

Título: **EVALUACIÓN EMPÍRICA DEL FRAUDE FISCAL:
ANÁLISIS COMPARATIVO DE DOS ESTRATEGIAS
DE INSPECCIÓN.**

Autores: **MORENO SAEZ, Alfredo.
RUIZ RESCALVO, M^a del Pilar.**

RESUMEN:

Con este trabajo se pretende realizar una reflexión sobre el comportamiento de los contribuyentes de I.R.P.F. respecto a su tendencia a defraudar. Para ello, se comparan dos estrategias de recaudación fiscal: la desarrollada por Landsberger y Meilijon (1982) con la propuesta por Reinganum y Wilde (1985), y se contrastan experimentalmente mediante una simulación realizada con 40 alumnos de la Universidad Rey Juan Carlos. A los participantes en la simulación se les pasa un cuestionario donde se trata de medir su “honradez fiscal”, su aversión al riesgo y su valoración de los juegos de azar, observando que estos aspectos son explicativos de su tendencia a defraudar. Se observa que la segunda estrategia es más rentable para la Administración tributaria, puesto que se alcanza un nivel similar de recaudación con menos inspecciones, y ello es debido a que con esta estrategia, hay un colectivo grande de contribuyentes que son inspeccionados siempre, por estar por debajo del llamado *limite de inspección*, en contraste con la primera, donde los contribuyentes, en unas ocasiones son inspeccionados por el fisco, y en otras no lo son, teniendo más incentivos a defraudar.

PALABRAS CLAVE:

Impuesto sobre la Renta de las Personas Físicas. Fraude fiscal. Evasión fiscal. Análisis multivariante. Análisis factorial.

INDICE DE CONTENIDO

I. INTRODUCCIÓN	3
I.1. Justificación del trabajo y planteamiento de una pregunta precisa a la realidad	3
II. EL MÉTODO EXPERIMENTAL COMO INSTRUMENTO DE CONTRASTACIÓN	3
II.1. Estrategia de REINGANUM y WILDE (1985).....	4
II.2. Características de la muestra. Análisis descriptivo	4
A. Composición del cuestionario.....	4
B. Elaboración de la información obtenida.....	5
II.3. Hoja de cálculo de estrategia de Reinganum y Wilde	6
III. ANÁLISIS DE LOS RESULTADOS DEL EXPERIMENTO	9
III.1. Variables del experimento.....	9
III.2. Resultados de la estrategia de Reinganum y Wilde	9
A. Selección de participantes en el experimento	9
B. Contraste de homogeneidad de los dos grupos	10
C. Análisis descriptivo.....	12
D. Análisis factorial de las preguntas del cuestionario	13
E. Determinación de factores del comportamiento defraudador.....	17
E.1. Regresión logística del FRAUDE.....	17
E.2. Regresión del PORC_FRA.....	20
IV. COMPARACIÓN DE AMBAS ESTRATEGIAS	22
IV.1. Contraste de homogeneidad	22
IV.2. Comparación de rentas, sanciones e inspecciones en ambas estrategias.....	24
V. VALORACIÓN FINAL.....	26
VI. BIBLIOGRAFÍA	28
ANEXO DE TABLAS I	29
ANEXO DE TABLAS II	41

I. INTRODUCCIÓN

1.1. Justificación del trabajo y planteamiento de una pregunta precisa a la realidad

El presente análisis tiene por objeto efectuar una reflexión más amplia sobre el problema económico del fraude fiscal. Como herramienta de trabajo planteamos el empleo del análisis experimental: que nos ayude a comprender el comportamiento de los sujetos ante distintas estrategias de la inspección fiscal.

El objetivo de nuestra investigación será evaluar experimentalmente la estrategia de Reinganum y Wilde (1985)¹, comparándola con la de estrategia Landsberger y Meiljon (1982)², de modo que mida el comportamiento humano.

Partiendo de estos dos modelos de comportamiento para combatir el fraude fiscal, pretendemos dilucidar qué estrategia responde mejor a los propósitos de la Administración tributaria, es decir, cómo actuar de un modo eficiente en términos de actuación inspectora afectando lo menos posible a la recaudación.

Como en todo experimento realizamos una pregunta precisa a la realidad: ¿Qué estrategia podría ser más eficiente en términos de recaudación a menor coste?.

II. EL MÉTODO EXPERIMENTAL COMO INSTRUMENTO DE CONTRASTACIÓN

A través de la técnica experimental pretendemos llevar a cabo un análisis empírico de la evasión fiscal, que nos aproxime al serio problema del fraude.

Nuestra intención no es otra que intentar comprender (para poderlas contrastar posteriormente) el comportamiento de los sujetos ante dos estrategias distintas de

¹ Reinganum, J y Wilde, L. (1985): "Income Tax Compliance in a Principal-Agent Framework", Journal of Public Economics, nº 26, págs. 1-18.

² Landsberger, M. y Meiljon, I. (1982): "Incentive Generating State Dependent Penalty System. The Case of Income Tax Evasion", Journal of Public Economics, nº 19, págs. 333-352.

inspección fiscal, para lo cual consideramos necesario desarrollar previamente el diseño de ambas estrategias de inspección.

II.1. Estrategia de REINGANUM y WILDE (1985)

La estrategia de Reinganum y Wilde (1985), a diferencia de la propuesta por Landberger y Melijson, descrita y analizada exhaustivamente en Moreno y Ruiz (2000)³, que está vinculada a la historia del contribuyente, se basa exclusivamente en la declaración presente del mismo. Aquí se plantea una estrategia de inspección usando una única probabilidad de inspección, que está conectada con un cierto nivel de renta declarada.

El funcionamiento es como sigue: en primer lugar, se fija como punto de partida un nivel de renta declarada considerado óptimo. Y, a continuación, la probabilidad de inspección de los sujetos será 100 por 100, cuando declaren por debajo de dicho nivel de renta; frente a los sujetos que lo igualen o superen que no serán inspeccionados.

En consecuencia, aquí no se discriminan las conductas de los sujetos, sino que su objetivo es obtener un nivel de renta “x”.

Este mecanismo lo califican los autores de “interruptor”, puesto que lo que aquí prima es garantizar una recaudación para fijar un nivel de renta declarada.

II.2. Características de la muestra. Análisis descriptivo

A. Composición del cuestionario

Una primera fase del estudio experimental consiste en la caracterización de los individuos seleccionados para la realización del experimento sobre fraude fiscal, para lo cual se les ha distribuido un cuestionario, cuyo objetivo es la obtención de información

³ Moreno, A. y Ruiz, P. (2000). *Evaluación empírica del fraude fiscal: análisis de la estrategia de Landsberger y Meilijson*. Documento de Trabajo de la U.C.M.

básica sobre sus peculiaridades, de modo que pueda analizarse si éstas inciden en su tendencia a defraudar.

De esta forma, la información recogida en el cuestionario es el sexo, la edad, el estado civil y actividad ocupacional, en caso de existir.

El cuestionario, que puede encontrarse en el Anexo II del documento de trabajo de Moreno y Ruiz (2000)⁴, consta de ocho preguntas que tratan de obtener información sobre algunos de los aspectos posiblemente influyentes en la actitud del contribuyente a defraudar, todos ellos contenidos en el trabajo de campo de Geeroms, H. y Wilmots H. (1995)⁵, sobre este aspecto de la fiscalidad.

De este modo, las dos primeras preguntas tratan de medir la “honradez fiscal” de los individuos seleccionados, así como su percepción sobre la actitud real de los contribuyentes en general ante la disyuntiva de “engañar” al fisco. La intención con la que se han elaborado las cuatro siguientes preguntas (desde la tres a la seis), ha sido la de obtener información sobre el juicio que mantienen los encuestados ante los juegos de azar, y su tendencia a participar en ellos. La dos últimas preguntas se refieren al grado de aversión/propensión al riesgo de los individuos que participarán en el experimento.

B. Elaboración de la información obtenida

Para interpretar los resultados obtenidos a partir de los cuestionarios cumplimentados por los participantes en el experimento, se han elaborado estadísticas descriptivas tanto sobre los rasgos básicos de los individuos, como sobre las ocho preguntas a los que se ha invitado a responder. Para ello, es necesario definir variables que representen la respuesta de los encuestados, tanto a los primeros como a las segundas.

Así pues, se elaboraron tablas de frecuencias de todas las variables categóricas (que no toman valores numéricos), con un número de respuestas diferentes reducido. Asociadas a éstas, se ha determinado e interpretado las varianzas asociadas a las mismas.

⁴ Moreno, A. y Ruiz, P. (2000). Op. Cit.

⁵ Geeroms, H. y Wilmots, H. (1995). *An Empirical Model of Tax Evasion and Tax Avoidance*. Public Finance nº 2, pp. 191-209.

También se han calculado descriptivos para las variables numéricas, que son la edad y la respuesta a la variable ocho (valoración sobre la propia capacidad de asunción del riesgo por parte del encuestado), el coeficiente de asimetría y el coeficiente de curtosis.

Dado que el número de preguntas del cuestionario es relativamente elevado, puede realizarse, asimismo, un análisis factorial, con el que resuma la información contenida en las respuestas mediante un número mucho más reducido de variables, puesto que lo habitual es que los patrones utilizados por los encuestados para decidir las respuestas sobre un determinado tema, no suelen superar la cifra de tres.

Dado que, para cada una de las estrategias analizadas, se han obtenido dos muestras diferentes, también se han realizado contrastes de homogeneidad de las mismas respecto de las características básicas de los individuos, así como del comportamiento defraudador de éstos. Concretamente se han elaborado los contrastes de homogeneidad de Mann-Whitney y Kolmogorov-Smirnov.

II.3. Hoja de cálculo de estrategia de Reinganum y Wilde

En este experimento, al igual que en el referido a la estrategia de Landsberger y Meilijson, descrito en Moreno y Ruiz (2000)⁶, se asigna al azar a los participantes un nivel de renta, entre uno y cuatro millones de pesetas, siendo ésta la misma para los cuarenta períodos impositivos. Se les propone la cumplimentación del cuestionario, y se les reparte las instrucciones de este experimento, contenidas en la tabla I, y en las que se les transmite que por debajo de un nivel de renta declarada, se inspeccionará la totalidad de declaraciones, mientras que por encima de éste, no se efectuará ninguna inspección.

⁶ Moreno, A. y Ruiz, P. (2000). Op. Cit.

<p>**** LA RENTA VERDADERA QUE LE ASIGNAREMOS SERÁ LA MISMA PARA TODAS LAS SESIONES.</p> <p>**** EL TIPO DE GRAVAMEN DEL I.R.P.F. SERÁ EN TODAS LAS SESIONES DEL 10%.</p> <p>**** LA SANCIÓN SERÁ EN TODAS LAS SESIONES DEL 300% SOBRE LA CUOTA EVADIDA.</p> <p>**** LA PROBABILIDAD DE INSPECCIONARLE DEPENDERÁ DE SI SU RENTA DECLARADA ESTÁ POR ENCIMA O POR DEBAJO DE UN NIVEL DE RENTA ESTABLECIDO POR LA ADMINISTRACIÓN. SI DECLARA POR DEBAJO SE LE INVESTIGARÁ CON PROBABILIDAD 1 (100%). SI DECLARA POR ENCIMA NO SE LE INSPECCIONARÁ.</p>

Tabla I. Instrucciones de la simulación de estrategia de Reinganum y Wilde.

De este modo, si el sujeto es inspeccionado, descubriendo su actitud evasora, éste lo detectará al observar que ha recibido una sanción del 300% de la cuota impositiva no declarada, y por lo tanto, percibirá que el nivel de renta a partir del cual no recibe inspección fiscal es superior al que ha declarado, debiendo elevar su renta declarada si quiere evitar una segura inspección y posterior sanción económica.

Un aspecto fundamental de este segundo experimento es la elección de la renta considerada como “límite de inspección”. El interés de la realización de los experimentos con dos estrategias diferentes es comparar el número de sanciones necesarias con cada uno de ellos para obtener un determinado nivel de recaudación, es decir, evaluar la eficiencia de las dos estrategias que puede adoptar la Administración Tributaria para disuadir a los contribuyentes a defraudar, considerando mejor aquella estrategia que consiga su objetivo con un menor número de sanciones, y por lo tanto, con el empleo de una menor cantidad de recursos.

