P.11.3 /10-II-96

III ENCUENTRO DE ECONOMIA PUBLICA

Departamento de Teoría Económica y Economía Política
Universidad de Sevilla
Sevilla 9, 10 de febrero de 1995

PONENCIA

Fraude fiscal y experimentación de laboratorio: Una propuesta teórica a partir de la estrategia de inspección fiscal de Ladsberger y Meilijson.

Jesús Israel RIVAS GARCÍA
Marta MAGADAN DÍAZ
Departamento de Economía Universidad de Oviedo

I.- INTRODUCCIÓN

I.1.- UN MECANISMO SANCIONADOR: IGDSP

Como indica Olivella(1990), uno de los primeros avances en el estudio de la política de inspección se encuentra en Landsberger y Meilijson(1982). Vienen a demostrar que, en un modelo con horizonte infinito, el gobierno puede aumentar la recaudación fiscal - sin aumentar los costes de inspección - haciendo depender la probabilidad de ser inspeccionado del pasado fiscal del sujeto.

Para Landsberger y Meilijson(1982) los sistemas sancionadores pueden ser considerados mecanismos correctores de externalidades sensiblemente costosas. Su modelo - apuntan - puede ser aplicado a cualquier actividad donde aparezcan.

Sea "Y" la renta total de los sujetos durante un período temporal, y sea "G" su distribución. La renta perteneciente a otros períodos o sujetos se la supone distribuida independientemente respecto de "G". Si un sujeto con renta "y" declare "z", pagará una cantidad t(z) como impuesto sobre la renta. Si el sujeto es inspeccionado y $z < y$, tendrá que pagar una cantidad adicional f(y,z). Los sujetos son clasificados, al principio, de modo arbitrario en dos "estados" 1 o 2. Se informa a los individuos que el sistema de detección es tal que la probabilidad de ser inspeccionado depende del estado en el que el sujeto se encuentre. Es decir:

$$0 \le p_1 < p_2 \le 1 \quad [1]$$

El paso de un estado a otro se hace del siguiente modo: Si un sujeto en el estado 1 defrauda y es detectado pasa al estado 2. Por el contrario, los sujetos del estado dos pasan al estado 1 si dicen la verdad en sus declaraciones. Luego la transición entre estados sólo tiene lugar si la inspección se lleva a cabo. Esto es lo que llamamos un "sistema penalizador markoviano incentivador de cambios de estado" (IGDSP).

Las funciones "t" y "f" se suponen no negativas. Además:

$$supremo_{\{z,y|0\le z<y\le x\}} f(y,z) < \infty, \forall x>0 \quad [2]$$

$$ínfimo_{\{z|0\le z<y\}} [t(z) + f(y,z)] > t(y), \forall y>0 \quad [3]$$

$$\int ínfimo_{\{z|0\le z<y\}} [t(z) + pf(y,z)] G(dy) > \infty \quad [4]$$

$$lím_{x\downarrow 0} supremo \{\frac{E[t(Y)|t(Y)\le x]}{x}\} = \alpha > 0 \quad [5]$$

Los supuestos [2] y [3] son claramente satisfechos por cualquier conjunto razonable. El supuesto [4] garantiza un horizonte infinito para todos los pagos esperados en cada período, y el supuesto [5] es una condición "suave" de regularidad empleada para la prueba del teorema 1.

El pago de un sujeto en el estado "i" cuya renta es "y" y que decide defraudar es:

$$T(y,p_i) = ínfimo_{\{z\geq 0\leq z<y\}}[t(z) + p_i f(y,z)] \quad [6]$$

Por simplicidad se supondrá neutralidad al riesgo (el trabajo ofrece el análisis para el caso de la aversión al riesgo observando que para un "p" lo suficientemente pequeño los principales resultados del estudio se mantienen).

