores concluyan que no cabe obtener con carácter general una respuesta invariable de las repercusiones de un aumento de tipos sobre la ocultación de bases, el «efecto sustitución» es siempre negativo, debido a que la elevación de tipos hace más rentable evadir impuestos en el margen, mientras que el signo del «efecto renta» es dudoso, dependiendo del grado de aversión al riesgo del individuo. Para individuos neutrales al riesgo, la

elevación de tipos irá asociada a una mayor proporción de evasión fiscal. Y a nivel empírico este efecto es el obtenido en otras investigaciones como la de Clotfelter (1983).

Si bien el trabajo de Slemrod (1985) cuestiona los resultados alcanzados por Clotfelter, es preciso resaltar que este autor utiliza para el contraste de la hipótesis un modelo teórico de comportamiento del contribuyente que no ha sido previamente contrastado. En particular, Slemrod aproxima el fraude atendiendo a la distribución de contribuyentes dentro de cada estrato de renta según un modelo teórico de comportamiento del defraudador, y no contrasta que, efectivamente, tal variable recoja la ocultación de bases. Por ello, consideramos que la evidencia que Slemrod aporta sobre los efectos de los tipos impositivos sobre el fraude es más débil que la ofrecida por Clotfelter, ya que este autor utiliza directamente datos sobre fraude.

Después de esta apretada síntesis de algunos trabajos relevantes sobre la relación entre tipos impositivos y evasión fiscal, puede ser útil tratar de mostrar con detalle como actuaría el efecto incentivo al fraude derivado del tipo marginal. El modelo teórico que seguidamente se expone ha sido formulado en términos extremadamente simples, y sirve de base a la especificación de un modelo de elección discreta del contribuyente que opta entre las opciones de defraudar o de no defraudar, comparando el beneficio esperado del fraude con el coste esperado de no declarar correctamente. En tal contexto, elige la alternativa de defraudar si el beneficio esperado excede al coste esperado, y elige la de no defraudar en caso contrario.

En concreto, el beneficio esperado de defraudar una unidad adicional de renta con respecto a la alternativa de declarar correctamente si el tipo aplicable a esta renta es « $tmg$ », vendrá dado por:

$$U(tmg, S_0) (1 - p)$$

en donde « $(1 - p)$ » es la probabilidad de que el fraude no sea detectado y « $U(tmg, S_0)$ » es la utilidad que el contribuyente deriva de seguir esta opción. Esta utilidad depende positivamente de la renta adicional que el individuo obtiene, representada por el tipo marginal « $tmg$ », y de « $S_0$ ». Esta variable « $S_0$ » puede reflejar el grado de civismo del contribuyente o su grado de conformidad o aceptación del sistema tributario. No es directamen-

te observable y se deja que opere como argumento no especificado de la función de utilidad.

El coste esperado de defraudar puede representarse por:

$$U(\Pi, S_1) p$$

en donde « $p$ » es la probabilidad de que el fraude sea detectado y « $\Pi$ » el tipo de sanción aplicable. Así, « $\Pi$ » es la renta «perdida» con relación a la hipótesis de «declaración correcta» si el individuo defrauda y este fraude es descubierto. Al igual que en el caso precedente, un argumento adicional de la función de utilidad es « $S_1$ », variable no medible y que en términos amplios, y siguiendo la propuesta de Allingham y Sandmo, puede recoger los costes sociales

derivados de defraudar en el supuesto de que el fraude sea descubierto. Estos dos autores se refieren a « $S_1$ » bajo la denominación genérica de «pérdida de reputación del individuo».

Según este planteamiento, el individuo defrauda esta unidad de renta si:

$$\delta = U(tmg, S_0) (1 - p) - U(\Pi, S_1) p > 0$$

Es decir, si el beneficio esperado del fraude, que depende positivamente del tipo marginal y de la probabilidad de que no sea detectado, excede al coste esperado del fraude, que depende del tipo de sanción aplicable y de la probabilidad de que este fraude sea detectado. Adicionalmente, la cantidad defraudada óptima —es de-

## EVASION FISCAL Y TARIFA DEL IMPUESTO PERSONAL SOBRE LA RENTA

Javier RUIZ DEL PORTAL

Diversos estudios referidos a Estados Unidos parecen demostrar, a un nivel fundamentalmente empírico, que la inferior carga fiscal soportada por el sector de trabajo autónomo, debido en gran medida a sus mayores facilidades para eludir el impuesto sobre la renta frente al sector de trabajadores por cuenta ajena, puede haber ocasionado en los últimos años un importante exceso de gravamen en la economía norteamericana, dada la mayor oferta laboral que se ha venido produciendo en el contexto de las profesiones liberales, creación de empresas individuales, etc. Se plantea, pues, un problema de eficiencia, evaluable en términos de costes de bienestar, por la asignación de parte del factor trabajo hacia empleos distintos a los que, económicamente, resultarían más idóneos. Pero, antes que nada, se observa que el criterio de capacidad de pago, principio de reparto de la carga tributaria adoptado en casi todos los países desarrollados, no se aplica realmente en la práctica. La misma panorámica, si cabe aún más acusada, se puede apreciar en nuestro país, en el que, tras la reforma de 1978, se aplica un impuesto sobre la renta general y sintético, pero que, en la vertiente de su incidencia real, apenas se

distingue, a tenor de las estadísticas recaudatorias, de un impuesto sobre los rendimientos del trabajo personal.

Sin embargo, no es la justicia tributaria el único objetivo al que debe responder la imposición. Según la teoría normativa generalmente aceptada, también importan los fines económicos y de técnica tributaria. Es por esta razón por la que, en un reciente trabajo de investigación realizado por el autor de esta nota (\*), se ha pretendido ofrecer una visión de las consecuencias de la imposición lo más amplia posible, desde el prisma de los referidos objetivos fiscales.

A este respecto, a lo largo de la década de los 70 se han venido desarrollando, de forma casi paralela, dos núcleos de estudio que entran de lleno en la problemática impositiva a que se ha hecho alusión. Se trata de la reciente bibliografía sobre evasión e imposición óptima, cuya consideración conjunta en el mencionado trabajo ha servido para intentar desarrollar un estudio normativo del gravamen sobre la renta, a la luz de los principios que deben informar un buen sistema tributario. Tales principios son fundamentalmente los tres siguientes: en primer lugar, y sobre todo, satisfacer el

fin básico de la justicia, entendida en su doble vertiente de equidad vertical, o distributiva, y equidad horizontal, o igualdad de trato a los iguales; atender al objetivo de eficiencia económica, y, en último término, dar cumplimiento a los anteriores cometidos incurriendo en los mínimos costes de administración y cumplimiento posibles.

Partiendo de la complementariedad existente entre los modelos de imposición óptima y de evasión fiscal, la argumentación central que a lo largo de la investigación se ha manejado ha sido la siguiente: un gravamen sobre la renta que resulte óptimo, tanto desde el punto de vista del análisis de imposición óptima como desde el de evasión, será consecuente con los principios informantes del sistema tributario. Con la denominación «impuesto óptimo» se está haciendo referencia a la estructura de la tarifa de gravamen, y no, como ocurre en la teoría Haig-Simons sobre la reforma fiscal, a una eventual propuesta de cambio en la relación con la base imponible.

La principal conclusión a la que se llega es la de que la configuración de la tarifa de gravamen, que permite maximizar la recaudación por impuestos y sanciones, se co-

cir, la que maximiza el valor de la función de utilidad—, según este esquema simplificado, se obtiene igualando beneficios y costes esperados en el margen. Así, en conjunto, el tipo marginal incide positivamente sobre el fraude, y el tipo de sanción y la probabilidad de ser detectado actúan con signo negativo.

A efectos de hacer operativo este planteamiento y proceder a la estimación de un modelo de estas características, plantea dificultades obtener una medición adecuada de « $\Pi$ ». No obstante, dado que existe relación entre el tipo marginal aplicable y el tipo de sanción, se especifica el modelo de forma que la primera variable (es decir, el tipo marginal) recoja los efectos

netos de ambas. En consecuencia, las variables a utilizar en un modelo explicativo de la probabilidad de que el contribuyente sea defraudador vienen dadas por los siguientes bloques:

- 1) El tipo marginal aplicable: « $tmg$ »
- 2) Variables que reflejan la probabilidad de detección del fraude: La composición de la renta según sus fuentes puede constituir una *proxy* adecuada, en la medida en que no todas las fuentes de renta están sometidas a igual grado de control por parte de la Administración. Este grupo de variables se indica por « $X_2$ ».
- 3) Variables que captan la «necesidad» de renta y que, de alguna

forma, «moldean» la función de utilidad. Dentro de este bloque de variables, reflejado por « $X_3$ », se ha creído oportuno incluir la composición familiar (número de hijos) y el *status* matrimonial del contribuyente.