Por lo tanto, siguiendo este criterio, la elección del nivel de renta considerado “límite de inspección” se realiza tratando de obtener, en cada uno de los períodos impositivos, un nivel de recaudación similar al de la estrategia de Landsberger y Meilijson. Para ello se obtiene la cuota media de los veinticinco contribuyentes en cada uno de los cuarenta ejercicios del primero de los experimentos:

$$\bar{c}_i = \frac{\sum_{j=1}^{25} c_{ij}}{25}$$

siendo c_{ij} la cuota líquida pagar por el contribuyente j en el período i , y \bar{c}_i la cuota media de los veinticinco contribuyentes para cada uno de los cuarenta períodos considerados.

Evidentemente, todos aquellos sujetos con una renta inferior a $10 \cdot \bar{c}_i$ (el tipo impositivo es del 10%), aunque declaren la totalidad de su renta real, no alcanzarán el “límite de inspección”, ni por tanto, tributarán por encima de la recaudación media del primer experimento. De este modo, si se representa mediante n_h al número de individuos en esta situación, la recaudación media de este colectivo estará por debajo de la media del anterior experimento en, a lo sumo⁷, una cuantía igual a:

$$\frac{\sum_{j=1}^{n_h} (\bar{c}_i - 0,1y_j)}{n_h}$$

Por otro lado, aquellos individuos con un nivel de renta superior al “límite de inspección”, si deciden defraudar, se darán cuenta de que pueden seguir haciéndolo, tendiendo, por lo tanto, a acercarse al nivel de renta declarada que limita las declaraciones inspeccionadas de las que no lo son. Pero se puede garantizar que el nivel de recaudación medio para este colectivo de contribuyentes es al menos \bar{c}_i ⁸. Por lo tanto, para conseguir un nivel de recaudación similar al primer experimento, será necesario definir el “límite de inspección” como la suma de $10 \cdot \bar{c}_i$ y la diferencia entre la renta declarada media del primer experimento y la renta real de los contribuyentes que no alcanzan ese valor, es decir:

⁷ Si declaran su renta real, su cuota pagada será inferior a \bar{c}_i en una cuantía $\bar{c}_i - 0,1y_j$. Si los individuos deciden defraudar, será detectada su actitud, y deberán pagar la cuota que les corresponde más la sanción del 300% de la cuota evadida, con lo que el nivel de recaudación de ese contribuyente será inferior a \bar{c}_i en una cuantía mayor que $\bar{c}_i - 0,1y_j$

⁸ Dado que el límite de inspección se fijará en un nivel al menos igual a $10 \cdot \bar{c}_i$, si el contribuyente declara una renta igual y superior a este nivel, la recaudación no será inferior a \bar{c}_i , mientras que si declara una renta inferior a éste, se le detectará el fraude cometido y deberá pagar la cuota que le corresponde más la sanción.

$$y_i^* = 10\bar{c}_i + \frac{\sum_{j=1}^{n_h} (10\bar{c}_i - y_j)}{n_h} \quad \text{para } i = 1, 2, \dots, 40$$

Cada uno de los participantes, por tanto, deberá decidir la renta que desea declarar, y observará si ha sido sancionado o no lo ha sido, en caso de mentir en su renta declarada. También percibirá que la renta disponible (después de tributar), en caso de ser descubierto, será inferior a la que tendría si hubiera dicho la verdad, mientras que si Como ya se ha comentado, con esta estrategia, una vez el contribuyente haya descubierto que con un determinado nivel de renta declarado no ha sido inspeccionado, sabrá que, en períodos sucesivos, podrá declarar niveles de renta iguales o superiores a ese nivel sin que sea descubierto en el fraude realizado, e incluso podrá probar niveles inferiores de renta para comprobar si superan o no el “límite de inspección”.

III. ANÁLISIS DE LOS RESULTADOS DEL EXPERIMENTO

III.1. Variables del experimento

La información obtenida en las simulaciones se sistematiza mediante el uso de un conjunto de variables que representan cada uno de los aspectos o comportamientos de los individuos seleccionados. Las variables que se construyen a partir de la información recabada de las simulaciones pueden encontrarse en Moreno y Ruiz (2000)⁹, referido a la estrategia de Landsberger y Meilijson.

III.2. Resultados de la estrategia de Reinganum y Wilde

A. Selección de participantes en el experimento

Para la realización del experimento con esta estrategia de control y disuasión del fraude fiscal, se han seleccionado dos grupos de alumnos de la Universidad Rey Juan Carlos, ambos de quinto curso de la Licenciatura de Ciencias Empresariales, turno de tarde. Dado que en las simulaciones correspondientes a la estrategia de Landsberger y

Meilijson, la segunda sesión era del grupo de tarde, y por lo tanto, con una elevada proporción de alumnos que compatibilizan sus estudios con su actividad laboral, se pidió que los participantes en la segunda sesión fueran preferiblemente personas que ejercieran una actividad laboral, siendo completamente satisfecha esta petición, puesto que la totalidad de los que se presentaron a ésta trabajaban además de estudiar. Como ya se ha comentado en la simulación anterior, es interesante comparar el comportamiento defraudador entre las personas que trabajan y, por lo tanto, están habituadas a realizar la declaración de I.R.P.F., frente a aquellas otras que no han tenido la obligación de tributar en este impuesto.

En las dos sesiones donde se utilizó la estrategia de Reinganum y Wilde, aunque, al igual que en las dos sesiones anteriores, también participaron veinticinco alumnos en cada una, el número de simulaciones útiles fue veintidós en la primera y veinte en la segunda. Los tres experimentos que resultaron desechados en la primera y los cinco de la segunda fueron motivados por las mismas razones que en las sesiones anteriores, es decir, a la grabación incorrecta de al menos uno de los dos ficheros (cuestionario o simulación), o a que el disquete resultara defectuoso.

Los resultados de las simulaciones se encuentran en el Anexo de Tablas I de este trabajo.

B. Contraste de homogeneidad de los dos grupos

Para contrastar la homogeneidad de los dos grupos participantes en la tercera y cuarta sesión (las correspondientes a la segunda estrategia analizada) de alumnos seleccionados, respecto a tanto las características de los individuos como a su comportamiento defraudador, se ha realizado el Test de homogeneidad de Mann-Whitney, para las variables FRAUDE, PORC_FRAUDE, RSEXO y RTRABAJA, cuyo resultado se encuentra la Tabla I.1. Se observa que, tanto la proporción global de períodos en que se defrauda como la proporción global de renta evadida sobre el total de la renta verdadera global asignada, son homogéneas en ambas sesiones, puesto que la probabilidad de equivocarse al rechazar la hipótesis nula de homogeneidad (al afirmar que el comportamiento de ambos grupos es desigual) es del 30,4% en la primera y del 30,6% en la segunda. De la misma forma, hombres y mujeres se reparten

⁹ Epígrafe III.1 de Moreno, A. y Ruiz, P. (2000). Op. Cit.

homogéneamente en ambas sesiones, a diferencia de lo que sucedía en las sesiones correspondientes a la estrategia de Landsberger y Meilijson, puesto que el nivel de significación del contraste es del 85,2%. En cambio, y como es lógico, la situación laboral de los participantes en la tercera y cuarta sesión es heterogénea, puesto que la probabilidad de equivocarse al afirmar que dichas características son diferentes en ambos grupos es prácticamente nula (0,0% con una precisión de un decimal).

Los resultados de este contraste de homogeneidad se corroboran con las frecuencias de sexo y situación laboral de los individuos de ambos grupos, que se encuentra en la Tabla I.2, puesto que el 52,2% de los hombres han participado en la tercera sesión, mientras que el 47,8% lo han hecho en la cuarta, siendo estas proporciones prácticamente iguales. En cambio la heterogeneidad entre la situación laboral de los participantes en ambas sesiones resulta evidente, puesto que la totalidad de los participantes en la cuarta sesión trabajan, mientras que el 88% de los participantes en la tercera no lo hacen. Este segundo resultado es el esperado, puesto que cuando se solicitó la participación de los alumnos en el experimento, se recomendó la participación en la cuarta sesión a aquellos alumnos que ejercen una actividad laboral.

Para confirmar la uniformidad de tanto el comportamiento defraudador como el sexo de los participantes en la tercera y cuarta sesión, se ha realizado el Test de homogeneidad de Kolmogorov-Smirnov, cuyo resultado se encuentra en la Tabla I.3, concluyéndose las mismas afirmaciones, es decir, el número global de períodos en que se defrauda, y la cuantía global evadida es homogénea entre los grupos de ambas sesiones, con una probabilidad de equivocarnos al rechazar tales afirmaciones del 95,6% y 17,2% respectivamente. El sexo es homogéneo en ambas sesiones con un nivel de significación del 100%, mientras que la situación laboral es heterogénea con una probabilidad nula de equivocarnos.

El objeto de este estudio es analizar el fraude fiscal de los participantes en el experimento en función de diferentes factores, y comparar las dos estrategias diseñadas para combatir el fraude. Así pues, una vez comprobada la homogeneidad en este aspecto de los individuos participantes en ambas sesiones, se han utilizado de manera conjunta los resultados de éstas. Por tanto, los análisis que se comentarán a partir de este punto, incluyen la información procedente de los cuarenta y dos participantes en una de ellas.

C. Análisis descriptivo

Los rasgos básicos de los participantes en el experimento, obtenidos mediante los cuestionarios que han cumplimentado, así como su comportamiento defraudador, obtenido en las simulaciones que realizaron, se encuentran en la tabla I.3 y tablas I.5 a I.8. Como principales aspectos a señalar, se observa una participación similar entre hombres y mujeres, puesto que el 45,2% de los individuos son mujeres, frente al 54,8% de los varones. Este resultado contrasta con el llamativo predominio femenino de los participantes en las sesiones primera y segunda, que probablemente sea motivado al azar. También existe una mayor abundancia de los alumnos que se dedican exclusivamente a estudiar, con un 59,9%, frente al 40,1% que estudian y trabajan, resultado que es inverso al de las dos primeras sesiones.

La edad media de los participantes es de 22,71 años, con una desviación típica de 4,22 años. Se observa también que la edad constituye una distribución asimétrica negativa, o lo que es lo mismo, que las desviaciones son más acentuadas por la izquierda que por la derecha. El coeficiente de curtosis de esta variable adopta un valor positivo muy elevado, lo que denota una concentración mucho mayor que la distribución normal.

El análisis de la variable FRAUDE se utiliza para estudiar el comportamiento defraudador de los individuos, observando que, del total de 1680 simulaciones de declaración de I.R.P.F. que han realizado los 42 alumnos, en el 45,1% de las mismas han declarado una renta inferior a la real, mostrándose honrados en el 54,9% de las simulaciones. En lo que respecta a la magnitud global de la evasión fiscal, estudiada mediante la variable PROC_FRA, se advierte que la cantidad media evadida total ha sido el 4,77% de la renta total asignada a los individuos, con una desviación típica del 11,04%. También se observa que la distribución de esta variable es asimétrica positiva, es decir, que existe una mayor tendencia a defraudar por encima de la media que por debajo de ésta, y que el coeficiente de curtosis es positivo y muy elevado, lo que pone de manifiesto que el grado de concentración de esta variable es muy superior a la distribución normal.

En lo que se refiere a la aversión al riesgo y la actitud defraudadora manifestada por los individuos en sus respuestas al cuestionario, se observa que, en la primera pregunta, que trata de obtener información sobre el motivo por el que los contribuyentes

pagan sus impuestos, el 40,5% opinan que es debido a la sobrevaloración de la probabilidad de ser inspeccionados, el 35,7% lo atribuyen a la valoración de los servicios públicos que se pagan con los impuestos, mientras que el 21,4% cifran el motivo en la creencia de que defraudar está mal. En la segunda pregunta, referida a la opinión de los encuestados sobre las personas que no pagan impuestos, el 71,4% opinan que mala, al 26,2% le es indiferente, mientras que ni uno solo de los encuestados tienen buena opinión sobre los que defraudan a la Administración tributaria. En la tercera pregunta, referida a la participación en juegos de azar, el 95,2% ha participado alguna vez y el 2,4% no lo ha hecho nunca. De los que han participado, y en referencia a la cuarta pregunta, el 28,6% juega de vez en cuando, el 33,3% pocas veces, mientras que el 33,3% participa regularmente. En la quinta pregunta, referida a la opinión sobre los juegos de azar, al 26,2% le parecen divertidos, al 33,3% le parecen interesantes, al 31% le resultan indiferentes, mientras que tan solo el 4,8% reconoce que no le gustan. En la sexta pregunta, referida a la opinión sobre las personas que gastan dinero en juegos de azar, al 66,7% le es indiferente, el 21,4% tiene una opinión negativa sobre éstos, mientras que tan solo el 9,5% tiene una buena opinión. En la séptima pregunta, referida a la capacidad del encuestado para asumir riesgos, el 40,5% afirma poseerla, el 52,4% la posee en función de las circunstancias, mientras que únicamente el 4,8% no la posee. Por último, en la octava pregunta, referida a la autocalificación del encuestado sobre su capacidad para asumir riesgos, en una escala de cero hasta diez, la puntuación media es de 6,309, y la desviación típica es de 1,6836, detectándose una asimetría negativa en dicha valoración, es decir, existe una tendencia a valoraciones más alejadas de la media por la izquierda que por la derecha. Además, se advierte que estas valoraciones poseen una menor concentración de frecuencias que la distribución normal, al poseer un coeficiente de curtosis negativo.