Sea

$$\Omega_i$$

el conjunto de rentas para las que una política óptima requiera la declaración verdadera cuando se esté en el estado "i", y sea l(i) el valor descontado esperado óptimo de impuestos y sanciones pagados a lo largo del período([1]). Luego la política óptima se adhiere a:

[1] El valor esperado óptimo de impuestos y sanciones pagados a lo largo de todo el tiempo para un sujeto (teniendo en consideración que sólo existen dos estados):

$$l(1) = r_1 + \beta[(1 - q_1)p_1 l(2) + (1 - (1 - q_1)p_1) l(1)] \quad [7]$$
$$l(2) = r_2 + \beta[q_2 p_2 l(1) + (1 - q_2 p_2) l(2)] \quad [8]$$

donde:

$$r_i = \int_{\Omega_i} t(y)\, dG(y) + \int_{\bar{\Omega}_i} T(y,p_i)\, dG(y) \quad [9]$$

es el valor esperado de ingresos obtenidos en un período de un sujeto en el estado "i".

$$- \beta$$

es el factor de descuento.

$$q_i = G(\Omega_i) \quad [4]$$

es la probabilidad de declarar la verdadera renta en el estado "i".

$$y\in\Omega_1 \Rightarrow t(y)+\beta l(1) \le T(y,p_1)+\beta[p_1 l(2)+(1-p_1)l(1)] \quad [11]$$
$$y\in\Omega_2 \Rightarrow t(y)+\beta[p_2 l(1)+(1-p_2)l(2)] \le T(y,p_2)+\beta l(2) \quad [12]$$

De modo general, un sujeto en el estado "i" declararía su verdadera renta si y sólo si

$$t(y) \le T(y,p_i)+\beta p_i[l(2)-l(1)] \equiv T(y,p_i)+\beta p_i K \quad [13]$$

Donde "K"(2) es el precio sombra del paso de un estado a otro, o el mayor "soborno" que se podría obtener de un sujeto en el estado 2 para que fuese transferido al estado 1.

Una forma de evaluar la efectividad de IGDSP es del siguiente modo:

$$\Delta R = R(p) - R(p,p) \quad [17]$$

donde R(p,p) y R(p) representan respectivamente el ingreso máximo posible esperado

---

[2] K puede ser obtenido como la diferencia:

$$K = l(1) - l(2) = (r_1 - r_2)[p_1(1-q_1)+p_2q_2]^{-1} \quad [14]$$

A este resultado se llega del siguiente modo (trabajaremos con beta igual a la unidad por simplicidad):

a) de [7] se puede llegar, por agregación y simplificación a:

$$(1-q_1)p_1 l(1) = r_1 + (1-q_1)p_1 l(2) \Rightarrow (1-q_1)p_1[l(2) - l(1)] = -r_1 \quad [15]$$

b) del mismo modo se puede proceder con [8]:

$$q_2p_2 l(2) = r_2 + q_2p_2 l(1) \Rightarrow q_2p_2[l(2) - l(1)] = r_1 \quad [16]$$

Finalmente, sumando [15] con [16] y despejando l(2) - l(1) obtendremos el resultado buscado.

obtenido bajo el sistema sancionador estático estratificado([3]) y bajo el IGDSP. Para simplificar se supone que el coste medio de inspección es el mismo en ambos sistemas.

El estado del sujeto que se comporta como hemos descrito al hablar del precio sombra nos conduce a una cadena finita de Markov([4]) de dos estados con probabilidades de transición([5]):

$$p_1(1 - q_1),\ de\ 1\ a\ 2,\ y\ p_2 q_2,\ para\ pasar\ de\ 2\ a\ 1 \quad [18]$$

De donde se puede obtener la solución o probabilidades estacionarias([6]) (de equilibrio)

---

[3] Lo que pretendemos es poner de manifiesto que el IGDSP es más efectivo que un sistema estático estratificado donde no se permita la transición entre estratos. Precisamente en el IGDSP la estratificación forma parte del mismo sólo en la medida que hace posible la transición entre estados. Un sistema estático no estratificado presenta una probabilidad de detección "p" como combinación lineal convexa de las probabilidades de detección en ambos estratos. Si sólo hubiese estratificación los sujetos se ajustarían a la regla del individuo miope, de tal modo que éste sólo declararía la verdad si:

$$t(Y) \leq T(y, p_i)$$

Por otra parte, un sistema estratificado sólo presenta las probabilidades de detección para cada estrato exclusivamente.

[4] Se llama cadena finita de Markov al experimento en el que sólo hay un número finito de estados posibles y la probabilidad de encontrarse en uno de esos estados depende exclusivamente del inmediatamente precedente.

[5] A una cadena de Markov con n estados se asocia una matriz:

$$P = (p_{ij})_{nxn}$$

donde sus elementos representan la probabilidad de moverse del estado "i" al "j" en una prueba. A esa matriz se la denomina matriz de transición de la cadena de Markov. De modo general cualquier matriz será una matriz de transición si cumple dos propiedades:

a) cada elemento es no negativo y no superior a la unidad;

b) la suma de elementos de cualquier fila de la matriz es igual a la unidad.