4) Un grupo de variables de difícil cuantificación son las reflejadas por « $S$ », categoría que recoge otros elementos distintos de los pecuniarios que condicionan la proclividad a la ocultación de bases. Atendiendo a los datos disponibles relativos a 1979, parece detectarse la existencia de una relación positiva entre el fraude y el número de perceptores de renta salarial en la unidad fiscal. Dado que por estas fechas el tratamiento legal de la «unidad familiar» ejercía

responde con la deducida en el caso de la imposición óptima: un impuesto regresivo posee, en presencia de evasión, un mayor potencial recaudatorio que otro proporcional, recaudando éste más, a su vez, que uno con tarifa progresiva. Esta coincidencia de resultados desde ambas perspectivas de estudio, evasión e imposición óptima, lleva a pensar que, en ausencia de otras formas de imposición distintas al gravamen sobre la renta, las tarifas regresivas son las que mejor se adecúan, según el planteamiento explicado más atrás, a los principios de justicia fiscal, eficiencia económica y eficacia administrativa. Ello se comprende con mayor facilidad si se tiene en cuenta que un impuesto sobre la renta provoca dos tipos de redistribución: una, la de menor entidad, que opera *prima facie* en el momento de exacción del tributo, al repartirse las cargas fiscales de acuerdo con la capacidad contributiva de la población; y otra, bastante más importante, efectuada por el sistema fiscal a través de la vertiente del gasto, de acuerdo con el montante de lo recaudado. Desde el punto de vista de la primera forma de redistribución, un impuesto de tipos marginales crecientes resulta a todas luces superior a otro de tarifa decreciente. Sin embargo, desde la perspectiva de la redistribución llevada a cabo por el lado del gasto, el análisis tanto de evasión como de imposición óptima muestra precisamente lo contrario. El primero pone énfasis en el volumen de recaudación alcanzable; el segundo lo hace destacando que son los tipos marginales los que introducen

distorsiones a través del efecto sustitución desincentivador, y no los tipos medios, que deciden sólo la magnitud del efecto renta.

En cualquier caso, existen importantes razones que desaconsejan el establecimiento de un impuesto regresivo sobre la renta. En primer lugar, pese a que hoy en día existe un cierto escepticismo acerca de la eficacia de los estabilizadores automáticos, no cabe duda de que una escala de tipos decrecientes supondría un cierto obstáculo al logro del objetivo de estabilidad económica. Además, resulta evidente que un impuesto de tales características, por ser mal comprendido, sería mal aceptado e inviable como oferta electoral. No obstante, estos resultados ponen de relieve que los tipos impositivos marginales altos y crecientes a ambos extremos de las tarifas, además de conllevar importantes desincentivos al trabajo, con la consiguiente merma de posibilidades redistributivas, constituyen fuertes estímulos a la defraudación, con el correspondiente incremento de los costes de administración necesarios para asegurar un justo reparto de las cargas fiscales.

De lo hasta ahora apuntado se puede deducir que la modalidad de imposición lineal, integrada por un tipo marginal fijo y un mínimo exento, nunca resultará inferior, desde el punto de vista de los principios informantes de todo buen sistema tributario, a otra de carácter progresivo como la que suele observarse en la práctica.

A las razones expuestas se unen no pocas ventajas de técnica tributaria. Entre ellas,

merecen destacarse, del impuesto lineal, aparte de las derivadas de su gran simplicidad administrativa, las siguientes: a) se resolverían un buen número de los conocidos problemas que incorpora la progresividad: acumulación de rentas en la unidad familiar, establecimiento de mecanismos de promediación en el gravamen de las ganancias de capital, tratamiento de las rentas irregulares, etc; b) se eliminarían los efectos adversos y arbitrarios que, sobre las capacidades contributivas individuales, provoca la inflación en presencia de tarifas progresivas; c) al permitir la aplicación de sistemas de gravamen en la fuente, la imposición lineal supondría el cierre de algunas líneas de defraudación, reduciéndose también los costes de cumplimiento ocasionados al contribuyente; d) se podrían integrar, en un solo aparato administrativo, los esquemas de seguridad social y de imposición sobre la renta. Ello resulta posible merced al efecto del nivel de exención, que separa perfectamente la parte positiva o recaudatoria de la parte que opera a modo de un impuesto negativo, que supone gasto público en bienestar.

#### NOTA

(\*) Francisco Javier Ruiz del Portal Bravo, «Imposición óptima y evasión en el gravamen sobre la renta». Tesis Doctoral, Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales, Universidad de Barcelona, septiembre de 1985.

un cierto efecto de discriminación en contra de las unidades fiscales con más de un perceptor de renta salarial, se ha creído conveniente incluir como variable explicativa adicional del modelo una variable dicotómica, «DNPT», que adopta el valor unitario si en la unidad fiscal existe más de un perceptor de renta y cero en otro caso.

5) Como es evidente, la lista de variables descritas no agota las motivaciones al fraude de un determinado contribuyente. Por ello, es preciso considerar la existencia de un elemento de perturbación aleatoria en el modelo, « $u_i$ », que refleje la influencia de las variables omitidas.

Así, para el contribuyente « $i$ », y bajo la hipótesis simplificadora de linealidad, cabe especificar:

$$\delta_i = \beta_0 + \beta_1 (\text{tmg})_i + X_{2i} \beta_2 + X_{3i} \beta_3 + \beta_4 (\text{DNPT})_i + u_i$$

siendo el signo esperado de « $\beta_1$ » positivo.

De forma sintética:

$$\delta_i = X_i' \beta + u_i$$

en donde « $X_i'$ » es el conjunto de variables explicativas relativas a las características del contribuyente « $i$ », y « $u_i$ » es el elemento de perturbación aleatoria que recoge el conjunto de variables omitidas.

En esta formulación, « $\delta_i$ », que representa la diferencia neta de utilidad cuando se comparan las alternativas de defraudar y de no defraudar, no es observable directamente. En su lugar, se observa la variable discreta « $Y_i$ », que adopta el valor unitario si el contribuyente defrauda, lo que corresponde a « $\delta_i > 0$ », y que adopta el valor cero si el contribuyente no defrauda, lo que equivale a suponer que « $\delta_i < 0$ ». Este planteamiento constituye la base de la especificación de un modelo *probit* (o, más correctamente, *normit*).

En efecto, la probabilidad de que el contribuyente « $i$ » defraude viene dada por:

$$\begin{aligned} \text{prob. } (Y_i = 1) &= \\ &= \text{prob. } (\delta_i = X_i' \beta + u_i > 0) = \\ &= \text{prob. } (u_i < X_i' \beta) = \\ &= \text{prob. } \left( \frac{u_i}{\sigma} < X_i' \frac{\beta}{\sigma} \right) = \\ &= \text{prob. } (\epsilon_i < X_i' \beta^*) = \Phi (X_i' \beta^*) \end{aligned}$$

en donde « $\sigma$ » es el error *standard* de « $u_i$ », y « $\Phi(X_i' \beta^*)$ », bajo la hipótesis de normalidad en la distribución de la perturbación aleatoria, es el valor de la función de distribución de una Normal (0,1) evaluada en el punto corte « $X_i' \beta^*$ ».

Por diferencia, la probabilidad de que el contribuyente « $i$ » no defraude se obtiene a partir de:

$$\text{prob. } (Y_i = 0) = 1 - \Phi (X_i' \beta^*)$$

Partiendo de una muestra aleatoria de contribuyentes para los que se conoce si son defraudadores o no, así como sus características personales, es posible llevar a cabo la estimación de los parámetros poblacionales del modelo y evaluar las respectivas probabilidades de fraude, extremo que se aborda en posteriores apartados de este artículo.

Antes de concluir esta exposición teórica, es preciso resaltar un aspecto. En los desarrollos precedentes se ha supuesto que el modelo teórico de elección sólo permite evaluar las probabilidades de fraude y de no fraude de un determinado contribuyente. Evaluar la cuantía del fraude para los contribuyentes que defraudan exige la introducción de hipótesis más restrictivas y discutibles. En el análisis empírico que más adelante se efectúa se estiman ambos tipos de modelos. No obstante, los resultados del modelo que explica la cuantía del fraude, definido

como la proporción entre la renta evadida y la renta observada, son menos satisfactorios que los obtenidos para el modelo que meramente explica la probabilidad de existencia de fraude.