D. Análisis factorial de las preguntas del cuestionario

Como consecuencia del elevado número de preguntas del cuestionario, se ha planteado la realización de un análisis factorial, con el que se reduzca el número de variables que midan la variabilidad asociada a las respuestas del cuestionario, puesto que lo habitual en este tipo de encuestas es que los encuestados utilicen un reducido

número de patrones para decidir las respuestas a las preguntas a que están siendo sometidos.

Para analizar la conveniencia de un análisis factorial sobre las respuestas realizadas al cuestionario por los encuestados, se construye el índice de Kaiser-Meyer-Okin de medida de la adecuación de la muestra al análisis factorial, que compara globalmente, para todas las variables, las magnitudes de los coeficientes de correlación observados con las magnitudes de los coeficientes de correlación parcial. El resultado de este índice se encuentra en la tabla I.9, donde se observa que su valor es 0,579, valor, que sin ser excesivamente elevado, es lo suficientemente alto como para plantearse la aplicación de un análisis factorial. También se observa que la medida de la adecuación de la muestra individual para las ocho variables por separado toma valores relativamente elevados, que van desde 0,337, correspondiente a la pregunta 8, hasta 0,842, correspondiente a la pregunta 1, lo que confirma el interés de realizar un análisis factorial, puesto para siete de las ocho preguntas la medida de adecuación de la muestra es superior a 0,4. No obstante, puede plantearse la exclusión de la octava variable como medida que permita obtener mejor grado de explicación en el análisis factorial, puesto que esta variable mantiene una reducida correlación con el resto, como pone de manifiesto el reducido valor de la medida de adecuación de la muestra para esta variable. Dado que el análisis factorial sobre la totalidad de las variables también tiene interés, pues nos proporciona los patrones en que se basan los encuestados para responder a la totalidad de las preguntas de que consta el cuestionario, se ha decidido aplicar el análisis factorial a todas las variables, por un lado, y a las siete primeras, por otro.

Un tercer instrumento que nos permite evaluar la conveniencia del uso del análisis factorial es el coeficiente de correlación múltiple entre cada una de las variables y todas las demás. El coeficiente de correlación múltiple coincide con la comunalidad inicial de un análisis factorial cuando el método de extracción de factores es el de Máximo Verosimilitud. Las comunalidades iniciales de dicho análisis también se encuentran en la Tabla I.9, observándose que todas ellas exceptuando dos, están por debajo del 50%, siendo, por lo tanto, bastante reducidas. Sin embargo, y como advierte la propia salida del programa estadístico con el que se han calculado los coeficientes, deben tomarse con prudencia sus valores, puesto que en el proceso iterativo de

optimización máximo-verosímil, algunas estimaciones de las comunalidades han resultado superiores a uno, algo que, evidentemente, es imposible.

Se confirma la existencia correlaciones suficientemente altas entre las variables, y por lo tanto, la conveniencia de utilizar el análisis factorial, al aplicar el Test de esfericidad de Barlett, que consiste en el cálculo de una expresión que es función del determinante de la matriz de correlaciones entre las variables, puesto que se rechaza la hipótesis nula de ausencia de correlación entre las variables con una probabilidad prácticamente nula de equivocarse. Sin embargo, este último contraste únicamente tiene validez cuando los datos proceden de una población que sigue una distribución normal multivariante, rechazándose de forma inequívoca el test de normalidad realizado sobre las variables representativas de las respuestas de los encuestados a cada una de las preguntas del cuestionario.

Por consiguiente, debido a que los test de correlación entre las variables nos indican que el análisis factorial puede aportar una reducción del número de variables, explicando una proporción muy elevada de la variabilidad asociada a éstas, se ha procedido a su aplicación. En él se observa que son necesarios tan sólo tres factores para explicar el 66,86% de la variabilidad asociada a la totalidad de preguntas del cuestionario. Debido a que la interpretación de los factores obtenidos más sencilla se logra mediante la rotación Varimax, se incluye ésta dentro del análisis aplicado.

Por lo tanto, siguiendo el resultado del análisis factorial, los tres patrones principales en que se basan los encuestados para responder las ocho preguntas del cuestionario, son los siguientes:

1) *Grado de rechazo hacia los individuos que asumen riesgos.* La primera de las componentes factoriales tiene correlaciones altas y positivas con la pregunta segunda, lo que significa que mayor será su valor cuanto mayor sea la opinión negativa de los encuestados sobre aquellos contribuyentes que no pagan sus impuestos. También será mayor cuanto menor sea la participación de los encuestados en juegos de azar (pregunta 4). Y dicha componente factorial será mayor cuanto más acusada sea la opinión negativa sobre las personas que gastan su dinero en juegos de azar, lo que se refleja en los valores elevados de la pregunta seis.

2) *Valoración de su grado de aversión al riesgo.* La segunda de las componentes factoriales tiene correlación alta y positiva con la pregunta séptima, que toma valores grandes cuando se reconoce por el encuestado su incapacidad de asumir riesgos. Será mayor cuanto peor sea su opinión sobre los juegos de azar (pregunta 5). Y será mayor cuanto más acusada sea la manifestación del encuestado de su incapacidad de asumir riesgos, medida mediante la pregunta siete.

3) *Tendencia a asumir riesgos.* Esta componente mantiene correlación muy acusada y de signo positivo con la octava pregunta, que mide la capacidad del encuestado para asumir riesgos. También tomará valores grandes cuando las respuestas a la opción B de la tercera pregunta sean igualmente elevadas, lo que ocurrirá cuando reconozca su no participación en juegos de azar.

También se ha realizado el análisis factorial suprimiendo la variable ocho, por detectarse una reducida correlación con el resto de variables relativas al cuestionario, encontrándose los resultados en las tablas I.11 y I.12. Se observan los siguientes aspectos:

El índice de Kaiser-Meyer-Okin es 0,718, valor claramente superior al resultado del índice con la totalidad de las variables relativas al cuestionario, lo que prueba que la octava pregunta redundante negativamente en la calidad del análisis. También se observa que la medida de la adecuación de la muestra individual para las siete variables es superior a 0,5, y seis de ellas superior a 0,6. Todos los valores son igualmente sensiblemente superiores a los valores obtenidos con la aplicación de este Test sobre las ocho variables. La aplicación del Test de esfericidad de Barlett también da como resultado el rechazo de la hipótesis nula de incorrelación entre las variables. Estos resultados reafirman el interés de la aplicación del análisis factorial eliminando la última de las preguntas del cuestionario.

En este análisis factorial, se observa que exclusivamente con dos factores se consigue explicar el 57,96% de la variabilidad asociada a las siete primeras preguntas del cuestionario. Utilizando el resultado de la rotación Varimax, se concluye que los dos patrones más importantes en que se basan los encuestados para responder las siete primeras preguntas del cuestionario, son los siguientes:

1) *Grado de rechazo de los individuos que asumen riesgos.* La primera de las componentes factoriales es la misma que en el análisis factorial anterior, puesto que tiene correlaciones altas y positivas con las mismas variables que la primera componente de éste.

2) *Tendencia a no asumir riesgos.* Esta componente mantiene correlación muy acusada y de signo positivo con la tercera pregunta, es decir, tomará valores altos cuando los encuestados no participen en juegos de azar. También tomará valores altos cuando manifiesten su opinión negativa sobre los juegos de azar (pregunta cinco) y cuando los encuestados reconozcan su incapacidad de asumir riesgos (apartado C de la pregunta siete).

Se ha decidido no utilizar las componentes resultantes, bien del primer análisis factorial, bien del segundo, en sustitución de las preguntas del cuestionario, para los análisis que se realizarán posteriormente, puesto que, como ya apuntaban los test de correlación, estas “variables” tan sólo consiguen explicar el 66,86% de la variabilidad de la conducta de los encuestados en el primer análisis factorial, o el 57,96% en el segundo, quedando todavía buena parte de la variabilidad sin explicar. No obstante, el análisis factorial tiene interés para detectar los patrones fundamentales en que se basan los encuestados para dar sus respuestas.

E. Determinación de factores del comportamiento defraudador

E.1. Regresión logística del FRAUDE

En este epígrafe tratan de identificarse los factores influyentes sobre la decisión de un individuo de declarar un valor inferior a la renta que se le ha sido asignada en un periodo impositivo determinado de la simulación de I.R.P.F. Para ello, se ha realizado una regresión logística en función de tanto las características básicas de los participantes en la simulación, como sus valores morales y aversión al riesgo manifestados mediante el cuestionario que cumplimentaron, obteniéndose los resultados contenidos en la Tabla I.13.

El S.P.S.S., programa estadístico con el que se estimó la regresión logística, y como paso previo a la estimación, realiza una recodificación de las variables categóricas de forma automática, asignando los valores 1 y 0 a los valores de partida 0 y 1, respectivamente. Por ello, la interpretación de los signos de los parámetros es contraria

a la habitual, y la interpretación de los valores de las variables en lo que se refiere a los resultados de la regresión, es igualmente contraria a la descrita en el Epígrafe III.1, donde se definen los significados de todas las variables.

En las variables categóricas, como son las referentes a las siete primeras preguntas del cuestionario, al sexo y a la situación laboral, no se han introducido como regresores una de las posibles categorías, para evitar la existencia de multicolinealidad perfecta entre las variables explicativas de la regresión. Así pues, las categorías excluidas han sido las que tienen asociada una menor frecuencia, de modo que se prescinda de la menor cantidad de información posible. Las variables omitidas son P1C, P2A, P3B, P4B, P5D, P6A y P7C. Ello significa que la categoría de referencia es aquella que corresponde a la combinación de categorías omitidas. Por lo tanto, dado que el término constante de la regresión resulta no significativo, la probabilidad de que un individuo de sexo masculino, que trabaje, que descarte que el motivo por el que los contribuyente pagan sus impuestos sea la consideración de que defraudar está mal, que no tengan buena opinión sobre aquellos individuos que defraudan, que participe alguna vez en juegos de azar, que no manifieste, ni disgusto por los juegos de azar, ni valoración positiva por los que juegan a éstos con asiduidad, y que no descarten su capacidad para asumir riesgo, es igual a:

$$\frac{1}{1 + e},$$

o lo que es lo mismo, 0,268941.

Los valores de los parámetros, en las variables categóricas, son un instrumento de obtención de la desviación de la probabilidad de defraudar por los individuos representados por la variable de ese parámetro, respecto a los individuos que corresponden a la categoría de referencia antes mencionada. Por ejemplo, que el parámetro de RSEXO sea 0,5676 significa que la disminución de la probabilidad de defraudar de los individuos de sexo masculino es:

$$\frac{e^{0,5676} - 0,5676}{(1 + e^{0,5676})^2} = 0,13106$$

respecto a los individuos asociados a la categoría de referencia.

De manera de similar, que el parámetro de P1A sea $-0,7682$ significa que el incremento de probabilidad de defraudar de los individuos que opinan que los contribuyentes pagan sus impuestos porque sobrevaloran la probabilidad de ser inspeccionados, se incrementa en:

$$\frac{e^{0,7682} 0,7682}{(1 + e^{1,7682})^2} = 0,16629$$

respecto a los individuos asociados a la categoría de referencia.

Analizando los parámetros significativos del modelo especificado para la regresión logística estimada, se observa que defraudan más las mujeres que los hombres, los de menor edad, aquéllos que opinan que los contribuyentes pagan sus impuestos porque sobrevaloran la probabilidad de ser inspeccionados, los que participan pocas veces en juegos de azar, los que consideran los juegos de azar como divertidos, interesantes o le son indiferentes, los que consideran que son capaces de asumir riesgos en la vida, bien sin ninguna matización, bien dependiendo de las circunstancias, y los que se autoasignan una mayor capacidad de asumir riesgos.

En cambio, defraudan menos aquellos individuos que adoptan una posición negativa o indiferente sobre los que no pagan impuestos, y aquéllos que manifiestan una opinión indiferente sobre las personas que participan en juegos de azar.