[6] La forma simplificada (algoritmo) para obtener esas probabilidades estacionarias responde a la siguiente expresión:

de los dos estados:

$$\lambda_1 = \frac{p_2 q_2}{[p_1 (1 - q_1) + p_2 q_2]} \quad [19]$$

$$\lambda_2 = \frac{p_1 (1 - q_1)}{[p_1 (1 - q_1) + p_2 q_2]} \quad [20]$$

donde las probabilidades de ser detectado en los estados 1 y 2 debería sujetarse a la siguiente restricción presupuestaria:

$$p = \lambda_1 p_1 + \lambda_2 p_2 \quad [21]$$

El valor esperado de ingresos obtenidos bajo el sistema IGDSP vendrá dado por:

$$R(p_1, p_2) = \lambda_1 r_1 + \lambda_2 r_2 \quad [22]$$

Entonces:

$$R(p) = supremoR(p_1, p_2) \quad [23]$$

donde el supremo es tomado de entre todos los pares de probabilidades que satisfacen la restricción presupuestaria.

El valor esperado de ingresos obtenidos en el sistema estático viene dado por:

$$(\lambda_1 \ \lambda_2) \begin{pmatrix} p_{11} & p_{12} \\ p_{21} & p_{22} \end{pmatrix} = (\lambda_1 \ \lambda_2)$$

En general el vector fila de lambdas se considera matriz de estado estacionario si los elementos de ésta no son negativos y suman la unidad (puesto que representan la probabilidad de distribución de los posibles estados). Si la matriz de transición es regular (alguna de sus potencias tiene sólo elementos positivos) entonces sólo existe una única matriz de estado estacionario.

$$R(p,p) = E[\min(t(Y), T(p,Y))] \quad [24]$$

Teorema 1. Bajo los supuestos [2] a [5]:

$$lím_{p_2 \downarrow 0} supremo\ lím_{p_2 \downarrow 0} [\frac{R(p_1,p_2)}{R(p,p)}] \geq \frac{1}{(1-\alpha)} > 1 \quad [25]$$

Este teorema establece que si p es suficientemente pequeño cualquier par

$$(p_1, p_2)$$

en el límite, permite que

$$R(p_1,p_2) > R(p,p) \quad [26]$$

Para ver la superioridad observemos el resultado de la siguiente diferencia[7]:

---

[7] Para comprender la expresión a estudiar, es necesario ver la siguiente transformación:

$$r_i = \int_{\Omega_i} t(y)\,dG(y) + \int_{\Omega_i^c} T(y,p_i)\,dG(y) = \int_{\Omega_i} t(y)\,dg(y) + \int_{\Omega_i^c} t(y)\,dG(y)$$

$$- \int_{\Omega_i^c} t(y)\,dG(y) + \int_{\Omega_i^c} T(y,p_i)\,dG(y) = \int t(y)\,dG(y)$$

$$- \int_{\Omega_i^c} [t(y) - T(y,p_i)]\,dG(y) = \int t(y)\,dG(y) - \int_{\Omega_i^c} [t(y) - T(y,p_i)]\,dG(y)$$

$$- \int_{\Omega_i} [t(y) - T(y,p_i)]\,dG(y) + \int_{\Omega_i} [t(y) - T(y,p_i)]\,dG(y) =$$

$$= \int t(y)\,dG(y) - \int [t(y) - T(y,p_i)\,dG(y) + \int_{\Omega_i} [t(y) - T(y,p_i)\,dG(y)$$

$$= \int T(y,p_i)\,dG(y) + \int_{\Omega_i} [t(y) - T(y,p_i)]\,dG(y) \quad [27]$$

Si tenemos en cuenta que

$$E(X;a) = \int_{\Omega} X(v)\,dG(v), \forall X > 0 \quad [29]$$

$$R(p_1,p_2) - R(p,p) = [\frac{p_2 q_2}{p_1(1-q_1)+p_2 q_2}]\{E(V(Y,p_1)) +$$

$$+ E(t(Y) - V(Y,p_1); Kp_1)\} + [\frac{p_1(1-q_1)}{p_1(1-q_1)+p_2 q_2}]\{$$

$$\{E(V(Y,p_2)) + E(t(Y) - V(Y,p_2); Kp_2)\} - E(V(Y,p_2)) \quad [33]$$

Después de una serie de manipulaciones se obtiene:

$$(\frac{1}{p})[R(p_1,p_2) - R(p,p)] = \{[\frac{q_2}{(1-q_1+q_2)}][\frac{E(V(Y,p_1))}{p_1}] +$$

$$+ [\frac{(1-q_1)}{(1-q_1+q_2)}][\frac{E(V(Y,p_1))}{p_2}] - \frac{E(V(Y,p))}{p}\} +$$

$$+ [\frac{q_2}{(1-q_1+q_2)}][\frac{E(t(Y)-V(Y,p_1))}{p_1}; K] +$$

$$+ [\frac{(1-q_1)}{(1-q_1+q_2)}][\frac{E(t(Y)-V(Y,p_2))}{p_2}; K] \quad [34]$$

A medida que "p" tiende a cero:

$$\lim_{p_i \downarrow 0}[\frac{E(V(Y,p_i))}{p_i}] = E(f(Y)) \quad [35]$$

donde supondremos que f(Y) sería el límite de f(Y,Z) cuando Z tiende a cero([8]). Esto

---

Entonces:

$$r_i = E(T(Y,p_i)) + E(t(Y) - T(Y,p_i);\ K) \quad [30]$$

$$sea\ V(Y,p_i) = mín[t(Y), T(Y,p_i)], \quad [31]$$

$$y\ T(y,p_i) = ínf[t(z) + p_i f(y,z)] \quad [32]$$

Donde V nos representa la estrategia del sujeto: o ser honrado o defraudar, lo que menos le cueste. Así, si t > T hay un incentivo para defraudar por lo que V es igual a T.

[8] La demostración es sencilla:

$$lím_{p_i \downarrow 0}[\frac{E(V(Y,p_i))}{p_i}] = lím_{p_i \downarrow 0}[\frac{E(mín(t(Y),T(Y,p_i))}{p_i}] =$$

$$= lím_{p_i \downarrow 0}[\frac{E(T(Y,p_i))}{p_i}] = lím_{p_i \downarrow 0}[\frac{E(ínf(t(Z)+p_i f(Y,Z)))}{p_i}] =$$

$$= lím_{p_i \downarrow 0}[\frac{E(p_i f(Y))}{p_i}] = lím_{p_i \downarrow 0}[\frac{p_i E(f(Y))}{p_i}] = E(f(Y)) \quad [125]$$

implica que la primera expresión entre llaves de la ecuación tiende a cero.

Como lo que pretendemos demostrar no es otra cosa que para un "p" suficientemente pequeño el sistema IGDPS es mejor, teniendo presente el hecho de que "p" es una combinación lineal, vamos a suponer que obtenemos la menor combinación del siguiente modo:

$$\exists \varepsilon > 0 | p_2 = \varepsilon \wedge p_1 = 0 \quad [37]$$

Así, como "K" tiende a un valor considerablemente grande pero menor a infinito al evolucionar la probabilidad de ser inspeccionado en el estado 2, a épsilon nos encontramos con que el segundo término se anula pues no se puede calcular la integral de 0 a 0 y el tercer término no se anula con lo cual la diferencia es positiva[9].

---

[9] La forma rigurosa de la demostración del teorema 1 así como de otros resultados que dan consistencia a la idea de mayor eficiencia de este sistema puede ser encontrado en Landsberger y Meilijson (1982).

II.- UNA PROPUESTA TEÓRICA

Aprovechando la modelización efectuada por Landsberger y Meilijson(1982) queremos reforzar sus efectos incorporando la posibilidad de efectuar una serie de inspecciones de declaraciones pasadas de tal suerte que no se altere la estrategia básica del modelo y podamos garantizar su validez sin necesidad de experimentar con él.

En el apartado I.1 de esta investigación se desarrolla el modelo de Lansberger y Meilijson. Pues bien, lo único que haremos será considerar que si el sujeto es inspeccionado y declara una cantidad "z" menor que "y" - en un momento dado "t" -, deberá pagar una cantidad adicional conforme al siguiente esquema:

$$f^*(y_t,\ z_t,\ u) = \begin{cases} f(y_t,\ z_t) & si\ \dfrac{z_t}{y_t} < u \\ f(y_t,\ z_t) + \displaystyle\sum_{i=t-k}^{t-1} f(y_i,\ z_i) & si\ \dfrac{z_t}{y_t} \geq u \end{cases} \qquad [38]$$