Por último, la exposición del modelo teórico se ha efectuado sobre la base de destacar el efecto sustitución o de incentivo al fraude derivado de los tipos marginales. Obsérvese que si un contribuyente decide defraudar la unidad de renta « $n$ » porque la utilidad esperada del fraude para esta unidad de renta es superior a su coste esperado, en principio, con tipos marginales crecientes, el signo de esta desigualdad será también positivo para unidades de renta en exceso a « $n$ ». Y también será positivo si el tipo marginal de imposición se eleva. No obstante, captar adecuadamente el posible efecto renta, que contemplan Allingham y Sandmo, exigiría la introducción de la base imponible como variable explicativa adicional con objeto de aislar el efecto *per se* derivado del tipo impositivo de gravamen. Pero la estimación de un modelo de estas características se enfrenta con una dificultad metodológica insalvable, que es la derivada de que el tipo marginal en España, y atendiendo a la tarifa de 1979 que es la correspondiente a la base de datos disponible en este estudio, se obtiene a través de una combinación lineal perfecta del nivel de renta. Dado que ambas variables coinciden salvo por un factor de proporcionalidad, no es posible aislar desde una óptica estadística el efecto individual de cada una de ellas, y la hipótesis implícitamente adoptada en este estudio es que el tipo de gravamen aplicable a las unidades adicionales de renta, y no el nivel de renta, es la variable que determina la diferencia entre los beneficios y los costes esperados de la ocul-

tación de bases medidos en términos de utilidad. Tal afirmación es correcta si el individuo es neutral al riesgo. En otro caso, constituye sólo una aproximación.

### 3. DATOS UTILIZADOS

A efectos de la estimación del modelo, se dispone de una muestra de contribuyentes correspondientes al ejercicio de 1979 seleccionados aleatoriamente y que fueron objeto de inspección. Se trata de la misma muestra que la empleada por Valdés (1982) para desarrollar el proyecto Selección de contribuyentes a inspeccionar por medio de la aplicación del análisis discriminante. Posteriormente, ha sido también utilizada por Raymond y Valdés (1985) y por García, Raymond y Valdés (1986) para realizar estudios de similar naturaleza.

El tamaño de la muestra es relativamente reducido (1.272 contribuyentes), si bien la selección de sus componentes se realizó por procedimientos completamente aleatorios, que se describen con detalle en el trabajo de Valdés (1982). Una vez seleccionados estos contribuyentes correspondientes a la declaración ordinaria de la imposición sobre la renta, fueron objeto de inspección detallada por parte de la Administración, de forma que es factible conocer para cada contribuyente sus características personales —en este caso, las que constan en el impreso de la declaración ordinaria de 1979—, así como la existencia o no de fraude.

Es un hecho indiscutible que 1979 está alejado temporalmente de la actualidad, y que la información que proporciona el impreso de declaración ordinaria de este ejercicio no ofrece el grado de detalle que sería deseable. A título

ilustrativo, no se conoce ni la edad del contribuyente ni la región a que pertenece, variables que en el ya citado estudio de Clotfelter resultaron ser relevantes. Tampoco se dispone de información sobre el patrimonio del contribuyente. No obstante, esta es la única fuente de datos disponible, por lo que su empleo resulta obligado para los fines de este trabajo.

Un aspecto no trivial es la definición de fraude. En efecto, es preciso diferenciar entre la «evasión fiscal» y los errores no intencionados del declarante. Adicionalmente, cabe que algunas diferencias respondan a extremos discutibles y susceptibles de admitir distinta interpretación. En este estudio, en parte forzados por la disponibilidad de datos, se ha seguido la definición de fraude propuesta por Valdés (1982) y que también se ha utilizado en posteriores trabajos sobre el tema. Concretamente, el fraude se ha definido como la existencia de una diferencia en cuota en exceso a 15.000 pesetas.

De acuerdo con este criterio, en la muestra de 1.272 contribuyentes existen 350 declaraciones fraudulentas, lo que representa un 27,51 por 100 del total.

Por otro lado, la presunción de este estudio es que, efectivamente, después de haber superado la correspondiente inspección, la declaración «corregida» reproduce la realidad del contribuyente, y que la Administración ha sido capaz de detectar la cuantía real del fraude. La validez de esta hipótesis es, en ocasiones, claramente cuestionable, dado que, en el caso de algunos tipos de contribuyentes, la Administración carece de medios para establecer una valoración precisa del fraude, aún en el supuesto de que desarrolle una inspección detallada. A título ilus-

trativo, piénsese en algunas rentas de profesionales. En la medida en que no quede constancia de las mismas, la cuantía precisa del hipotético fraude no podrá ser nunca evaluada.

Conviene también destacar una limitación adicional de los datos utilizados. Antes se ha señalado que el total de declaraciones fraudulentas en la muestra, y atendiendo a la definición de fraude empleada, afectaba a 350 contribuyentes. No obstante, de estos 350 contribuyentes sólo se dispone de información fiable acerca de la cuantía del fraude, referido a ocultación de cuota y base, para un total de 189. Los restantes 161 contribuyentes se sabe que son defraudadores, pero existen dificultades para conocer su cuantía, debido a problemas de omisión en la grabación que en su día se realizó de la cuota y base declaradas.

El valor medio de la ocultación de base de las 189 declaraciones fraudulentas para las que se dispone de información sobre base declarada y base observada después de inspección, se sitúa en el entorno del 16 por 100. Es decir, como promedio, la base declarada de las declaraciones fraudulentas comporta una infravaloración del 16 por 100.

Antes de aplicar métodos econométricos al conjunto de declaraciones, fue precisa una labor previa de búsqueda de errores de grabación, así como un proceso de reconstrucción de la «declaración correcta» de cada contribuyente. A pesar de la atención dedicada a esta fase, es preciso ser consciente de la posible existencia de errores en los datos que pueden ejercer cierta influencia sobre los resultados de la estimación.

Por último, se habla de muestra aleatoria de contribuyentes. Pero

se trata de una muestra aleatoria de contribuyentes que han presentado la correspondiente declaración, no de contribuyentes potenciales que legalmente están obligados a declarar. De hecho, la no presentación de la correspondiente declaración constituye una fuente de fraude que, con la información estadística disponible, resulta por entero inabordable desde la óptica de los propósitos de este trabajo.

En síntesis, cabe señalar que si bien la información utilizada no satisface plenamente los *standards* deseados, por el momento se carece de mejor alternativa, por lo que sería deseable que se iniciasen esfuerzos encaminados a ampliar y actualizar la base de datos para potenciar estudios de naturaleza similar al descrito.

En cuanto al reducido tamaño muestral, que aparentemente podría constituir un problema para identificar ciertas características del defraudador, parece, empero, que no representa una clara limitación para evaluar órdenes de magnitud, tal como se prueba en Raymond y Valdés (1985), y en García, Raymond y Valdés (1986), a través de tests de constancia estructural de modelos estimados con la misma muestra que la utilizada en este estudio y contrastados con una muestra distinta de la utilizada para la especificación y estimación inicial. Esta muestra «ajena», que no ha podido ser empleada en este trabajo, constaba de 978 observaciones. En cualquier caso, el modelo que trata de evaluar no la probabilidad de fraude sino su cuantía si es evidente que adolece de graves problemas derivados del reducido tamaño muestral, y sus resultados deben ser considerados, fundamentalmente, como meramente ilustrativos del signo y significatividad, o ausencia de significatividad, de ciertas variables explicativas.

CUADRO N.º 1

**MODELO PROBIT EXPLICATIVO DE LA PROBABILIDAD DE FRAUDE**

VARIABLES	Coeficiente	Estadístico «t»
Constante .....	- 2,589	10,78
Tipo marginal (TMG) medido en tanto por uno .....	7,184	6,85
<i>Composición renta:</i>		
Rendimientos netos capital inmobiliario (RNCI) .....	0,567	1,86
Rendimientos netos de actividades profesionales o artísticas (RNAP) .....	0,609	2,51
Rendimientos netos de actividades empresariales (RNAE) .....	1,070	5,83
Rendimientos netos de actividades agrarias (RNAA) .....	0,451	0,67
Resto rendimientos (RR) .....	1,269	1,55
<i>Status matrimonial (DM) .....</i>	0,101	0,72
<i>Número de hijos:</i>		
De 1 a 2 hijos (DH1) .....	0,172	1,70
De 3 a 4 hijos (DH2) .....	0,368	2,94
Más de 4 hijos (DH3) .....	0,408	1,84
Existencia de más de un perceptor de renta salarial (DNPT) .....	0,296	3,20

Número de observaciones: 1.272.  
 Logaritmo función de verosimilitud: - 677,641.  
 Test razón de verosimilitud: 141,406 (Valor tabulado Chi Cuadrado nivel 99 por 100: 24,7).

dad, de ciertas variables explicativas.

#### 4. RESULTADOS DE LA ESTIMACION DEL MODELO DE ELECCION ENTRE LAS ALTERNATIVAS DE DEFRAUDAR Y DE NO DEFRAUDAR

El cuadro n.º 1 recoge los resultados de la estimación por Máxima Verosimilitud de un modelo *probit* que trata de reflejar la probabilidad de que sea fraudulenta la declaración de un determinado contribuyente que reúne ciertas

características personales. La lista de variables utilizadas procede de los datos que se consignan en el impreso de declaración de 1979.