En toda estimación econométrica, debe procederse a la determinación de la bondad de ajuste del modelo. Para la regresión logística, el instrumento que se utiliza más habitualmente es el número de aciertos producidos al realizar predicciones con el modelo estimado, para la totalidad de las observaciones de la muestra disponible. Para ello, de los dos posibles valores que toma la variable endógena (defraudar o no defraudar) se escoge la alternativa que el modelo asigna una mayor probabilidad, y se compara con la alternativa realmente adoptada por el individuo. El porcentaje de observaciones en que se eligió realmente la alternativa predicha por el modelo puede utilizarse como indicador de la bondad del ajuste. Concretamente, la estimación del modelo especificado en este epígrafe proporciona un 63,99% de aciertos.

Una información que no se ha incluido como posible factor influyente ha sido el momento de la simulación que en que un individuo toma la decisión de defraudar o no

hacerlo. Con la finalidad de obtener un incremento en la bondad del ajuste del modelo, se pensó que en una simulación cualquiera, la actitud defraudadora se podía ver alterada por la experiencia que le reporta al individuo avanzar en los cuarenta períodos que duraba la simulación. Así, parece sensato esperar que no se comporte igual un individuo en los períodos iniciales, que cuando ha experimentado el resultado de sus decisiones durante un número elevado de períodos. Por tanto, se ha introducido en el modelo la variable PERIODO, como posible variable explicativa, la cual representa el número del período impositivo en que se encuentra el individuo, del total de cuarenta en los que ha adoptado su decisión. El resultado está contenido en la Tabla I.14, obteniéndose que, en efecto, esta variable es influyente en la actitud de los individuos, puesto que conforme se avanza en la simulación, se va reduciendo la tendencia a defraudar. Tras la inclusión de esta variable, se detecta una mejora de la bondad del ajuste del modelo propuesto, medida de la manera que se ha descrito en el párrafo anterior, puesto que mediante la aplicación de este modelo se obtiene un porcentaje de acierto del 68,63% sobre el total de observaciones disponibles en las simulaciones realizadas.

E.2. Regresión del PORC_FRA

Para un mejor conocimiento de la cuantía de la evasión fiscal de los participantes en la simulación, deben identificarse aquéllos factores que son influyentes sobre la misma, mediante la estimación de una regresión en función de las características básicas de los participantes en la simulación (edad, sexo, situación laboral), de su grado de ética y de su conducta frente al riesgo, medidos mediante las respuestas realizadas al cuestionario. Los resultados de esta estimación se encuentran en la Tabla I.15.

Ha sido necesario excluir, en las variables categóricas, una de las posibles categorías, para evitar la existencia de multicolinealidad perfecta entre las variables explicativas de la regresión. Dicha exclusión afecta a las variables representativas de las siete primeras preguntas del cuestionario, del sexo y de la situación laboral. Concretamente, las categorías no incluidas han sido las que tienen asociada una menor frecuencia, de modo que se prescindiera de la menor cantidad de información posible, es decir, P1C, P2A, P3B, P4B, P5D, P6A y P7C. Ello significa que la categoría de referencia es aquella que corresponde a la combinación de categorías omitidas, o lo que es lo mismo, dado que el término constante de la regresión resulta no significativo, la cuantía media que defraudará un individuo de sexo femenino, que no trabaje, que opine

que el motivo por el que los contribuyentes pagan sus impuestos es su creencia en que defraudar está mal, que tenga buena opinión sobre aquellos contribuyentes que defraudan, que no participe en juegos de azar (ó a lo sumo, participe de vez en cuando), que le disgusten los juegos de azar, que tenga opinión favorable sobre aquellas personas que juegan a éstos con asiduidad, y que no se consideran capaces de asumir riesgos, es igual a cero.

Para las variables categóricas, los valores de los parámetros representan la desviación de la proporción global de la renta defraudada sobre el total de renta verdadera, para los individuos representados por la variable asociada al parámetro considerado, en comparación con dicha proporción para los individuos asociados a la categoría de referencia antes mencionada. Así pues, que el parámetro de P4C sea 0,0339 significa que el incremento en la proporción de renta defraudada de los individuos que juegan pocas veces a juegos de azar, en comparación con los individuos asociados a la categoría de referencia es igual dicho valor.

De esta manera, se observa que defraudan más aquéllos individuos que opinan que los contribuyentes pagan sus impuestos porque sobrevaloran la probabilidad de ser inspeccionados, los que afirman participar en juegos de azar, bien regularmente, o bien pocas veces, los que creen que éstos son divertidos, interesantes, ó indiferentes, los que mantienen una opinión negativa o indiferente respecto a las personas que gastan su dinero en juegos de azar, y los que afirman ser capaces de asumir riesgos dependiendo de las circunstancias.

En cambio, defraudan menos aquellos individuos con mayor edad, aquellos que creen que los contribuyentes pagan sus impuestos porque valoran los servicios públicos pagados con los impuestos, y los que manifiestan una opinión negativa o indiferente sobre los contribuyentes que no pagan sus impuestos.

También puede apreciarse que no influye en la cuantía evadida durante las simulaciones, ni el sexo, ni la situación laboral.

Es necesario evaluar la bondad de ajuste del modelo especificado, para lo cual debe calcularse el coeficiente de determinación, que mide la parte de la variabilidad de la variable endógena que puede ser explicada mediante el modelo de regresión que se ha estimado. En este caso, dicho coeficiente es igual a:

$$R^2 = 1 - \frac{\text{Suma residual}}{\text{suma total}} = 17,43\%$$

Esto significa que el modelo de regresión planteado tiene una escasa validez predictiva de la proporción de la renta evadida por los participantes en la simulación.

Con objeto de aumentar la bondad del ajuste del modelo, se pensó que en una simulación cualquiera, la actitud defraudadora se podía ver alterada según la experiencia que le reporta al individuo avanzar en los cuarenta períodos que duraba la simulación. Así, parece lógico pensar que no se comportará igual un individuo en los períodos iniciales, que cuando ha experimentado el resultado de sus decisiones durante un gran número de períodos. Por tanto, se ha introducido en el modelo, como posible variable explicativa, el número del período impositivo en que se encuentra el individuo. El resultado obtenido se encuentra en la Tabla I.16, observando que la variable PERIODO resulta claramente significativa, manteniéndose los niveles de significación en el resto de variables ya incluidas en las estimación anterior. Con la incorporación de la información referente al número del período impositivo a que pertenece cada simulación de declaración de I.R.P.F., se obtiene una ligera mejora de la bondad del ajuste, alcanzando un coeficiente de determinación de 18,24%.

IV. COMPARACIÓN DE AMBAS ESTRATEGIAS

IV.1. Contraste de homogeneidad

El primer aspecto a analizar es la existencia o no de un comportamiento evasor homogéneo de los participantes en la estrategia de Landsberger y Meilijson, frente a los participantes en la estrategia de Reinganum y Wilde. Concretamente, se analiza el número de períodos en que defraudan los participantes de ambas estrategias, así como la cuantía de su evasión.

Por consiguiente, se realizó el Test de homogeneidad de Mann-Whitney, para las variables FRAUDE y PORC_FRAUDE, el cual puede encontrarse en la Tabla II.2. Se observó que, tanto la proporción de períodos en que se defrauda como la cuantía global de las evasiones fiscales mantienen un comportamiento claramente heterogéneo entre

ambas estrategias, puesto que la probabilidad de equivocarse al rechazar la hipótesis nula de homogeneidad (al afirmar que el comportamiento de ambos grupos es diferente) es prácticamente nulo.

La confirmación de este resultado se realiza analizando los descriptivos básicos de las dos variables analizadas, que se encuentran en la Tabla II.3. Se observa que en la estrategia de Landsberger y Meilijson, la proporción global de períodos en que los participantes declararon una renta inferior a la asignada fue del 54%, mientras que en los estrategia de Reinganum y Wilde, la proporción de períodos con fraude fue del 45%.

Algo similar ocurre con la cuantía evadida, medida mediante la proporción de la renta asignada que no ha sido declarada. La proporción evadida media respecto a la renta global asignada a los participantes de la estrategia de Landsberger y Meilijson fue del 14%, muy superior al 5% de proporción evadida por los participantes en la estrategia de Reinganum y Wilde.

Estos resultados se contrastan con el resultado del Test de homogeneidad de Kolmogorov-Smirnov, que se encuentra en la Tabla II.4, donde se rechaza la hipótesis nula de homogeneidad entre las variables analizadas con un nivel de significación nulo.

El motivo por el que se observa un mayor comportamiento defraudador por parte de los participantes en la tercera y cuarta simulaciones puede estar influenciado por un planteamiento más serio por parte de las personas que las realizaron. En este sentido, se debe tener en cuenta que éstos son alumnos de quinto curso, en contraste con los que realizaron las simulaciones primera y segunda, que eran alumnos de primer curso. Además, otro factor influyente en tal resultado puede ser que, en la estrategia de Reinganum y Wilde, se inspecciona a todos aquellos individuos que tienen una renta inferior a determinada cantidad. Por lo tanto, para todos aquellos individuos que recibieron una asignación de renta inferior al *límite de inspección*, son inspeccionados siempre. Por consiguiente, esos individuos se percataron que nunca podían evitar la inspección fiscal y la consiguiente sanción en caso de declarar una renta inferior a la verdadera, lo que produjo un efecto disuasorio más eficaz que sobre los participantes en las simulaciones con la estrategia de Landsberger y Meilijson, en los que en algunas ocasiones eran inspeccionados, y en otras no lo eran.

IV.2. Comparación de rentas, sanciones e inspecciones en ambas estrategias

Tal y como se ha diseñado la estrategia de Reinganum y Wilde, se estableció el nivel de renta por debajo del cual se inspeccionaría a todos los individuos, llamado *límite de inspección*, que pueden encontrarse, para ambas simulaciones y los cuarenta períodos impositivos de que constan cada una de ellas, en la Tabla II.1. Los límites de inspección se han fijado de modo que, como se describe en el epígrafe II.3, se garantice una recaudación similar a la obtenida en las dos primeras simulaciones, con la aplicación de la estrategia de Landsberger y Meilijson, y analizados en Moreno y Rescalvo (2000)¹⁰. Es de gran interés comprobar si se ha obtenido una recaudación similar en ambas estrategias, para que, de este modo, se pueda analizar cual de las dos ha conseguido alcanzar ese nivel con un menor número de inspecciones, y por lo tanto, con una inversión inferior de recursos.

Para comparar la renta declarada, las sanciones y las inspecciones resultantes de cada una de las estrategias, se han calculado las sumas totales, así como los valores medios de estas magnitudes, los cuales se encuentran en las tablas II.5 a II.8. Como primer aspecto, se debe resaltar que, mientras en las dos primeras simulaciones, participaron en total cuarenta individuos que grabaron adecuadamente los ficheros en un disquete legible, en las tercera y cuarta simulaciones fueron cuarenta y dos. Ello ha motivado que la renta global asignada a la totalidad de participantes en las simulaciones en que se aplicó la primera de las estrategias fuese algo inferior a la renta global asignada en las simulaciones donde se aplicó la segunda (3.905 millones por 4.174), que la renta declarada total haya sido 3.393 millones en la primera por 3.927 de la segunda, y que la recaudación total haya sido 417,7 millones en la primera por 427,9 en la segunda. Es de destacar que, a pesar de haber participado dos alumnos menos en la primera estrategia, las sanciones recibidas han sido muy superiores a los de la segunda (78,36 millones por 35,28), y que el número de declaraciones fraudulentas también ha sido sensiblemente superior (487 por 381).

¹⁰ Moreno, A. y Ruiz, P. (2000). Op. Cit.

Si se comparan los valores per cápita, se observa que la renta asignada por individuo y periodo impositivo ha sido muy similar (2,44 millones por 2,48). También se detecta que la renta declarada media per cápita por período en la primera ha sido inferior a la segunda (2,12 millones por 2,34), y que las sanciones per cápita en la primera son muy superiores a los de la segunda (48.977 ptas. por 21.003), como una muestra más de la tendencia superior a defraudar con la aplicación de la estrategia de Landsberger y Meilijson. Dicho comportamiento se confirma con el número medio de declaraciones fraudulentas per cápita detectadas, siendo 12,17 en la primera estrategia y 9,07 en la segunda. Sin embargo, a pesar de que tanto el número de declaraciones fraudulentas, y por consiguiente, la cuantía de las sanciones es claramente superior mediante la aplicación de la estrategia de Landsberger y Meilijson, la cantidad recaudada ha sido muy similar con ambas, tal y como se pretendía en el establecimiento del “límite de inspección” en la estrategia de Reinganum y Wilde, puesto que con la primera de ellas, la recaudación por individuo y periodo impositivo ha sido 261.067 ptas., por 254.713 ptas. de la segunda.