Las probabilidades seguirán siendo

$$0 \leq p_1 < p_2 \leq 1$$

Así definida la inspección hacia atrás y el pago derivado de una inspección en un momento dado, con un margen "u" de proporción de fraude admisible no se alteran los resultados básicos del modelo de Landsberger y Meilijson y se puede garantizar que esta extensión, al menos recaudará e inspeccionará tan eficientemente como el planteamiento del que deriva (El desarrollo es inmediato y no lo replicaremos aquí). Basta ver que el modelo de Landsberger y Meilijson es un caso particular del mecanismo de pago adicional que hemos diseñado: el caso en que el margen "u" es igual a uno. En ese caso se aplica siempre el pago adicional de la primera rama (arriba) de la expresión [38].

Si "u" es igual a cero entonces nos encontramos en otro caso extremo en el que siempre comprobaremos las declaraciones de ejercicios pasados del sujeto considerado. Dado que podemos suponer que cada comprobación hacia atrás tiene el mismo coste de una inspección, entonces el "u" óptimo será aquel que haga máxima la recaudación fiscal por inspección efectuada.

III.- RESULTADOS EXPERIMENTALES

III.1.- LA ESTRATEGIA DE LANDSBERGER Y MEILIJSON

Las características del experimento son las siguientes:

MUESTRA "A"	MUESTRA "B"
Tamaño: 12	Tamaño: 12
Estudiantes de Derecho: 3	Estudiantes de Derecho: 3
Estudiantes de Empresariales: 3	Estudiantes de Empresariales: 4
Estudiantes de Informática: 4	Estudiantes de Informática: 3
Estudiantes de Química: 1	Estudiantes de Química: 1
Estudiantes de Física: 1	Estudiantes de Física: 1
Hombres: 8	Hombres: 2
Mujeres: 4	Mujeres: 10
Edad: 19-21	Edad: 19-21
Probabilidad 1: 25%	Probabilidad 1: 25%
Probabilidad 2: 50%	Probabilidad 2: 50%
Sanción sobre cuota defraudada: 150%	Sanción sobre cuota defraudada: 150%
Tipo de gravamen: 10%	Tipo de gravamen: 10%
Ejercicios: 20	Ejercicios: 20
Renta: en pesetas	Renta: en pesetas

La base de datos generada por este experimento se encuentra en el Anexo 1. Hemos vuelto a emplear los contrastes de Mann-Whitney y Kruskal-Wallis a partir de las tasas de cumplimiento (Anexo 2) para garantizar la consistencia de los resultados. Se empleó el cuestionario del Anexo 3.

III.2.- LA EXTENSIÓN DE LA ESTRATEGIA DE LANDSBERGER Y MEILIJSON

Las características del experimento son las siguientes:

MUESTRA "A"	MUESTRA "B"
Tamaño: 12	Tamaño: 12
Estudiantes de Derecho: 3	Estudiantes de Derecho: 3
Estudiantes de Empresariales: 3	Estudiantes de Empresariales: 4
Estudiantes de Informática: 4	Estudiantes de Informática: 3
Estudiantes de Física: 1	Estudiantes de Química: 1
Estudiantes de Química: 1	Estudiantes de Física: 1
Hombres: 8	Hombres: 2
Mujeres: 4	Mujeres: 10
Edad: 19-21	Edad: 19-21
Probabilidad 1: 25%	Probabilidad 1: 25%
Probabilidad 2: 50%	Probabilidad 2: 50%
Sanción sobre cuota defraudada: 150%	Sanción sobre cuota defraudada: 150%
Tipo de gravamen: 10%	Tipo de gravamen: 10%
Ejercicios: 20	Ejercicios: 20
Renta: en pesetas	Renta: en pesetas

En el Anexo 4 se encuentra la base de datos generada por este experimento y el cuestionario. Los contrastes de Mann-Whitney y Kruskal-Wallis se encuentran en el Anexo 5.

III.4.- EVALUACIÓN DE AMBAS ESTRATEGIAS

A la luz de la información obtenida, podemos observar que no existen diferencias significativas ni en torno a la media ni en torno a la varianza, y que ambas muestras se comportan, en términos generales, de modo análogo en ambos experimentos. Por otra parte podemos constatar que nuestra alternativa teórica ofrece:

a) un mayor nivel de recaudación en ambas muestras A y B (Anexo 19)

b) partiendo de la hipótesis de que los ejercicios de inspección hacia atrás en ambas muestras se toman considerando que el coste de inspeccionar en períodos anteriores es nulo entonces, en la muestra A el número de inspecciones con nuestra propuesta es menor, y en la muestra B, el número de inspecciones es mayor (Anexo 19).