La justificación del empleo de estas variables ya se ha realizado en el apartado segundo de este artículo.

En efecto, el tipo marginal a que se ve sometido el declarante (se trata del tipo marginal aplicable no a la renta declarada sino a la renta obtenida después de inspección) actúa con signo positivo y muy significativo, evidenciando que los contribuyentes que están sometidos a tipos marginales elevados, *ceteris paribus*, tienen una mayor probabilidad de fraude.

El segundo bloque de variables está constituido por la composición de la renta o base imponible del declarante. Las variables están expresadas en tantos por uno con respecto al total. Es decir, para cada contribuyente representan el cociente entre el importe de la fuente de renta considerada y la base imponible. La categoría excluida, con objeto de evitar la trampa de la multicolinealidad perfecta, son las rentas salariales. En consecuencia, las demás fuentes de renta representan una probabilidad de fraude más elevada que las rentas de trabajo. Dado que este grupo de variables trata de reflejar la probabilidad de que el fraude sea detectado, los resultados concuerdan con los que cabía esperar *a priori*, puesto que son las rentas salariales las que, vía retenciones, están sometidas a mayor grado de control y, por ello, a mayor probabilidad de detección en caso de que el contribuyente no declare correctamente.

Tienen un efecto significativo los rendimientos de actividades profesionales, si bien la posible dificultad que en algunos casos puede representar la detección del fraude, aún a pesar de haberse dado la inspección del contribuyente, puede sesgar el coeficiente a la baja. Y, sobre todo, son altamente significativos los rendimientos derivados de actividades empresariales. Las elevadas posibilidades de evasión de este tipo de rendimientos frente a las rentas salariales, que es la categoría de referencia, justifican este resultado.

El *status* matrimonial se representa por medio de una variable discreta que adopta el valor unitario si el contribuyente está casado y cero en otro caso. La variable no resulta estadísticamente significativa, si bien con el signo esperado, dado que esta caracte-

ristica trata de constituir una *proxy* de la necesidad de renta.

Algo similar ocurre con el tamaño familiar representado por el número de hijos. La categoría excluida es la ausencia de hijos, mientras que, por medio de tres variables ficticias, se representa la existencia de uno o dos hijos en la unidad familiar, de tres o cuatro hijos, y de más de cuatro hijos. No se trata de que las familias numerosas tengan una conciencia fiscal más laxa que los solteros o que las familias sin hijos. En realidad, la variable pretende constituir un índice de necesidad de renta, lo que explica la mayor tendencia al fraude al aumentar el tamaño familiar y, por consiguiente, las necesidades económicas del contribuyente.

Por último, la existencia de más de un *perceptor* de renta en la unidad fiscal, captada por medio de una variable ficticia que adopta el valor unitario bajo este supuesto, resulta también estadísticamente significativa. El tratamiento fiscal que en 1979 recibían las familias con más de un *perceptor* de renta era discriminatorio, en el sentido de que, en conjunto, una pareja que conviviese bajo el mismo techo satisfacía menos impuestos si ambos estaban solteros que si entre ellos se establecía vínculo matrimonial y constituían una unidad fiscal. Este fenómeno de discriminación hacia la acumulación de rentas puede manifestarse a través de la significatividad de la correspondiente variable dicotómica.

En conjunto, desde una óptica estadística, el modelo *probit* estimado es claramente significativo, como lo prueba el test de la Razón de Verosimilitud para el contraste de la hipótesis nula conjunta de que la totalidad de coeficientes que afectan a las variables expli-

cativas, excluido el término constante, son cero.

Puede observarse que las variables explicativas adoptan en muchos casos un carácter discreto. En consecuencia, los problemas de multicolinealidad son, en general, reducidos y los resultados de la estimación relativamente robustos a la inclusión o exclusión de variables.

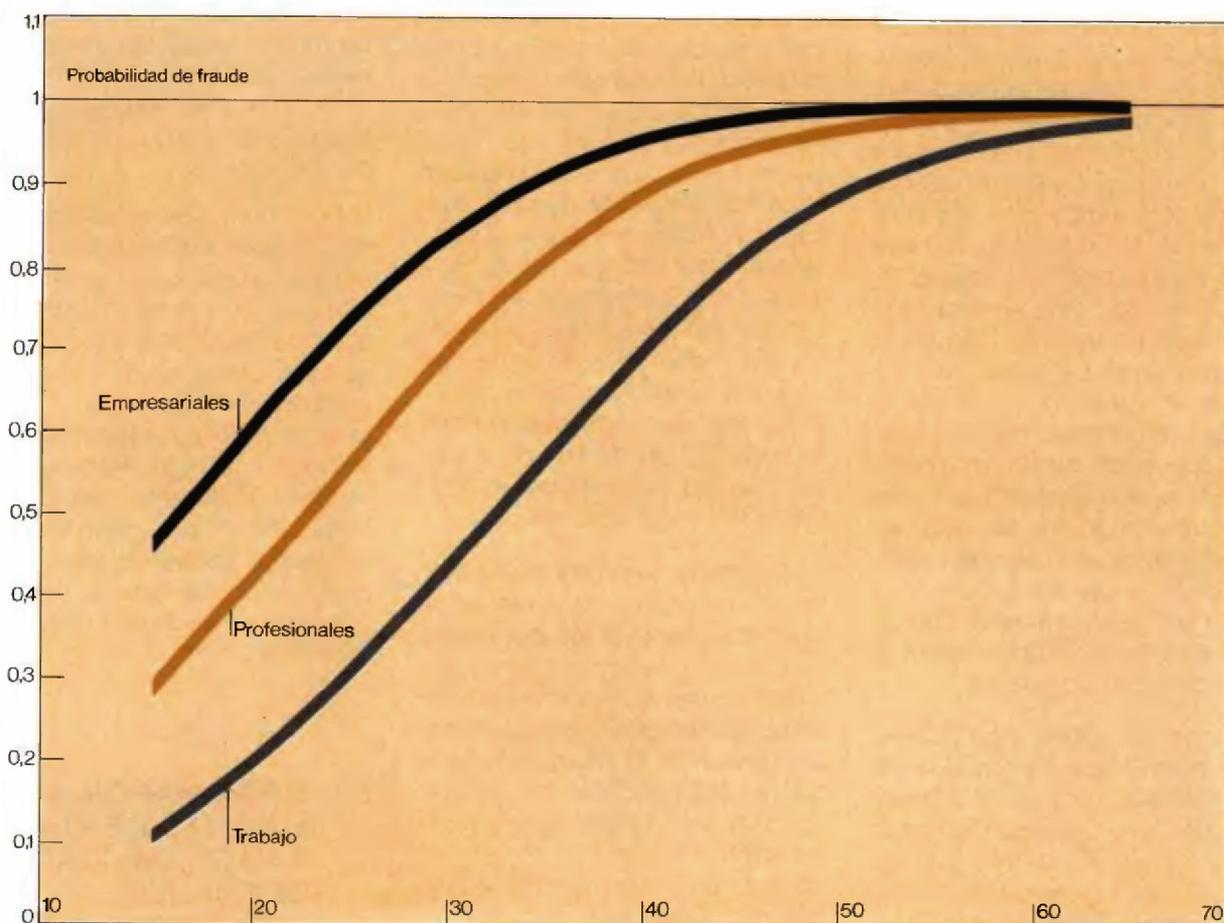
Por último, para facilitar la interpretación del modelo, no se ha ensayado la posible existencia de interacciones entre variables. En algunos casos tales interacciones podrían quizá mejorar los resultados de la estimación. No obstante, el precio que hay que pagar por seguir tal alternativa es que el modelo finalmente obtenido resulta difícilmente interpretable si no es por medio de técnicas de simulación, a la vez que aumenta la inestabilidad de los coeficientes estimados.

## 5. TIPOS MARGINALES, FUENTES DE RENTA Y PROBABILIDAD DE FRAUDE

Con objeto de hacer más explícitos los resultados del modelo *probit* de elección entre las alternativas de defraudar o de declarar correctamente, se ha creído oportuno desarrollar un ejercicio de simulación consistente en partir de un contribuyente que reúne ciertas características y evaluar la probabilidad de fraude a medida que varía el tipo marginal a que su renta se ve sometida.