Por lo tanto, como conclusión, se puede afirmar que, en las simulaciones realizadas, es más rentable para la Administración tributaria la estrategia de Reinganum y Wilde, puesto que alcanza un nivel similar de recaudación con una intensidad inferior en el fraude, y por lo tanto, con una menor necesidad de inversión de recursos para combatirlo.

V. VALORACIÓN FINAL

La evaluación experimental midiendo el comportamiento de los sujetos ante estas dos estrategias de inspección fiscal, por parte de la Administración tributaria, nos ha llevado, en las simulaciones realizadas, a unos resultados claramente favorables a la estrategia de Reinganum y Wilde (1985). Ésta estrategia es más rentable para la Administración tributaria, puesto que alcanza un nivel similar de recaudación, con una menor inversión en recursos, ante la necesidad de un número de inspecciones menor por la existencia de un grado inferior de fraude.

No obstante, debemos ser cautos y no considerar este resultado concluyente, debido a los posibles sesgos mencionados anteriormente, motivados por la distinta naturaleza de los alumnos que participaron en las simulaciones en que se aplicaron cada una de las dos estrategias, y la posible divergencia en la seriedad con la que afrontaron el experimento los individuos de la segunda estrategia, en relación a los participantes en la primera.

Analizando la aversión del comportamiento humano frente al riesgo podemos observar cómo influye en los participantes la probabilidad de detección del comportamiento evasor. Así, en la estrategia Reinganum y Wilde (1985) actúa como efecto disuasorio del incumplimiento fiscal de una forma bastante eficaz, el hecho de que un número de individuos se percataran de que nunca podía evitar la inspección fiscal y la consiguiente sanción en caso de declarar una venta inferior a la verdadera, frente a los participantes en las simulaciones con la estrategia Landsberger y Meilijson (1982), en los que en algunas ocasiones eran inspeccionados y en otras no lo eran.

Por último, analizando el problema en términos de equidad horizontal y vertical, en la estrategia de Landsberger y Meilijson, con su discriminación y reorientación de los recursos hacia el colectivo de riesgo (potenciales defraudadores), logra un trato igual a iguales y un trato desigual a desiguales, es decir, trata igualmente a los iguales en el sentido de separar a los que cumplen voluntariamente sus obligaciones fiscales de los que no lo hacen y, trata desigualmente a quienes se comportaron desigualmente con la

Administración, dirigiendo más recursos a inspeccionar a los que defraudaron. Frente a la estrategia Reinganum y Wilde, en la que se trata igual a los desiguales en su comportamiento fiscal con la Administración y, además, no se reorientan los recursos hacia el colectivo de riesgo (los niveles más altos de la renta). Sin embargo, ésta segunda estrategia, a pesar de ser menos equitativa, presenta la ventaja de reducir de forma bastante drástica el sector potencialmente fraudulento de la población y permitir la concentración de esfuerzos de inspección, que redundan en un menor coste de recaudación.

VI. BIBLIOGRAFÍA

- Baldry, J. (1986). *Tax Evasion is not a Gamble*. Economics Letters nº 22, pp. 333-335.
- Becker, G.; Büchner, H. y Sleeking, S. (1987). *The Impact of Public Transfer Expenditures on Tax Evasion: An Experimental Approach*. Journal of Public Economics nº 34, pp. 243-252.
- Friendland, N., Maital, S. y Rutenberg, A. (1978). *A Simulation Study of Income Tax Evasion*. Journal of Public Economics, nº 10, pp. 107-116.
- Geeroms, H. y Wilmots, H. (1995). *An Empirical Model of Tax Evasion and Tax Avoidance*. Public Finance nº 2, pp. 191-209.
- González Sánchez, M. (1993). *El fraude de ley en materia tributaria*. Plaza Universitaria, Ediciones, Salamanca.
- Lansberger, M. y Meilijson, I. (1982) *Incentive Generating State Dependent Penalty Sistem. The Case of Income Tax Evasion*, Journal of Public Economics, nº 19.
- Magin Pont Mestres (1990). *Estallido de la seguridad jurídica del contribuyente: expansión de la inseguridad*. Universitat de Barcelona-Publicacions.
- Pérez de Ayala, J.L. y González García, E. (1991) *Curso de Derecho Financiero*. Sexta edición, Edersa, Madrid.
- Reinganum, J y Wilde, L. (1985): *Income Tax Compliance in a Principal-Agent Framework*. Journal of Public Economics, nº 26.
- Spicer, M. y Becker, L. (1980). *Fiscal Inequity and Tax Evasion: An experimental Approach*. National Tax Journal nº 33, pp. 171-175.
- Spicer, M. y Hero, R. (1985). *Fiscal Evasión and Heuristic*. Journal of Public Economics nº 26, pp. 263-267.
- Webley, P. (1987). *Audit Probabilities and Tax Evasion in a Business Simulation*. Economics Letters nº 25, pp. 267-270.

ANEXO DE TABLAS I

ANÁLISIS SOBRE SIMULACIONES 3 Y 4

(ESTRATEGIA DE REINGANUM Y WILDE)

Rangos

	SESION	N	Rango promedio	Suma de rangos
FRAUDE	3,00	880	850,50	748440,00
	4,00	800	829,50	663600,00
	Total	1680		
PORC_FRA	3,00	880	851,04	748918,00
	4,00	800	828,90	663122,00
	Total	1680		
RSEXO	3,00	880	838,68	738040,00
	4,00	800	842,50	674000,00
	Total	1680		
RTRABAJA	3,00	880	500,50	440440,00
	4,00	800	1214,50	971600,00
	Total	1680		

Estadísticos de contraste^a

	FRAUDE	PORC_FRA	RSEXO	RTRABAJA
U de Mann-Whitney	343200,0	342722,000	350400,0	52800,000
W de Wilcoxon	663600,0	663122,000	738040,0	440440,000
Z	-1,028	-1,023	-,187	-35,439
Sig. asintót. (bilateral)	,304	,306	,852	,000

a. Variable de agrupación: SESION

Tabla I.1. Test de homogeneidad de Mann-Whitney.

	SESION	SESION			
		3,00		4,00	
		Recuento	% fila	Recuento	% fila
RSEXO	,00	400	52,6%	360	47,4%
	1,00	480	52,2%	440	47,8%
Total		880	52,4%	800	47,6%
RTRABAJA	,00	880	88,0%	120	12,0%
	1,00			680	100,0%
Total		880	52,4%	800	47,6%

Tabla I.2. Frecuencias de edad y sexo de las dos sesiones realizadas.

Estadísticos de contraste^a

		FRAUDE	PORC_FRA	RSEXO	RTRABAJA
Diferencias más extremas	Absoluta	,025	,054	,005	,850
	Positiva	,000	,033	,005	,850
	Negativa	-,025	-,054	,000	,000
Z de Kolmogorov-Smirnov		,512	1,107	,093	17,400
Sig. asintót. (bilateral)		,956	,172	1,000	,000

a. Variable de agrupación: SESION

Tabla I.3. Test de homogeneidad de Kolmogorov-Smirnov.

Estadísticos

		P1	P2	P3	P4	P5	P6	P7
N	Válidos	1680	1680	1680	1680	1680	1680	1680
	Perdidos	0	0	0	0	0	0	0
Mediana		2,0000	2,0000	1,0000	2,0000	2,0000	2,0000	2,0000
Moda		1,00	2,00	1,00	1,00 ^a	2,00	2,00	2,00

a. Existen varias modas. Se mostrará el menor de los valores.

Tabla I.4 . Medidas de posición de las respuestas al cuestionario.

RSEXO

	Frecuencia	Porcentaje	Porcentaje válido	Porcentaje acumulado
Válidos	,00	760	45,2	45,2
	1,00	920	54,8	100,0
Total	1680	100,0	100,0	

Tabla I.5. Frecuencias del sexo de los encuestados.

RTRABAJA

		Frecuencia	Porcentaje	Porcentaje válido	Porcentaje acumulado
Válidos	,00	1000	59,5	59,5	59,5
	1,00	680	40,5	40,5	100,0
Total		1680	100,0	100,0	

Tabla I.6. Frecuencias del nivel de ocupación de los encuestados.

FRAUDE

		Frecuencia	Porcentaje	Porcentaje válido	Porcentaje acumulado
Válidos	,00	923	54,9	54,9	54,9
	1,00	757	45,1	45,1	100,0
Total		1680	100,0	100,0	

Tabla I.7. Frecuencias del fraude de los encuestados.

Estadísticos descriptivos									
	N	Mínimo	Máximo	Media	Desv. típ.	Asimetría		Curtosis	
	Estadístico	Estadístico	Estadístico	Estadístico	Estadístico	Estadístico	Error típico	Estadístico	Error típico
EDAD	1680	,00	30,00	22,7143	4,2174	-3,391	,060	17,697	,119
P8	1680	,00	8,00	6,3095	1,6836	-1,903	,060	3,737	,119
PORC_FRA	1680	,00	1,00	4,768E-02	,1104	4,305	,060	25,979	,119
N válido (según lista)	1680								

Tabla I.8. Descriptivos de las variables continuas.

KMO y prueba de Bartlett

Medida de adecuación muestral de Kaiser-Meyer-Olkin.		,579
Prueba de esfericidad de Bartlett	Chi-cuadrado aproximado	3952,361
	gl	28
	Sig.	,000

Matrices anti-imagen

		P1	P2	P3	P4	P5	P6	P7	P8
Covarianza anti-imagen	P1	,711	-9,51E-02	-,101	-6,18E-02	5,480E-02	-9,21E-02	-5,06E-02	7,077E-02
	P2	-9,51E-02	,558	8,828E-03	-,136	1,939E-02	-,147	-9,37E-02	-,188
	P3	-,101	8,828E-03	,340	,191	-,147	-,184	-,200	-,246
	P4	-6,18E-02	-,136	,191	,661	-7,37E-02	-,189	-,120	-,127
	P5	5,480E-02	1,939E-02	-,147	-7,37E-02	,732	-7,32E-02	-6,85E-02	7,177E-02
	P6	-9,21E-02	-,147	-,184	-,189	-7,32E-02	,442	,155	,177
	P7	-5,06E-02	-9,37E-02	-,200	-,120	-6,85E-02	,155	,714	,227
	P8	7,077E-02	-,188	-,246	-,127	7,177E-02	,177	,227	,544
Correlación anti-imagen	P1	,842 ^a	-,151	-,205	-9,01E-02	7,595E-02	-,164	-7,10E-02	,114
	P2	-,151	,756 ^a	2,027E-02	-,225	3,033E-02	-,296	-,148	-,341
	P3	-,205	2,027E-02	,525 ^a	,403	-,295	-,475	-,405	-,573
	P4	-9,01E-02	-,225	,403	,484 ^a	-,106	-,350	-,174	-,212
	P5	7,595E-02	3,033E-02	-,295	-,106	,784 ^a	-,129	-9,46E-02	,114
	P6	-,164	-,296	-,475	-,350	-,129	,601 ^a	,276	,360
	P7	-7,10E-02	-,148	-,405	-,174	-9,46E-02	,276	,421 ^a	,364
	P8	,114	-,341	-,573	-,212	,114	,360	,364	,337 ^a

a. Medida de adecuación muestral

Comunalidades^a

	Inicial	Extracción
P1	,289	,318
P2	,442	,535
P3	,660	,999
P4	,339	,482
P5	,268	,256
P6	,558	,631
P7	,286	,206
P8	,456	,999

Método de extracción: Máxima verosimilitud.

a. Se han encontrado una o más estimaciones de la comunalidad mayores que 1,0 durante las iteraciones. La solución resultante debe interpretarse con precaución.

Tabla I.9. Test sobre la correlación entre respuestas a preguntas del cuestionario.

Comunalidades

	Inicial	Extracción
P1	1,000	,454
P2	1,000	,683
P3	1,000	,860
P4	1,000	,760
P5	1,000	,505
P6	1,000	,648
P7	1,000	,567
P8	1,000	,872

Método de extracción: Análisis de Componentes principales.