Esto nos señala un camino fructífero: la estrategia de Landsberger y Meilijson es una buena forma de actuar frente a los administrados, y todo desarrollo teórico que parta de ésta parece ofrecer resultados interesantes y lo bastante sugerentes para seguir experimentando y depurando tanto el método como la actuación inspectora.

VI.- CONCLUSIONES FINALES

Una investigación previa sobre la literatura relativa a la evasión fiscal nos ha conducido a una sencilla conclusión: podemos construir estrategias de inspección que condicionen la acción inspectora sobre el sujeto en el momento presente, o a la conducta pasada del mismo. A partir de esta conclusión nos formulábamos una serie de preguntas relativas a qué estrategia podía ser más eficiente en términos de recaudación a menor coste y si era posible incorporar sus aspectos diferenciales en una propuesta teórica.

Hemos empleado, previamente a esta investigación, dos sencillos modelos con dos estrategias claras de inspección y los hemos estudiado con una metodología relativamente nueva en el campo de la economía como es la experimentación de laboratorio. Se han expuesto los principios fundamentales de la metodología empleada para realizar la investigación.

Tras efectuar una serie de experimentos, unos sin incentivos económicos y otros con incentivos económicos, hemos concluido que la estrategia de Landsberger y Meilijson parece más aceptable para desarrollar un trabajo teórico posterior que haga más completo, complejo y sutil el análisis sobre las estrategias de inspección y la evasión fiscal:

a) porque recauda más con menos inspecciones, y

b) porque como señalamos en otro lugar (ponencia presentada en el II Encuentro de Economía Pública, Salamanca; XIX Simposio de Análisis Económico, Barcelona) discrimina y reorienta los recursos hacia el colectivo de riesgo, logrando así un trato igual a iguales y desigual a desiguales, cosa que no ocurría en el marco de Reinganum y Wilde donde el trato desigual a desiguales se daba en sentido de beneficiar a los individuos con más recursos económicos pero no se reorientaban los recursos hacia quienes hubiesen tenido un comportamiento poco honesto con la Administración.

Finalmente, este trabajo propone la incorporación de una estrategia de inspección que extienda el modelo de Landsberger y Meilijson(1982) incorporando las inspecciones hacia atrás y un margen de fraude admisible - por debajo del cual el modelo se comporta de modo similar al de Landsberger y Meilijson y por encima del cual se pone en marcha el mecanismo de inspección hacia atrás- tratando de distribuir la conducta defraudadora de la forma más homogenea posible y buscando evitar que tales comportamientos se concentraran en los niveles más altos de renta. En resumen:

a) se efectuó una extensión del modelo reforzando el componente histórico, y

b) se incorporan los aspectos diferenciales de ambos modelos, porque en el diseño de ese refuerzo se hace uso de un mecanismo similar al mecanismo "interruptor" de Reinganum y Wilde.

Hemos efectuado unos experimentos finales para contrastar nuestra alternativa teórica con dos muestras distintas a las empleadas en los experimentos iniciales usando incetivos económicos. Los resultados experimentales obtenidos con esta propuesta teórica nos garantiza

a) en ambas muestras, mejores resultados en términos de mayor recaudación.

b) en una de las muestras (la muestra A) parece que se requieren menos inspecciones -considerando que las inspecciones efectuadas hacia atrás no suponen coste alguno (y, por ello, no las contabilizamos) y que la Administración ha fijado ese período en el que puede investigar sin costes- pero en la muestra B, se requieren más inspecciones. Aquí el resultado no es concluyente. Creemos que esto puede deberse al hecho de que en la muestra B había más propensos al riesgo (5 frente a 2 en la muestra A) lo cual podría haber influído si tenemos presente que los resultados teóricos del modelo de Landsberger y Meilijson son válidos para neutrales y aversos al riesgo. La propuesta teórica pudo haberse visto afectada por este detalle([10]).

[10] Antes de la sesión a los sujetos se les preguntaba si solían jugar a juegos de azar, con qué frecuencia, qué opinión tenían de ellos, qué opinión tenían de las personas que jugaban a ellos apostando dinero, si eran capaces de asumir riesgos en otras facetas de la vida, y finalmente pedíamos que calificaran de 1 a 10 su capacidad para asumir riesgo en la vida.