El individuo seleccionado está constituido por un contribuyente casado, con uno o dos hijos con derecho a desgravación fiscal, y con la característica de que per-

**GRAFICO 1  
PROBABILIDAD DE FRAUDE SEGUN  
FUENTES DE RENTA Y TIPOS IMPOSITIVOS APLICABLES**



*Características del contribuyente «tipo» que sirve para el cálculo de estas probabilidades: Se trata de un contribuyente casado, con uno o dos hijos con derecho a desgravación fiscal, y trabaja un solo cónyuge.*

cibe ingresos uno solo de los dos cónyuges. Adicionalmente, se contemplan tres posibilidades según que la totalidad de rentas procedan del trabajo personal, de rendimientos profesionales o sean rentas empresariales. En el gráfico 1 se representan las respectivas probabilidades estimadas. Así, para un tipo impositivo marginal del 15 por 100, las probabilidades de fraude estimadas son de 0,11 si las rentas son salariales, de 0,26 si

las rentas provienen de actividades profesionales y de 0,43 si las rentas son empresariales. Obsérvese la distinta probabilidad de ocultación de bases según las fuentes de ingresos, lo que es consecuencia de las distintas posibilidades de evasión que las mismas ofrecen.

Al aumentar el tipo impositivo marginal aplicable, variable que está asociada a un determinado

nivel de base imponible, la probabilidad de fraude aumenta muy considerablemente. Así, para un tipo marginal del orden del 50 por 100, que corresponde a una base imponible de aproximadamente 7 millones de pesetas de 1979, equivalentes a unos 14 millones de pesetas de 1985, la probabilidad de ocultación de bases es del 90 por 100 para rendimientos del trabajo, del 97 por 100 para rendimientos profesionales y práctica-

mente unitaria para rentas de tipo empresarial.

De este gráfico, y aun aceptando las inevitables limitaciones de tipo estadístico que relativizan las valoraciones cuantitativas concretas, cabe destacar dos notas:

a) La primera de ellas es que los tipos impositivos muy elevados, a pesar de su carácter redistributivo teórico, a nivel efectivo no son operativos, debido a que el fraude de los contribuyentes afectados por tales tipos es muy acentuado. Ante un tipo marginal en exceso, por ejemplo, al 50 por 100, la respuesta del contribuyente es tratar de evadir el impuesto de aquellas rentas sometidas a tal gravamen y, posiblemente, caso de que la evasión no sea factible, ello puede suponer un claro efecto desincentivo sobre la oferta de factores.

b) La segunda es el carácter no equitativo del funcionamiento del actual impuesto sobre la renta, en la medida en que las probabilidades de evasión del impuesto difieren de forma marcada atendiendo al tipo de rendimientos que se contemplan. Son los rendimientos del trabajo los que soportan el mayor peso del gravamen. Esta conclusión resulta plenamente acorde con la contenida en el informe elaborado por la Comisión para el Estudio del Fraude Fiscal en España (1985), en donde se destacaba que son precisamente los rendimientos del trabajo sometidos a retención los que muestran un porcentaje de evasión fiscal más reducido. De esta forma, la progresividad en frío, derivada de una tarifa progresiva que coexiste con un proceso inflacionista, puede producir efectos inciertos desde la óptica redistributiva, dado que éstos dependen de la capacidad relativa para evadir impuestos de los distintos perceptores de renta.

Tal como se ha puesto de manifiesto con anterioridad, la pretensión de aislar empíricamente el efecto sobre el fraude derivado de los tipos impositivos de gravamen del resultante del nivel de renta *per se*, se enfrenta con un problema metodológico insalvable, que es consecuencia de que entre tipos impositivos y base imponible existe una combinación lineal perfecta. En efecto, expresando el nivel de renta (o base imponible) en millones y los tipos impositivos en porcentaje, la tarifa de 1979 verificaba:

$$\begin{aligned} \text{Tipo impositivo medio} &= 14,49 \\ &+ 2,55 \text{ (base imponible)} \\ \text{Tipo impositivo marginal} &= 14,49 \\ &+ 5,10 \text{ (base imponible)} \end{aligned}$$

salvo en el supuesto de un nivel de base imponible en exceso a 10 millones, en que el tipo medio se estabilizaba en el 40 por 100 y el tipo marginal descendía del 65 por 100 al 40 por 100. Dado que tales observaciones son muy extremas, para una proporción de contribuyentes próxima al 100 por 100 la relación entre tipos y bases es lineal, por lo que a nivel empírico no cabe discriminar si hay mayor proporción de defraudadores entre las rentas altas porque la renta es elevada o porque el tipo impositivo a que tales rentas se ven sometidas es también elevado (1). Sólo si el individuo es neutral al riesgo, en el sentido de que el «efecto renta» desaparece, cabe desde una óptica teórica aceptar plenamente esta segunda explicación.

No obstante, en cualquier caso, lo que este ejercicio de simulación prueba es que los tipos elevados son en gran medida inoperantes, dado que los contribuyentes legalmente obligados a satisfacer tales tipos evaden el impuesto.

Y parece también razonable concluir que, en caso de una reduc-

ción de tipos marginales, y siempre que tal reducción de tipos no estuviese acompañada de una reducción de los costes esperados de declarar incorrectamente, al reducirse el beneficio marginal esperado de la ocultación de bases, mejoraría el grado de cumplimiento tributario. En cualquier caso, como resalta Fuentes Quintana (1986), para que se dé este efecto favorable de la reducción de tipos sobre el cumplimiento tributario es preciso que el recorte de tipos marginales no esté asociado a una aminoración de sanciones. De darse tal circunstancia, consideramos que el descrito es el signo más probable de la relación entre tipos y fraude, aunque su evaluación precisa puede resultar distorsionada por la imposibilidad de introducir conjuntamente los tipos y las bases imponibles como variables explicativas de un modelo predictivo de la probabilidad de fraude.

## 6. LA CUANTIA DE LA OCULTACION DE BASES: UNA PRIMERA APROXIMACION

El modelo descrito determina la probabilidad de que una declaración sea fraudulenta atendiendo a las características personales del contribuyente. El paso siguiente, más ambicioso y para el que no se dispone de información del todo satisfactoria, es tratar de evaluar la cuantía de la ocultación de bases para aquellos contribuyentes que, habiendo presentado declaración, ésta es fraudulenta, de acuerdo con la definición de fraude ya dada.

En efecto, tal como antes se ha señalado, del total de 1.272 declaraciones analizadas, se sabe

que 350 son fraudulentas. No obstante, de este total de 350 declaraciones fraudulentas sólo se dispone de información adecuada que permita determinar su cuantía para un total de 189. Como es evidente, este limitado tamaño muestral resta fiabilidad a los resultados que puedan obtenerse explicativos de la cantidad. La finalidad del análisis subsiguiente se limita, por tanto, a la determinación del signo y significatividad de ciertas variables explicativas, pero consideramos que los coeficientes estimados no admiten una interpretación a nivel poblacional.

1) Definición de la cuantía del fraude: El fraude en este caso se ha definido como la proporción que la base ocultada representa de la base total del contribuyente después de la consiguiente revisión por parte de los servicios de inspección tributaria. Es decir, la variable « $q_i$ » se obtiene como:

$$q_i = \frac{\text{Base después de inspección} - \text{Base declarada}}{\text{Base después de inspección}}$$

Otras posibles fuentes de fraude, como por ejemplo la declaración de deducciones excesivas, se han transformado en ocultación de bases efectuando las operaciones oportunas.

El motivo de expresar la ocultación de bases en proporción a la base del impuesto obedece al deseo de evitar la correlación espuria que podría darse entre cuantía del fraude y tipos marginales, debido a que los contribuyentes que están sometidos a tipos marginales elevados, si resultan ser defraudadores, defraudan una mayor cuantía absoluta que los sometidos a tipos marginales reducidos, simplemente porque su renta o base es mayor. Dado que en la ecuación de regresión, por las

razones ya comentadas, no es factible introducir conjuntamente como variables explicativas los tipos y las bases, la variable dependiente seleccionada implícitamente presupone que si el individuo es defraudador, la elasticidad de la ocultación de base con respecto a la renta es unitaria. Es decir, el modelo explica la proporción de fraude, y su cuantía se obtiene multiplicando tal proporción por el nivel de renta. Es discutible que tal elasticidad pueda resultar adecuada. Clotfelter, en su trabajo ya citado, obtenía, para los Estados Unidos, elasticidades próximas a la unidad. En cualquier caso, consideramos que esta definición de la variable dependiente obvia en gran medida el problema de la posible significatividad «espuria» del tipo marginal en la ecuación explicativa de la cuantía del fraude.

Como en el apartado tercero de este trabajo ya se ha señalado, el valor medio de la variable dependiente, según esta definición de fraude, se sitúa aproximadamente en 0,16. Es decir, los contribuyentes que defraudan ocultan, como promedio, un 16 por 100 de la base, porcentaje que, lógicamente, se refiere a la cuantía de la evasión fiscal detectada por la inspección tributaria. A este respecto, es preciso destacar que las discrepancias entre la ocultación detectada y la real pueden ser notorias. En efecto, atendiendo a los datos aportados por la Comisión para el Estudio del Fraude Fiscal en España, el porcentaje de ocultación de bases del 16 por 100 quizá sea excesivamente reducido.