Varianza total explicada

Componente	Autovalores iniciales			Sumas de las saturaciones al cuadrado de la extracción			Suma de las saturaciones al cuadrado de la rotación		
	Total	% de la varianza	% acumulado	Total	% de la varianza	% acumulado	Total	% de la varianza	% acumulado
1	2,986	37,320	37,320	2,986	37,320	37,320	1,921	24,007	24,007
2	1,220	15,248	52,568	1,220	15,248	52,568	1,913	23,907	47,914
3	1,144	14,295	66,863	1,144	14,295	66,863	1,516	18,949	66,863
4	,794	9,922	76,785						
5	,768	9,600	86,385						
6	,491	6,138	92,524						
7	,416	5,197	97,721						
8	,182	2,279	100,000						

Método de extracción: Análisis de Componentes principales.

Matriz de componentes^a

	Componente		
	1	2	3
P1	,643	-9,20E-02	,180
P2	,733	,368	,101
P3	,768	-,155	-,497
P4	,454	,353	,656
P5	,558	-,427	-,106
P6	,770	6,991E-03	,235
P7	,412	-,629	3,652E-02
P8	,407	,591	-,597

Método de extracción: Análisis de componentes principales.

a. 3 componentes extraídos

Matriz de componentes rotados^a

	Componente		
	1	2	3
P1	,499	,442	,101
P2	,680	,162	,440
P3	,107	,686	,615
P4	,861	-9,68E-02	-9,39E-02
P5	,127	,693	9,577E-02
P6	,655	,437	,168
P7	4,983E-02	,730	-,178
P8	9,284E-02	-8,95E-02	,925

Método de extracción: Análisis de componentes principales.

Método de rotación: Normalización Varimax con Kaiser.

a. La rotación ha convergido en 5 iteraciones.

Tabla I.10. Análisis factorial de las respuestas al cuestionario.

KMO y prueba de Bartlett

Medida de adecuación muestral de Kaiser-Meyer-Olkin.		,718
Prueba de esfericidad de Bartlett	Chi-cuadrado aproximado	2933,528
	gl	21
	Sig.	,000

Matrices anti-imagen

		P1	P2	P3	P4	P5	P6	P7
Covarianza anti-imagen	P1	,720	-8,10E-02	-,104	-4,80E-02	4,667E-02	-,134	-9,36E-02
	P2	-8,10E-02	,632	-,128	-,214	5,064E-02	-,112	-2,00E-02
	P3	-,104	-,128	,506	,208	-,173	-,178	-,166
	P4	-4,80E-02	-,214	,208	,692	-6,04E-02	-,178	-8,08E-02
	P5	4,667E-02	5,064E-02	-,173	-6,04E-02	,742	-,112	-,115
	P6	-,134	-,112	-,178	-,178	-,112	,508	,108
	P7	-9,36E-02	-2,00E-02	-,166	-8,08E-02	-,115	,108	,824
Correlación anti-imagen	P1	,848 ^a	-,120	-,172	-6,80E-02	6,384E-02	-,221	-,122
	P2	-,120	,784 ^a	-,227	-,323	7,397E-02	-,197	-2,77E-02
	P3	-,172	-,227	,657 ^a	,352	-,282	-,351	-,257
	P4	-6,80E-02	-,323	,352	,534 ^a	-8,43E-02	-,301	-,107
	P5	6,384E-02	7,397E-02	-,282	-8,43E-02	,773 ^a	-,183	-,147
	P6	-,221	-,197	-,351	-,301	-,183	,739 ^a	,167
	P7	-,122	-2,77E-02	-,257	-,107	-,147	,167	,686 ^a

a. Medida de adecuación muestral

Comunalidades^a

	Inicial	Extracción
P1	,280	,303
P2	,368	,463
P3	,494	,987
P4	,308	,496
P5	,258	,232
P6	,492	,573
P7	,176	,131

Método de extracción: Máxima verosimilitud.

a. Se han encontrado una o más estimaciones de la comunalidad mayores que 1,0 durante las iteraciones. La solución resultante debe interpretarse con precaución.

Tabla I.11. Test sobre la correlación entre respuestas a las siete primeras preguntas del cuestionario.

Comunalidades

	Inicial	Extracción
P1	1,000	,446
P2	1,000	,623
P3	1,000	,727
P4	1,000	,692
P5	1,000	,487
P6	1,000	,664
P7	1,000	,418

Método de extracción: Análisis de Componentes principales.

Varianza total explicada

Componente	Autovalores iniciales			Sumas de las saturaciones al cuadrado de la extracción		
	Total	% de la varianza	% acumulado	Total	% de la varianza	% acumulado
1	2,873	41,041	41,041	2,873	41,041	41,041
2	1,184	16,920	57,961	1,184	16,920	57,961
3	,827	11,815	69,776			
4	,788	11,260	81,036			
5	,588	8,399	89,435			
6	,429	6,134	95,569			
7	,310	4,431	100,000			

Método de extracción: Análisis de Componentes principales.

Matriz de componentes^a

	Componente	
	1	2
P1	,665	6,037E-02
P2	,706	,353
P3	,735	-,432
P4	,463	,691
P5	,581	-,386
P6	,795	,178
P7	,455	-,459

Método de extracción: Análisis de componentes principales.

a. 2 componentes extraídos

Matriz de componentes rotados^a

	Componente	
	1	2
P1	,521	,417
P2	,754	,235
P3	,230	,821
P4	,813	-,178
P5	,152	,681
P6	,697	,423
P7	9,960E-03	,646

Método de extracción: Análisis de componentes principales.

Método de rotación: Normalización Varimax con Kaiser.

a. La rotación ha convergido en 3 iteraciones.

Tabla I.12. Análisis factorial de las respuestas a las siete primeras preguntas del cuestionario.

-2 Log Likelihood 2049,002
 Goodness of Fit 1658,425
 Cox & Snell - R² ,145
 Nagelkerke - R² ,194

Chi-Square df Significance
 Goodness-of-fit test 64,2665 8 ,0000

 Classification Table for FRAUDE
 The Cut Value is ,50

Observed		Predicted		Percent Correct
		,00	1,00	
		0	1	
Observed		
,00	0	• 619	• 304	67,06%
		
1,00	1	• 301	• 456	60,24%
		
		Overall		63,99%

----- Variables in the Equation -----

Variable	B	S.E.	Wald	df	Sig	R
RSEXO(1)	,5676	,1267	20,0527	1	,0000	,0884
P1A(1)	-,7682	,1312	34,2726	1	,0000	-,1181
P2B(1)	4,0249	,8016	25,2089	1	,0000	,1002
P2C(1)	3,5714	,8314	18,4533	1	,0000	,0843
P4C(1)	-,7190	,1406	26,1721	1	,0000	-,1022
P5A(1)	-1,4164	,2984	22,5364	1	,0000	-,0942
P5B(1)	-1,9228	,3093	38,6341	1	,0000	-,1259
P5C(1)	-1,4597	,2935	24,7372	1	,0000	-,0992
P6B(1)	,5263	,1504	12,2476	1	,0005	,0666
P7A(1)	-1,4059	,3889	13,0652	1	,0003	-,0692
P7B(1)	-2,6000	,3967	42,9611	1	,0000	-,1331
P8	,2527	,0564	20,0682	1	,0000	,0884
EDAD	-,0337	,0141	5,7304	1	,0167	-,0402
Constant	1,0316	,9730	1,1239	1	,2891	

----- Model if Term Removed -----

Term	Log Likelihood	-2 Log LR	df	Significance of Log LR
Removed				
RSEXO	-1034,618	20,234	1	,0000
P1A	-1042,272	35,542	1	,0000
P2B	-1035,318	21,635	1	,0000
P2C	-1032,948	16,894	1	,0000
P4C	-1037,726	26,450	1	,0000
P5A	-1037,129	25,257	1	,0000
P5B	-1047,135	45,269	1	,0000
P5C	-1038,414	27,827	1	,0000
P6B	-1030,760	12,518	1	,0004
P7A	-1032,023	15,044	1	,0001
P7B	-1051,835	54,669	1	,0000
P8	-1035,170	21,339	1	,0000
EDAD	-1027,310	5,618	1	,0178

Tabla I.13. Regresión logística del FRAUDE

-2 Log Likelihood 1957,557
 Goodness of Fit 1647,203
 Cox & Snell - R² ,190
 Nagelkerke - R² ,255

Chi-Square df Significance

Goodness-of-fit test	3,6768	8	,8850
----------------------	--------	---	-------

Classification Table for FRAUDE
The Cut Value is ,50

Observed	Predicted	Percent Correct	
		0	1
,00	0	681	73,78%
1,00	1	472	62,35%
		Overall	68,63%

----- Variables in the Equation -----

Variable	B	S.E.	Wald	df	Sig	R
RSEXO(1)	,6010	,1308	21,1105	1	,0000	,0909
P1A(1)	-,8138	,1354	36,1278	1	,0000	-,1215
P2B(1)	4,2634	,8230	26,8364	1	,0000	,1036
P2C(1)	3,7813	,8540	19,6054	1	,0000	,0873
P4C(1)	-,7658	,1452	27,8263	1	,0000	-,1057
P5A(1)	-1,4977	,3071	23,7913	1	,0000	-,0971
P5B(1)	-2,0347	,3189	40,7108	1	,0000	-,1294
P5C(1)	-1,5456	,3020	26,1906	1	,0000	-,1023
P6B(1)	,5562	,1551	12,8545	1	,0003	,0685
P7A(1)	-1,4806	,3997	13,7245	1	,0002	-,0712
P7B(1)	-2,7472	,4084	45,2468	1	,0000	-,1368
P8	,2670	,0582	21,0585	1	,0000	,0908
EDAD	-,0356	,0145	5,9926	1	,0144	-,0416
PERIODO	-,0462	,0049	89,0506	1	,0000	-,1940
Constant	2,0340	1,0054	4,0927	1	,0431	

----- Model if Term Removed -----

Term	Log Likelihood	-2 Log LR	df	Significance of Log LR
Removed				
RSEXO	-987,737	21,342	1	,0000
P1A	-995,849	37,566	1	,0000
P2B	-988,671	23,211	1	,0000
P2C	-986,120	18,108	1	,0000
P4C	-991,164	28,196	1	,0000
P5A	-990,390	26,649	1	,0000
P5B	-1000,967	47,802	1	,0000
P5C	-991,783	29,434	1	,0000
P6B	-983,645	13,157	1	,0003
P7A	-984,946	15,761	1	,0001
P7B	-1005,876	57,621	1	,0000
P8	-988,286	22,441	1	,0000
EDAD	-980,010	5,887	1	,0152
PERIODO	-1024,501	94,870	1	,0000

Tabla I.14. Regresión logística del FRAUDE (incluyendo el periodo)

	Suma de cuadrados	gl	Media cuadrática	F	Sig.
Regresión	3,56321852	13	0,2741	27,0441	0,0000
Residual	16,88499153	1666	0,0101		
Total	20,44821005	1679			

Variables predictoras: (Const.), P4C, P7B, P2C, P1B, P5C, P5A, P4A, P6C, EDAD, P2B, P5B, P6B, P1A
Variable dependiente: PORC_FRA

	Coeficientes no estandarizados	Error típ.	Coeficientes estandarizados	t	Sig.
	B		Beta		
(Constante)	0,093795722	0,023483779		3,9941	0,0001
P4C	0,033931317	0,006876949	0,1450	4,9341	0,0000
P7B	0,053344757	0,005461929	0,2415	9,7667	0,0000
P2C	-0,118921437	0,024237711	-0,4739	-4,9065	0,0000
P1B	-0,008538515	0,008765463	-0,0371	-0,9741	0,3301
P5C	0,106692968	0,011914053	0,4471	8,9552	0,0000
P5A	0,103783961	0,012833438	0,4136	8,0870	0,0000
P4A	0,048480035	0,007932735	0,2071	6,1114	0,0000
P6C	0,084898473	0,012365965	0,3158	6,8655	0,0000
EDAD	-0,003777232	0,000719413	-0,1443	-5,2504	0,0000
P2B	-0,1421272	0,023286227	-0,5820	-6,1035	0,0000
P5B	0,054895271	0,013084716	0,2346	4,1954	0,0000
P6B	0,022471135	0,009223855	0,0960	2,4362	0,0149
P1A	0,020521988	0,00914692	0,0913	2,2436	0,0250

Variable dependiente: PORC_FRA

Variables excluidas					
Variable	Beta dentro	t	Sig.	Correlación parcial	Estadist. de colinealidad
RSEXO	0,042133141	1,640906918	0,101005611	0,040181482	0,7510
RTRABAJA	0,006595441	0,221002762	0,82511738	0,005416069	0,5568
P3A	0,030288369	0,716166783	0,473988801	0,017548507	0,2772
P7A	-0,011772	-0,183611109	0,854340904	-0,00449974	0,1206