2) Variables explicativas: No necesariamente las variables explicativas de la «cuantía» deben coincidir con las explicativas de la «probabilidad». Algunas aproximaciones, como por ejemplo la linealidad, que pueden ser acep-

tables para un modelo explicativo de la probabilidad, no tienen por qué resultar válidas para un modelo explicativo de la cuantía. En efecto, el modelo de elección discreta se ha derivado sobre la base de establecer una comparación entre las utilidades netas esperadas de las opciones de defraudar y de no defraudar. Si la primera excede a la segunda, el individuo defrauda y se observa la variable dicotómica « $Y_i = 1$ ». En caso contrario, la variable dicotómica adopta el valor nulo. No obstante, una aproximación lineal, que puede ser útil para separar «ceros» y «unos», no tiene por qué continuar siendo válida cuando la variable dependiente hace referencia al porcentaje de la ocultación de ingresos. Tampoco tienen necesariamente por qué coincidir los valores adoptados por los coeficientes que afectan a las variables explicativas del modelo. Ello, consideramos, podría cuestionar la utilidad de la aproximación *Tobit* para la especificación de un modelo explicativo de la probabilidad y de la cuantía, si bien Clotfelter opta por esta formulación y obtiene resultados satisfactorios.

En cualquier caso, la muestra disponible, en que sólo se conoce la cuantía del fraude para un 54 por 100 de las declaraciones fraudulentas, hace inviable el modelo *Tobit*.

3) Método de estimación: El punto de partida son las dos ecuaciones siguientes:

$$q_i = Z_i' \alpha + e_i \quad \text{Si: } \delta_i = X_i' \beta + u_i > 0$$

$$q_i = 0 \quad \text{Si: } \delta_i = X_i' \beta + u_i \leq 0$$

Siendo « $Z_i$ » la variable explicativa de la cuantía del fraude, la primera ecuación describe el valor adoptado por esta variable en el supuesto de que el contribuyente sea defraudador. Es decir, en el supuesto de que la utilidad neta

esperada de la opción de defraudar exceda a la de declarar correctamente, hecho que queda recogido por « $\delta_i > 0$ », tal como se vio en el apartado segundo. La segunda ecuación señala que el fraude es nulo si la diferencia neta de utilidades no es positiva, circunstancia que se da para « $\delta_i \leq 0$ ».

Tal como puede comprobarse en Heckman (1979), Judge et al. (1980) o Maddala (1983), se verifica:

$$E(e_i | X_i' \beta + u_i > 0) = \frac{\sigma_{eu}}{\sigma_u} \cdot \frac{\varphi(X_i' \beta^*)}{\Phi(X_i' \beta^*)} = \frac{\sigma_{eu}}{\sigma_u} \cdot \lambda_i$$

en donde « $\sigma_{eu}$ » es la covarianza entre los elementos de perturbación aleatoria, « $\sigma_u$ » es el error *standard* de « $u$ », « $\beta^* = \beta/\sigma_u$ », « $\varphi(X_i' \beta^*)$ » es el valor de la función de densidad de una normal standarizada evaluada en « $X_i' \beta^*$ », « $\Phi(X_i' \beta^*)$ » es el valor de la correspondiente función de distribución y « $\lambda_i$ », definido por este cociente, se conoce con el nombre de inverso del *ratio* de Mills.

A efectos de obtener consistencia, la primera ecuación puede ser estimada por mínimos cuadrados ordinarios, especificando la regresión ampliada:

$$q_i = Z_i' \alpha + \frac{\sigma_{eu}}{\sigma_u} \cdot \lambda_i + \xi_i$$

en donde « $\xi_i$ » es un nuevo elemento de perturbación aleatoria con media «cero» y distribución independiente de los regresores. Los valores de « $\lambda_i$ » pueden ser sustituidos por las estimaciones que se derivan de la formulación *probit* sin que ello afecte a la propiedad de consistencia (2).

La ventaja de esta formulación

CUADRO N.º 2

**MODELO EXPLICATIVO DE LA PROPORCION ENTRE RENTA EVADIDA Y BASE IMPONIBLE ESTIMADO PARA LA SUBMUESTRA DE DEFRAUDADORES**

VARIABLES	Modelo general	Modelo simplificado
Tipo marginal: TMG .....	0,398 (2,92)	0,340 (2,99)
Rendimientos netos capital inmobiliario: RNCI .....	0,107 (1,67)	0,111 (1,77)
Rendimientos netos actividades profesionales o artísticas: RNAP .....	0,032 (0,72)	0,028 (0,63)
Rendimientos netos actividades empresariales: RNAE .....	0,195 (6,02)	0,196 (6,15)
Rendimientos netos actividades agrarias: RNAA .....	0,232 (1,97)	0,230 (1,97)
Resto rendimientos: RR .....	- 0,329 (1,62)	- 0,326 (1,61)
Status matrimonial: DM .....	- 0,013 (0,41)	-
Uno o dos hijos: DH1 .....	0,022 (1,02)	0,018 (0,92)
Tres o cuatro hijos: DH2 .....	0,066 (2,46)	0,063 (2,64)
Más de cuatro hijos: DH3 .....	0,075 (1,62)	0,074 (1,64)
Existencia de más de un perceptor de renta salarial: DNPT .....	- 0,011 (0,56)	-
Inverso del <i>ratio</i> de Mills: $\lambda$ .....	0,029 (1,38)	0,029 (1,50)
Error <i>standard</i> .....	0,109	0,109
Coefficiente de determinación corregido: $R^2$ .....	0,196	0,200

Los valores entre parentesis reflejan los estadísticos «t».

frente a la especificación *Tobit* es su mayor flexibilidad. Su inconveniente es la pérdida de eficiencia si los modelos explicativos de la probabilidad y de la cuantía son coincidentes en cuanto a las variables explicativas utilizadas, signo y magnitud de los coeficientes.

4) Resultados de la estimación: El cuadro n.º 2 ofrece los resultados de la estimación del modelo explicativo de la cuantía del fraude utilizado en el modelo general y, como primera aproximación, la misma lista de regresores que en la formulación *probit*. Se ha suprimido el término constante de la ecuación debido a su muy escasa significatividad y a la fuerte multicolinealidad que evidenciaba con el inverso del *ratio* de Mills. Puede comprobarse que los resultados son relativamente pobres.

No obstante, siguen destacando como variables significativas que explican la proporción de la base oculta, tanto el tipo impositivo marginal como la proporción que los rendimientos derivados de actividades empresariales representan dentro del total de rendimientos. Aparecen dos signos cambiados con respecto a la formulación *probit*. Son los relativos al *status* matrimonial y al número de personas que trabajan en la unidad fiscal. Suprimiendo estas dos variables se obtiene el modelo simplificado, en donde tanto el tipo marginal como los rendimientos empresariales conservan su significatividad.

Una alternativa de modelización puede ser tratar de sustituir como variable explicativa el tipo marginal por el tipo medio efectivo obtenido

como cociente entre cuota líquida y base. Efectuando esta estimación, se comprobó que la capacidad explicativa de esta variable era inferior a la del tipo marginal de imposición. Por último, introducir como variables explicativas de la cuantía del fraude tanto el tipo medio efectivo como el nivel de renta, debido al problema de la multicolinealidad casi perfecta ya aludido, es equivalente a operar con el tipo medio efectivo y el marginal como variables explicativas. Tampoco en este caso se obtuvieron resultados que merezca la pena detallar, si bien el tipo marginal (o nivel de renta) preservaba el signo positivo.

Consideramos que el modelo obtenido, que parece diferir del explicativo de la probabilidad, no es plenamente satisfactorio. No obstante, se comprueba que el tipo marginal preserva su significatividad, evidenciando que los contribuyentes sometidos a tipos marginales elevados no solamente tienen mayor proclividad al fraude, sino que también muestran tendencia a ocultar una mayor proporción de su base.

## 7. ALGUNOS EJERCICIOS DE SIMULACION DE TARIFAS ALTERNATIVAS

Como se ha destacado en la exposición del modelo de elección discreta entre las alternativas de defraudar o de declarar correctamente, los resultados de este modelo, en cuanto a la medición del efecto aislado que el tipo marginal ejerce, están condicionados a que, efectivamente, el contribuyente sea neutral al riesgo y a que el efecto renta desaparezca. La existencia de una combinación lineal

perfecta entre tipos marginales y bases impositivas, o tipos marginales y tipos medios, imposibilita introducir cualquiera de las otras dos variables si en el modelo ya figuran los tipos marginales como variable explicativa.

No obstante, y siempre que las sanciones no se alteren, el signo del efecto sustitución actúa aumentando la probabilidad de fraude al aumentar el tipo, en la medida en que tipos elevados incrementan los beneficios derivados de la ocultación de bases. Y, posiblemente, de darse esta circunstancia (es decir, que cambios de tipos no estuviesen asociados a cambios en el importe de las sanciones), éste sería el signo del efecto total de la elevación de tipos, si bien su cuantía resulta imposible de determinar con precisión.

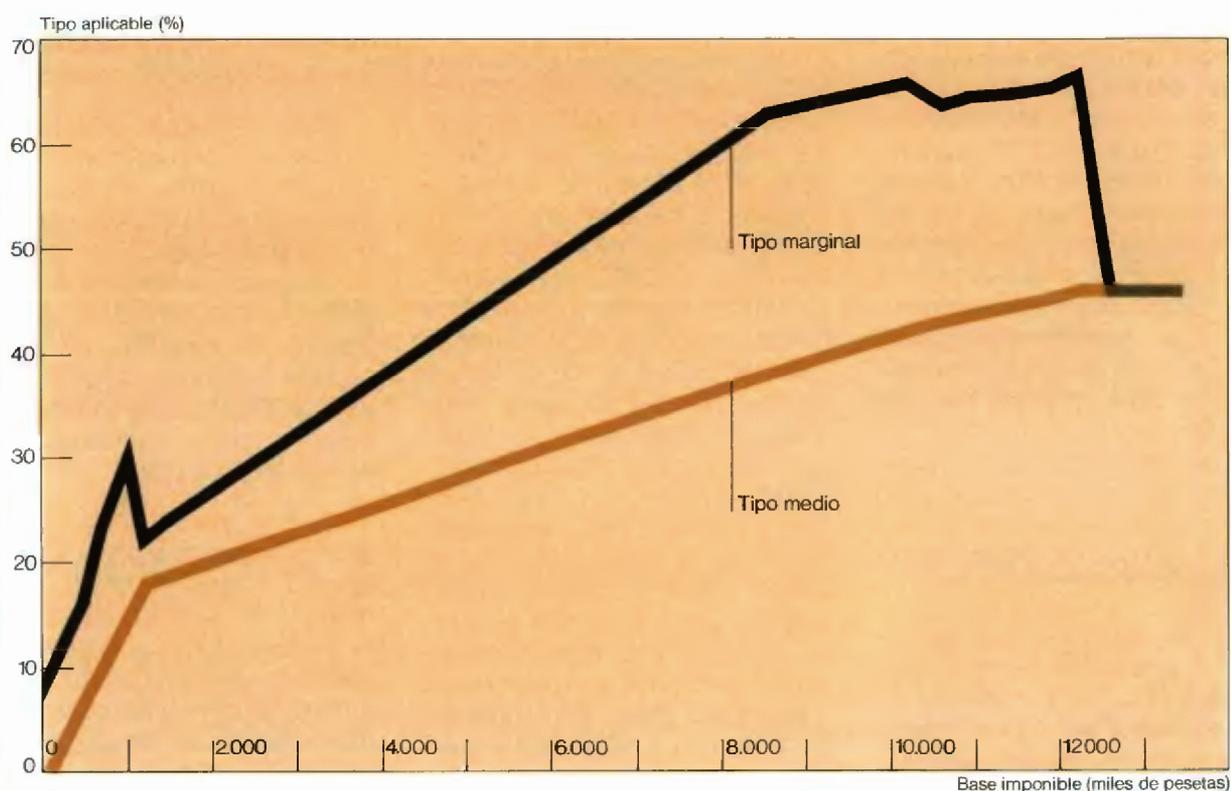
En los ejercicios de simulación que a continuación se presentan se supone que, en efecto, sólo el tipo marginal es relevante, y que el nivel de renta o base imponible no figura a nivel poblacional como elemento explicativo de la elección entre las opciones de defraudar o de no defraudar. Ello constituye una hipótesis simplificadora cuyo realismo y grado de error que comporta no pueden ser contrastados con los datos disponibles. En consecuencia, aceptando que el modelo *probit* expuesto en el cuarto apartado de este trabajo recoge adecuadamente el mecanismo que genera la probabilidad de defraudar, cabe simular tarifas de renta alternativas y evaluar, para cada una de ellas, el porcentaje de declaraciones fraudulentas que el modelo predice.

En el caso concreto de la muestra disponible en este estudio, el porcentaje observado de declaraciones fraudulentas es, como antes ya se ha indicado, de un 27,51 por 100. El porcentaje predicho

por el modelo *probit*, obtenido como el valor medio de la probabilidad de fraude, se sitúa en el 27,33 por 100. Ambos porcentajes, como era de esperar, prácticamente coinciden. Por otro lado, el valor medio del tipo impositivo marginal es, en la muestra utilizada, del 21,09 por 100. Sustituyendo para los mismos contribuyentes que forman la muestra de 1979 la tarifa vigente en esa fecha por una tarifa lineal de tipo único al 21 por 100, el porcentaje de fraude predicho se sitúa en el 26,67 por 100, resultado muy próximo a los dos restantes. Ello prueba que, *a grosso modo*, el porcentaje de fraude agregado predicho por el modelo depende, fundamentalmente, del valor medio del tipo marginal, y que la forma de obtención de este tipo marginal medio (es decir, la dispersión de tipos con respecto a la media) no influye de forma sensible sobre las predicciones agregadas de fraude. El motivo estriba en que, al pasar de la tarifa de 1979 a una tarifa de tipo único al 21 por 100, el menor porcentaje de defraudación predicho para los estratos de renta elevada se compensa con el mayor porcentaje de defraudación que se predice para los estratos de renta reducida, que ven elevado el tipo marginal a que su renta se ve sometida.

El hecho a destacar es la probable existencia a nivel agregado de una relación con pendiente positiva entre el valor medio del tipo marginal y el porcentaje de declaraciones fraudulentas. En tal contexto, la introducción de una tarifa lineal que dejase el tipo marginal medio inalterado podría tener efectos neutrales sobre el fraude, dado que, como antes ya se ha señalado, el menor porcentaje de fraude de los estratos de renta elevada tendría como contrapartida un mayor porcentaje de fraude de los estratos de renta redu-

**GRAFICO 2**  
**TARIFA DEL IMPUESTO SOBRE LA RENTA**  
**DE LAS PERSONAS FISICAS. Año 1985**



cida. No obstante, si la alternativa de tarifa lineal comporta una reducción del tipo marginal medio, sus efectos sobre el fraude podrían ser favorables, en el sentido de reducir su cuantía.

Así, examinando la tarifa vigente en 1985, y a tenor de los datos publicados en la Memoria de la Administración Tributaria de 1985 (Ministerio de Economía y Hacienda, 1986), el tipo marginal medio ponderado de los contribuyentes que en este año presentaron declaración puede evaluarse en el entorno del 27,5 por 100 ó 28 por 100. Este elevado valor es consecuencia de que, tal como el gráfico 2 recoge, el tipo marginal de las rentas comprendidas entre

1.000.000 y 1.200.000 pesetas se sitúa, de acuerdo con esta tarifa, en el 33,10 por 100. A partir de aquí, el tipo marginal desciende y vuelve a superar el 33,10 por 100 sólo para rentas en exceso a los 3.400.000 ptas. Es decir, el tipo medio de la tarifa de 1985 se puede aproximar por rectas, de modo que la progresividad crece de forma muy acentuada en el primer tramo hasta alcanzar el máximo en el millón de ptas. Para rentas en exceso a 1.200.000 ptas. opera la segunda recta, que conduce a un tipo marginal aproximadamente creciente, que se estabiliza en el 66 por 100 a partir de los 12.200.000 ptas., para posteriormente caer de forma brusca al 46 por 100. Los elevados tipos mar-

ginales de esta tarifa pueden constituir un claro incentivo al fraude, que opera incluso en el caso de contribuyentes cuyo nivel de renta es reducido.

En tal contexto, una tarifa de tipo único al 24,5 por 100, propuesta de simplificación del tributo que, con ligeras variantes —como la alternativa de dos tipos—, ha sido defendida por hacendistas relevantes en nuestro país, y que lógicamente comporta un tipo marginal medio de igual cuantía, podría constituir un efecto desincentivo sobre el fraude. La valoración precisa de sus efectos supera las pretensiones de este trabajo, que opera con apreciables limitaciones de tipo estadístico. No obstante,

los datos apuntan a que los incentivos a la ocultación de bases disminuirían.

Y, en definitiva, cualquier reforma fiscal tendente a la reducción de los tipos marginales, si ello no comporta una aminoración de sanciones, podría reducir la ocultación de bases por dos vías. Una de ellas proviene de la aminoración del efecto incentivo al fraude de los estratos altos de renta, extremo que ya ha sido comentado en los párrafos precedentes. Y la segunda vía, imposible de cuantificar con la información disponible, procede de que se reduciría el efecto disuasorio que los tipos elevados tienen sobre aquellos contribuyentes legalmente obligados a presentar declaración, pero que no lo hacen debido al «coste» económico que ello pueda representar.