Tabla I.15. Regresión de la cuantía del fraude fiscal

	Suma de cuadrados	gl	Media cuadrática	F	Sig.
Regresión	3,72889806	15	0,2486	24,7414	0,0000
Residual	16,71931199	1664	0,0100		
Total	20,44821005	1679			

Variables predictoras: (Constante), P4C, P7B, P2C, P1B, P5C, P5A, P4A, P6C, EDAD, P2B, P5B, PERIODO, P8, P1A, P6B
Variable dependiente: PORC_FRA

Variables	Coeficientes no estandarizados		Coeficientes estandarizados	t	Sig.
	B	Error típ.	Beta		
(Constante)	0,111948318	0,023838533		4,6961	0,0000
P4C	0,038391696	0,007094617	0,164043125	5,411384235	7,16463E-08
P7B	0,056110968	0,005558952	0,254010576	10,09380284	6,64055E-23
P2C	-0,160571692	0,029717494	-0,639917336	-5,40327165	7,49062E-08
P1B	-0,004880092	0,008859519	-0,021194988	-0,55083031	0,581823947
P5C	0,105459761	0,011873687	0,441911355	8,881804176	1,66615E-18
P5A	0,102414761	0,012790704	0,40814779	8,006968573	2,18746E-15
P4A	0,05138507	0,007990538	0,219562256	6,4307395	1,65501E-10
P6C	0,091908933	0,012653792	0,341832734	7,263350968	5,77595E-13
EDAD	-0,003941072	0,000719546	-0,150609493	-5,47716646	4,98343E-08
P2B	-0,182001802	0,028516768	-0,745254555	-6,38227307	2,25665E-10
P5B	0,055600362	0,013031492	0,237573698	4,266615303	2,09633E-05
PERIODO	-0,000693681	0,000211858	-0,072580523	-3,27427537	0,001081081
P8	0,005349231	0,002227207	0,081606301	2,401766185	0,016425187
P1A	0,022796213	0,009156494	0,101422629	2,489622408	0,012884889
P6B	0,019921646	0,009245146	0,08512281	2,154822195	0,031318849

Variable dependiente: PORC_FRA

V a r i a b l e s e x c l u i d a s					
Variable	Beta dentro	t	Sig.	Correlación parcial	Estadísticos de colinealidad
RSEXO	0,028719344	1,088101387	0,276708018	0,026672805	0,705263581
RTRABAJA	0,014481177	0,484515058	0,628084186	0,011880385	0,550321402
P3A	0,064091953	1,460343258	0,144384646	0,035787432	0,254927783
P7A	-0,115256212	-1,572334436	0,116063234	-0,03852798	0,091366476

Tabla I.16. Regresión de la cuantía del fraude fiscal (incluyendo el período).

ANEXO DE TABLAS II

COMPARACIÓN ESTRATEGIA DE LANDSBERGER Y MEILIJSON

CON LA ESTRATEGIA DE REINGANUM Y WILDE)

ESTRATEGIA DEREINGANUM Y WILDE		
LIMITES DE INSPECCION		
PERIODO	SIMULACION 3	SIMULACION 4
1	2.365.575 Pta	2.405.207 Pta
2	2.796.882 Pta	2.377.817 Pta
3	2.647.405 Pta	2.375.892 Pta
4	2.718.397 Pta	2.865.307 Pta
5	2.461.368 Pta	2.527.280 Pta
6	2.785.222 Pta	2.479.744 Pta
7	2.818.772 Pta	3.017.726 Pta
8	2.400.573 Pta	2.715.145 Pta
9	3.048.426 Pta	3.368.238 Pta
10	2.612.723 Pta	2.955.672 Pta
11	2.763.661 Pta	3.010.634 Pta
12	2.432.665 Pta	3.140.442 Pta
13	2.500.610 Pta	2.769.864 Pta
14	2.529.228 Pta	3.168.217 Pta
15	2.854.172 Pta	2.902.542 Pta
16	2.863.335 Pta	2.906.771 Pta
17	2.639.936 Pta	3.226.902 Pta
18	2.457.515 Pta	2.456.797 Pta
19	2.476.705 Pta	2.715.408 Pta
20	2.404.900 Pta	2.907.662 Pta
21	2.425.085 Pta	2.769.550 Pta
22	2.844.303 Pta	3.004.677 Pta
23	2.482.537 Pta	3.046.257 Pta
24	2.508.733 Pta	2.646.508 Pta
25	2.552.323 Pta	3.255.612 Pta
26	3.507.551 Pta	2.950.667 Pta
27	2.346.805 Pta	2.582.928 Pta
28	2.582.243 Pta	2.667.380 Pta
29	2.536.573 Pta	2.610.365 Pta
30	2.500.740 Pta	2.471.296 Pta
31	2.300.864 Pta	3.077.702 Pta
32	2.610.645 Pta	2.659.152 Pta
33	2.925.528 Pta	3.028.808 Pta
34	2.410.345 Pta	2.704.568 Pta
35	3.090.253 Pta	2.333.334 Pta
36	2.767.484 Pta	2.551.083 Pta
37	2.547.069 Pta	2.837.202 Pta
38	2.274.220 Pta	2.661.578 Pta
39	2.687.491 Pta	2.333.157 Pta
40	2.353.610 Pta	2.462.698 Pta

Tabla II.1. Límites de inspección de las simulaciones de la estrategia de Reinganum y Wilde.

Rangos

ESTRATEG		N	Rango promedio	Suma de rangos
FRAUDE	1,00	1600	1718,22	2749160
	2,00	1680	1566,48	2631680
	Total	3280		
PORC_FRA	1,00	1600	1762,29	2819660
	2,00	1680	1524,51	2561180
	Total	3280		

Estadísticos de contraste^a

	FRAUDE	PORC_FRA
U de Mann-Whitney	1219640	1149140,00
W de Wilcoxon	2631680	2561180,00
Z	-5,297	-7,698
Sig. asintót. (bilateral)	,000	,000

a. Variable de agrupación: ESTRATEG

Tabla II.2. Test de homogeneidad de Mann-Whitney.

	ESTRATEG			
	1,00		2,00	
	Media	Desviación típ.	Media	Desviación típ.
FRAUDE	,54	,50	,45	,50
PORC_FRA	,14	,27	,05	,11

Tabla II.3. Descriptivos de proporción de fraude y su cuantía según estrategias.

Estadísticos de contraste^a

		FRAUDE	PORC_FRA
Diferencias más extremas	Absoluta	,093	,133
	Positiva	,093	,133
	Negativa	,000	,000
Z de Kolmogorov-Smirnov		2,649	3,797
Sig. asintót. (bilateral)		,000	,000

a. Variable de agrupación: ESTRATEG

Tabla II.4. Test de homogeneidad de Kolmogorov-Smirnov.

ORDEN	SESION	RENT_VER	RENT_DEC	CUOT_DEC	SANCION	RECAUD	INSPEC	RENT_DIS
Total 01	1	43.840.000	17.898.285	1.789.829	5.364.350	7.154.179	28	36.685.822
Total 02	1	148.320.000	135.837.502	13.583.750	1.684.433	15.268.183	18	133.051.817
Total 03	1	66.080.000	28.610.000	2.861.000	4.463.550	7.324.550	13	58.755.450
Total 04	1	100.040.000	81.147.000	8.114.700	4.293.000	12.407.700	11	87.632.300
Total 05	1	86.760.000	77.293.000	7.729.300	1.975.200	9.704.500	6	77.055.500
Total 06	1	147.120.000	133.492.000	13.349.200	2.268.000	15.617.200	10	131.502.800
Total 07	1	147.120.000	129.316.000	12.931.600	3.959.700	16.891.300	24	130.228.700
Total 09	1	55.120.000	54.019.985	5.401.999	129.149	5.531.148	25	49.588.852
Total 11	1	141.080.000	111.362.000	11.136.200	6.022.500	17.158.700	26	123.921.300
Total 13	1	147.640.000	147.640.000	14.764.000	0	14.764.000	0	132.876.000
Total 14	1	47.520.000	43.959.000	4.395.900	192.900	4.588.800	11	42.931.200
Total 15	1	54.000.000	46.188.975	4.618.898	819.158	5.438.056	21	48.561.945
Total 16	1	51.240.000	48.543.000	4.854.300	547.800	5.402.100	23	45.837.900
Total 17	1	101.880.000	91.104.000	9.110.400	764.100	9.874.500	1	92.005.500
Total 18	1	141.600.000	141.600.000	14.160.000	0	14.160.000	0	127.440.000
Total 20	1	125.920.000	90.960.000	9.096.000	1.255.200	10.351.200	8	115.568.800
Total 21	1	141.080.000	140.098.000	14.009.800	294.600	14.304.400	1	126.775.600
Total 22	1	43.760.000	43.607.000	4.360.700	36.000	4.396.700	14	39.363.300
Total 24	1	92.640.000	91.746.000	9.174.600	94.200	9.268.800	4	83.371.200
Total 25	1	115.360.000	111.246.027	11.124.603	130.800	11.255.403	4	104.104.597
Total 01	2	43.840.000	42.141.000	4.214.100	321.900	4.536.000	13	39.304.000
Total 02	2	148.320.000	118.412.000	11.841.200	2.206.800	14.048.000	7	134.272.000
Total 03	2	66.080.000	55.882.000	5.588.200	1.773.300	7.361.500	23	58.718.500
Total 04	2	100.040.000	98.972.000	9.897.200	204.000	10.101.200	10	89.938.800
Total 05	2	86.760.000	72.977.000	7.297.700	82.200	7.379.900	29	79.380.100
Total 07	2	118.680.000	118.680.000	11.868.000	0	11.868.000	0	106.812.000
Total 06	2	102.960.000	98.856.000	9.885.600	755.700	10.641.300	25	92.318.700
Total 08	2	102.960.000	102.960.000	10.296.000	0	10.296.000	0	92.664.000
Total 09	2	55.120.000	55.120.000	5.512.000	0	5.512.000	0	49.608.000
Total 10	2	101.880.000	84.046.000	8.404.600	2.659.200	11.063.800	12	90.816.200
Total 11	2	129.080.000	109.988.000	10.998.800	3.528.300	14.527.100	18	114.552.900
Total 12	2	118.880.000	75.856.850	7.585.685	9.682.935	17.268.620	23	101.611.380
Total 13	2	43.760.000	41.738.000	4.173.800	195.000	4.368.800	6	39.391.200
Total 15	2	54.000.000	52.250.000	5.225.000	0	5.225.000	0	48.775.000
Total 16	2	125.920.000	125.664.000	12.566.400	30.900	12.597.300	6	113.322.700
Total 17	2	128.400.000	64.448.338	6.444.834	15.622.495	22.067.329	30	106.332.672
Total 23	2	105.240.000	104.082.000	10.408.200	254.400	10.662.600	8	94.577.400
Total 24	2	92.640.000	65.400.000	6.540.000	6.651.000	13.191.000	28	79.449.000
Total 25	2	115.360.000	114.308.000	11.430.800	100.200	11.531.000	1	103.829.000
Total 26	2	66.920.000	25.982.000	2.598.200	0	2.598.200	0	64.321.800
TOTAL Landsb. y Meilij.		3.904.960.000	3.393.430.962	339.343.098	78.362.970	417.706.068	487	3.487.253.935

Tabla II.5. Estrategia de Landsberger y Melijson (sumas totales variables básicas).

ORDEN	SESION	RENT_VER	RENT_DEC	CUOT_DEC	SANCION	RECAUD	INSPEC	RENT_DIS
Total 01	3	40.760.000	40.720.283	4.072.028	11.915	4.083.943	12	36.676.057
Total 02	3	123.880.000	113.728.841	11.372.884	253.200	11.626.084	4	112.253.916
Total 03	3	60.720.000	60.602.000	6.060.200	35.400	6.095.600	1	54.624.400
Total 04	3	125.080.000	112.525.919	11.252.592	1.241.700	12.494.292	9	112.585.708
Total 05	3	155.120.000	145.340.000	14.534.000	1.090.200	15.624.200	3	139.495.800
Total 06	3	138.000.000	103.793.000	10.379.300	2.738.100	13.117.400	19	124.882.600
Total 07	3	59.280.000	59.261.497	5.926.150	5.551	5.931.701	9	53.348.299
Total 08	3	111.760.000	108.514.000	10.851.400	232.800	11.084.200	9	100.675.800
Total 09	3	144.400.000	143.490.000	14.349.000	0	14.349.000	0	130.051.000
Total 10	3	112.520.000	107.751.000	10.775.100	830.700	11.605.800	13	100.914.200
Total 11	3	130.240.000	111.143.785	11.114.379	3.988.474	15.102.853	13	115.137.148
Total 12	3	121.600.000	119.798.000	11.979.800	198.300	12.178.100	4	109.421.900
Total 15	3	72.880.000	72.651.000	7.265.100	68.700	7.333.800	5	65.546.200
Total 17	3	141.400.000	138.105.000	13.810.500	0	13.810.500	0	127.589.500
Total 18	3	75.760.000	74.347.979	7.434.798	423.606	7.858.404	19	67.901.596
Total 19	3	93.160.000	92.793.000	9.279.300	110.100	9.389.400	3	83.770.600
Total 20	3	84.040.000	84.040.000	8.404.000	0	8.404.000	0	75.636.000
Total 21	3	67.280.000	67.244.000	6.724.400	10.800	6.735.200	2	60.544.800
Total 23	3	102.360.000	101.726.000	10.172.600	190.200	10.362.800	6	91.997.200
Total 24	3	84.120.000	84.000.075	8.400.008	35.978	8.435.986	20	75.684.015
Total 25	3	68.320.000	59.439.768	5.880.977	2.664.070	8.545.047	25	59.711.954
Total 26	3	139.040.000	116.790.200	11.679.020	1.313.700	12.992.720	7	126.047.280
Total 01	4	93.080.000	93.080.000	9.308.000	0	9.308.000	0	83.772.000
Total 03	4	136.760.000	115.100.000	11.510.000	2.809.800	14.319.800	14	122.440.200
Total 04	4	64.760.000	64.361.000	6.436.100	119.700	6.555.800	6	58.204.200
Total 05	4	76.760.000	75.585.390	7.558.539	352.383	7.910.922	25	68.849.078
Total 06	4	54.280.000	54.280.000	5.428.000	0	5.428.000	0	48.852.000
Total 08	4	54.640.000	53.260.725	5.326.073	413.783	5.739.856	11	48.900.145
Total 09	4	44.400.000	44.210.000	4.421.000	57.000	4.478.000	19	39.922.000
Total 10	4	156.280.000	149.341.000	14.934.100	0	14.934.100	0	141.345.900
Total 11	4	107.040.000	105.476.000	10.547.600	343.800	10.891.400	6	96.148.600
Total 12	4	122.920.000	122.920.000	12.292.000	0	12.292.000	0	110.628.000
Total 13	4	149.800.000	100.000.000	10.000.000	11.578.500	21.578.500	31	128.221.500
Total 14	4	141.280.000	131.538.000	13.153.800	433.800	13.587.600	3	127.692.400
Total 16	4	107.640.000	107.461.000	10.746.100	29.700	10.775.800	9	96.864.200
Total 18	4	112.280.000	112.087.000	11.208.700	42.300	11.251.000	6	101.029.000
Total 19	4	137.240.000	128.530.000	12.853.000	554.700	13.407.700	4	123.832.300
Total 20	4	47.520.000	47.410.450	4.741.045	32.865	4.773.910	13	42.746.090
Total 22	4	104.440.000	103.671.000	10.367.100	180.300	10.547.400	13	93.892.600
Total 23	4	51.720.000	44.592.626	4.459.263	2.138.212	6.597.475	20	45.122.525
Total 25	4	107.640.000	105.875.000	10.587.500	457.800	11.045.300	10	96.594.700
Total 26	4	51.360.000	50.371.000	5.037.100	296.700	5.333.800	8	46.026.200
TOTAL Reing. y Wilde		4.173.560.000	3.926.955.538	392.632.556	35.284.837	427.917.393	381	3.745.579.611

Tabla II.6. Estrategia de Reinganum y Wilde (sumas totales variables básicas).

ORDEN	SESION	RENT_VER	RENT_DEC	CUOT_DEC	SANCION	RECAUD	INSPEC	RENT_DIS
Promedio 01	1	1.096.000	447.457	44.746	134.109	178.855	28	917.146
Promedio 02	1	3.708.000	3.395.938	339.594	42.111	381.705	18	3.326.295
Promedio 03	1	1.652.000	715.250	71.525	111.589	183.114	13	1.468.886
Promedio 04	1	2.501.000	2.028.675	202.868	107.325	310.193	11	2.190.808
Promedio 05	1	2.169.000	1.932.325	193.233	49.380	242.613	6	1.926.388
Promedio 06	1	3.678.000	3.337.300	333.730	56.700	390.430	10	3.287.570
Promedio 07	1	3.678.000	3.232.900	323.290	98.993	422.283	24	3.255.718
Promedio 09	1	1.378.000	1.350.500	135.050	3.229	138.279	25	1.239.721
Promedio 11	1	3.527.000	2.784.050	278.405	150.563	428.968	26	3.098.033
Promedio 13	1	3.691.000	3.691.000	369.100	0	369.100	0	3.321.900
Promedio 14	1	1.188.000	1.098.975	109.898	4.823	114.721	11	1.073.280
Promedio 15	1	1.350.000	1.154.724	115.472	20.479	135.951	21	1.214.049
Promedio 16	1	1.281.000	1.213.575	121.358	13.695	135.053	23	1.145.948
Promedio 17	1	2.547.000	2.277.600	227.760	19.103	246.863	1	2.300.138
Promedio 18	1	3.540.000	3.540.000	354.000	0	354.000	0	3.186.000
Promedio 20	1	3.148.000	2.274.000	227.400	31.380	258.780	8	2.889.220
Promedio 21	1	3.527.000	3.502.450	350.245	7.365	357.610	1	3.169.390
Promedio 22	1	1.094.000	1.090.175	109.018	900	109.918	14	984.083
Promedio 24	1	2.316.000	2.293.650	229.365	2.355	231.720	4	2.084.280
Promedio 25	1	2.884.000	2.781.151	278.115	3.270	281.385	4	2.602.615
Promedio 01	2	1.096.000	1.053.525	105.353	8.048	113.401	13	982.600
Promedio 02	2	3.708.000	2.960.300	296.030	55.170	351.200	7	3.356.800
Promedio 03	2	1.652.000	1.397.050	139.705	44.333	184.038	23	1.467.963
Promedio 04	2	2.501.000	2.474.300	247.430	5.100	252.530	10	2.248.470
Promedio 05	2	2.169.000	1.824.425	182.443	2.055	184.498	29	1.984.503
Promedio 07	2	2.967.000	2.967.000	296.700	0	296.700	0	2.670.300
Promedio 06	2	2.574.000	2.471.400	247.140	18.893	266.033	25	2.307.968
Promedio 08	2	2.574.000	2.574.000	257.400	0	257.400	0	2.316.600
Promedio 09	2	1.378.000	1.378.000	137.800	0	137.800	0	1.240.200
Promedio 10	2	2.547.000	2.101.150	210.115	66.480	276.595	12	2.270.405
Promedio 11	2	3.227.000	2.749.700	274.970	88.208	363.178	18	2.863.823
Promedio 12	2	2.972.000	1.896.421	189.642	242.073	431.715	23	2.540.285
Promedio 13	2	1.094.000	1.043.450	104.345	4.875	109.220	6	984.780
Promedio 15	2	1.350.000	1.306.250	130.625	0	130.625	0	1.219.375
Promedio 16	2	3.148.000	3.141.600	314.160	773	314.933	6	2.833.068
Promedio 17	2	3.210.000	1.611.208	161.121	390.562	551.683	30	2.658.317
Promedio 23	2	2.631.000	2.602.050	260.205	6.360	266.565	8	2.364.435
Promedio 24	2	2.316.000	1.635.000	163.500	166.275	329.775	28	1.986.225
Promedio 25	2	2.884.000	2.857.700	285.770	2.505	288.275	1	2.595.725
Promedio 26	2	1.673.000	649.550	64.955	0	64.955	0	1.608.045
TOTAL Landsb. y Meilij.		2.440.600	2.120.894	212.090	48.977	261.067	12,1750	2.179.534

Tabla II.7. Estrategia de Landsberger y Melijson (sumas totales variables básicas).

ORDEN	SESION	RENT_VER	RENT_DEC	CUOT_DEC	SANCION	INSPEC	INSPEC	RENT_DIS
Promedio 01	3	1.019.000	1.018.007	101.801	298	102.099	12	916.901
Promedio 02	3	3.097.000	2.843.221	284.322	6.330	290.652	4	2.806.348
Promedio 03	3	1.518.000	1.515.050	151.505	885	152.390	1	1.365.610
Promedio 04	3	3.127.000	2.813.148	281.315	31.043	312.358	9	2.814.643
Promedio 05	3	3.878.000	3.633.500	363.350	27.255	390.605	3	3.487.395
Promedio 06	3	3.450.000	2.594.825	259.483	68.453	327.936	19	3.122.065
Promedio 07	3	1.482.000	1.481.537	148.154	139	148.293	9	1.333.707
Promedio 08	3	2.794.000	2.712.850	271.285	5.820	277.105	9	2.516.895
Promedio 09	3	3.610.000	3.587.250	358.725	0	358.725	0	3.251.275
Promedio 10	3	2.813.000	2.693.775	269.378	20.768	290.146	13	2.522.855
Promedio 11	3	3.256.000	2.778.595	277.859	99.712	377.571	13	2.878.429
Promedio 12	3	3.040.000	2.994.950	299.495	4.958	304.453	4	2.735.548
Promedio 15	3	1.822.000	1.816.275	181.628	1.718	183.346	5	1.638.655
Promedio 17	3	3.535.000	3.452.625	345.263	0	345.263	0	3.189.738
Promedio 18	3	1.894.000	1.858.699	185.870	10.590	196.460	19	1.697.540
Promedio 19	3	2.329.000	2.319.825	231.983	2.753	234.736	3	2.094.265
Promedio 20	3	2.101.000	2.101.000	210.100	0	210.100	0	1.890.900
Promedio 21	3	1.682.000	1.681.100	168.110	270	168.380	2	1.513.620
Promedio 23	3	2.559.000	2.543.150	254.315	4.755	259.070	6	2.299.930
Promedio 24	3	2.103.000	2.100.002	210.000	899	210.899	20	1.892.100
Promedio 25	3	1.708.000	1.485.994	147.024	66.602	213.626	25	1.492.799
Promedio 26	3	3.476.000	2.919.755	291.976	32.843	324.819	7	3.151.182
Promedio 01	4	2.327.000	2.327.000	232.700	0	232.700	0	2.094.300
Promedio 03	4	3.419.000	2.877.500	287.750	70.245	357.995	14	3.061.005
Promedio 04	4	1.619.000	1.609.025	160.903	2.993	163.896	6	1.455.105
Promedio 05	4	1.919.000	1.889.635	188.963	8.810	197.773	25	1.721.227
Promedio 06	4	1.357.000	1.357.000	135.700	0	135.700	0	1.221.300
Promedio 08	4	1.366.000	1.331.518	133.152	10.345	143.497	11	1.222.504
Promedio 09	4	1.110.000	1.105.250	110.525	1.425	111.950	19	998.050
Promedio 10	4	3.907.000	3.733.525	373.353	0	373.353	0	3.533.648
Promedio 11	4	2.676.000	2.636.900	263.690	8.595	272.285	6	2.403.715
Promedio 12	4	3.073.000	3.073.000	307.300	0	307.300	0	2.765.700
Promedio 13	4	3.745.000	2.500.000	250.000	289.463	539.463	31	3.205.538
Promedio 14	4	3.532.000	3.288.450	328.845	10.845	339.690	3	3.192.310
Promedio 16	4	2.691.000	2.686.525	268.653	743	269.396	9	2.421.605
Promedio 18	4	2.807.000	2.802.175	280.218	1.058	281.276	6	2.525.725
Promedio 19	4	3.431.000	3.213.250	321.325	13.868	335.193	4	3.095.808
Promedio 20	4	1.188.000	1.185.261	118.526	822	119.348	13	1.068.652
Promedio 22	4	2.611.000	2.591.775	259.178	4.508	263.686	13	2.347.315
Promedio 23	4	1.293.000	1.114.816	111.482	53.455	164.937	20	1.128.063
Promedio 25	4	2.691.000	2.646.875	264.688	11.445	276.133	10	2.414.868
Promedio 26	4	1.284.000	1.259.275	125.928	7.418	133.346	8	1.150.655
TOTAL Reing. y Wilde		2.484.262	2.337.474	233.710	21.003	254.713	9,0714	2.229.512

Tabla II.8. Estrategia de Reinganum y Wilde (sumas totales variables básicas).