En consecuencia, una reducción de tipos aunada a una mejora de los servicios de inspección y al mantenimiento de un cuadro sancionador adecuado, puede ser una vía aconsejable a efectos de atenuar la elevada porción que, tal como algunos estudios ponen de manifiesto (véase el informe de la Comisión para el Estudio del Fraude Fiscal en España, 1985), la economía sumergida representa en el sistema fiscal español. Ello, al propio tiempo, podría contribuir a aumentar la equidad horizontal del sistema, en el sentido de atenuar las diferencias de presión fiscal que actualmente soportan individuos iguales, dependiendo de las fuentes de ingresos y de las posibilidades de evasión que las mismas ofrecen.

## 8. CONCLUSIONES

Las principales ideas que a lo largo de este artículo se han ex-

puesto podrían sintetizarse en los siguientes puntos:

1) Desde 1979 hasta la actualidad, la progresividad del impuesto sobre la renta, aunada a la inflación, ha ocasionado un aumento de presión fiscal teórica para la casi totalidad de estratos de renta. Es la denominada «progresividad en frío» (véase Fuentes Quintana, 1986). Al propio tiempo, el impuesto se caracteriza por el elevado grado de evasión fiscal. Según datos de 1983, el porcentaje de rentas totales declaradas sobre rentas efectivas se sitúa en el 48,92 por 100. Esta tasa de cobertura es del 62,54 por 100 para rendimientos del trabajo y del 24,86 por 100 para el resto de rendimientos (véase informe de la Comisión para el Estudio del Fraude Fiscal en España, 1985). Así, el actual impuesto sobre la renta es nominalmente muy progresivo, pero de efectos redistributivos inciertos debido al elevado fraude y al distinto grado de ocultación a que las rentas se ven sometidas.

2) ¿Cuál es la relación existente entre tipos impositivos marginales y fraude? El análisis empírico de este artículo evidencia que los tipos impositivos elevados actúan, la mayor parte de las veces, sólo a nivel legal, pero no efectivo. Los contribuyentes sometidos a tipos elevados tienen una probabilidad también muy alta de defraudar impuestos. Tal como el gráfico 1 del apartado 5 pone de manifiesto, la probabilidad de que el contribuyente incurra en alguna forma de fraude cuando el tipo marginal aplicable excede al 50 por 100, valor del tipo que, atendiendo a la tarifa de 1979, corresponde a una renta de 7 millones de pesetas a precios de ese año y de 14 millones a precios de 1985, es próxima al 90 por 100 para rentas del trabajo, del orden del 97 por 100 para rentas de pro-

fesionales y del 99 por 100 para rentas empresariales. La evaluación de estas probabilidades, referidas a datos de 1979, que es el año a que corresponde la muestra disponible, está sometida a un margen de error, si bien permite mostrar la magnitud del problema.

Adicionalmente, el actual impuesto sobre la renta atenta contra la equidad horizontal, dado que, dependiendo del tipo de rentas y de las posibilidades de evasión que las mismas ofrecen, el fraude difiere sustancialmente. Así, contribuyentes «iguales», de hecho, soportan «distinta» carga fiscal en función del grado de control a que sus rentas se ven sometidas (véanse apartados 4 y 5).

3) Por otro lado, los contribuyentes sometidos a tipos marginales elevados no solamente son más proclives a incurrir en fraude sino que, tal como sugieren los resultados del apartado 6, parecen mostrar propensión a evadir un mayor porcentaje de su base. Esta afirmación, empero, debe ser matizada en función de las limitaciones de tipo estadístico ya comentadas.

4) Una cuestión metodológica importante que todo este análisis plantea es la siguiente. Los tipos impositivos marginales, en la tarifa que ha servido de base para efectuar estas estimaciones, se obtienen como una combinación lineal cuasi perfecta del nivel de renta. En consecuencia, a nivel empírico, no cabe diferenciar entre si los contribuyentes sometidos a elevados tipos muestran mayor tendencia a presentar declaraciones de renta fraudulentas porque los tipos impositivos son altos o porque la renta es elevada. A nivel conceptual, sin embargo, el efecto de los tipos marginales sobre el fraude puede justificarse sobre la base de un contribuyente racional

que elige entre las opciones de defraudar o de no defraudar atendiendo a la comparación del beneficio esperado de la ocultación de bases con el coste esperado que seguir tal alternativa puede comportar. Desde esta óptica, si las sanciones permanecen estables, los elevados tipos marginales constituyen un incentivo al fraude en la medida en que aumentan el beneficio esperado de la ocultación de bases.

5) Aceptando, pues, la existencia de un efecto positivo de los tipos marginales sobre la probabilidad de fraude, en el apartado 7 de este trabajo se simulan tarifas alternativas de renta. Mediante estas simulaciones se señala que el porcentaje de declaraciones fraudulentas depende del promedio de tipos marginales, y se concluye sugiriendo que la actual tarifa de renta, relativa a 1985, puede constituir un incentivo al fraude si se compara con otras tarifas alternativas que comportan una rebaja de tipos marginales.

En consecuencia, una opción razonable podría ser una reducción de tipos, aunada a una mejora de los servicios de inspección y al mantenimiento del adecuado sistema de sanciones. Ello contribuiría a aproximar las bases reales y las fiscales, al tiempo que permitiría reducir parte de las distorsiones que el actual sistema tributario ejerce.

#### NOTAS

(\*) Deseo expresar mi agradecimiento a Juan Manuel Castañer, sin cuyo soporte informático y colaboración en la ingrata tarea de revisión de los datos este trabajo no habría resultado factible. No obstante, asumo por completo la responsabilidad de todos los posibles errores.

(1) Obsérvese también la imposibilidad que los datos plantean de introducir conjuntamente en el modelo, como variables, el tipo marginal y el tipo medio. En efecto, si la primera columna de la matriz de variables explicativas estuviese constituida por el vector de «unos», la segunda por los tipos marginales y la tercera por los tipos medios, es inmediato comprobar que se verifica:

Columna segunda =  $2 \times$  columna tercera -  $14,49 \times$  columna primera. Es decir, se caería en lo que se conoce con el nombre de «trampa de la multicolinealidad perfecta».

(2) Aun a pesar de que los estimadores mínimo cuadrático ordinarios satisfagan la propiedad de consistencia, se plantea un problema de heteroscedasticidad de las perturbaciones. No obstante, como primera aproximación, en este trabajo se presentan los resultados de la estimación por M.C.O.

#### BIBLIOGRAFIA

- ALLINGHAM y SANDMO (1972), «Income Tax Evasion: A Theoretical Analysis», *Journal of Public Economics*, 1, págs. 323-338.
- CLOTFELTER (1983), «Tax Evasion and Tax Rates: An Analysis of Individuals Returns», *The Review of Economics and Statistics*, nº 3, vol. LXV, págs. 363-373.
- COMISIÓN PARA EL ESTUDIO DEL FRAUDE FISCAL EN ESPAÑA (1985), «Dictamen sobre el fraude fiscal en España». Instituto de Estudios Fiscales (trabajo no publicado). Esta Comisión estaba formada por Lagares (director), Castellano, Pereira, Quevedo, Raymond y Sanchis (secretario).
- FUENTES QUINTANA (1986), «Opciones fiscales de los años 80», *PAPELES DE ECONOMÍA ESPAÑOLA*, n.º 27, págs. 194-277.
- GARCÍA, RAYMOND y VALDÉS (1986), «La detección del fraude en la imposición sobre la renta: Un análisis microeconómico», *Cuadernos Económicos de ICE*, n.º 34, págs. 45-63.
- HECKMAN (1979), «Sample Bias as a Specification Error», *Econometrica* 47, pág. 153-162.
- LAGARES (1974), «Hacia una teoría económica de la evasión tributaria», *Hacienda Pública Española*, n.º 28, págs. 37-54.
- JUDGE, GRIFFITHS, HILL y LEE (1980), *The Theory and Practice of Econometrics*, John Wiley.
- MADDALA (1983), *Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, Cambridge University Press.
- MINISTERIO DE ECONOMÍA Y HACIENDA (1986), *Memoria de la Administración Tributaria de 1985*, Servicio de Publicaciones del Ministerio de Economía y Hacienda.
- RAYMOND y VALDÉS (1985), «Aplicación de modelos de elección discreta para la detección del fraude en la imposición sobre la renta», *PAPELES DE ECONOMÍA ESPAÑOLA*, n.º 23, págs. 372-381.
- SLEMRUD (1985), «An Empirical Test for Tax Evasion», *The Review of Economics and Statistics*, págs. 232-238.
- VALDÉS (1982), «Los métodos del análisis discriminante como herramienta al servicio de la inspección fiscal», Instituto de Estudios Fiscales, Monografía n.º 21.